



השפעות הרפורמה בגיל הפרישה על החלטות התעסוקה של זוגות נשואים¹

אדית זנד*, שירלי ליכטמן-שדות**

סדרת מאמרים לדיון 2019.13
דצמבר 2019

מחקר זה מומן בידי קרן במחקרים של הביטוח הלאומי

בנק ישראל – <http://www.boi.org.il>

¹ תודתנו נתונה ללשכה המרכזית לסטטיסטיקה על מתן גישה בלתי מוגבלת לנתונים במעבדת המחקר של הלמ"ס. נתנאל אשורי סיפק סיוע מעולה במחקר. הפקנו תועלת רבה גם מהערותיהם של עדי ברנדר, יואב פרידמן, אייל 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 אל המחברת מטעם בנק ישראל: edith.sand@boi.org.il (א. זנד).

* 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

השפעות הרפורמה בגיל הפרישה על החלטות התעסוקה של זוגות נשואים

אדית זנד ושירלי ליכטמן-שדות

תקציר

המאמר בוחן כיצד רפורמה פנסיונית שהעלאתה את גיל הפרישה הרשמי של גברים ונשים בישראל השפיעה על היצע העבודה של זוגות נשואים. בעבודה זו, נאמדו החלטות הפרישה של זוגות נשואים והתלות האפשרית ביניהן, תוך שימוש בקובץ מפורט של נתונים אדמיניסטרטיביים. תוצאות המחקר מראות כי העלאת גיל הפרישה הרשמי של פרטים מגדילה את היצע העבודה שלהם. עם זאת, ההשפעות הצולבות בין בני הזוג שונות לפי מגדר. היצע העבודה של גברים אינו מושפע מהעלאת גיל הפרישה הרשמי של בנות זוגם. מנגד, העלאת גיל הפרישה הרשמי של גברים תרמה לעליה בגיל הפרישה בפועל של נשותיהם, אם בת הזוג לא הגיעה לגיל הפרישה הרשמי.

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.

1. הקדמה

מערכות הפנסיה במדינות רבות ובכללן ישראל חוו בשני העשורים האחרונים שינויים משמעותיים. שינויים אלה נועדו להבטיח את היציבות הפיננסית של המערכות הפנסיוניות ולספק בה בעת, על רקע הזדקנות האוכלוסייה והירידה בשיעורי הילודה, הכנסה נאותה במועד הפרישה. ממשלות הנהיגו רפורמות פנסיוניות מפליגות במאמץ להתמודד עם אתגרים אלה, לרבות העלאת גיל הפרישה, שינוי חישוב הזכאות להטבות פנסיה ואמצעים אחרים, שמיועדים לייצר במערכות הפנסיה שלהן חיסכון מספק דיו.

כדי להבין את ההשלכות של שינויי מדיניות אלה על כוח העבודה, ניסו מספר לא מבוטל של מחקרים לאתר ולזהות באופן סיבתי את השפעות השינויים במאפייניהן של מערכות פנסיוניות שונות על שיעורי התעסוקה ועל החלטות פרישה. השינויים במערכות הפנסיוניות שעמדו במוקד המחקרים כללו, לדוגמה, שינויים בהטבות הפנסיוניות, הורדת סף הזכאות במבחני הכנסה, שינויים בקצבאות נכות פנסיוניות, העלאת הגיל המותר לפרישה מוקדמת ולפרישה מלאה ושינויים בניהול תכניות 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 שבמרבית משקי הבית שני בני הזוג משתתפים בשוק העבודה, סביר לשער כי החלטות הפרישה מתואמות בין בני הזוג. ואכן, עבודות מוקדמות יותר מצאו כי זוגות נשואים נוטים לתאם את החלטות הפרישה שלהם (ראו לדוגמה: Hurd 1990, Blau 1998, Zweimüller, et al. 1996, Coile, 2004, Gustman & Steinmeier 2000). אולם מאחר שהחלטות על תיאום עיתוי הפרישה יכולות לנבוע מהבדלי גיל בין בני הזוג, מהבדלים מגדריים בתוחלת החיים ומהשפעות אחרות על הנתונים, קשה לקבוע אם החלטת פרישה של בן זוג אחד משפיעה באופן סיבתי על החלטת בן הזוג האחר. כמות המחקרים שבדקו השפעות צולבות בין השינויים בתכונות של מערכת הפנסיה אצל בן זוג אחד על החלטת הפרישה של בן הזוג האחר מצומצמת יחסית ומספר העבודות שמנתחות את השפעות השינויים בתכונות של מערכת הפנסיה של שני המגדרים על החלטות פרישה משותפות קטן אף יותר.

כדי לגשר על פער זה, העבודה הנוכחית חוקרת את 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 הטבות הפרישה, שיושמה באופן מדורג החל ממארכ 2004 ועד אמצע 2009, עבור גברים ונשים כאחד. גיל הפרישה לגברים הועלה מ-65 ל-67 ואילו לנשים הוא הועלה מ-60 ל-62. גיל הפרישה לגברים ולנשים עלה בכל שנה בארבעה חודשים. השלכותיו

¹ רוב המחקרים (Atalay and Barrett ; Staubli and Zweimüller 2013; Hanel and Riphahn 2012; Mastrobuni 2009; Vestad 2013; Danzer 2013; 2015; ראו בישראל את דוחות בנק ישראל 2010 ו-2014 וכן אביעז וקמחי 2018) התמקדו בהשפעות של רפורמות על מי שאליהם כוונו אותם שינויים בתכניות ולא עסקו בהשפעות זליגה (Spillover) פוטנציאליות על בני הזוג שלהם.

העיקריות של שינוי זה באו לידי ביטוי בדחיית גיל הזכאות להטבות פנסיה תעסוקתית (הנדבך השני) ולקבלת קצבת זקנה המותנית במבחן הכנסות (הנדבך הראשון).

מערך המחקר שלנו מנצל את ההשפעה של העלאת גיל הזכאות להטבות פרישה לגברים ולנשים במסגרת מודל של רגרסיה כפולה בלתי רצופה (Double Regression Discontinuity Design- Double RDD), שמאפשר להגדיר קבוצות טיפול וביקורת בהתאם לתאריך 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, תוך עריכת ניתוח זה לגברים ולנשים בנפרד. כלומר, אנו בודקות כיצד ההסתברות של הבעל (האישה) לעבוד מושפעת מהעלאת גיל הפרישה שלו (שלה) וכיצד היא מושפעת מהעלאת גיל הפרישה של בת (בן) הזוג, שעשויה בתמורה להיות תלויה גם בדחיית גיל הפרישה של עצמו (עצמה).

התוצאות שלנו מלמדות שההסתברות של הפרט לעבוד מושפעת בעיקר מהעלאת גיל הפרישה שלו עצמו. ההשפעה הנאמדת לגברים גדולה במקצת מאשר לנשים ולא תלויה בשינוי של גיל הפרישה של האישה. לעומת זאת אנו מוצאות שלנשים, העלאת גיל הפרישה של עצמן מגדילה את שיעור התעסוקה שלהן ושהעלאת גיל הפרישה של בן זוגן מגדילה אף היא את שיעור התעסוקה שלהן, היה וגיל הפרישה של עצמן לא עלה, אך אינה מגדילה את שיעור התעסוקה שלהן עוד, היה וגיל הפרישה של עצמן 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 יפחית את התועלת משעות הפנאי של בן/בת הזוג האחרת, שבתמורה יגדיל את נכונותו להמשיך לעבוד. ערוץ ההכנסה מנבא לעומת זה את ההשפעה ההפוכה. הוא חוזה שהעלאת גיל הפרישה של אחד מבני הזוג תגדיל את ההסתברות של המשך העבודה שלו/שלה, תגדיל את הכנסת משק הבית ותפחית בכך את הצורך להמשיך העבודה של בן/בת הזוג האחרת. מהתוצאה שלנו משתמע שהערוץ הראשון עשוי להיות חזק יותר לנשים ולגרום למתאם חיובי בין החלטות הפרישה של בני הזוג. ממצאים אלה עולים בקנה אחד עם הסטטיסטיקה התיאורית שנידונה בספרות האודות תיאום החלטות פרישה בין בני זוג נשואים.

הניתוח שלנו מראה גם שחשוב להביא בחשבון את האינטראקציות בין דחיות גיל הפרישה של שני בני הזוג בספציפיקציות של הרגרסיה. אנו מראות שכאשר האינטראקציה בין דחיות גיל הפרישה של שני בני הזוג מוחרגת מניתוח הרגרסיה, ההשפעה שנאמדת של דחיית גיל הפרישה של נשים על שיעורי התעסוקה שלהן נמוכה בכמעט מחצית מההשפעה שנאמדת כאשר האינטראקציה נכללת ברגרסיה. לפיכך, הבנת קשרי

² רוב המודלים התיאורטיים המאפיינים את החלטות הפרישה של זוגות נשואים במסגרת של קבלת החלטות משפחתית, משלבים הן את העובדה שהתועלת משעות הפנאי של אחד מבני הזוג תלויה בפרישתו של בן הזוג האחר והן את העובדה שאילוץ 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), שבו קיימת תלות הדדית בהחלטות הפרישה של שני בני הזוג, לא רק בשל השפעות של העדפות הפנאי של בני הזוג ואפקט ההכנסה ברמת משק הבית, אלא גם בשל שינויים בכוח המיקוח היחסי בין שני בני הזוג.

התלות ההדדית בין דחיות גיל הפרישה של זוגות נשואים, הכרחית לעיצוב מדיניות רפורמה טובה יותר לגיל הפרישה ולהערכה נכונה של ההשלכות של דחיית גיל הפרישה על בני הזוג.

אסטרטגיית הזיהוי Double RDD שבה השתמשנו מסתמכת על השוואת שיעורי התעסוקה של זוגות עם מבנה גילאים דומה (הנשים בנות אותו גיל והגברים בני אותו גיל), אולם נבדלים בתאריכי הלידה שלהם ולפיכך לחלק מהם נדחה גיל הפרישה (נכללים בקבוצת הטיפול) ולחלק מהם לא נדחה גיל הפרישה (נכללים בקבוצת הביקורת). כדי לתקף את אסטרטגיית הזיהוי העיקרית שלנו ולהראות שהתוצאות לא נגרמות מהבדלים בשנות הלידה בין קבוצות הביקורת והטיפול, אנו מבצעות מספר בדיקות רגישות. ראשית אנו מראות על ידי הרצת סדרה של בדיקות איזון שמאפייני הזוגות עם אותו מבנה גילאים בקבוצות הביקורת דומים לאלו שבקבוצת הטיפול. שנית, הוספת ההשפעות הקבועות של האינטראקציה בין שנות הלידה של בני הזוג לספציפיקציית הבסיס, מצביעה על כך שהתוצאות אינן רגישות להכללה זו, שכן היא משנה את ההשפעות הנאמדות שלנו באופן זניח בלבד. שלישית, חלק מהמדגם שלנו מורכב ממי שחודש הלידה שלהם לא ידוע, והטבות הפרישה ניתנו להם כאילו שהם נולדו באמצע שנת הלידה שלהם. מאפיין זה מאפשר לנו לבחון אם ההשפעה של דחיית גיל פרישה שונה בקרב אלה עם ובלי חודש לידה מדויק ואנו אכן מוצאות שההשפעות הנצפות לא תלויות בתאריך הלידה המדויק של הפרט אלא בדחייה בפועל של גיל הפרישה. רביעית, אנו מראות שהגבלת המדגם לבני זוג עם שנות לידה קרובות יותר בקבוצת 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 DID Empirical Strategy-Difference-in-Difference). השימוש באסטרטגיה אמפירית זו מאפשר לנו לתקף את תוצאות תרחיש הבסיס שלנו ולהראות שהן לא תלויות באסטרטגיית האמידה. בנוסף, הוא מאפשר לנו לבצע ניתוח פלצבו ולבסס את הקשר בין הממצאים שהתקבלו לבין יישום הרפורמה.

המחקר שלנו מרחיב את הספרות שקיימת על השפעתן של רפורמות פנסיוניות שונות על החלטות הפרישה של זוגות נשואים ובפרט בנושא העלאת גיל הפרישה. מעטים המחקרים שחקרו את ההשפעות הצולבות של רפורמות פנסיוניות בין בני זוג ואת השפעותיהן הסיבתיות³. בנוסף, מאחר שרוב הרפורמות העלו את גיל הפרישה של נשים כדי להשוות 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. יש שלוש עבודות שקשורות באופן קרוב יותר למחקר שלנו, משום שהן חוקרות את השפעות דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג במקביל על התעסוקה של בן הזוג האחר. Johnsen and Vaage (2017) חקרו השפעות צולבות של שיעור התעסוקה במשק הבית כתוצאה מרפורמת פרישה מוקדמת בנורווגיה. הרפורמה, שיושמה חלקית וחלה על חלק מהפירמות בלבד, אפשרה להשתמש במודל הפרש-הפרשים,

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 בן הזוג האחר לא היו זכאים לקצבה ומצא השפעות זליגה מובהקות עבור גברים. Cribb ואחי (2013) בחנו את ההשפעה של העלאת גיל הפרישה המוקדמת עבור נשים בבריטניה ומצאו, תוך שימוש בגישת הפרש-הפרשים, השפעות זליגה חיוביות מובהקות על שיעור התעסוקה של בני זוג. במתודולוגיה דומה השתמש Selin (2012) ברפורמה פנסיונית שהונהגה לאחרונה בשוודיה, כדי לחקור את השפעת תמריץ הפרישה של האישה על התנהגות הפרישה של בן זוגה, אך לא מצא השפעת זליגה. מאידך, Atalay and Barrett (2015), שניתחו את העלאת גיל הזכאות להטבות פנסיה עבור נשים באוסטרליה, מצאו עלייה בהשתתפות של הגברים הנשואים לנשים בקבוצת הגיל המושפעות. Atalay, Barrett and Sminski (2019) מצאו בנוסף השפעה שלילית גדולה על שיעור התעסוקה של נשות יוצאי צבא, עקב העלאת גיל הזכאות לתכניות פיצוי ופנסיה של יוצאי צבא באוסטרליה.

שמשווה את תעסוקת בני הזוג לפני ואחרי הגעתם לגיל פרישה מוקדמת עבור מי שנמצאים בקבוצת הטיפול ביחס לקבוצת הביקורת. הם מצאו שמי שזכאים לפרישה מוקדמת, הפחיתו את שיעורי התעסוקה שלהם בהשוואה למי שלא זכאים. יתרה מכך, הם מצאו שנשים עם בני זוג בקבוצת הטיפול הפחיתו את תעסוקתן, אך לא נמצאו השפעות על תעסוקת גברים עם בנות זוג בקבוצת הטיפול. בנוסף בחנו Lalive & Parrota (2017) ו-Stancanelli (2017), כיצד ההשתתפות בכוח העבודה משתנה כפונקציה של גיל הפרישה המלאה של הפרט ושל בן הזוג האחר בהקשרים דומים בשווייץ ובצרפת, בהתאמה. שתי העבודות התבססו על נתוני סקרי כוח אדם והשתמשו בגישת Double RDD, כשהמרחק בחודשים בין מועד העלאת גיל הפרישה וחודש הלידה של הפרט הוא המשתנה הרץ. מתודולוגיה זו אפשרה להם לחקור את השפעתן של רפורמות שהגדילו את מספר הרבעונים הדרוש לקבלת הטבות פרישה מרביות על בסיס שנות לידה.

העבודה שלנו מרחיקה מעבר לספרות הקודמת על ידי בדיקת ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג על החלטות הפרישה שלהם לצד התלות ההדדית בין ההחלטות. אנו מוצאות שאמידת ההשפעות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן הזוג האחר, מבלי להביא בחשבון את התלות ההדדית ביניהם מובילה להערכת-חסר של השפעות אלה. יתרה מכך, אנו מוצאות 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.

בנוסף, 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, כמו שכר שנתי וההסתברות של להישאר באותה משרה לאורך השנה ולחקור את ההשפעות ההטרוגניות של הרפורמה על פני מספר ממדים, כמו הגילים של בני הזוג, רמות ההשכלה שלהם וסטטוס התעסוקה הקודם.

המשך העבודה מסודר באופן הבא. החלק השני מציג את הרקע המוסדי, החלק השלישי מתאר את הנתונים, החלק הרביעי דן באסטרטגיית הזיהוי והחלק החמישי מדווח על התוצאות. החלק השישי מציע סיכום ומספר מסקנות.

2. הרקע המוסדי של החיסכון הפנסיוני בישראל

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

קצבת הזקנה של ביטוח לאומי (הנדבך הראשון) היא הסכום הבסיסי שמשולם על ידי המדינה לגמלאים בגיל פרישה. מטרתו של נדבך זה היא להבטיח הכנסה בסיסית לאוכלוסייה המבוגרת. הקצבה משולמת

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

לכל אדם מבוטח⁵ שהגיע לגיל של זכאות מוחלטת⁶. בגיל הזכאות המותנית, הקצבה משולמת בתנאי שהמבוטח עובר מבחן הכנסות. התנאים לקבלת קצבת זקנה אינם מגבילים במיוחד וקרוב ל-90 אחוז מהזכאים לקצבת זקנה מקבלים אותה כבר בגיל הזכאות המותנית. התנאים תלויים בהכנסה הכוללת (לא כולל הטבות פנסיה) והזכאות מופחתת אם סך ההכנסות עולה על רף מסוים, כך שמרבית האנשים זכאים לקצבת זקנה בסכום כלשהו, גם אם חלקית. קצבת הזקנה המינימלית (הפנסיה הבסיסית) עומדת על סביבות 15.5 אחוז מהשכר הממוצע, כאשר לסכום זה יכולים להתווסף רכיבים בהתאם לזכאות האישית של הפרט, למשל כתלות בוותק התעסוקתי, מספר 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. החיסכון של הישראלים לגיל הפרישה היה מרוכז עד שנת 1995 בקרנות פנסיה תעסוקתיות שהציעו תכניות שמבטיח את זכויות המבוטחים (Defined Benefits). לעובדים במגזר הציבורי ובארגונים גדולים הוצעו הטבות דומות בתכניות במימון המעסיק (פנסיה תקציבית). בנוסף לאפיקי החיסכון האלה יכלו עובדים גם ליהנות מהטבות מס על הפקדת חלק משכרם שאינו מכוסה בפנסיה לחשבונות חיסכון פרטיים בתנאים שמגבילים את עיתוי משיכת הכספים. כ-60 אחוז מהאוכלוסייה היו מכוסים בשנת 2007 בנדבך חיסכון פנסיוני זה.

הממשלה הנהיגה שורה של רפורמות במהלך העשורים האחרונים, בעיקר בנדבך השני, במטרה לכסות על הגירעונות האקטואריים שלה ואת הגידול החזוי בהוצאותיה התקציביות. רפורמות אלה התמקדו במעבר מביטוח פנסיוני מסוג הטבה מוגדרת (Defined Benefits), לתכניות להפקדה מוגדרת (Defined Contributions) ובכיסוי הגירעונות האקטואריים בקרנות הפנסיה הישנות. המעבר מתכניות הטבה מוגדרת לתכניות להפקדה מוגדרת התבצע בשני שלבים עיקריים. הצעד הראשון ננקט בשנת 1995, כשהממשלה לא אפשרה יותר לחוסכים חדשים להצטרף לקרנות הפנסיה (הטבה מוגדרת) הישנות ודרשה להקים קרנות פנסיה חדשות (הפקדה מוגדרת) במקומן. הצעד השני ננקט החל משנת 1999, כשעובדים חדשים במגזר הציבורי כבר לא היו זכאים להשתתף בתכניות פנסיה התקציבית וצורפו 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 מתכנית קונסולידציה פיסקלית זו, אישרה הממשלה בדצמבר 2003 רפורמה בלתי צפויה לדחיית גיל הטבות הפרישה. השינוי יושם בהדרגה בין השנים 2004 - 2009. בכל שנה עלה גיל הפרישה לגברים

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

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

⁷ קצבת הזקנה הבסיסית הגיעה ל-1,500 ש"ח בקירוב בשנת 2013 (כ-430 דולר).

⁸ בתחילת שנת 2008 עשתה הממשלה צעד נוסף בזירת הפנסיות: היא אימצה הסכם פנסיה לאומי חובה שמכסה את כל כוח העבודה.

ולנשים בארבעה חודשים : לגברים מ-65 ל-67, ולנשים מ-60 ל-62. העלייה באה לידי ביטוי בדחיית גיל הזכאות לפנסיה תעסוקתית (הנדבך השני)⁹, כמו גם גיל הזכאות לקצבת זקנה שמוותנית במבחן הכנסות (הנדבך השני)¹⁰. ניצלנו רפורמה זו כדי לבדוק כיצד העלאת גיל הפרישה של זוגות נשואים השפיע על מאפייני התעסוקה שלהם.

⁹ קרנות פנסיה בהטבה מוגדרת מאפשרות פרישה לפני גיל הפרישה הרשמי (קרי, גיל הפרישה המוקדמת), אך במחיר של הפחתת תעריף התשלום (הקרנות החדשות התבססו בכל מקרה על הפקדות שהוגדרו קודם). 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 בנוסף, החוק גם דחה את הגיל שבו מעסיקים רשאים לסיים, מכל סיבה, את העסקתם של מי שנוגעים בדבר והגביל את האפשרות להמשיך את העסקתם במגזר הציבורי מגיל 65 ל-67.

3. הנתונים

אנו משתמשות בנתונים אדמיניסטרטיביים מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס). קובץ הנתונים מבוסס על האוכלוסייה היהודית אשר מילאה את השאלון המלא של מפקד האוכלוסין בשנת 1995 ואשר נולדה בין השנים 1931-1974.¹¹ הרישום עבור כל פרט מכיל מידע על המשתנים הבאים: משתנים דמוגרפיים של הפרט ושל בן/בת הזוג ומאפייני השכלה (מוצא אתני המבוסס על ארץ הלידה של ההורים, שנות השכלה, רמת דתיות לפי סוג בית הספר האחרון, מספר הילדים, שנת העלייה לישראל, שנה וחודש לידה), מאפייני תעסוקה בשנת 1995 (עבודה במשרה מלאה/חלקית/אבטלה, משתני דמי שמקבל אחד אם העובד שכיר), הכנסת הפרט ומשק הבית משנת 1995 (משכורת, קצבאות ותשלומי פנסיה והכנסה ממקורות אחרים).

על מנת לקבל את המידע הדמוגרפי העדכני של בני/בנות הזוג של הפרטים המופיעים בקובץ, אנו ממזגות את נתוני אוכלוסייה זו עם הנתונים הדמוגרפים המעודכנים של בני/בנות הזוג שלהם לפי מרשמי האוכלוסין לשנים-2001, 2007 ו-2014. עבור כל פרט, מרשמי האוכלוסין מספקים את פרטיו של בן/בת הזוג לאותה שנה, מספר הילדים, מקום ותאריך לידה של בן/בת הזוג (שנה וחודש), אינדיקטור להגירה מישראל (שנה וחודש ההגירה) ואינדיקטור לפטירה (שנה וחודש הפטירה).

משתני התוצאה בתעסוקתיים של הפרטים ובני/בנות הזוג שלהם התקבלו מקובצי עובד-מעביד של רשות המסים לשנים 2001-2014. נתוני המס מספקים מידע על השתתפות בשוק העבודה עבור כל פרט, בהתבסס על הכנסה חייבת במס מעבודה. מידע זה כולל שכר שנתי, סטטוס תעסוקה חודשי, שתי המשרות העיקריות¹² ומספר המעסיקים.

קובץ הנתונים הסופי שלנו הוא ברמה חודשית. אנו מתמקדות בזוגות נשואים שהוגדרו ככאלה על בסיס אחד ממרשמי האוכלוסין לכל הפחות (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,

¹¹ שיעור האוכלוסייה אשר מילאה את השאלון הארוך של מפקד האוכלוסין בשנת 1995 עמד על 20%. אנו מתמקדות באוכלוסייה היהודית משני טעמים: ראשית, בשל שיעורי ההשתתפות הנמוכים בשוק העבודה בקרב נשים ערביות (ההשתתפות בשוק העבודה הייתה נמוכה מ-15 אחוז בקרב נשים ערביות בגיל 55-64). שנית, מכיוון שחלקים מהאוכלוסייה הערבית מאופיינים באחוז גבוה של ריבוי נשים (לדוגמה, לפי הערכות ב-30% מהמשפחות הבדואיות קיים ריבוי נשים, (Abuhazira 2010).

¹² אם לעובד היו יותר משתי משרות, משתמשים בשתיים שמהן התקבל השכר השנתי הגבוה ביותר.

התעסוקה והכנסות שלהם מתוך קובץ המפקד של שנת 1995, כמו גם נתוני תעסוקה שוטפים של כל אחד מבני הזוג במהלך השנים 2001-2011 מקבצי עובד מעביד.

4. אסטרטגיית האמידה

אסטרטגיית האמידה העיקרית שלנו היא רגרסיה כפולה בלתי רציפה - Double RDD עבור כל מגדר בנפרד. אנו בוחנות כיצד העלאת גיל הפרישה של כל אחד מבני הזוג השפיעו על ההסתברות שלו לעבוד ועל ההסתברות של בן/בת הזוג שלו/שלה לעבוד וכן האם קיימת תלות בהשפעות האלה.

אנו בונים את קבוצות הטיפול והביקורת לפי תאריכי הלידה של הפרטים. בקבוצת הטיפול נכללו הפרטים שהושפעו מהחקיקה, היינו כל הפרטים שיום הולדתם חל לפני התאריך שבו גיל הפרישה החדש נכנס לתוקף. בקבוצת הביקורת נכללו כל הפרטים שנולדו לאחר תאריך זה. כלומר אנו משווים שני זוגות בעלי מבנה גילאים דומה (הנשים בנות אותו גיל והגברים בני אותו גיל) וששנות הלידה מספיק קרובים בתוך כל קבוצה מגדרית, כאשר ההבדלים הקטנים האלה בשנות הלידה מגדירה השמה אפשרית שונה של כל אחד מבני הזוג לקבוצת הטיפול והביקורת. אנחנו נראה שההסתברות שכל בן זוג בחודש מסוים יוקצה לקבוצת הטיפול לעומת קבוצת הביקורת דומה להסתברות אקראית, כך שהמאפיינים שלהם אינם מתואמים עם התוצאות שעומדות במוקד העניין שלנו. על כן, הנחת הזיהוי היא שההבדלים בין ההסתברות של בני הזוג לעבוד בחודש מסוים בקרב אלה שהוקצו לקבוצת הביקורת לעומת קבוצות הטיפול נובעים אך ורק מהשפעת השינוי בחקיקה.

אנו בונים את קבוצות הטיפול והביקורת עבור שני המינים באופן הבא. אנו מגבילים את המדגם לבני זוג השייכים למרווח הגיל שעבורו נדחה גיל הפרישה, כלומר, נשים בגיל 60 ו-61 וגברים בגיל 65 ו-66, שנתיים לפני ואחרי יישום הרפורמה (כלומר, בין השנים 2002-2011). יישום הרפורמה היה מדורג, כך שגיל הפרישה עלה עבור גברים ונשים בארבעה חודשים, שש פעמים בין 2004 ל-2009. לפיכך, אנו מגדירים שש קבוצות גיל עבור גברים ונשים, בהתאם לגיל הפרישה השונה שלהם. כל קבוצה מתחלקת לקבוצת טיפול ולקבוצת ביקורת, בהתאם לתאריך הלידה של הפרטים. קבוצות הטיפול כוללות פרטים שהושפעו מהחקיקה – כלומר, כל האנשים, בגילים אלה, שתאריך הלידה שלהם חל לאחר תאריך הסף שעבורו גיל הפרישה החדש נכנס לתוקף. קבוצות הביקורת כוללות את כל האנשים, בגילים אלה, שנולדו לפני תאריך הסף. לדוגמה, גיל הפרישה הועלה בתחילה במארס 2004 בארבעה חודשים (מגיל 60 לגיל 60 וארבעה חודשים) לנשים שנולדו אחרי מארס 1944. לפיכך, קבוצת הנשים הראשונה מורכבת מאלה שגילן 60 עד 60 וארבעה חודשים. קבוצת הטיפול עבור קבוצת גיל זו מורכבת מאלה שנולדו עד שנתיים לאחר תאריך הסף שעבורו נכנס גיל הפרישה החדש לתוקף (מארס 1944), ואילו קבוצת הביקורת עבור קבוצה זו מורכבת מאלה שנולדו במהלך השנתיים שלפני תאריך זה. לוח 1 מגדיר את התאריכים המדויקים של

הדחייה המדורגת של גיל הפרישה ואת ההגדרה עבור כל קבוצת טיפול וביקורת לכל אחת מששת הקבוצות, לגברים ולנשים בהתאמה. איור 1 מציג תיאור גרפי של קבוצות אלה.

הניתוח העיקרי מורכב משני קבצי נתונים, אחד לגברים ורעיוותיהם והאחר לנשים ולבעליהן, ברמה חודשית. המאפיינים האישיים של הפרטים ובני הזוג שלהם בשני קבצי הנתונים מוצגים בלוח 2.¹³ מאחר שהנתונים מורכבים מזוגות, המאפיינים של גברים (נשים) דומים למאפייני הבעלים (הרעיות) במדגם (ההבדל הקטן עשוי לשקף שינויים במצב המשפחתי של חלק מהזוגות).

כדי לבחון אם הקצאת פרטים ובני זוגם בחודש ספציפי, תוך פיקוח על גילם של שני בני הזוג, לקבוצות ביקורת לעומת טיפול טובה בעלת מאפיינים דומים להקצאה אקראית, אנו מריצות סדרה של מבחני איזון. כל רגרסיה כוללת אחד מ-16 מאפיינים של הפרט ובן הזוג כמשתנה תלוי וההסתברות להיות מוקצה לקבוצת הטיפול בחודש ספציפי כמשתנה מסביר. בנוסף, כל רגרסיה מפקחת על גיל כל אחד מבני הזוג (ברמה חודשית) וכוללת משתני דמי לשנה. המאפייני האישיים של הפרט ובן הזוג הם: רמות ההשכלה של שני בני הזוג, מוצא אתני (ארבע קבוצות אתניות לפי ארץ הלידה של כל בן זוג), מספר ילדים, משתנה דמי ללימודים בבית ספר דתי, משתנה דמי לעולה חדש (לשני בני הזוג), והכנסת משק הבית ומצב תעסוקתי ב-1995. לוח 3 מציג את תוצאות מבחני האיזון עבור הקצאת פרטים בחודש ספציפי לקבוצת הטיפול. למעט בשני מקרים, אף אחת מההשפעות בלוח אינן שונות באופן מובהק מאפס, מה שמעיד כי המאפייני האישיים של הפרטים ובני זוגם בחודש ספציפי שהוקצו לקבוצת הביקורת דומים למאפיינים האישיים של הפרטים ובני זוגם שהוקצו לקבוצת הטיפול, כאשר משווים זוגות בעלי אותו מבנה גילאים.

אנו מנצלות את העובדה שבהינתן הגילאים של הזוגות, ההקצאה של כל בן זוג לקבוצות ביקורת וטיפול בחודש נתון טובה כהקצאה אקראית, כדי לנתח את ההשפעה על התעסוקה כתוצאה משינויים בגיל הפרישה של הפרט עצמו, שינויים בגיל הפרישה של בן/בת הזוג, והאם ההשפעה שונה אם גם הפרט וגם בן הזוג חוו שינויים בגיל הפרישה. נציין כי היישום המדורג של החוק גם מאפשר לנו לבדוד את ההשפעה של דחיית גיל הפרישה משינויים אחרים שהתרחשו לאורך תקופה זו, על ידי הכללת השפעות קבועות לשנה ברגרסיה (משתני דמי לשנה).¹⁴

בפרט, אנו בוחנות את אסטרטגיית הזיהוי Double RDD הבאה, בנפרד עבור גברים ונשים:

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

כאשר y_{ijt} הוא ההסתברות שפרט i (עם בן/בת זוג j) יעבוד בחודש t ; T_{it} הוא משתנה דמי השווה לאחד אם הפרט i בתקופה t שייך לקבוצת הטיפול; T_{jt} הוא משתנה דמי השווה לאחד אם בן/בת הזוג של j בתקופה t שייך לקבוצת הטיפול. הספציפיקציה של תרחיש הבסיס כוללת משתני דמי לשנה (γ_t) ומשתני

¹³ נספח לוח A1 מציג את מספר התצפיות (ברמה חודשית וברמת הפרט) של זוגות השייכים לקבוצת הטיפול לעומת קבוצת הביקורת (מבלי לספור מקרים שבהם אותו פרט שייך לקבוצת הטיפול והביקורת גם יחד).

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

פיקוח עבור הגיל של הפרט ו/או בן הזוג (ברמה חודשית) (A_{it}) ו- A_{it} (בהתאמה). אנו כוללים כמו כן המאפיינים האישיים של הפרט ובן/בת הזוג (X_{ijt}). ε_{ijt} הוא הפרעה מקרית המאושכלת בתוך האינטראקציה של קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג.

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

5. התוצאות

הממצאים העיקריים מוצגים בלוח 4. הלוח מציג את ההשפעות על ההסתברות של הפרט לעבוד בתגובה לדחיית גיל הפרישה של עצמו, לדחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר, ואת האינטראקציה ביניהם, 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 הגילאים של בני הזוג (ברמה חודשית); והספציפיקציה השלישית, שהיא ספציפיקציית הבסיס שלנו, כוללת את המאפיינים האישיים של הזוגות כמשתנים מפקחים נוספים. הספציפיקציה הרביעית כוללת גם משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג.

הלוח מציג את ההשפעות הנאמדות של המודל המבוטאות במשוואה 1. עמודות 1-3 מציגות את האומדנים של השפעת דחיית גיל הפרישה העצמי (עמודה 1), דחיית גיל הפרישה של בת הזוג (עמודה 2), והאינטראקציה ביניהן (עמודה 3) עבור גברים, בהתבסס על ארבעת הספציפיקציות שהוצגו, ועמודות 4-6 מציגות את האומדנים המקבילים עבור נשים. בספציפיקציה הראשונה, הכוללת את משתני הדמי לשנה בלבד, ההשפעות הנאמדות עבור דחיית גיל הפרישה העצמי על ההסתברות לעבוד הן חיוביות ומובהקות עבור נשים וגברים כאחד, האומדנים של דחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר גם הם חיוביים אך שונים סטטיסטית מאפס רק עבור נשים, והאומדנים האינטראקציה הם שליליים אך שוב מובהקים סטטיסטית רק עבור נשים. תוצאות אלה אינן משתנות באופן דרמטי כאשר מוסיפים את הגילאים של בני הזוג לרגרסיה (שורה שנייה), אם כי המקדמים הנאמדים פוחתים במקצת בכל הרגרסיות. הוספת מאפייני בני הזוג מותירה את האומדנים כמעט ללא שינוי. הספציפיקציה הרביעית, הכוללת גם משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, מפחיתה במקצת את האומדנים עבור הגברים, אך מגדילה במקצת את אלה של הנשים.¹⁵

¹⁵ נספח לוח 2 מציג תוצאות משתי בדיקות רגישות נוספות: בשורה הראשונה, הספציפיקציה כוללת את מאפייני שני בני הזוג לרבות גילם, משתני דמי לשנה ובנוסף, משתני דמי עבור שנות הלידה של כל אחד בני הזוג בנפרד במקום האינטראקציה בין

ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הגברים על ההסתברות שיעבדו גבוהות יותר מאשר אלה של הנשים הן במפרט הבסיסי (SE=0.081, 0.013 לעומת SE=0.011, 0.056) והן בספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג (SE=0.026, 0.067) לעומת SE=0.06, 0.016). יתרה מכך, בשעה שסטטוס התעסוקה של הגברים אינו תלוי בדחיית גיל הפרישה של בת הזוג, 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 (SE=0.01, 0.027) ו-SE=0.019, -0.011 לפי ספציפיקציית תרחיש הבסיס ו-SE=0.016, 0.046 ו-SE=0.022, -0.048 לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג). לפיכך, לדחיית גיל הפרישה של הגברים יש השפעה חיובית על שיעור התעסוקה של הנשים לפי שתי הספציפיקציות. אך דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג אינה מגדילה במובהק את שיעור התעסוקה של נשים יחסית למקרה שבו רק גיל הפרישה של האישה נדחה (SE=0.014, 0.064) בהשוואה ל-SE=0.011, 0.056, לפי ספציפיקציית הבסיס, כאשר ערך-p של ההפרש הוא 0.417) ו-SE=0.016, 0.06 בהשוואה ל-SE=0.058, 0.027, לפי ספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג, כאשר ערך-p של ההפרש הוא 0.93.¹⁷

כדי להדגים את סדר הגודל של ההשפעות הנאמדות, אנו מבצעים סימולציות להשפעת השינויים של דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג על שיעורי התעסוקה של נשים ושל גברים. שיעורי התעסוקה בתקופה שלפני הרפורמה (שנה 2004/2003) עבור גברים בגיל 60 עד 62 ונשים בגיל 65 עד 67 היו 29 אחוז ו-33 אחוז, בהתאמה. העלאת גיל הפרישה לגברים הגדילה את שיעור התעסוקה שלהם ב-7 או 8 נקודות האחוז בהתאם לספציפיקציה, מ-29 ל-36 או 37, 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. שיעור התעסוקה שלהן עולה מ-33 אחוז ל-39 אחוז עקב דחיית גיל הפרישה של עצמן בלבד; הוא עולה מ-33 אחוז ל-36 אחוז עקב דחיית גיל הפרישה של בני זוגן בלבד (או ל-38 אחוז לפי ספציפיקציית משתני

בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג; ובשורה השנייה, הספציפיקציה כוללת משתני דמי לשנה, את המאפייני האישיים שני בני הזוג, ומשתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות הגילאים של בני הזוג במקום הגיל של שני בני הזוג. יציבות המקדם הנאמד מספקת ראייה לכך 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. נציין כי אסימטריה זו עשויה גם לנבוע מהעובדה שעבור גברים, דחיית גיל הפרישה גם דחתה 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 ששנים באותם גילים (גיל 65-67) גם חוו את אותו שינוי מדיניות ומעתיקות את אותו הניתוח עבור נשים בקבוצות גיל אלה. כל ההשפעות הקבועות של דחיית גיל הפרישה של נשים ובני זוגן ושל האינטראקציה ביניהן על ההסתברות לעבוד בקרב נשים בגיל 65-67 אינן מובהקות סטטיסטית לפי ספציפיקציית הבסיס ולפי הספציפיקציות משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. מכך משתמע, כי היבט זה של החוק לא היה הגורם העיקרי מאחורי התוצאות שלנו (האומדנים המתאימים הם SE=0.016 0.013, -0.001 SE=0.008, -0.002 SE=0.014 0.008 ו-SE=0.022, -0.003 SE=0.013, -0.005 SE=0.019) לפי ספציפיקציית 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 (אם כי, עבור נשים, מקדם האינטראקציה כבר איננו מובהק), כמוצג בנספח לוח 3א, שכן המתאם 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 שקיימים עבורם נתונים במדגם ולכן המשתנה התלוי המרכזי הוא ההסתברות לעבוד ולא ההסתברות לפרוש לגמלאות (מאחר והנתונים עד 2014, ההסתברות לפרוש לגמלאות בשנת 2011 לדוגמה פחות מדויקת מההסתברות לפרוש לגמלאות בשנת 2004 מאחר ובדיקת החזרה לעבודה מתבססת על טווח מצומצם יותר של שנים).

הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג). אולם, אין גידול נוסף מכך ששני בני הזוג חווים העלאה בגיל הפרישה בהשוואה למקרה שבו רק הנשים חוות זאת (שיעור התעסוקה שלהן עולה גם מ-33 אחוז ל-39 אחוז).

תוצאה זו עולה בקנה אחד עם ראיות של סטטיסטיקה תיאורית הנידונות בספרות, בנוגע לתיאום החלטות פרישה בין בני זוג. מודלים תיאורטיים מדגישים את הערוצים הסותרים בפוטנציה שיוצרות ההשפעות הצולבות של דחיית גיל הפרישה של בן זוג אחד על ההסתברות שבן הזוג האחר יעבוד: ערוץ התועלת מפנאי משותף של בני הזוג מנבא שהעלאת גיל הפרישה של בן/בת הזוג יקטין את זמן הפנאי שלו/שלה, אשר בתמורה יגדיל את נכונות בן הזוג האחר להמשיך לעבוד אם הפנאי של בן הזוג הנו משלים. לעומת זאת, ערוץ ההכנסה מנבא את ההשפעה ההפוכה. הוא חוזה כי העלאת גיל הפרישה של בן הזוג תגדיל את ההסתברות שאותו בן זוג יעבוד ותגדיל את הכנסת משק הבית, ובכך תפחית את הצורך שבן הזוג האחר 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 שנסותיהם יעבדו במידה וגיל הפרישה שלהן לא נדחה. במילים אחרות, נשים יטו לעבוד יותר אם גיל הפרישה של בעליהן הועלה ככל הנראה על רקע הירידה בתועלת מפנאי. אולם אם גיל הפרישה שלהן הועלה אף הוא, הן בכל מקרה יגדילו את הסתברותן לעבוד ויקטינו את שעות הפנאי שלהן, ולכן לא יגדילו את הסתברותן לעבוד עוד יותר כתוצאה מהעלאת גיל הפרישה של בעליהן.

למיטב ידיעתנו, אנו הראשונות שחוקרות את האינטראקציות האפשריות בין דחיות גיל הפרישה של שני בני הזוג. עבודות אחרות בדקו כיצד פרטים מושפעים מדחיית גיל הפרישה של עצמם או מדחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר, ומעטות בדקו את שניהם אך לא כללו את מקדם האינטראקציה. כדי להדגיש את החשיבות של הכללת מקדם אינטראקציה זה, כמו גם של השלכות ההשפעה הכוללת של דחיית גיל הפרישה של עובדים על שיעור התעסוקה של בני זוגם, אנו משוות את התוצאות שלנו לשתי גרסאות פשוטות של המודל שלנו: גרסה שבה מקדם האינטראקציה אינו נכלל במודל, כלומר, אנו מניחות שההשפעה של דחיית גיל הפרישה של הפרט על תעסוקתו שלו היא זהה ללא קשר לדחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר; וגרסה אחרת, שבה איננו כוללות את ההשפעות של בן הזוג האחר 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 בהרבה כאשר כוללים את דחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר, 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: $SE=0.083$, $SE=0.015$ ו- $SE=0.021$, עבור

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.

גברים ו-0.046, $SE=0.011$ ו-0.033, $SE=0.014$ עבור נשים בלוח 5, לעומת 0.081, $SE=0.013$ ו-0.067, $SE=0.026$ עבור גברים ו-0.056, $SE=0.011$ ו-0.06, $SE=0.016$ עבור נשים בלוח 4, בהתאמה). זה נכון גם כאשר משווים את האומדנים עבור הגברים ובנות הזוג שלהם מלוח זה (עמודות 2 ו-3) לאומדנים המקבילים בלוח 4 (עמודות 1 ו-2).

עבור נשים, לעומת זאת, אי-הכללת מקדם האינטראקציה מקטין במחצית כמעט את ההשפעות הנפרדות של דחיית גיל הפרישה של כל אחד מבני הזוג על שיעור התעסוקה של הנשים (דחיית גיל הפרישה של הנשים מגדילה את התעסוקה בכ-4.6 או 3.3 בהשוואה ל-5.6 או 6 נקודות האחוז, ודחיית 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), בשעה שההשפעה המשותפת של דחיית גיל הפרישה עבור שני בני הזוג נותרת בעלת גודל השפעה דומה (היא מגדילה את שיעור התעסוקה של הנשים בכ-6.3 או 5.6 בהשוואה ל-6.4 או 5.8 נקודות האחוז). לפיכך, אם מקדם האינטראקציה אינו מובא בחשבון, מתקבלת הערכת חסר של גודלי 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 בגיל פרישה ולהערכה נכונה של השלכות דחיית גיל הפרישה של זוגות נשואים.

גודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה עבור הפרט דומה במידה מסוימת לזה שנמצא בספרות, אם כי קשה להשוות מאחר שלכל רפורמה מאפיינים שונים. לדוגמה, Atalay and Barrett (2015) מוצאים עלייה של כ-8 נקודות אחוז בהשתתפות נשים אוסטרליות בשוק העבודה עקב העלאת גיל הזכאות שלהן להטבות פנסיה מ-60 ל-65. Cribb ואחרים (2013) מוצאים כי שיעורי התעסוקה של נשים בגיל 60 עלו ב-7.3 נקודות אחוז כאשר גיל הפנסיה בבריטניה הועלה ל-61. מחקרים אחרים מוצאים השפעות חזקות יותר: Selin (2017) מוצא ירידה יחסית של קרוב ל-20 נקודות האחוז בהסתברות הפרישה של נשים שוודיות שעבדו במגזר הציבורי בגיל 63 כתוצאה מדחיית ההטבות הפנסיוניות שלהן, ואילו Johnsen and Vaage (2017) מוצאים כי עובדים נורווגים משני המינים הזכאים לפרישה מוקדמת מפחיתים את שיעורי התעסוקה שלהם בכ-35 אחוז בהשוואה לעובדים שאינם זכאים. קיימת גם שונות בהשפעות הצולבות, אם כי מרבית המחקרים מוצאים השפעות צולבות חיוביות גבוהות יותר של דחיית גיל הפרישה על תעסוקת נשים כאשר גיל הפרישה נדחה עבור גברים ונשים גם יחד (ראו Lalive and Parrotta, 2017, ו-Johnsen and Vaage, 2017).

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

האסטרטגיה האמפירית מסתמכת על השוואת שיעורי התעסוקה של זוגות נשואים, תוך פיקוח על הגילאים שלהם, לפני ואחרי הנהגת הרפורמה. אף שניתוח מאפייני קבוצות הביקורת לעומת 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, היות ששיעורי התעסוקה שלהם עשויים להיות נמוכים יותר ללא קשר ליישום הרפורמה. אנו נותנות מענה לחשש זה במספר דרכים.

ראשית, בלוח 4, שורה 4, אנו מראות כי הכללת משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג לרגרסיה משנה את התוצאות רק במידה קטנה ומותרה את התוצאות שונות מאפס באופן מובהק. ממצאים אלו מחזקים את הטענה שהתוצאות אינן תלויות במהותו של דבר בהבדלים בין קוהורטות שנות הלידה בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת. כאמור, ההשפעות העצמיות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט נותרות דומות ומובהקות סטטיסטית עבור גברים ונשים כאחד (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), בשעה שההשפעה של דחיית גיל הפרישה של בני הזוג ומקדם האינטראקציה גדלים במידה מסוימת, אם כי ממשכים להיות שונים במובהק מאפס עבור גברים ושונים מאפס במובהק עבור נשים (ההשפעה הנאמדת על בני הזוג היא 0.027 , $SE=0.01$ לעומת 0.046 , $SE=0.016$ ומקדם האינטראקציה הם -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 התלות של התוצאות שלנו בהבדלים בשנות הלידה בקבוצת הביקורת לעומת קבוצת הטיפול, אנו מנצלות מאפיין נוסף של קובץ הנתונים שלנו. עבור כרבע מהאנשים במדגם שלנו, חודש הלידה המדויק אינו ידוע (אם כי שנת הלידה ידועה), עקב חודש לידה בלתי ידוע או רישום לא מדויק על ידי רשות האוכלוסין וההגירה.¹⁹ הטבות פנסיה ניתנות לאנשים אלה על סמך תאריך קבוע מראש (לדוגמה, 1 באפריל). למטרת ניתוח זה, בנוסף להקצאת ה-1 באפריל כתאריך הלידה בניתוח הראשי, אנו מפצלות את שני המדגמים עבור גברים ונשים לשניים – האחד מורכב מאנשים עם רישום לידה 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 מספקות ראיות לעניין זה על ידי הצגת ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של העובד על פי שני תתי-המדגם המרובדים, עבור גברים ונשים בהתאמה.²⁰ הרגרסיות כוללות את השפעת דחיית גיל הפרישה של העובד, תוך פיקוח על גילו ומאפיינים אחרים ומשתני דמי לשנת הלידה של הפרט. ההבדלים בין ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה לפי שני תתי-המדגם אינם שונים סטטיסטית מאפס, עבור גברים ונשים כאחד. יתרה מכך, ההשפעה הנאמדת עבור גברים על בסיס ניתוח תת-המדגם של האנשים עם תאריך לידה מדויק נמוכה יותר מההשפעה הנאמדת בתת-המדגם השני (0.063 , $SE=0.015$ ו- 0.074 , $SE=0.025$ בהתאמה), בשעה שההפך הוא הנכון עבור נשים (0.048 , $SE=0.002$ ו- 0.035 , $SE=0.018$ בהתאמה). ממצאים אלו מהווים ראיות נוספות לחוסר התלות של השפעת דחיית גיל הפרישה בתאריך הלידה המדויק של העובדים.

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

²⁰ הניתוח לא בוצע על הגרסה העיקרית של המודל, הכוללת את השפעת דחיית גיל הפרישה של בני הזוג ואת מקדם האינטראקציה, מכיוון שיש רק מעט זוגות שעבורם קיים רישום מדויק של תאריך הלידה עבור שני בני הזוג.

לבסוף, אנו חוזרות על הניתוח עבור מרווח זמן קטן יותר לפני ואחרי יישום החוק, מרווח זמן של שנה וחצי לפני ואחרי יישום החוק במקום מרווח של שנתיים. הגדרנו כמו קודם את קבוצות הביקורת והטיפול – נשים בגיל 60 עד 62 וגברים בגיל 65 עד 67, אך כעת אנו מתמקדות בטווחים מצומצמים יותר של קוהורטות שנות לידה של הפרטים בהתאם למרווחים הזמן החדשים שהוגדרו. נספח לוח א4 מציג את המקדמים הנאמדים של המדגם המוגבל, בהתאם לשתי הספציפיקציות האחרונות בלוח 4, עבור גברים ונשים (קרי, ספציפיקציית הבסיס וספציפיקציית משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג). 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 עבור שני המינים. אף שהמקדמים הנאמדים לנשים מעט נמוכים יותר, בשעה שהם מעט יותר גבוהים לגברים, 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 א4 הם $SE=0.033$ 0.082 עבור גברים ו- $SE=0.015$ 0.043 עבור נשים והאומדנים עבור השפעות דחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג ומקדם האינטראקציה עבור נשים הם $SE=0.023$ 0.048 , ו- $SE=0.019$ -0.033 , בהתאמה). הדמיון בתוצאות מספק תמיכה נוספת לאסטרטגיית הזיהוי שלנו.

לסיכום, מספר בדיקות רגישות מחזקות את הטענה שהממצאים שקיבלנו אינם נובעים מההבדלים בשנות הלידה בין הפרטים ובנות זוגם בקבוצת הטיפול והביקורת. הבדיקה הראשונה מראה שהכללת משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג כמשתנים מפקחים משנה רק באופן זניח את ההשפעות הנאמדות. הבדיקה השנייה, מצביעה על כך שהשפעת דחיית גיל הפרישה דומה ללא תלות בתאריך הלידה המדויק של הפרטים. שתי בדיקות רגישות אלה, כמו גם העובדה שקיבלנו ממצאים דומים כאשר הקטנו את המדגם לטווח מצומצם יותר של קוהורטות שנות לידה, מספקות ראיה כוללת לכך שאף שאסטרטגיית הזיהוי שלנו מסתמכת על השוואת פרטים מקבוצות ביקורת וטיפול עם תאריכי לידה שונים, השוני הזה אינו משפיע באופן משמעותי על הממצאים שהתקבלו. אנו מביאות בדיקות רגישות נוספות בחלק האחרון, על ידי השוואת הממצאים שהתקבלו באסטרטגיית זיהוי זו לאסטרטגיית זיהוי של הפרש-הפרשים כפול.

השפעות הטרוגניות

כדי להבין יותר איזה סוג משקי בית הושפע יותר מהרפורמה וללמוד עוד על המנגנונים השונים שקיימים, אנו בוחנות השפעות הטרוגניות במספר ממדים. ראשית, אנו בודקות אם הרפורמה השפיעה על אנשים בצורה שונה על פי הסטטוס התעסוקתי שלהם עשר שנים לפני הנהגת הרפורמה. אנו מצפות שתהיה לרפורמה השפעה חזקה יותר על אנשים שהשתתפו בשוק העבודה בעבר, מאחר שאנו בוחנות את השפעת הרפורמה על הסטטוס התעסוקתי כעשור לאחר מכן. שנית, אנו בוחנות אם הרפורמה השפיעה על אנשים בצורה שונה על פי המשכורת שלהם – שוב, כפי שדווח עשר שנים לפני הנהגת הרפורמה. במקרה זה, לא ברור מלכתחילה איזו קבוצה אמורה להיות מושפעת יותר, מאחר שהרפורמה הפחיתה את גובה הפנסיה המשולמת למשקי בית מעוטי הכנסה בעיקר באמצעות דחיית קצבת הזקנה המבוססת על מבחן הכנסות, אך גם הפחיתה 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 שכר חודשי קודם.

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, בהתאם למפקד 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 החצינית); ופאנל ג' מציג את תוצאות הרפורמה לפי רמת ההשכלה של הפרט (משתנה דמה 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 כי, כצפוי, השפעת הרפורמה על שיעורי התעסוקה מונעת במידה רבה מזוגות שהשתתפו בכוח העבודה עשר שנים לפני יישום הרפורמה. מרבית ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה שהן מובהקות סטטיסטית לפי לוח 4 הן גם מובהקות עבור תת-המדגם של זוגות עובדים, וגדולות אף יותר מאלה של תת-המדגם 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, דחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר, ומקדם האינטראקציה הם 0.1, SE=0.02, לעומת 0.006, SE=0.031, 0.062, SE=0.02; לעומת 0.025, SE=0.032; ו-0.077, SE=0.032, לעומת -0.008, SE=0.048, בהתאמה, עבור נשים; ועבור גברים, האומדנים המקבילים הם 0.077, SE=0.031, לעומת 0.06, SE=0.016, 0.036, SE=0.042; לעומת -0.019, SE=0.03, ומקדמי האינטראקציה אינם מובהקים סטטיסטית).

תוצאות החלוקה השנייה בפאנל ב' דומות לאלה של פאנל א', כאשר מחלקים את המדגם לפי רמת הכנסה, אם כי תת-המדגם של רמת הכנסה הגבוהה קטן מתת-המדגם של הזוגות העובדים. לפיכך, ניתן להסיק כי ההשפעות מונעות בעיקר לא רק מהזוגות העובדים, אלא מזוגות עובדים מהחלק העליון של התפלגות הכנסה, 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, של בן הזוג, ומקדם האינטראקציה עבור נשים הם: 0.086, SE=0.037, לעומת 0.026, SE=0.034, 0.087, SE=0.039; לעומת -0.006, SE=0.016, ו-0.09, SE=0.055, לעומת 0.015, SE=0.037). העובדה שהרפורמה השפיעה בעיקר על אנשים בעלי הכנסה גבוהה עשויה לרמוז, לדוגמה, שהטבות פנסיה למשתכרי הכנסה נמוכה מהוות אחוז נמוך יותר מסך ההשתכרות בהשוואה לתשלומי העברה חלופיים כאשר הם מובטלים, או שצד הביקוש מחייב יותר עבור אנשים מעוטי הכנסה ומונע מהם להישאר בכוח העבודה בגילאים המתקדמים יותר, 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 בעלי השכלה גבוהה מהווה רק תת-מדגם קטן של פרטים. מאחר שרמת ההשכלה היא מדד נוסף 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.

באופן מפתיע, אנו מוצאות כעת ראיות להשפעה 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 מהיקשרות בלתי שוויונית בין המינים 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 מאחר 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 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 65/60 עד 65/60 ו-8 חודשים); פאנל ב' מציג באופן דומה את ההשפעה על שלושת קבוצות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 65/60 עד 66/61); פאנל ג' מציג באופן דומה את ההשפעה על ארבעת קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 65/60 עד 66/61 ו-4 חודשים); ופאנל ד' מציג באופן דומה את ההשפעה על חמשת קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 65/60 עד 66/61 ו-8 חודשים). ההשפעות הנאמדות מוצגות עבור ספציפיקציית הבסיס ועבור ספציפיקציה הכוללת, בנוסף, משתני הדמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג.

הגבלת המדגם לשתי קוהורטות הגיל הראשונות חושפת את ההשפעה הגבוהה ביותר. ההשפעה מתמתנת כאשר מוסיפים את קוהורטות הגיל המבוגרות יותר למדגם. לדוגמה, ההשפעות הנאמדות בשורה הראשונה לפי ספציפיקציית הבסיס, הכוללת תת-מדגם של גברים בגיל 65 עד 65 ו-8 חודשים ורעיויותיהם בגיל 60 עד 60 ו-8 חודשים (עבור נשים באותם גילים ובעליהן), חושפות כי גודל ההשפעה כפול או יותר בהשוואה להשפעות 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 שפרטים יכלו להסתגל לחוק החדש בהדרגה, הקוהורטות שהושפעו מאוחר יותר הושפעו פחות מהרפורמה, ייתכן שזאת עקב העובדה שקוהורטות אלה היו גם מבוגרות יותר, עם פחות הסתברות לעבוד בגלל דחיית גיל הפרישה שלהן.²¹ יתרה מכך, עבור הקוהורטות הצעירות יותר, ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג על התעסוקה האישית והאינטראקציות ביניהם דומים יותר בין המינים מאשר עבור הקוהורטות המבוגרות יותר.

אסטרטגיית אמידה של הפרש-הפרשים

אנו משתמשות כעת בניתוח הפרש-הפרשים כפול (Double DID) המעריך קבוצות גיל שונות ומגדרים שונים לפני ואחרי 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; ולסיום, היא מאפשרת לנו לבצע שתי בדיקות רגישות נוספות כדי לאמת את הנחות הזיהוי שלנו.

בניתוח Double DID של תרחיש הבסיס, אנו אומדות את השפעת הרפורמה על ידי השוואת השינויים מבחינת התוצאות בשוק העבודה לפני ואחרי יישום הרפורמה בין בני זוג שהושפעו מהרפורמה, השייכים לקבוצת הטיפול (קרי, גברים בגיל 63–66 ונשים בגיל 58–61), לבין אלה שלא הושפעו מהרפורמה, השייכים לקבוצת הביקורת (קרי, גברים בגיל 67–70 ונשים בגיל 62–65).

במסגרת זו, אנו אומדות את השינוי בהשפעות דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן הזוג ואת האינטראקציה ביניהם 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 שנה. רגרסיות נפרדות נאמדות עבור גברים ונשים.

אסטרטגיית האמידה של Double DID מבוססת על ההנחה שקבוצת הביקורת היא חלופה היפותטית תקפה לקבוצת הטיפול כדי לאמוד את השפעת הרפורמה, כל עוד שתי הקבוצות מראות מגמות דומות לפני

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

הרפורמה בארבעת משתני התוצאה שלנו.²² בנספח לוח א7, אנו מדווחות על מגמות הזמן הלינאריות הנאמדות של קבוצות הביקורת והטיפול והאם הן שונות סטטיסטית מאפס. כל הרגרסיות כוללות את המאפייני האישיים והתעסוקתיים של הזוגות (ראה לוח 3), ונאמדות בנפרד עבור גברים (עמודות 1-4) ונשים (עמודות 5-8). כל ההפרשים במגמות הזמן לפני הרפורמה בין שתי הקבוצות עבור השנים 2001-04 קטנים ובלתי מובהקים עבור כל אחת מארבעת התוצאות.

להשוואת משתני כוח העבודה של הגברים בגיל 63-70 (נשים בגיל 58-65) בין תקופה שלפני הרפורמה (קרי, 2003-04) לתקופה שאחרי הרפורמה (קרי 2009-10), אנו בוחנות את הספציפיקציה הבאה של הפרש-הפרשים כפול, בנפרד עבור גברים ונשים:

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

משתנה האינדיקטור T_{it} שווה לאחד אם הפרט i בשנה t שייך לקבוצת הטיפול, כלומר, גברים בגיל 63-66 ונשים בגיל 58-61; ומשתנה האינדיקטור T_{jt} שווה לאחד אם בן/בת הזוג שלו j בשנה t שייך לתקופת הטיפול. אנו בודקות את האינטראקציה בין משתנים אלה ל- R_t , משתנה אינדיקטור השווה לאחד עבור התקופה לאחר הרפורמה (קרי, 2009-10). כדי לאמוד את השפעת הטיפול של הפרט או של בן הזוג, אנו מחשבות שני מקדמים שמעניינים אותנו: α_5 ו- α_6 . אנו גם מחשבות את האינטראקציה של אינדיקטור R_t עם האינטראקציה בין T_{it} ל- T_{jt} כדי לקבל את המקדם השלישי שמעניין אותנו: α_7 , ההשפעה הנוספת במקרה של שינויים בדחיית 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 דמה לאחר הרפורמה (α_5 ו- α_6 , בהתאמה) והאינטראקציה ביניהם (α_7) מוצגות בעמודות 1, 2 ו-3 עבור גברים ובעמודות 4, 5 ו-6 עבור נשים, בהתאמה. פאנל א' מציג את ההשפעות הנאמדות על המספר הממוצע של חודשי עבודה בשנה; פאנל ב' מציג השפעות נאמדות דומות על שכר שנתי של כל הפרטים (השכר של אלה שלא עבדו נקבע על אפס); 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 הרפורמה על כל ארבעת התוצאות בלוח 9 הן בעלות סימנים דומים להשפעות הנאמדות שדווחו בלוח 4, אך פחות מובהקות סטטיסטית. ייתכן שהדבר נובע מן העובדה שבשעה שאסטרטגיית הזיהוי

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

Double RDD אומדת את השפעות הרפורמה באופן ספציפי על קבוצות הגיל המושפעות ממנה באופן ישירות, אסטרגיית אמידה של Double RDD משקפת את השפעותיה על מגוון רחב יותר של קהורות גיל, כולל צעירות יותר.²³ ההשפעות הנאמדות של האינטראקציה של דחיית גיל הפרישה של הפרט עם משתנה הדמה עבור התקופה שלאחר הרפורמה כולן חיוביות ומובהקות סטטיסטית עבור גברים (ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט על חודשי העבודה השנתיים במוצע עבור גברים הן: 0.086, SE=0.021; על השכר השנתי של כל הפרטים: 31,375, SE=5,948; על השכר השנתי של עובדים: 14,823, SE=6,620; על ההסתברות של החזקת אותה משרה: 0.036, SE=0.01). עבור נשים, ההשפעות הנאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן הזוג באינטראקציה עם משתנה דמה עבור התקופה שלאחר הרפורמה ומקדם האינטראקציה של דחיית גיל הפרישה שני בני הזוג באינטראקציה עם משתנה הדמה של התקופה שלאחר הרפורמה מראים דפוס דומה לאלה שבלוח 4, אך רק מעטים מהם מובהקים סטטיסטית.

הסימולציה שלנו עבור גודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה על חודשי העבודה בשנה במוצע של 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 מ-93 אחוז ל-96.6 אחוז כתוצאה מדחיית גיל הפרישה שלהם. עבור נשים, השכר השנתי עבור כל הפרטים עלה במידה קטנה יותר אך הוא לא תלוי אך ורק בדחיית גיל הפרישה שלהן. שכרן השנתי של הנשים עלה מכ-36,000 ש"ח ל-45,000 ש"ח, בין אם רק גיל הפרישה של עצמן נדחה; רק גיל הפרישה של בני זוגן נדחה; או שגיל הפרישה של שני בני הזוג נדחה.

אמידת Double DID מאפשרת לנו לבדוק את השפעות הציפייה לרפורמה מראש על קהורות גיל צעירות יותר. נספח לוח 11 משכפל את הניתוח המוצג בלוח 9, עבור קבוצות טיפול של קהורות גיל צעירות יותר: גברים בגיל 61–64 ונשים בגיל 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 של עצמה (או גיל הפרישה של בעלה). הערכת נשים בגיל 58–61 בלבד לא תשקף אפוא את השפעות הרפורמה על קהורות גיל צעירות יותר. ואכן, נספח לוח 11 מדווח כי ההשפעה הנאמדת של הרפורמה על קהורות גיל צעירות יותר דומה בדפוסים שלה לזו של קהורות מבוגרות יותר (לוח 9), אם כי מרבית גודלי ההשפעות מעט נמוכים יותר (לדוגמה, עבור גברים, גודלי ההשפעה של דחיית גיל הפרישה של הפרט על כל ארבעת התוצאות עבור קהורות צעירות יותר הם: 0.059, SE=5,311, 9,539, SE=0.016, 28,477, SE=6,690 ו-0.0212, SE=0.01, בהתאמה, ועבור קהורות מבוגרות יותר גודלי ההשפעה הם: 0.0865, SE=6,620, 14,823, SE=5,948, 31,375, SE=0.021, ו-0.0365, SE=0.01, בהתאמה).

²³ נציין כי כמו אסטרגיית האמידה הקודמת, רגרסיה כפולה לא רצופה Double RDD, תיתכן הערכה בחסר של השפעת הרפורמה בשל העובדה שקבוצת הביקורת מורכבת מפרטים שיתכן כי הושפעו גם הם במידה מסוימת מהרפורמה.

²⁴ נספח לוח 8 ונספח לוח 9 מציגים את מספר התצפיות והסטטיסטיקה המסכמת של מאפייני הזוגות בקבוצות, לפני הרפורמה ואחרי הרפורמה. נספח לוח 10 מציג גם את ניתוח המגמות לפני הרפורמה עבור קהורות צעירות יותר אלה. בדומה למסקנות שהוסקו עבור קהורות המבוגרות יותר, אנו מוצאות כי קבוצות הטיפול והביקורת, כמעט בכל המקרים, מראות אותן מגמות זמן לפני הרפורמה בכל ארבעת משתני התוצאה.

נציין כי אנו יכולות ליישם אסטרטגיית אמידה נוספת זו כדי לבדוק אם נקבל את אותן תוצאות מבחינת שיעורי התעסוקה של הזוגות באמצעות יישום שתי אסטרטגיות אמידה שונות עם הנחות יסוד אחרות. המבנה של רגרסיה Double RDD מבוסס על ההנחה כי על ידי השוואת זוגות בעלי מבני גיל דומים עם קהורות שנות לידה דומים, ההבדלים בין ההסתברות של בני הזוג לעבוד בחודש מסוים בקרב אלה שהוקצו לקבוצת הביקורת לעומת קבוצות הטיפול נובעים אך ורק מהשפעת השינוי בחקיקה. לעומת זאת, אסטרטגיית האמידה של Double DID מבוססת על ההנחה, שהשוואת ההבדלים בין קבוצות הטיפול והביקורת מבחינת חודשי העבודה הממוצעים בשנה של בני הזוג לפני ואחרי הרפורמה נובעת אך ורק מהשפעת הרפורמה, אם המגמות שלהם לפני הרפורמה דומות.

ואכן, השוואת גודלי ההשפעות על ההסתברות החודשית לעבוד לפי גישת הזיהוי Double RDD (לוח 4, ספציפיקציית הבסיס) לחודשי העבודה השנתיים הממוצעים לפי גישת Double DID בתרחיש הבסיס (לוח 9, פאנל א') חושפת כי למקדמים סדר גודל דומה.²⁵ סימולציה של גודל ההשפעה של דחיית גיל הפרישה מראה על הסתברות מוגדלת שגברים יעבדו, מ-0.287 ל-0.371 אחוז, כלומר עלייה של 8.4 נקודות האחוז על פי ספציפיקציית Double RDD (ספציפיקציית הבסיס). לפי ספציפיקציית Double DID, היא מגדילה את חודשי העבודה הממוצעים של הגברים בשנה בחודש אחד כמעט, כך שההסתברות שגברים יעבדו עולה ב-8.65 נקודות האחוז.²⁶ אותם חישובים עבור נשים מניבים גודלי השפעות דומים, אך האומדנים של גישת Double DID אינם מובהקים סטטיסטית (ההשפעות הנאמדות התואמות 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 אחוז; וההשפעות הנאמדות של מקדם האינטראקציה הן 1.9- לעומת 2.1- נקודות האחוז).

כבדיקת רגישות נוספת לתקפות אסטרטגיית האמידה Double DID, אנו מבצעות ניתוח פלצבו. אנו משכפלות את הניתוח המוצג בלוח 9 עבור הזוגות לפני יישומה של הרפורמה. קבוצות הטיפול והביקורת שלנו כוללות, כמקודם, ארבע קהורות גיל כל אחת: קבוצת הטיפול שלנו כוללת גברים בגיל 63–66 ונשים בגיל 58–61, וקבוצת הביקורת כוללת גברים בגיל 67–70 ונשים בגיל 62–65. אולם, כעת התקופות "לפני הרפורמה" ו"לאחר הרפורמה" מכסות שנים לפני שהרפורמה הונהגה בפועל. ניתוח פלצבו זה בודק אם תוצאות אמידת Double DID שלנו בתרחיש הבסיס יכול להתקבל רק מתוך ההפרשים בתוצאות שוק העבודה בין קבוצת הביקורת לקבוצת טיפול לאורך זמן הנגרמים מקהורות הגיל השונות שלהן, ללא קשר ליישום הרפורמה. האומדנים של ניתוח פלצבו זה, המוצגים בנספח לוח א12, חושפים כי הפרשי התוצאות בשוק העבודה בין שתי הקבוצות בין שתי תקופות אלה לפני שהרפורמה יושמה אכן אינם שונים סטטיסטית זה מזה.

לסיכום, באמצעות אסטרטגיית אמידה Double DID, הראינו שהרפורמה השפיעה לא רק על שיעורי

²⁵ כאמור, ההבדלים העיקריים בין התוצאות של שתי אסטרטגיות האמידה עשויים להיגרם מן העובדה שהפרש-ההפרשים הכפול אומד את ההשפעה הכוללת של הרפורמה במקום את ההשפעה הממוצעת, וכוללת בקבוצת הטיפול קהורות גיל שאינן מושפעות מהרפורמה ישירות.

²⁶ נציין כי חישוב זה מניח שההסתברויות החודשיות לעבוד הן בלתי תלויות.

התעסוקה של בני הזוג אלא גם על שכרם השנתי ועל יציבותם בעבודה. בנוסף, אסטרטגיית אמידה זו מאפשרת לנו לבדוק את השפעות הציפייה לרפורמה מראש גם על קוהורטות צעירות יותר, ומתברר שהן אכן הושפעו מרפורמה, אם כי במידה פחותה. יתרה מכך, יישמנו אסטרטגיית אמידה זו עבור שתי בדיקות רגישות נוספות. הראינו כי שתי אסטרטגיות הזיהוי מניבות דפוסים דומים באופן כללי ובעלי גודלי השפעה דומים כאשר מנתחים את המקרה של סטטוס העבודה, ואלה הן ראיות נוספות לכך שהתוצאות שלנו משקפות את ההשפעה הסיבתית של הרפורמה ואינן תלויות באסטרטגיית הזיהוי המיושמת. אנו מבצעות גם בדיקות פלצבו כדי לדחות את הפרשנות החלופית לפיה התוצאות שלנו עשויות לנבוע רק מהבדלי הגיל בין קבוצות הביקורת לטיפול ללא קשר ליישום הרפורמה.

6. מסקנות

האתגר של מציאת האיזון בין היכולת לקיים את מערכות הביטוח הסוציאלי לאורך זמן עם מתן הכנסה נאותה בגיל הפרישה צפוי להתגבר ולהיות קשה יותר במדינות רבות בשנים הקרובות. מאחר שמרבית הזוגות המתקרבים לגיל הפרישה עובדים, חשוב להבין את ההשלכות של רפורמות פנסיוניות ברמת משק הבית, במקום ברמת הפרט. בעבודה זו, אנו מנתחות את החלטות הפרישה המשותפות של זוגות נשואים כתוצאה מדחיית גיל הפרישה שלהם.

אנו מנצלות רפורמה בישראל שהעלתה באופן מדורג את גיל הפרישה של גברים ונשים בשנתיים, על בסיס חודשי לידה ספציפיים. אסטרטגיית הזיהוי Double RDD שבה נקטנו מסתמכת על השוואת שיעורי התעסוקה של בני זוג בעלי מבנה גילים דומה, לפני ואחרי יישום הרפורמה. התוצאות שלנו מראות כי העלאת גיל הפרישה של גברים מגדילה את שיעור התעסוקה שלהם ב-7 או 8 נקודות האחוז. עבור נשים, גודל ההשפעה של העלאת גיל הפרישה של עצמן על שיעורי התעסוקה שלהן תלוי בדחיית גיל הפרישה של בן הזוג. שיעור התעסוקה של הנשים עולה ב-6 נקודות האחוז בקירוב עקב דחיית גיל הפרישה שלהן בלבד, והוא עולה ב-3 עד 5 נקודות האחוז עקב דחיית גיל הפרישה של בני זוגן בלבד. אולם, דחיית גיל הפרישה של שני בני הזוג לא תגדיל עוד את שיעור התעסוקה של נשים יחסית למקרה שבו רק גיל הפרישה שלהן נדחה.

תוצאות המחקר מדגישות את חשיבות בחינת רפורמות בגיל הפרישה בקונטקסט זוגי, לאור העובדה כי קיימות השפעות הדדיות בדחיית גיל הפרישה של בני זוג. תוצאות אמידות אלטרנטיביות, בהן לא נלקחות בחשבון ההשפעות ההדדיות בין השינויים בגיל הפרישה של בני הזוג, מצביעות על השפעות הקטנות בחצי בהשוואה לאמידה המתחשבת בהשפעות אלה, כפי שנעשה במחקר הנוכחי. אי לכך, חשוב לנתח את ההשפעות של דחיית גיל הפרישה בקונטקסט זוגי, כדי לעצב באופן מיטבי רפורמות פנסיוניות עתידיות.

לסיום, אנו מנתחות גם השפעות הטרוגניות של הרפורמה על פני מספר ממדים, כגון גיל הפרטים, רמות ההשכלה וסטטוס תעסוקתי קודם. אנו מוצאות כי השפעות הרפורמה חזקות יותר בקרב אנשים צעירים יותר, בעלי שכר גבוה יותר ומשכילים יותר. בנוסף, אנו מראות כי הרפורמה משפיעה בדרכים דומות לא

רק על ההסתברות שבני הזוג יעבדו, אלא גם על מספר תוצאות נוספות בשוק העבודה, כמו שכר שנתי וההסתברות של החזקת אותה משרה לאורך השנה.

7. רשימת מקורות:

- 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.
- Bank of Israel Report (2010). "The Effect of the Change in Retirement Age Legislation on the Labor market Participation of 50 Years Old Individuals." Chapter 5, 171-175.
- Bank of Israel Report (2014). "Raising the age of retirement and its effect on income." Chapter 5, 154-160.
- Blau, David M. (1998). "Labor Force Dynamics of Older Married Couples", *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 16(3), pages 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.
- Johansen, 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, Volume 24, Issue 3, pp 432–458.
- Staubli, S., and J. Zweimuller (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, Vol. 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 טיפול וביקורת של גברים ונשים

קבוצת בקרה		קבוצת טיפול		גיל פרישה חדש לפי חוק		
תאריכי לידה	גיל במדגם	תאריכי לידה	גיל במדגם	תאריכי לידה	גיל פרישה	
(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 גיל ראשונה
[9/1937,9/1939]	65.04 - 65.08	[9/1939,9/1941]	65.04 - 65.08	[9/1939,4/1940]	65.08	קבוצת גיל שנייה
[5/1938,5/1940]	65.08 - 66	[5/1940,5/1942]	65.08 - 66	[5/1940,12/1940]	66	קבוצת גיל שלישית
[1/1939,1/1941]	66 - 66.04	[1/1941,1/1943]	66 - 66.04	[1/1941,8/1941]	66.04	קבוצת גיל רביעית
[9/1939,9/1941]	66.04 - 66.08	[9/1941,9/1943]	66.04 - 66.08	[9/1941,4/1942]	66.08	קבוצת גיל חמישית
[5/1940,5/1942]	66.08 - 67	[5/1942,5/1944]	66.08 - 67	[5/1942, .)	67	קבוצת גיל שישית
ב. נשים						
[3/1942,3/1944]	60 - 60.04	[3/1944,3/1946]	60 - 60.04	[3/1944,8/1944]	60.04	קבוצת גיל ראשונה
[9/1942,9/1944]	60.04 - 60.08	[9/1944,9/1946]	60.04 - 60.08	[9/1944,4/1945]	60.08	קבוצת גיל שנייה
[5/1943,5/1945]	60.08 - 61	[5/1945,5/1947]	60.08 - 61	[5/1945,12/1945]	61	קבוצת גיל שלישית
[1/1944,1/1946]	61 - 61.04	[1/1946,1/1948]	61 - 61.04	[1/1946,8/1946]	61.04	קבוצת גיל רביעית
[9/1944,9/1946]	61.04 - 61.08	[9/1946,9/1948]	61.04 - 61.08	[9/1946,9/1947]	61.08	קבוצת גיל חמישית
[5/1945,5/1947]	61.08 - 62	[5/1947,5/1949]	61.08 - 62	[5/1947, .)	62	קבוצת גיל שישית

הערות: הלוח מציג את ההגדרה 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 שיישום הרפורמה נעשה באופן מדורג, הוגדרו שש קבוצות גיל של גברים ונשים בהתאם לדחיית גיל הפרישה השונה של כל קבוצה (עמודות 3 ו-4). קבוצות הטיפול כוללות את כל הפרטים בגילים אלה, שתאריך הלידה שלהם חל עד שנתיים לאחר התאריך שבו גיל הפרישה החדש נכנס לתוקף (עמודה 4). קבוצות הביקורת כוללות את כל האנשים בגילאים 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 ילדים
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)	דתיות (לימודי דת=1)
0.226 (0.418)	0.179 (0.384)	בן/בת זוג בעל השכלה גבוהה
0.272 (0.445)	0.242 (0.428)	בן/בת זוג ממוצא אסיאתי
0.207 (0.405)	0.211 (0.408)	בן/בת זוג ממוצא אפריקני
0.491 (0.500)	0.521 (0.499)	בן/בת זוג ממוצא אירופי/אמריקני
0.031 (0.173)	0.026 (0.159)	בן/בת זוג ממוצא ישראלי
0.079 (0.270)	0.079 (0.269)	בן/בת זוג עולה חדש/ה
11398 (15009)	11384 (15344)	הכנסה שנתית של משק הבית ב-1995
0.716 (0.451)	0.874 (0.332)	סטטוס עבודה ב-1995 (מועסק=1)
3285	3477	מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את מאפייני הפרטים ובני/בנות הזוג, עבור שני קבצי הנתונים של גברים ונשים. השכלה גבוהה היא משתנה דמה השווה ל-1 אם הפרט בעל תואר בוגר (תואר ראשון) ומעלה. עולה חדש הוא משתנה דמה 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 מין

נשים	גברים	
(2)	(1)	
-0.152 (0.053)	-0.061 (0.054)	מספר ילדים
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)	דתיות (לימודי דת=1)
-0.007 (0.014)	0.023 (0.016)	בן/בת זוג בעל 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)	הכנסה שנתית של משק הבית ב-1995
-0.005 (0.014)	0.008 (0.010)	סטטוס עבודה 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 בן/בת הזוג, והמשתנה המסביר הוא משתנה דמה עבור הקצאה לקבוצת הטיפול בחודש ספציפי. בנוסף, כל הרגרסיות כוללות את הגיל של שני בני הזוג (ברמה חודשית) ואת ההשפעות הקבועות עבור השנה, ומורצות בנפרד עבור גברים (עמודה 1) ונשים (עמודה 2). סטיות התקן מתוקנות עבור אישכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן/בת הזוג ומוצגות בין סוגריים.

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

נשים			גברים			
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)	FEs של השנה
-0.032 (0.012)	0.044 (0.009)	0.062 (0.014)	-0.015 (0.020)	0.016 (0.017)	0.094 (0.007)	FEs של השנה והגיל 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)	FEs של השנה והגיל 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)	FEs של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה-FE של האינטראקציה של שנות הלידה של בני הזוג
23,720			23,862			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את ההשפעות על ההסתברות של הפרט לעבוד כתוצאה מדחיית גיל הפרישה של עצמו (עמודות 1 ו-4), מדחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג (עמודות 2 ו-5), והאינטראקציה ביניהם (עמודות 3 ו-6), בנפרד לגברים ולנשים לפי אסטרטגיית אמידה של רגרסיה כפולה בלתי רציפה. הלוח מציג את המקדם הנאמד לפי ארבע ספציפיקציות שונות. הספציפיקציה הראשונה כוללת רק השפעות קבועות לשנה, הספציפיקציה השנייה כוללת גם את הגילים של בני הזוג (ברמה חודשית); והספציפיקציה השלישית, שהיא תרחיש הבסיס שלנו, כוללת מאפיינים נוספים של בני הזוג. הספציפיקציה הרביעית כוללת בקרה נוספת: ההשפעות הקבועות של האינטראקציה עם שנת הלידה של בן הזוג. סטיות התקן מתוקנות עבור אישכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן/בת הזוג ומוצגות בין סוגריים.

לוח 5: השפעות נאמדות 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		כולל רק את השפעת הדחייה של הפרט	
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)	FEs של השנה והגיל 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)	FEs של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של 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) וגרסה אחרת שבה אין נכללות השפעות של בני הזוג כלל (עמודה 1 עבור גברים ועמודה 4 עבור נשים). בשתי הגרסאות, הספציפיקציות העיקריות (הספציפיקציה הבסיסית וספציפיקציית משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג) זהות לאלה שבלוח 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 בין סוגריים.

לוח 6: השפעות נאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט על ההסתברות שהפרט יעבוד,

לפי תתי-מדגם של חודש לידה חסר ולא-חסר

נשים		גברים		
אנשים עם חודש לידה רשום	אנשים עם חודש לידה לא רשום	אנשים עם חודש לידה רשום	אנשים עם חודש לידה לא רשום	
(4)	(3)	(2)	(1)	
0.035 (0.018)	0.048 (0.002)	0.074 (0.025)	0.063 (0.015)	FES של השנה, גיל ומאפייני הפרט, וה- FE של האינטראקציה של שנות הלידה של בני הזוג
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 מבלי לכלול את השפעות דחיית גיל הפרישה של בן הזוג האחר. עמודות 1-2 ועמודות 3-4 מציגות את השפעות דחיית גיל הפרישה של הפרט עבור גברים ונשים בהתאמה, לפי שני תתי-מדגמים: תתי-מדגם אחד של פרטים עם תאריך לידה שאינו רשום כהלכה והאחר עם תאריך לידה רשום כהלכה. הרגרסיות כוללות את השפעת דחיית גיל הפרישה של הפרט, תוך פיקוח על גילו ומאפיינים אחרים והשפעה קבועה של שנת הלידה. סטיות התקן מאושכלות במסגרת שנת הלידה של הפרטים ומוצגות בין סוגריים.

לוח 7: השפעות נאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה ביניהם על ההסתברות שהפרט יעבוד, לפי מאפייני בני הזוג

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)	
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)	FEs של השנה, הגיל 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)	FEs של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של שנות הלידה של בני הזוג
8245			15251			8344			15291			מספר התצפיות
שכר אישי נמוך			שכר אישי גבוה			שכר אישי נמוך			שכר אישי גבוה			ב. שכר אישי
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)	FEs של השנה, הגיל 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)	FEs של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של שנות הלידה של בני הזוג
11689			12031			11355			12507			מספר התצפיות

לוח 7: השפעות נאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה ביניהם 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)	FES של השנה, הגיל 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)	FES של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של שנות הלידה של בני הזוג
20889			2760			21048			2770			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את ההשפעה על ההסתברות של הפרט לעבוד בתגובה לדחיית גיל הפרישה של עצמו, לדחיית גיל הפרישה של בן/בת הזוג, והאינטראקציה ביניהם, בנפרד לגברים ולנשים, על סמך שלושה ריבודים של המדגם: פאנל א' מראה את תוצאות הריבוד לפי השאלה אם שני בני הזוג עבדו ב-1995 או לא, בהתאם למפקד 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 דמה עבור השכלה גבוהה=1 לבעל תואר ראשון ומעלה). האומדנים לקוחים הן מספציפיקציית הבסיס והן מספציפיקציית משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג ומוצגות בין סוגריים.

לוח 8: השפעות נאמדות של דחיית גיל הפרישה של הפרט ושל בן/בת הזוג ושל האינטראקציה ביניהם 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)	FES של השנה, הגיל 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)	FES של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של 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)	FES של השנה, הגיל של בני הזוג ומאפיינים אחרים
-0.066 (0.027)	0.033 (0.020)	0.088 (0.030)	-0.049 (0.026)	0.007 (0.014)	0.088 (0.036)	FES של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של 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)	FES של השנה, הגיל של בני הזוג ומאפיינים אחרים
-0.048 (0.027)	0.038 (0.016)	0.067 (0.024)	-0.019 (0.030)	0.011 (0.013)	0.088 (0.032)	FES של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של 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)	FES של השנה, הגיל של בני הזוג ומאפיינים אחרים
-0.056 (0.022)	0.052 (0.018)	0.066 (0.017)	-0.003 (0.031)	0.017 (0.011)	0.074 (0.028)	FES של השנה, הגיל והמאפיינים של בני הזוג, וה- FE של האינטראקציה של שנות הלידה של בני הזוג
21968			22079			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את השפעות דחיית גיל הפרישה על קוהורטות הגיל השונות של המדגם, תוך הוספה מדורגת של כל קוהורטת גיל בזו 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 65/60 עד 65/60 ו-8 חודשים); פאנל ב' מציג באופן דומה את ההשפעות על שלושת קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 65/60 עד 66/61); פאנל ג' מציג באופן דומה את ההשפעות על ארבעת קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 65/60 עד 66/61 ו-4 חודשים); ופאנל ד' מציג באופן דומה את ההשפעות על חמשת קוהורטות הגיל הראשונות (גברים/נשים בגיל 65/60 עד 66/61 ו-8 חודשים). ההשפעות הנאמדות מוצגות עבור ספציפיקציית הבסיס וכן בספציפיקציה משתני דמי של האינטראקציה בין קוהורטות שנות הלידה של בני הזוג. סטיות התקן מתוקנות עבור אישכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן הזוג האחר ומוצגות בין סוגריים.

לוח 9: אמידה של הפרש-הפרשים כפול

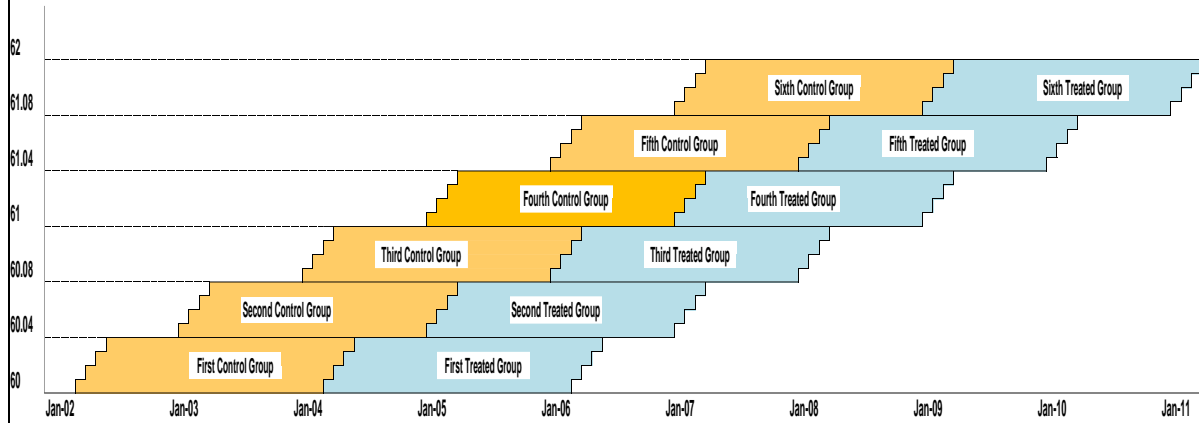
נשים			גברים			
מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בן הזוג	דחייה עבור הפרט	מקדם האינטראקציה	דחייה עבור בת הזוג	דחייה עבור הפרט	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
א. חודש עבודה ממוצע בשנה						
-0.021 (0.028)	0.012 (0.016)	0.031 (0.021)	-0.022 (0.031)	0.006 (0.018)	0.086 (0.0210)	מאפייני הזוגות וההשפעות הקבועות של השנה
49,761			50,216			מספר התצפיות
ב. שכר שנתי 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 וההשפעות הקבועות של השנה
49,633			50,506			מספר התצפיות
ג. שכר שנתי 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 וההשפעות הקבועות של השנה
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 וההשפעות הקבועות של השנה
19,656			20,366			מספר התצפיות

הערות: הלוח מציג את ההשפעות הנאמדות לפי הפרש-ההפרשים מדחיית גיל הפרישה של הפרט (עמודות 1 ו-4), מדחיית 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. סטיות התקן מתוקנות עבור אישכול האינטראקציות עם שנת הלידה של בן הזוג האחר ומוצגות בין סוגריים.

איור 1: קבוצות טיפול וביקורת, לפי מגדר

Figure 1: Treatment and Control Groups, by Gender

Women's Age



Men's Age

