



**השפעת גובה קצבאות הילדים על היצע העבודה :
עדויות מתחילת שנות ה-2000**

יובל מזר* ויניב ריינגוורץ**

סדרת מאמרים לדיון 2018.07
אוגוסט 2018

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר בנק ישראל, יובל מזר – דוא"ל: Yuval.mazar@boi.org.il, טלפון: 02-6552695
** המחלקה למנהל ומדיניות ציבורית בית הספר למדעי המדינה, אוניברסיטת חיפה
דוא"ל: yaniv.reingewertz@mail.huji.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

השפעת גובה קצבאות הילדים על היצע העבודה: עדויות מתחילת שנות ה-2000

יובל מזר ויניב ריינגוורץ

תקציר

מחקר זה אומד את השפעת ההפחתה החדה של קצבאות הילדים בתחילת שנות ה-2000 על היצע העבודה. המחקר עושה שימוש בשיטת "הפרש ההפרשים" (difference-in-differences) כדי לאמוד את השינויים בהיצע העבודה של נשים וגברים מרובי ילדים בהשוואה לשינויים בהיצע העבודה של נשים וגברים מעוטי ילדים. נמצא כי הפחתת הקצבאות הביאה לעלייה משמעותית בהיצע העבודה של משפחות מרובות ילדים – עלייה של כ-3.6 נקודות האחוז בהיצע העבודה של נשים מרובות ילדים ושל כ-2.3 נקודות האחוז בהיצע העבודה של גברים מרובי ילדים, ביחס לנשים וגברים מעוטי ילדים.

The effect of child allowances on the labor supply: Evidence from the early 2000s

Yuval Mazar and Yaniv Reingewertz

Abstract

This study estimates the effect of the sharp reduction in child allowances in the early 2000s on the labor supply. The study uses the difference-in-differences method to estimate the changes in the labor supply of men and women with large numbers of children compared with the changes in the labor supply of men and women with small numbers of children—an increase of about 3.6 percentage points in the labor supply of women with many children, and of about 2.3 percentage points in the labor supply of men with many children, relative to women and men with few children.

1. הקדמה וסקירת ספרות

כיצד משפיעה הכנסה שאינה מעבודה על היצע העבודה של הפרטים במשק? לשאלה זו חשיבות רבה, שכן התשובה עליה מתארת את ההשלכות של מערכת הקצבאות הממשלתית על היצע העבודה. במחקר זה אנו מנסים לענות על שאלה זו באמצעות הרפורמה שבוצעה במערכת הקצבאות הישראלית בשנת 2003. בפרט, אנו בודקים באיזו מידה השינויים שהוכנסו בגובה קצבאות הילדים לאורך השנים השפיעו על היצע העבודה של נשים וגברים בטווח הקצר ובטווח הבינוני.

גמישות היצע העבודה של הפרטים ביחס להכנסה נחקרה בעולם, אך הספרות בנושא אינה מרובה. מחקר על זוכי לוטו בארה"ב הראה כי גמישות היצע העבודה ביחס לגידול בהכנסה עומדת על כ-0.1 (Imbens et al., 2001). מחקר שעשה שימוש בשינויים במערכת המס והקצבאות בשבדיה מוצא תוצאות דומות, אף כי הוא הראה שונות רבה בין קבוצות באוכלוסייה וכן לאורך זמן (Liang, 2012). במחקר שנעשה על סיאטל ודנבר נמצא כי גידול קצבאות הכנסה השווה בערכו לכ-2,400 דולרים בשנה (במחירי 2013) הוריד את היצע העבודה בכ-3.3 אחוזים (Price and Song, 2016). כיוון שההכנסה השנתית הממוצעת במדגם שלהם עמדה על כ-24 אלף דולרים בשנה, ניתן לתרגם את השינוי בהיצע העבודה לגמישות של כ-0.3 ביחס להכנסה.

לעומת אלה טוענים מספר חוקרים כי השפעת ההכנסה היא נמוכה ביותר ואולי אף אפסית. מחקר על מקבלי קצבאות במדינות העולם השלישי הראה כי קצבאות הכנסה אינן משפיעות על היצע העבודה (Banerjee et al., 2017). במחקר שנערך על אלסקה והתמקד בהשפעות מקרו ארוכות טווח נמצא כי לגידול קצבאות הכנסה אין השפעה על היצע העבודה (Jones and Marinescu 2018). לבסוף, במחקר על זוכי לוטו בשבדיה (Cesarini et al 2017) נמצא כי גמישות היצע העבודה שלהם נמוכה יחסית.

נוסף על מחקרים הבודקים ישירות את ההשפעה של שינויים בהכנסת הפרט על היצע העבודה שלו ("אפקט ההכנסה") ישנם מחקרים רבים הבודקים כיצד היצע העבודה משתנה בעקבות שינויים בשכר, בקצבאות הקשורות לעבודה, במעונות יום ועוד. מחקרים אלו אומדים למעשה שתי השפעות יחדיו – את ההשפעה של ההכנסה (כתוצאה משינויים בשכר או בקצבאות), וכן את השפעת התחלופה – ההשפעה של השינוי בכדאיות של העבודה מול הפנאי. חלק מהמאמרים העוסקים בגמישות היצע העבודה ביחס לשכר (הכוללת את השפעת התחלופה והשפעת ההכנסה יחדיו) מאפשרים לנו ללמוד גם על השפעת ההכנסה. כך, לדוגמה, מנתחים (Blundell et al. 2016) את השפעת הרפורמה בקצבאות שבוצעה בבריטניה בשנת 1999. רפורמה זו הגדילה מהותית את

הקצבאות לאנשים עובדים והקשתה על קבלת קצבאות ללא עבודה. הם מראים כי אפקט ההכנסה עומד על כ-0.2 עד 0.4¹.

בישראל בדקו מספר מחקרים את ההשפעות השונות של שינויי המדיניות שבוצעו ב-2003, אך אינם מפרטים כיצד השתנה היצע העבודה בתגובה לשינוי בקצבאות הילדים. פלוג וסטרבצ'ינסקי (2007) אמדו את ההשפעה של כלל צעדי המדיניות שהממשלה נקטה בתחילת העשור הקודם על הצמיחה, ומצאו כי יש לייחס להם כשליש מהצמיחה המוסברת בעשור הקודם. מחקר נוסף, של "מכון שורש" (2016), מתאר את השינויים בקצבאות ואת הגידול של שיעור התעסוקה, אולם גם הוא אינו אומד במישרין את ההשפעה של הפחתת הקצבאות על התפתחות שיעורי התעסוקה מאז. טולידנו ועמיתיה (2009), וכן Cohen et al. (2013) מצאו כי הפחתת הקצבאות הקטינה את שיעור הילודה. טולידנו ועמיתיה (2009) אמדו את השפעת הפחתת הקצבאות על ההשתתפות בכוח העבודה גם על פי נתוני מיקרו. הם אמדו את ההסתברות של נשים חרדיות וערביות להיות מועסקות בין השנים 1994 ל-2007, ומצאו שהשפעה שלילית של קצבאות הילדים על שיעורי התעסוקה של נשים ערביות (בסדר גודל של 4 עד 7 אחוזים) והשפעה חיובית על אלה של נשים חרדיות (בסדר גודל של 3 אחוזים).² החוקרים האמורים ציינו כי אמידתם לוקה בהטיה בשל המתאם בין הפחתת הקצבאות למחזור העסקים. דויטש (2017) מצא כי "חוק טל", שהוחל בשנת 2003, הגדיל את שיעור ההשתתפות של גברים חרדים בשוק העבודה בתקופת תחולתו. השימוש ב"חוק טל" כמשתנה מסביר נוסף לשיעור ההשתתפות של גברים חרדים בשוק העבודה עלול להקשות על זיהוי קשר סיבתי בין גידול קצבאות הילדים להיצע העבודה של גברים חרדים.

המחקר הנוכחי בוחן את ההשפעה של הפחתת הקצבאות בפרספקטיבה רחבה יותר – על כלל האוכלוסייה ולא רק על קבוצות מסוימות, וכן את שיעור ההשתתפות ולא את שיעור התעסוקה, שכן הראשון מושפע פחות ממצב מחזור העסקים. למחקר חשיבות רבה גם בהיבט הבין-לאומי, משום שהעדויות הבין-לאומיות אינן רחבות די הצורך.

הפרק הבא של המאמר מציג את הרקע המוסדי הרלוונטי. פרק 3 מציג את הנתונים שבהם אנו עושים שימוש. פרק 4 מתאר את שיטת המחקר. פרק 5 מפרט את תוצאות האמידה. פרק 6 מחשב, על פי תוצאות הרגסיות, את גמישות היצע העבודה ביחס להכנסה ועל ידי כך אומד את ההשפעה הכללית של הפחתת קצבאות הילדים על השינוי בהיצע העבודה. הפרק האחרון מסכם את ממצאי המחקר.

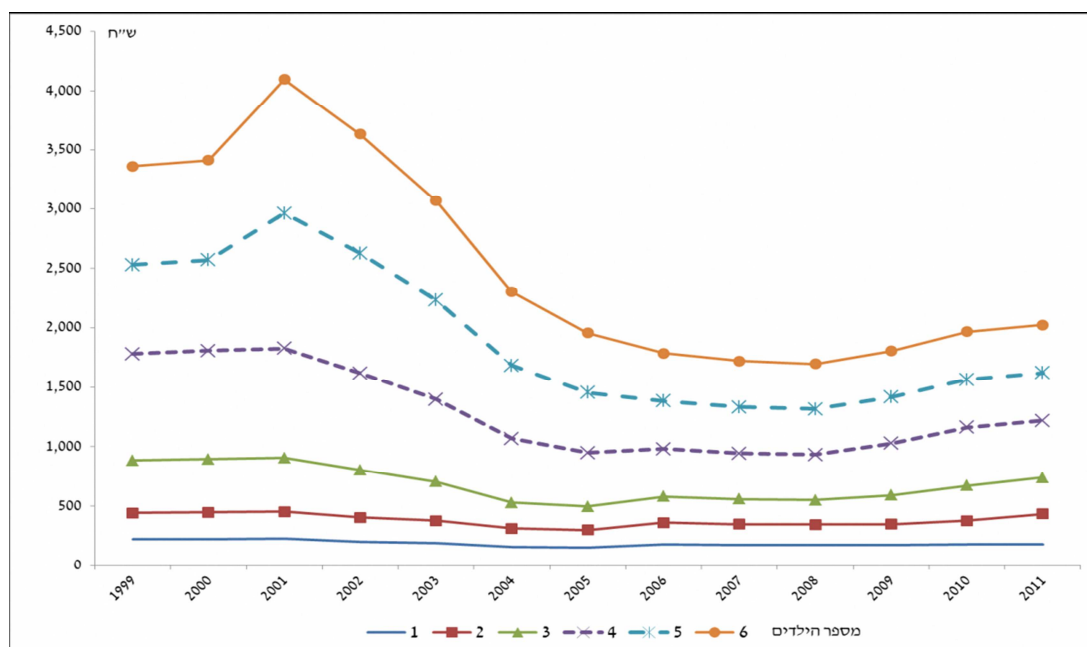
¹ אפקט ההכנסה הנאמד במאמר זה אינו מחושב עבור קצבאות ילדים. ייתכן שהשפעת ההכנסה כתוצאה משינוי בקצבאות הילדים קטנה מההשפעה של שינויים אחרים בהכנסה (Graham and Beller, 1989).
² ההשפעה מחושבת לגבי גובה הקצבה באותה התקופה בהשוואה למצב היפותטי שבו לא ניתנת קצבה כלל.

2. הרקע המוסדי

בתחילת שנות ה-2000 החליטה ממשלת ישראל על קיצוץ חד בגובה תשלומי ההעברה, ובפרט בגובה קצבאות הילדים (איור 1.א). בשנת 2002 קוצצו קצבאות הילדים בכ-15 אחוזים, וביוני 2003, במסגרת תוכנית ההתייעלות הכלכלית, הן קוצצו פעם נוספת בשיעור חד של כ-40 אחוזים. הקיצוץ שבוצע ביוני 2003 לווה בתוכנית לקיצוצים עתידיים, אשר מומשה בשנים 2004–2008.³ כתוצאה מכך ההכנסה שאינה מעבודה של משקי בית מרובי ילדים בישראל ירדה מאוד.

הפחתת הקצבאות לא הייתה אחידה לכל הילדים, והשפיעה במיוחד על משפחות מרובות ילדים. כך, לדוגמה, למשפחות שבהן שניים ושלושה ילדים סך קצבאות הילדים בשנת 2010 היה נמוך בכ-18 וכ-24 אחוזים, בהתאמה, לעומת שנת 1999 ואילו משפחות שבהן ארבעה וחמישה ילדים חוו ירידה תלולה של כ-38 וכ-35 אחוזים, בהתאמה (איור 1.א). התפתחות זו צמצמה משמעותית את הפער בין הקצבאות של משפחות מעוטות ילדים לאלו של משפחות מרובות ילדים. ברור גם שמבחינת אמוץ הירידה בהכנסה הכוללת ההשפעה החזקה ביותר הייתה על משפחות מרובות ילדים שהכנסותיהן משוק העבודה מעטות או שאין להן הכנסות כאלה כלל. (ראו, לדוגמה, ההשוואה בין קבוצות אוכלוסייה שונות באיור 1.ב).

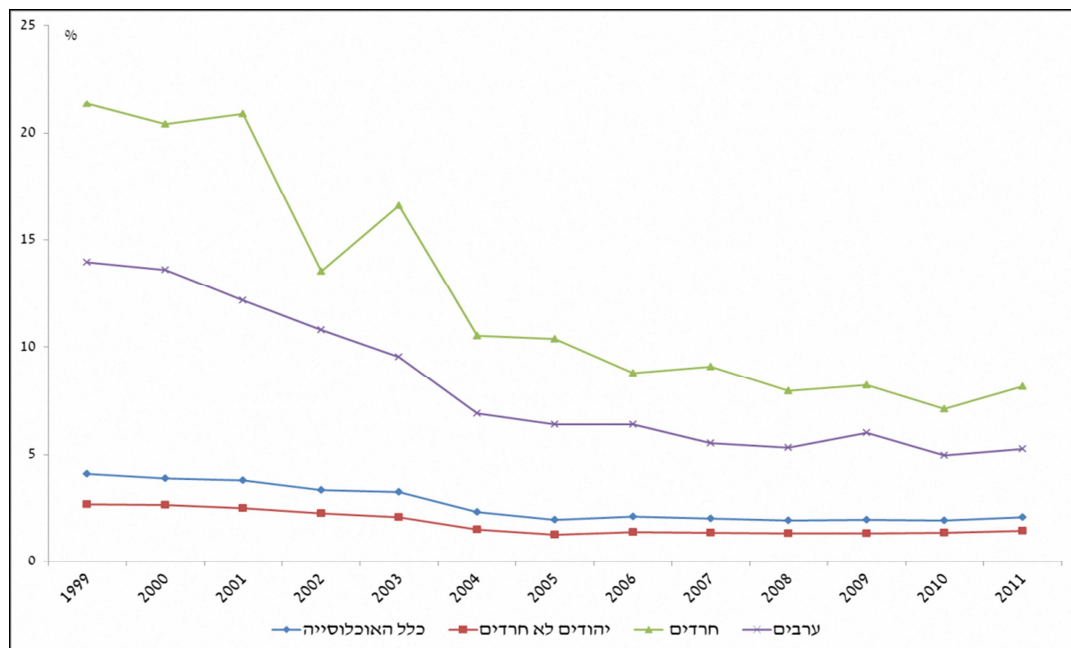
איור 1.א: הקצבה למשפחה לפי מספר הילדים, 1999–2011 (במחירים קבועים של 2016)



המקור: נתוני המוסד לביטוח לאומי (הירחון הסטטיסטי) ועיבודי בנק ישראל. מספרים אלו מתייחסים לקצבה עבור ילדים שנולדו לפי הרפורמה. הקצבה עבור ילדים שנולדו אחרי הרפורמה ירדה עוד יותר. (ראו לוח נספח א').

³ ראו לוח נספח א', המתאר את התפתחות גובהן של קצבאות הילדים לאורך השנים לפי מספר הילדים במשפחה.

איור 1.1: משקל קצבאות הילדים בהכנסה נטו, 1999–2011

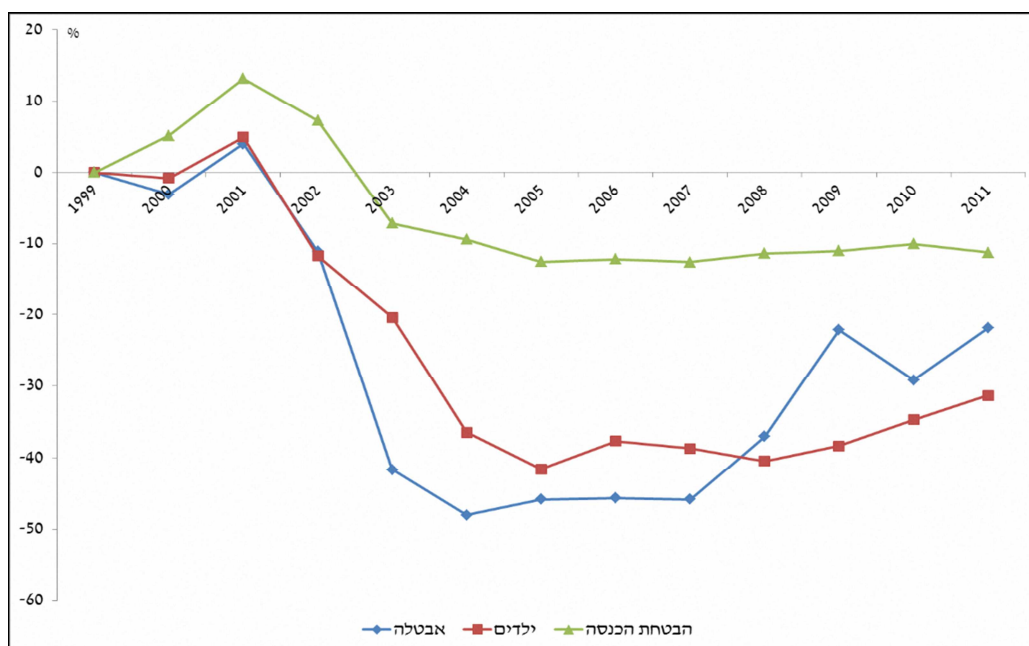


המקור: נתוני המוסד לביטוח לאומי, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

בשינוי קצבאות הילדים נקבע הבדל בין ילדים שנולדו לפני הרפורמה לאלה שנולדו לאחר החלתה (כלומר החל מה-1 ביוני 2003). הקיצוץ הגדול ביותר חל על ילדים שנולדו לאחר הרפורמה. הקצבה לילד כזה הועמדה על 122 ש"ח בלבד (במחירים שוטפים), וזאת ללא תלות במקומו בסדר ילדי המשפחה (הראשון, השני, השלישי וכדומה). לעומת זאת, קצבת הילדים עבור ילדים שנולדו לפני יוני 2003 קוצצה בשיעור מתון יותר, לפחות עבור הילד השלישי ומעלה. כך, לדוגמה, קצבת הילדים עבור הילד הרביעי עמדה לפני הרפורמה על 531 ש"ח, ואחריה ירדה ל-419 ש"ח (במחירים שוטפים). לו נולד הילד הרביעי לאחר יישום הרפורמה, הקצבה עבורו הייתה, כאמור, 122 ש"ח בלבד.

מלבד הקיצוץ בקצבאות הילדים הוכנסו לאורך תקופת המדגם שינויי מדיניות נוספים שהיו עשויים להשפיע על שוק העבודה. ראשית, קוצצו הקצבה להבטחת הכנסה ודמי האבטלה (איור 2), ובשנים 2004–2007 הופעלה תכנית מהל"ב ("מהבטחת הכנסה לתעסוקה בטוחה"). שנית, הוגדל המימון הממשלתי למעונות יום. נוסף על אלה הוכנסו שינויים בשיעורי מס ההכנסה, ביניהם תוכנית "מס הכנסה שלילי", והועלה גיל הפרישה מהעבודה. אף שרובם המכריע של שינויים אלו אינו צפוי להשפיע באופן דיפרנציאלי על פי מספר הילדים, נבדוק בהמשך אם הם משפיעים על תוצאות המחקר שלנו.

איור 2: שיעור השינוי בקצבה הממוצעת למקבל יחסית לזו של שנת 1999



המקור: נתוני המוסד לביטוח לאומי ו"מכון שורש".

3. הנתונים

הקבצים שבהם אנו עושים שימוש לקוחים מסקרי כוח אדם שנתיים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לגבי גילאי העבודה העיקריים (25–64). המדגם שלנו מקיף את השנים 1999–2011, כ-20 אלף פרטים בכל שנה. בחרנו לסיים את המדגם ב-2011, כי לאחר שנה זו הוגדל הסבסוד של המדינה למעונות יום, דבר המקשה על זיהוי ההשפעה של קצבאות הילדים על היצע העבודה של נשים, מה גם שככל שמתרחקים ממועד השינוי במדיניות זיהוי השפעתו נחלש.

לוח 1 מציג סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים העיקריים ששימשו אותנו במחקר. המשתנה המוסבר שלנו, שיעור ההשתתפות בכוח העבודה, עלה במהלך תקופת המדגם מכ-72 אחוזים לכ-77 אחוזים. (ראו גם איורים א.1. וא.2. בנספח.)⁴ שיעור התעסוקה עלה במידה דומה. לאורך שנות המדגם נרשמו עלייה בהשכלת העובדים וירידה מינורית בשעות העבודה למועסק, בעוד שמספר הילדים נשאר פחות או יותר קבוע. שינויים דמוגרפיים קלים נרשמו בשיעורי האוכלוסייה הערבית והחרדית באוכלוסייה.

⁴ שיעור ההשתתפות בכוח העבודה אינו מתעד את השינויים בחלקיות המשרה, אולם הספרות מראה כי התגובה של מספר שעות העבודה לשינויים בהכנסה ובשכר נמוכה יחסית (Blundell et al. 2016).

לוח 1. תוואי ההתפתחות של המשתנים העיקריים במחקר, 1999–2011

השנה	שנות הלימוד	שיעור התעסוקה	שיעור ההשתתפות	שעות העבודה	מספר הילדים	הגיל	אחוז העולים	אחוז הערבים	אחוז החרדים	אחוז המשפחות שבהן יותר מ-4 ילדים
1999	12.6	66.4	72.1	36.5	2.13	41.9	17.4	13.2	4.4	7.9
2000	12.7	66.9	72.4	36.7	2.11	41.9	17.6	13.4	4.4	7.4
2001	12.8	66.9	72.7	36.6	2.15	41.6	17.2	15.5	4.0	8.1
2002	12.8	66.6	73.0	36.3	2.14	41.7	15.7	15.8	4.1	8.2
2003	13.0	66.7	73.4	35.8	2.13	41.7	15.2	15.8	4.5	8.0
2004	13.0	67.3	73.8	35.4	2.13	41.7	15.2	16.1	4.5	7.8
2005	13.1	68.1	73.8	35.0	2.13	41.8	14.8	16.4	4.9	7.8
2006	13.2	69.1	74.3	35.4	2.13	41.9	14.0	16.6	5.4	8.1
2007	13.3	70.6	75.2	35.9	2.12	42.0	13.9	16.6	5.5	8.0
2008	13.4	71.5	75.5	35.5	2.12	42.2	13.7	16.6	5.3	7.7
2009	13.4	70.7	75.8	35.4	2.09	42.3	13.8	17.1	5.2	7.5
2010	13.5	71.7	76.2	35.4	2.10	42.4	13.5	17.5	5.1	7.7
2011	13.5	72.8	76.6	35.7	2.12	42.4	13.2	17.3	5.5	8.0

המקור: סקרי כוח אדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי בנק ישראל.

4. מתודולוגיה

אמידה של השפעת צעדי מדיניות באופן כללי, ובפרט אמידת ההשפעה של הפחתת הקצבאות על שיעורי התעסוקה וההשתתפות, אינה פשוטה, שכן אין אנו יודעים כיצד אלה היו מתפתחים אלו ללא השינויים במדיניות. אחת השיטות המקובלות להתמודדות עם אתגר זה היא שיטת "הפרש ההפרשים" (Difference in Differences). בשיטה זו משווים את התפתחות המצב בפועל בקבוצת הטיפול – פרטים שהושפעו מן הרפורמה – למצב בקבוצת ביקורת (פרטים דומים שלא הושפעו מן הרפורמה, ולכן מדמים את ההתפתחות בקרב קבוצת הטיפול אלמלא הרפורמה).

סוגיה נוספת שיש להביא בחשבון היא מצב מחזור העסקים מבחינת הביקושים. בשנים 2001–2003 פקד את המשק הישראלי מיתון חריף, שהשפיע משמעותית על התעסוקה. במחקר הנוכחי נטרלנו השפעה זו על ידי אמידת ההשפעה של הקיצוץ בקצבאות על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה, שהוא פחות רגיש למחזורי העסקים מאשר שיעור התעסוקה, שמושפע גם מרמת האבטלה במשק, ולכן – ממצב מחזור העסקים.

סוגיה נוספת שיש להביא בחשבון היא שינויי הרכב של האוכלוסיות, וזאת משום שהמדגם שלנו מורכב ממספר חתכי רוחב (פסאודו-פאנל). לדוגמה: ייתכן שגידול שיעור ההשתתפות של משפחות

ברוכות ילדים נבע מגידול שיעור הילודה של משפחות אמידות⁵, ולא מגידול שיעור ההשתתפות של משפחות שהיו ברוכות ילדים לפני שינוי המדיניות. גם לסוגיה זו נתייחס באופן פרטני במאמר.

באופן כללי, אסטרטגיית הזיהוי המרכזית שלנו היא השוואת שיעורי ההשתתפות של משפחות שבהן ארבעה או חמישה ילדים (מתחת לגיל 18) למשפחות שבהן שניים או שלושה ילדים. ההשוואה בין שתי קבוצות אלו רלוונטית, משום שאף כי מדובר במשפחות דומות יחסית, יש ביניהן הבדל משמעותי מבחינת גובה הקיצוץ בקצבאות, אשר היה, כאמור, גדול יותר למשפחות שלהן ארבעה או חמישה ילדים.

משוואת הרגרסיה הבסיסית שנרץ היא :

$$L_{it} = C + \theta D_i + \mu After_t + \alpha [D_i * After_t] + \beta x_{it} + \gamma t z_i + \delta t_t + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

כאשר L_{it} הוא משתנה דמי המציין אם פרט i משתתף או לא משתתף בשוק העבודה בשנה t 1) להשתתפות ו-0 לאי השתתפות). כיוון שהמשתנה המוסבר הוא משתנה בדיד, בחרנו לאמוד את משוואה 1 על ידי מודל הפרוביט.⁶ D_i הוא משתנה דמי המקבל את הערך 1 עבור משפחות עם ארבעה או חמישה ילדים מתחת לגיל 18, ואפס עבור משפחות עם שניים או שלושה ילדים מתחת לגיל 18. $After_t$ הוא משתנה דמי לתקופה שאחרי הקיצוץ בקצבאות (שנת 2003 ואילך). בהקשר של השפעת קצבאות הילדים על שיעור התעסוקה הפרמטר המעניין הוא α , שאומד בכמה ההסתברות להשתתפות בשוק העבודה של פרטים עם יותר ילדים השתנתה לאחר הקיצוץ בקצבאות. X_{it} הוא וקטור המכיל מספר משתני בקרה: ההשכלה, הגיל, הגיל בריבוע, משתנה דמי למצב המשפחתי (נשוי/לא נשוי), משתנה דמי לעולים שעלו החל מ-1990 ומשתני דמי לשייכות למגזר החרדי ולמגזר הערבי. t_t הוא וקטור של משתני דמי לכל שנה. z_i הוא וקטור הכולל את השכלת הפרט, המצב המשפחתי וכן משתני דמי לשייכות למגזרים החרדי והערבי. הפרמטרים הכלולים בווקטור γ אומדים באיזו מידה הקשר בין מאפייני הפרט (ההשכלה והשייכות למגזר) לבין ההשתתפות בכוח העבודה השתנה לאורך השנים. כך, לדוגמה, אינטראקציה בין השכלת הפרט לבין השנה מאפשרת נטרול של ההשכלה בכל תקופה, בהנחה שהשפעת ההשכלה משתנה לאורך זמן. לבסוף, C הוא הקבוע של הרגרסיה ו- ε_{it} היא שארית הרגרסיה. כדי לדייק באמידה ככל האפשר לא כללנו במדגם

⁵ שינוי שיכל לנבוע משינוי בטעמים ו/או מהעובדה שגידול בהכנסה, יתר הגומרים האחרים קבועים, מאפשר לגדל יותר ילדים ברמת השקעה קבועה לילד – (Quality- Quantity Tradeoff). נושא זה אינו חלק ממחקר זה.

⁶ מודל דומה, מודל לוגיט, נותן תוצאות דומות, וכך גם מודל LPM (Linear Probability Model).

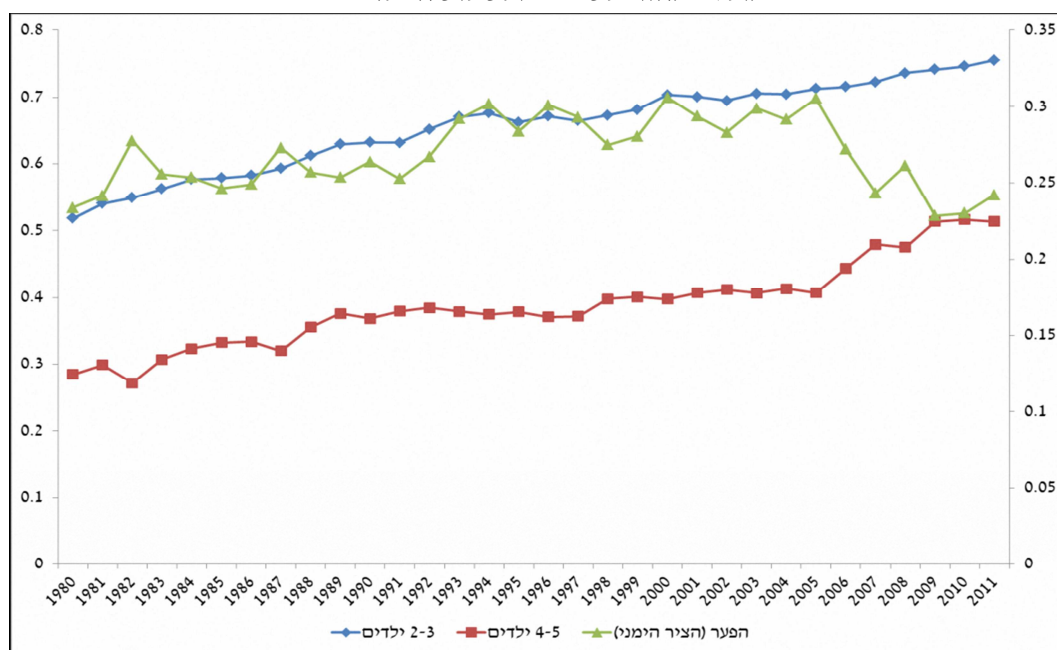
משפחות שבהן פחות משני ילדים ויותר מחמישה ילדים. האמידות נסבו בנפרד על גברים ועל נשים. הרגרסיה גם משקללת כל פרט במדגם לפי המשקל של התכונות אותן הוא מייצג באוכלוסייה. סוגיה מתודולוגית הקשורה לאמידה האקונומטרית היא הדרך שבה יש לחשב את סטיות התקן. במחקרים שבהם הטיפול אינו ברמת הפרט אלא ברמת הקבוצה נהוג לתקן את סטיות התקן בגין ההבדלים בין השונות בתוך הקבוצה לבין השונות בין קבוצות. כיוון שהטיפול שאנו אומדים ניתן במידות שונות לפרטים עם מספרי ילדים שונים, נרצה לתקן את סטיות התקן בגין הבדלים בין פרטים עם מספרי ילדים שונים. כמו כן, המדגם שלנו מורכב מחתכי רוחב שנדגמו בשנים שונות, ולכן נרצה לתקן את סטיות התקן גם בגין ההבדלים בין פרטים שנדגמו בשנים שונות. כדי לטפל בשתי סוגיות אלו אנו מתקנים את סטיות התקן על ידי שימוש ב-52 צבירים (Clusters) ששונים ביניהם בשנה ובמספר הילדים.⁷ סטיות התקן שמתקבלות עמידות להטרוסקדסטיות תוך תיקון עבור 52 צבירים.

ההנחה המרכזית באמידה אקונומטרית בשיטה של "הפרש הפרשים" (difference in differences) היא שקבוצת הטיפול דומה לקבוצת הביקורת – כלומר שהתנהגות הפרטים בשתי הקבוצות לאורך זמן ללא מתן הטיפול היא אותה התנהגות (common trend assumption). כדי לבחון את ההנחה הזאת נהוג להשוות את מגמות הזמן של המשתנה המוסבר לפני מתן הטיפול בשתי הקבוצות. לשם כך מציג איור 3.א את התפתחות שיעורי ההשתתפות של נשים בחלוקה לנשים מרובות ילדים ונשים מעוטות ילדים. מהאיור ניתן לראות כי מגמות הזמן של שתי הקבוצות היו דומות עד לתחילת העשור הקודם. לעומת זאת, החל מתחילת העשור הקודם – תקופת הקיצוץ המסיבי בקצבאות – שתי הקבוצות התנהגו באופנים שונים, והפער ביניהן בשיעור ההשתתפות הצטמצם מאוד.

איור 3.ב. בודק את מגמות הזמן אצל גברים מרובי ילדים (4–5 ילדים) מול גברים מעוטי ילדים (2–3 ילדים). אף שמגמות הזמן בתקופה 1980–1996 בשתי הקבוצות דומות מאוד, מגמות הזמן לפני הטיפול שונות במקצת: שיעור ההשתתפות של אבות עם ארבעה עד חמישה ילדים היה בירידה לפני הרפורמה, והירידה בשיעור ההשתתפות של גברים עם 2–3 ילדים הייתה מתונה הרבה יותר. לאחר הרפורמה בקצבאות השתנו מגמות אלו, ושיעורי ההשתתפות של גברים בשתי הקבוצות התייצבו. השוני במגמות הזמן בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת של הגברים הוא בבחינת מגבלה של מערך המחקר, ומשמעותו שקשה יותר לפרש את תוצאותיו לגבי גברים.

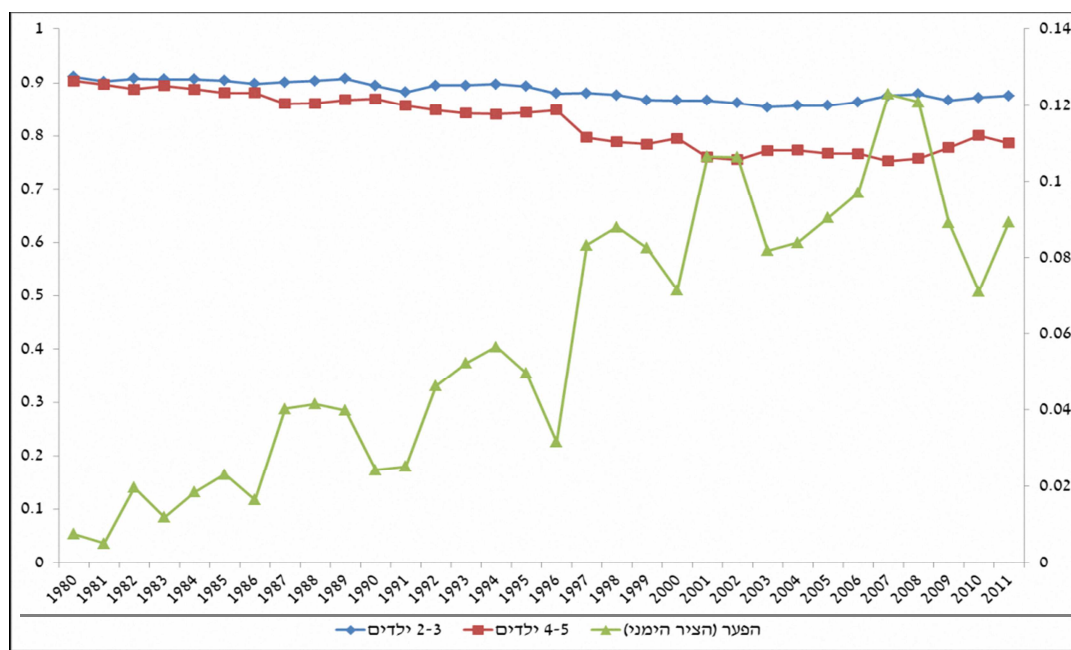
⁷ ארבע קבוצות של מספר ילדים (שניים, שלושה, ארבעה וחמישה ילדים), כפול 13 שנים במדגם – בסך הכול 52 צבירים.

איור 3.א: שיעור ההשתתפות של נשים בכוח העבודה: אימהות לארבעה ולחמישה ילדים מול אימהות לשניים ולשלושה ילדים



המקור: סקרי כוח אדם ועיבודי המחברים.

איור 3.ב: שיעור ההשתתפות של גברים בכוח העבודה: אבות לארבעה ולחמישה ילדים מול אבות לשניים ולשלושה ילדים



המקור: סקרי כוח אדם ועיבודי המחברים.

איור נספח 3.א. ו-3.ב. בודקים את ההבדלים במגמות הזמן בשיעור ההשתתפות בכוח העבודה של פרטים שלהם שלושה ילדים מול פרטים שלהם ארבעה ילדים. איורים אלו מראים תמונה דומה לזו שהתקבלה באיורים 3.א. ו-3.ב.. אצל הנשים מגמות הזמן דומות מאוד ולמעשה זהות. אצל הגברים אנו מזהים דמיון רב במגמות הזמן, פרט לשנים 1997 ו-2001.

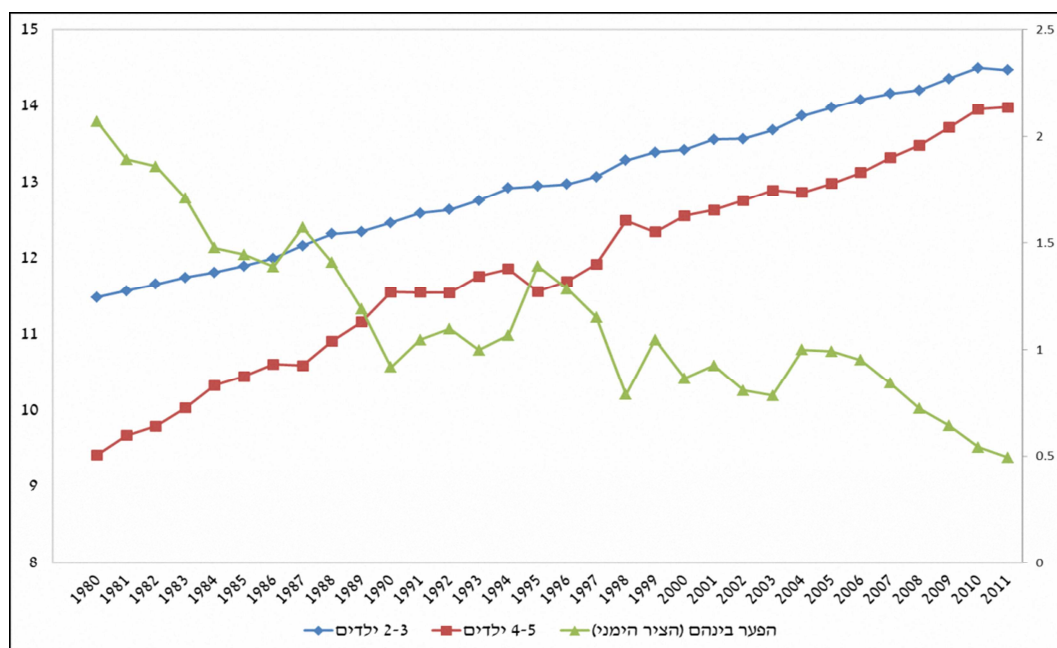
אף שהתפתחות הפער בשיעורי התעסוקה בין שתי הקבוצות מרמזת כי הייתה להפחתת הקצבאות השפעה חזקה על הכניסה לשוק העבודה של אימהות מרובות ילדים, יש להביא בחשבון שישנם מספר ערוצים אחרים אשר יכלו להביא לתוצאה כזאת גם ללא הפחתה של הקצבאות. החשוב בערוצים האלה הוא שינויים בהרכבן של האוכלוסיות. ייתכן בהחלט שאימהות ליותר מ-4 ילדים חוו גידול בהשכלה, בגיל או במשתנים אחרים, מעל ומעבר לשינויים כאלה בקבוצת הביקורת.⁸ אם אכן כך הדבר שינויים אלו עשויים להסביר את גידול השתתפותן בכוח העבודה. נקודה נוספת הקשורה לשינויים בהרכב המדגם לאורך זמן היא האפשרות שאחוז המשפחות האמידות מקרב המשפחות מרובות הילדים אינו קבוע לאורך זמן. איור 4 מציג את ממוצע שנות ההשכלה של נשים יהודיות שאינן חרדיות לפי מספר הילדים ואת והפער בין נשים מרובות ילדים למעוטות ילדים. השינוי בהרכב בולט, ושיעור האימהות המשכילות לארבעה ילדים ויותר הוא במגמת עלייה, ולמעשה מדביק את הפער לעומת אימהות לשניים ולשלושה ילדים. לא ברור מהאיור אם ובאיזה מידון נשים בעלות נטייה ללדת יותר ילדים רכשו יותר השכלה, או שמא נשים משכילות יותר נטו ללדת יותר ילדים לאורך תקופת המדגם.⁹

כדי למזער מגבלה זו נשתמש ברמת ההשכלה הממוצעת ביישוב שבו מתגוררים הפרטים; בפרט – נפצל את העלייה בהשכלת הפרטים במהלך תקופת המדגם לשני רכיבים. הרכיב הראשון הוא זה שעשוי להיות קשור לשינוי בקצבאות: יישובים המאופיינים ברמת השכלה נמוכה הם יישובים במעמד סוציו-אקונומי נמוך, פרטים המתגוררים בהם נוטים להקים משפחות מרובות ילדים, ובמהלך תקופת המדגם הם נטו יותר מאשר בעבר לרכוש השכלה גבוהה. הרכיב השני של העלייה בהשכלת הפרטים מרובי הילדים יכול להיות לא קשור לקצבאות אלא לשינויים אחרים בטעמים של הפרטים, ולכן עלול להטות את התוצאות; בפרט – אנשים המתגוררים ביישובים שבהם רמת ההשכלה הממוצעת גבוהה יחסית נוטים (בממוצע) יותר מאשר בעבר להביא לעולם יותר ילדים. אנו מנצלים את העובדה שנשים המתגוררות ביישוב שבו רמת ההשכלה הממוצעת גבוהה נוטות לרכוש השכלה גבוהה יחסית ללא קשר למדיניות הממשלה בנושא הקצבאות, ולהפך. לפיכך נציג את התוצאות בחלוקה לפי רמת ההשכלה הממוצעת ביישוב, ונצפה לתוצאות מדויקות יותר לגבי היישובים שבהם רמת ההשכלה הממוצעת נמוכה יותר.

⁸ כיוון שהמדגם שלנו הוא פסאודו פאנל, הנשים הנכללות בקבוצת הטיפול לאחר שנת 2003 אינן אותן נשים שנכללות בקבוצת הטיפול לפני 2003.

⁹ נציין כי מספר הילדים של משפחות שבהן ראש משק בית משכיל עולה עם השנים.

איור 4: ממוצע שנות הלימוד והפער לפי מספר הילדים, אימהות יהודיות לא חרדיות



המקור: סקרי כוח אדם ועיבודי המחברים.

מלבד השינויים בהרכב האוכלוסייה ייתכנו גורמים נוספים שהביאו לעלייה ביציאה לשוק העבודה, למשל פתיחת המכללות בשנות ה-90, שהביאה לעלייה בהשכלה, ובעקבותיה לגידול שיעורי ההשתתפות. כדי לנטרל משתנה זה האמידה שלנו כוללת משתנה המודד את השכלת הפרט. כמו כן אנו מניחים שרכישת ההשכלה בזכות נגישות גבוהה יותר והיציאה לשוק העבודה בעקבותיה לא היו אמורות להשפיע על משפחות שבהן ארבעה או חמישה ילדים במידה שונה מאשר על משפחות שבהן שניים או שלושה ילדים.

משתנה נוסף שיכול לעזור לנו בזיהוי הוא הגיל של האוכלוסייה. זאת בהנחה שעיקר ההון האנושי נצבר לפני גיל 30, עד 35. כך אם נעקוב אחרי שכבת גיל "סינטיטית" של עובדים שבתחילת העשור הקודם היו מעל הגילים הללו, השינוי בדפוסי התנהגותם בשוק העבודה עשוי לא להיות קשור לפתיחת המכללות ובגידולו של היצע ההשכלה הגבוהה, אלא קשור באופן ישיר יותר לשינויים במדיניות. הסתכלות על קבוצת גיל זו חשובה גם משום שאצל רוב הפרטים ההשפעה של רכישת ההשכלה על שיעור הילודה היא זניחה, השפעה, שעלולה להיות משתנה אנדוגני המשפיע על התוצאות.

5. התוצאות

5.1 תוצאות בסיסיות – נשים

בפרק זה נתאר את הממצאים של אמידת משוואה 1. לוח 2 מפרט את תוצאות האמידה לגבי נשים. הלוח בוחן קוהורטה סינתטית של נשים שהיו בנות 30 ומעלה בשנת 1999. זאת כדי לאמוד באופן נקי יותר את ההשפעה של שינויי המדיניות ולהימנע ככל האפשר מלאמוד נוסף אליה גם את השפעתם של שינויים התנהגותיים ושל שינויים במאפיינים בלתי נצפים אחרים שמקורם בשינוי הדורות של הקוהורטות עצמן. זאת ועוד, מרבית ההון האנושי נרכש, כאמור, לפני גיל 30, ולכן בקבוצת הגיל שמעל 30 ההשפעה הישירה של המדיניות על התעסוקה נאמדת באופן נקי יותר.

העמודה הראשונה מתארת את התוצאות הבסיסיות שלנו. אנו מתעניינים באינטראקציה בין ריבוי ילדים לבין התקופה שאחרי הרפורמה, כי זו בודקת באיזו מידה השתנתה לאחר הרפורמה היציאה לעבודה של אימהות מרובות ילדים לעומת אימהות לפחות ילדים. המקדם עבור אינטראקציה זו שווה ל-0.036 והוא מובהק מבחינה סטטיסטית. משמעות המקדם היא שנשים עם 4–5 ילדים הגדילו את ההשתתפות בשוק העבודה בכ-3.6 נקודות האחוז בממוצע, בהשוואה לנשים שלהן 2–3 ילדים. המקדם עבור נשים יהודיות ולא חרדיות עומד על 0.0275 (עמודה 2), שמשמעותו עלייה של 2.75 נקודות האחוז בשיעור ההשתתפות, והוא מובהק מבחינה סטטיסטית.

בעמודות 3 ו-4 אנו מחלקים את המדגם ליישובים שבהם ההשכלה הממוצעת של התושבים נמוכה מ-12.3 שנות לימוד (עמודה 3) ויישובים שבהם ההשכלה הממוצעת גבוהה מ-12.3 שנות לימוד (עמודה 4).¹⁰ ניתן לראות שהיצע העבודה של נשים המתגוררות ביישובים שבהם ההשכלה הממוצעת גבוהה לא גדל. משמע שנשים מרובות ילדים המתגוררות ביישובים כאלה לא מגדילות את היצע העבודה שלהן באופן מובהק סטטיסטית יחסית לנשים מעוטות ילדים המתגוררות באותם יישובים (עמודה 3). לעומת זאת נשים מרובות ילדים המתגוררות ביישובים שבהם ההשכלה הממוצעת נמוכה הגדילו משמעותית את היצע העבודה שלהן, וגודל המקדם הוא 5 אחוזים. עדויות אלו מחזקות את ההשערה שלנו שהאפקט העיקרי מזהה את המתרחש במשפחות ממצב סוציו-אקונומי נמוך, המגדילות את היצע העבודה שלהן כי שם האפקט על ההכנסה גדול יותר, ולא את גידול מספר הילדים במשפחות שהיצע העבודה שלהן גבוה.

משתנה מעניין נוסף הוא האינטראקציה של קבוצות שנות לימוד עם השנים. אף שנשים בעלות השכלה גבוהה מאופיינות בהשתתפות גבוהה יותר בשוק העבודה, הרי עם השנים ההשפעה של ההשכלה על ההשתתפות בשוק העבודה פוחתת, והפער בשיעור ההשתתפות בין קבוצות ההשכלה

¹⁰ 12.3 הוא החציון של רמת ההשכלה היישובית.

מצטמצם. זאת אומרת שכאשר יתר המאפיינים האחרים קבועים, נשים בעלות השכלה נמוכה יחסית הגדילו עם השנים את שיעור השתתפותן יותר מאשר נשים משכילות יותר.

לוח 2: אמידות בסיסיות – נשים

המשתנים המסבירים	(1)	(2) יהודיות לא חרדיות	(3) ממוצע יישוב מעל 12.3 שנות לימוד	(4) ממוצע יישוב מתחת 12.3 שנות לימוד
אחרי הרפורמה (משתנה דמי)	0.373*** (0.0539)	0.372*** (0.0445)	0.0484** (0.0197)	0.516*** (0.0722)
מספר הילדים (משתנה דמי)	-0.144*** (0.013)	-0.126*** (0.0144)	-0.0070* (0.00426)	-0.213*** (0.0197)
מספר הילדים * אחרי הרפורמה	0.0358** (0.0160)	0.0275** (0.0127)	-0.0014 (0.0050)	0.0506** (0.0204)
ההשכלה	0.0501*** (0.0022)	0.0336*** (0.0016)	0.0036*** (0.0004)	0.0534*** (0.0027)
ערבייה	-0.407*** (0.014)			
חרדית	0.182*** (0.015)			
עולה חדשה	-0.0502*** (0.0109)	-0.0321*** (0.00919)	-0.0104 (0.00666)	-0.0376** (0.0191)
הגיל	0.0747*** (0.0052)	0.0601*** (0.0045)	0.0072*** (0.0016)	0.0879*** (0.0078)
הגיל בריבוע	-0.0009*** (6.06e-05)	-0.000756*** (4.90e-05)	-8.04e-05*** (1.85e-05)	-0.00113*** (8.58e-05)
נשואה	0.0168 (0.0165)	0.0363*** (0.0105)	-0.0020 (0.0046)	0.0845*** (0.0166)
ערבייה*שנה	-0.012*** (0.002)			
חרדית*שנה	-0.013*** (0.003)			
עולה*שנה	0.0075*** (0.0017)	0.0041*** (0.0014)	0.0008 (0.0009)	0.0016 (0.0028)
ההשכלה*השנה	-0.0017*** (0.0003)	-0.0017*** (0.00023)	-0.0003*** (7.22e-05)	-0.00210*** (0.0004)
נשואה*שנה	-0.0029 (0.0020)	-0.0029** (0.0013)	0.0012* (0.0007)	-0.0105*** (0.0023)
מספר התצפיות	81,506	62,182	26,184	35,998
Pseudo R ²	0.2835	0.0977	0.0188	0.1411

הכוכביות *, **, *** בלוח זה, וכן בכל יתר הלוחות, מציינות רמת מובהקות של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. עמודות 3 ו-4 מציגות תוצאות עבור נשים יהודיות לא חרדיות.

נציין גם כי בתקופת המדגם ננקטו צעדים נוספים להגדלת שיעור ההשתתפות – הרחבת "מס הכנסה שלילי", הגדלת מספר נקודות הזיכוי, העצמת ההכשרות, העלאת גיל הפרישה ועוד – אולם אלו לא היו אמורים להשפיע במיוחד על משפחות מרובות ילדים, ואת רוב השפעתם אנו אומדים באמצעות המקדם של משתנה הדמי לשנה עצמה.¹¹ יחד עם זאת, אפשר כי לכל התהליכים הייתה השפעה "תרבותית" על הנטייה לצאת לשוק העבודה (שינוי בטעמים) וזו פעלה במיוחד על משפחות שבהן הנטייה השולית לצאת לעבוד הייתה קטנה, בהן משפחות מרובות ילדים.

5.2. תוצאות בסיסיות - גברים

לוח 3 מציג את התוצאות עבור גברים. נתמקד בהשפעת הרפורמה על גברים מרובי ילדים, שבאה לידי ביטוי באמצעות האינטראקציה של משתנה מספר הילדים עם המשתנה אחרי הרפורמה. המקדם של אינטראקציה זו הוא חיובי ומובהק מבחינה סטטיסטית, ונמוך במקצת מאשר אצל הנשים. גברים מרובי ילדים הגדילו את השתתפותם בכוח העבודה לאחר הרפורמה בכ-2.3 נקודות האחוז. המקדם עבור גברים יהודים לא חרדים כמעט זהה. בעמודות 3 ו-4 אנו מחלקים את המדגם ליישובים שבהם ההשכלה הממוצעת של התושבים גבוהה מ-12.3 שנות לימוד (עמודה 3) ויישובים שבהם ההשכלה הממוצעת נמוכה מ-12.3 שנות לימוד (עמודה 4). ניתן לראות כי, כמו באמידה לגבי הנשים, האפקט נובע מיישובים שבהם ההשכלה הממוצעת נמוכה.

¹¹ נציין כי רפורמת "מס הכנסה שלילי" החלה ב-2008 בהיקף זניח והגיעה ליישום מלא אחרי 2011.

לוח 3. אמידות בסיסיות, גברים

המשתנים המסבירים	(1)	(2) יהודים לא חרדים	(3) ממוצע יישוב מעל 12.3 שנות לימוד	(4) ממוצע יישוב מתחת 12.3 שנות לימוד
אחרי הרפורמה (משתנה דמי)	0.1630*** (0.0295)	0.0696*** (0.0240)	0.0111 (0.0161)	0.141*** (0.0356)
מספר ילדים (משתנה דמי)	-0.0435*** (0.0058)	-0.0475*** (0.0062)	-0.0044* (0.0027)	-0.0796*** (0.0098)
מספר הילדים * אחרי הרפורמה	0.0229*** (0.0057)	0.0218*** (0.0052)	-0.0014 (0.0032)	0.0306*** (0.0087)
ההשכלה	0.0108*** (0.0007)	0.00729*** (0.0007)	0.0010*** (0.0002)	0.0126*** (0.0009)
ערבי	0.0487*** (0.0008)			
חרדי	-0.236*** (0.024)			
עולה חדש	-0.0048 (0.0091)	-0.00548 (0.00769)	-0.0121** (0.00492)	-0.00138 (0.00956)
הגיל	0.0428*** (0.0021)	0.0367*** (0.00251)	0.00320** (0.00125)	0.0553*** (0.00384)
הגיל בריבוע	-0.0005*** (2.32e-05)	-0.000436*** (2.70e-05)	-3.82e-05*** (1.38e-05)	-0.000659*** (4.14e-05)
נשוי	0.1700*** (0.0213)	0.122*** (0.0178)	0.0130 (0.0101)	0.194*** (0.0253)
ערבי*שנה	-0.0045*** (0.0011)			
חרדי*שנה	0.0017 (0.0020)			
עולה*שנה	0.0028* (0.0016)	0.00297** (0.00134)	0.00119** (0.000484)	0.00323* (0.00189)
השכלה*שנה	-0.0001 (0.0001)	4.22e-05 (0.000107)	-1.66e-05 (4.63e-05)	-1.91e-05 (0.000160)
נשוי*שנה	-0.0009*** (0.0020)	-0.00570*** (0.00186)	-0.000676 (0.000930)	-0.00923*** (0.00281)
מספר התצפיות	91,768	67,654	24,305	43,349
Pseudo R ²	0.1102	0.0503	0.0277	0.0686

הכוכביות *, **, *** בלוח זה, וכן בכל יתר הלוחות, מציינות רמת מובהקות של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. עמודות 3 ו-4 מציגות תוצאות עבור גברים יהודים לא חרדים.

5.3 בדיקות נוספות

תוצאות הבסיס שלנו משוות בין נשים (וגברים) עם 2–3 ילדים לבין אלו עם 4–5 ילדים. כדי לבצע אמידה מדויקת יותר, וכן כדי לאמוד תוצאות לגבי אימהות למספרי ילדים שונים, מוצגות בלוח 4 תוצאות שבהן כל קבוצת טיפול וקבוצת ביקורת מורכבת ממשפחות עם אותו מספר ילדים. כך, למשל, בעמודה 1, פאנל א', אנו משווים נשים עם ילד אחד לאלו עם שני ילדים; בעמודה 2, פאנל א', בין נשים עם שני ילדים לבין אלו עם שלושה ילדים, וכו'. התוצאות לגבי גברים מוצגות בלוח בפאנל ב'. הלוח מציג גם את ההבדל בקיצוץ בקצבאות הילדים בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת בכל עמודה. כך, למשל, הקיצוץ שחוו אימהות לארבעה ילדים (שנולדו לפני הרפורמה) גדול ב-21 נקודות האחוז מזה שחוו אימהות לשלושה ילדים (עמודה 3). עבור ילדים שנולדו אחרי הרפורמה הקיצוץ, שאף הוא מוצג בלוח, גדול יותר. בהתאם להבדלים בקיצוץ בקצבאות הילדים נצפה לשינויים שונים בהיצע העבודה. הקיצוץ המשמעותי ביותר מוצג בעמודות 2–4, עבור נשים (וגברים) עם 2 מול 3 ילדים, 3 מול 4 ילדים ו-4 מול 5 ילדים. לעומת זאת נשים עם חמישה, שישה ושבעה ילדים חוו קיצוצים דומים יחסית בקצבאות הילדים (עמודות 5 ו-6), והקיצוץ שחוו נשים עם שני ילדים קטן יותר (באחוזים) מזה שחוו אלו עם ילד אחד (עמודה 1).

התוצאות המוצגות בלוח 4 עולות בקנה אחד עם ההבדלים בקיצוץ בקצבאות הילדים בין קבוצות הטיפול והביקורת השונות. בפאנל א' מוצגות התוצאות עבור נשים. ניתן לראות שאימהות לשני ילדים, שחוו קיצוץ קטן יותר מאשר אימהות לילד אחד, מקטינות את היצע העבודה שלהן יחסית לאימהות לילד אחד (עמודה 1). לעומת זאת, אימהות לשלושה ילדים, אשר חוו קיצוץ גדול מזה של אימהות לשני ילדים, מגדילות את היצע העבודה שלהן יחסית לאימהות לשני ילדים (עמודה 2). תוצאה דומה (אך לא מובהקת מבחינה סטטיסטית) אנו מקבלים לגבי אימהות לארבעה ילדים לעומת אימהות לשלושה ילדים (עמודה 3), וכן לגבי אימהות לחמישה ילדים לעומת אימהות לארבעה ילדים (עמודה 4). ההשפעה של הרפורמה על אימהות לשישה (ולשבעה) ילדים אינה שונה מהותית מהשפעתה על אימהות לחמישה (ולשישה) ילדים.

התוצאות לגבי גברים (פאנל ב') דומות לאלו של נשים, עם שני שינויים. בניגוד לאימהות, אבות לשלושה ילדים לא הגדילו את היצע העבודה שלהם אחרי הרפורמה, יחסית לאבות לשני ילדים. נוסף על כך, בניגוד לנשים, המקדמים לגבי גברים שלהם ארבעה וחמישה ילדים גבוהים יחסית, וכן מובהקים מבחינה סטטיסטית (עמודות 3 ו-4). הסבר אפשרי לתוצאות אלו הוא שהחלטה לגבי יציאה לעבודה עשויה להתקבל ברמת המשפחה, בין היתר מפני הצורך לטפל

בילדים, כך שההסתברות לגידול שיעור ההשתתפות של הנשים מושפעת מזו של הגברים ולהפך.¹² התוצאות של לוח 4 עולות בקנה אחד עם תוצאות הבסיס שלנו וגם עם השערות המחקר.

לוח 4. תוצאות עבור תת-מדגמים, לפי מספר הילדים

	(1) 2-1	(2) 3-2	(3) 4-3	(4) 5-4	(5) 6-5	(6) 7-6	מספר הילדים
אחוז השינוי בקצבאות (ילדים שנולדו לפני 2003)	+23%	-20%	-21%	-17%	-7%	-4%	
אחוז השינוי בקצבאות (ילדים שנולדו אחרי 2003)	+23%	-25%	-34%	-20%	-9%	-5%	
פאנל א. נשים							
מספר הילדים	-0.0116**	0.0198***	0.0156	0.0132	-0.0203	0.0006	
*אחרי הרפורמה	(0.0048)	(0.0056)	(0.0106)	(0.0201)	(0.0334)	(0.0377)	
מספר התצפיות	75,700	53,711	26,590	8,471	2,913	1,206	
Pseudo R ²	0.1089	0.0922	0.0929	0.0922	0.0921	0.1261	
פאנל ב. גברים							
מספר הילדים	-0.0044**	-0.0050	0.0218***	0.0241**	-0.0030	-0.0171	
*אחרי הרפורמה	(0.0020)	(0.0037)	(0.0071)	(0.0116)	(0.0169)	(0.0227)	
מספר התצפיות	71,315	57,724	30,116	9,930	3,497	1,456	
Pseudo R ²	0.0736	0.0478	0.0489	0.0582	0.0697	0.0907	

התוצאות בלוח הן עבור מדגם הכולל פרטים יהודים שאינם חרדים שהיו בני 30 ומעלה בשנת 1999.

תוצאות הבסיס הציגו את השפעת הרפורמה בקצבאות הילדים על כלל אוכלוסיית הנשים והגברים (עם 2-5 ילדים), וכן על האוכלוסייה היהודית שאינה חרדית. כדי להשלים את התמונה אנו מציגים כאן תוצאות לגבי החברה החרדית ולגבי החברה הערבית. לוח 5 מציג את השפעת הרפורמה על נשים חרדיות, נשים ערביות, גברים חרדים וגברים ערבים (עמודות 1-4, בהתאמה). ניתן לראות כי נשים חרדיות מרובות ילדים לא הושפעו כלל מהרפורמה יחסית לנשים מעוטות ילדים. (איור 2 בנספח ממחיש את התוצאות האקונומטריות) נשים ערביות מרובות ילדים מגיבות לרפורמה יותר מנשים חרדיות, אך עדיין במידה שאינה שונה מבחינה סטטיסטית מאפס.

¹² נציין כי הנשים והגברים במדגם הם ממשקי בית שונים והם אינם נשואים זה לזה.

התוצאות לגבי גברים דומות אך חזקות יותר. אבות חרדים מרובי ילדים אינם מגיבים לרפורמה ולא מגדילים את היצע העבודה יחסית לאבות מעוטי ילדים. (המקדם, שאינו מובהק מבחינה סטטיסטית, הוא שלילי). לעומת זאת, אבות ערבים מרובי ילדים הגדילו את היצע העבודה לעומת אבות ערבים מעוטי ילדים, וזאת אף יותר מאבות יהודים לא חרדים.

למרות האמור לעיל יש להביא בחשבון שאנו בוחנים מדגם של חתכי רוחב שונים בכל שנה (משמע שהמדגם לא מהווה פאנל) ובקרב אוכלוסיות אלו משפחה עם שניים או שלושה ילדים היא לרוב מצב זמני, במיוחד בקרב חרדים, וגם אם בשנה מסוימת למשק בית חרדי יש מעט ילדים, ראשי הבית, בדרך כלל, רואים מצב זה כזמני; לכן ההפרדה בינם לבין משקי בית אחרים לפי מספר הילדים ברגע נתון היא פחות נקייה.

לוח 5. תוצאות לגבי החברה החרדית והחברה הערבית

	(1)	(2)	(3)	(4)
	נשים חרדיות	נשים ערביות	גברים חרדים	גברים ערבים
מספר הילדים	-0.00263	0.0210	-0.0431	0.0336***
*אחרי הרפורמה	(0.0388)	(0.0156)	(0.0466)	(0.0103)
מספר התצפיות	3,360	12,138	3,732	16,014
Pseudo R²	0.1188	0.2587	0.0367	0.1183

5.4 בדיקות עמידות

לוח 6 מציג בדיקת עמידות לתוצאות, עבור מדגם שבו נכללים רק נשים וגברים שיש להם ילד שנולד אחרי שנת 2003.¹³ הסיבה לכך היא שהקיצוץ בקצבאות עבור ילדים שנולדו לפני שנת 2003 היה קטן יחסית לקיצוץ בקצבאות עבור ילדים שנולדו אחרי שנת 2003. התוצאות של לוח 6 דומות מאוד לתוצאות הבסיסיות שהוצגו בלוחות 2 ו-3, עם עלייה מסוימת במקדמים ובמובהקותם הסטטיסטית.¹⁴

¹³ מהמדגם הושמטו פרטים רק החל משנת 2003, שכן אין לנו מידע על ילדים שנולדו אחרי 2003 עבור משפחות שמופיעות במדגם לפני 2003.
¹⁴ המקדם היחיד שנחלש באופן משמעותי הוא עבור כלל הגברים.

לוח 6. משפחות שנולד להן ילד אחרי שנת 2003

(1)	(2) יהודים לא חרדים	(3) מעל 12.3 שנות לימוד	(4) מתחת 12.3 שנות לימוד	
פאנל א': נשים				
0.0501***	0.0499***	0.0241***	0.0268***	מרבובת ילדים
(0.0187)	(0.0151)	(0.00603)	(0.00610)	*אחרי הרפורמה
57,091	44,250	18,319	25,931	מספר התצפיות
0.2739	0.0990	0.1097	0.0502	Pseudo R ²
פאנל ב': גברים				
0.00172	0.0779***	-0.00691	0.0399***	מרבובי ילדים
(0.00699)	(0.0239)	(0.00467)	(0.00932)	*אחרי הרפורמה
67,032	50,002	18,222	31,780	מספר התצפיות
0.0180	0.1457	0.0360	0.0682	Pseudo R ²

הרגרסיות בלוח מכילות את אותם משתני הבקרה כמו לוחות 2 ו-3. המקדמים של משתנים אלו הושמטו לשם הקיצור. עמודות 3 ו-4 מציגות תוצאות לגבי נשים וגברים יהודים לא חרדים.

כדי לוודא שהתוצאות עמידות לשינויים בספציפיקציה ערכנו מספר בדיקות נוספות. ראשית, שינינו את המשתנה המוסבר, ובמקום להשתמש במשתנה המודד את שיעור ההשתתפות בכוח העבודה השתמשנו בשיעור התעסוקה (התוצאות אינן מופיעות בגוף המאמר, אך הן זמינות אצל המחברים).

לאורך תקופת המדגם היו, כאמור, שינויי מדיניות רבים, ואפשר שחלקם משפיעים על התוצאות שהוצגו לעיל. כדי לבדוק זאת ערכנו את הבדיקות הבאות. ראשית, בחרנו לבדוק אם שינויים בקצבת הבטחת ההכנסה משפיעים על התוצאות. ראשית נציין כי קצבת הבטחת הכנסה אינה תלויה במספר ילדים עבור משפחות עם שני ילדים ומעלה.¹⁵ כלומר הקיצוצים בקצבה זו לאורך תקופת המדגם לא אמורים להשפיע באופן שונה על משפחות מעוטות ילדים (עם שניים או שלושה ילדים) לעומת משפחות מרבובת ילדים (עם ארבעה או חמישה ילדים). יחד עם זאת, לשינויים בקצבת הבטחת הכנסה עשויה להיות השפעה שונה על שתי הקבוצות הללו במידה ושיעור מקבלי קצבת הבטחת הכנסה אצל פרטים מרבובי ילדים הוא גבוה מאשר אצל פרטים מעוטי ילדים. אם זה אכן המצב הרי שהיציאה המוגברת של פרטים מרבובי ילדים לשוק העבודה, שאותה אנו מזהים, יכולה להיות גם תוצאה של הקיצוץ בקצבת הבטחת ההכנסה ולא רק תוצאה של קיצוץ קצבת הילדים. כדי

¹⁵ קצבת הבטחת הכנסה שונה בין משפחות ללא ילדים, עם ילד אחד, ומעל שני ילדים.

לבדוק את המנגנון הזה אנו מסתמכים על הקשר בין ההסתברות לקבל קצבת הבטחת הכנסה לבין השכלת הפרט. לכן בחרנו להסתכל על תת-מדגם הכולל רק נשים (או גברים) בעלי 12 שנות לימוד. נצפה שבהסתברות של אלה לקבל קצבת הבטחת הכנסה אין הבדל בין פרטים מרובי ילדים למעוטי ילדים. לכן, אם התוצאות שלנו נחלשות עבור תת-מדגם זה הרי שלקצבת הבטחת הכנסה יש השפעה עליהן. ברם, התוצאות עבור תת-מדגם זה לא נחלשות, והן אינן שונות מהותית מהתוצאות עבור המדגם המלא (התוצאות זמינות מהמחברים).

בנוסף נציין כי אחוז הפרטים המקבלים קצבת הבטחת הכנסה עמד בתחילת תקופת המדגם על כ-5% (וירד לאורך תקופת המדגם). כלומר גם אם ישנם הבדלים בשיעור מקבלי הקצבה בין משפחות מרובות ילדים ומעוטות ילדים, הרי שהבדלים אלו לא אמורים לייצר הטייה משמעותית באומדנים שלנו.

שינוי מדיניות נוסף שהיה עשוי להשפיע על התוצאות הוא העלאת גיל הפרישה מעבודה, שהשפיעה על היצע העבודה של פרטים גילאי 55–64 (אקשטיין ואחרים, 2017). כדי לבדוק את ההשפעה של שינוי זה על התוצאות שלנו הסתכלנו על תת-מדגם שבו דגמנו רק פרטים מתחת לגיל 55. התוצאות אינן שונות מהותית מתוצאות הבסיס שלנו, ומכאן ניתן להניח שהעלאת גיל הפרישה אינה משפיעה על התוצאות שלנו.

אשר לשאר השינויים שהתרחשו במשק (תכנית מהל"ב, מס הכנסה שלילי, מעונות היום) – ההיקף של תוכניות אלו לאורך תקופת המדגם היה קטן יחסית, ולפיכך אין זה סביר שהתוצאות שלנו מושפעות מהם מהותית.

6. חישוב גמישות היצע העבודה של משפחות מרובות ילדים על בסיס הירידה בגובה הקצבאות על היצע העבודה

כדי לחשב את גמישות היצע העבודה נעשה שימוש באומדנים שקיבלנו בלוחות 2 ו-3. אומדנים אלו הם 3.6 אחוזים עבור נשים, ו-2.3 אחוזים עבור גברים. האומדנים הללו נסבים על כלל האוכלוסייה, כאמור, פרטים שהיו בשנת 1999 מעל גיל 30.

עבור פרטים עם ארבעה או חמישה ילדים הביאה הקטנת קצבאות הילדים לירידה של כ-7.1 אחוזים בהכנסה, וזאת לעומת ירידה של כ-1.5 אחוזים עבור פרטים עם שלושה או ארבעה ילדים. ההפרש בירידת ההכנסה עקב הקיצוץ בקצבאות, עמד אפוא על 5.6 נקודות אחוזים מסך ההכנסה.

כדי לאמוד את גמישות היצע העבודה נחלק את אומדני השפעתה של הרפורמה על היצע העבודה של משפחות מרובות ילדים בהשוואה למעוטות ילדים – תוצאות המוצגות בלוחות 2 ו-3, עמודה 1 (3.6 אחוזים לנשים ו-2.3 אחוזים לגברים) – בפער בירידה במשקל ההכנסה מקצבאות

ילדים בקרב שתי הקבוצות (5.6 נקודות האחוז). תוצאת חלוקה זו נותנת גמישות של 63 אחוזים עבור נשים וגמישות של 40 אחוזים עבור גברים. במילים אחרות: ירידה של 10 אחוזים בהכנסה מביאה לעלייה של 6.3 אחוזים בהיצע העבודה של נשים במשפחות מרובות ילדים ולעלייה של 4.0 אחוזים בהיצע העבודה של גברים ממשפחות כאלה. זאת מעל לאומדני הגמישות המדווחים בספרות (גמישות כ-10 עד 40 אחוזים).

7. סיכום

במחקר זה אמדנו, לראשונה בישראל, את ההשפעה של הפחתת קצבאות הילדים על היצע העבודה. מצאנו כי להפחתת הקצבאות הייתה השפעה משמעותית על משקי הבית שבהם לפחות ארבעה ילדים מתחת לגיל 18. התוצאות מראות כי הרפורמה הביאה לעלייה של כ-3.6 נקודות אחוז בהיצע העבודה של אימהות מרובות ילדים, ושל כ-2.3 נקודות אחוז בהיצע העבודה של אבות מרובי ילדים, בהשוואה להיצע העבודה של נשים וגברים מעוטי ילדים. גידול היצע העבודה משמעותי במיוחד עבור האוכלוסייה היהודית החילונית וכן עבור אלו המתגוררים ביישובים שבהם ההשכלה הממוצעת נמוכה. לעומת זאת לא נמצא שגברים ונשים חרדים מושפעים משמעותית מהקיצוץ בקצבאות הילדים.

ביבליוגרפיה

- אקשטיין, צ', א' ליפשיץ וט' לרום (2017). תמורות בשוק העבודה, נייר מדיניות 2017.04, מכון אהרון למדיניות כלכלית.
- בנק ישראל (2013, 2016). דוחות לשנים 2012 ו-2015.
- בנק ישראל (2017). הסקירה הפיסקאלית התקופתית ולקט ניתוחים מחקרים 142, 2017.
- גוטליב, ד' וא' טולידנו (2013). השפעת ההפחתה של קצבאות הילדים על ההכנסה של המשפחה, סדרת ניירות עבודה, המוסד לביטוח לאומי.
- טולידנו, א', נ' זוסמן, ר' פריש וד' גוטליב (2009). השפעת גובה קצבאות הילדים על פריון הילודה, סדרת מאמרים לדיון 101, המוסד לביטוח לאומי.
- דויטש, צ' (2017). "השפעת 'חוק-טל' על היצע העבודה של גברים חרדים", סקר בנק ישראל, 89, 89 – 124.
- מזר, י' וא' פלד (2012). שכר המינימום, התפלגות השכר ופער השכר המגדרי בישראל, 1990 – 2009, סדרת מאמרים לדיון, בנק ישראל 1.
- מזר, י' (2015). "התפתחות השכר במגזר הציבורי והקשרים בינו לבין השכר במגזר הפרטי", סקר בנק ישראל 88, 97 – 133.
- מכון שורש (2016). השלכות כלכליות-חברתיות של איכות ההשכלה לעומת כמותה, לקחים מהניסוי הטבעי הגדול בישראל בשנות האלפיים.
- פלוג, ק' ומ' סטרבצ'ינסקי (2007). "צמיחה מתמשכת ומדיניות מאקרו כלכלית", סקר בנק ישראל 80, 73 – 103.
- צור, ש' (2017). מגבלת נזילות והון אנושי: ההשפעה של מדיניות על משפחות ערביות בישראל, סדרת מאמרים לדיון, בנק ישראל 1.
- קריאף, ת' (2008). חוק לימוד חובה חינם ומגבלת הנזילות, סדרת מאמרים לדיון, בנק ישראל 6.
- Banerjee, A. V., R. Hanna, G. E. Kreindler & B. A. Olken (2017). "Debunking the stereotype of the lazy welfare recipient: Evidence from cash transfer programs", *The World Bank Research Observer*, 32(2), 155–184.
- Blundell, R., A. Bozio & G. Laroque (2011). "Labor supply and the extensive margin", *American Economic Review*, 101(3), 482–486.

- Blundell, R., M. Costa Dias, C. Meghir & J. Shaw (2016). Female labor supply, human capital, and welfare reform. *Econometrica*, 84(5), 1705–1753.
- de Boer, H. W., E. L. Jongen & J. Kabatek (2015). The effectiveness of fiscal stimuli for working parents. IZA discussion paper series
- Cesarini, D., E. Lindqvist , M. J. Notowidigdo & R. Östling (2017). "The effect of wealth on individual and household labor supply: evidence from Swedish lotteries", *American Economic Review*, 107(12), 3917–3946.
- Cohen, A., R. Dehejia & D. Romanov (2013). "Financial incentives and fertility", *Review of Economics and Statistics*, 95, 1–20.
- Graham, J. W. & A. H. Beller (1989). "The effect of child support payments on the labor supply of female family heads: An econometric analysis". *Journal of Human Resources*, 24(4), 664–688.
- Imbens, G. W., D. B. Rubin & B. I. Sacerdote (2001). "Estimating the effect of unearned income on labor earnings, savings, and consumption: Evidence from a survey of lottery players", *American Economic Review*, 91(4), 778–794.
- Jones, D. & I. Marinescu (2018). The Labor Market Impacts of Universal and Permanent Cash Transfers: Evidence from the Alaska Permanent Fund (No. w24312). National Bureau of Economic Research.
- Liang, C. Y. (2012). "Nonparametric structural estimation of labor supply in the presence of censoring", *Journal of Public Economics*, 96(1-2), 89–103.
- Price, D. J., & J. Song (2016). *The Long-Term Effects of Cash Assistance*. Working Paper, Stanford University.

לוח נספח 1.א.: סכום הקצבה לילד (ש"ח לחודש במחירי 2016) לפי מקומו הסידורי במשפחה - 1

לילד שנולד עד 31.5.2003							
שנה	1	2	3	4	5	6	לכל ילד נוסף
1999	169.0	169.0	338.0	683.0	574.0	633.0	591.0
2000	171.0	171.0	342.0	693.0	582.0	642.0	599.0
2001	171.0	171.0	343.0	694.0	856.0	856.0	856.0
2002	152.3	152.3	301.8	613.5	758.0	758.0	758.0
2003	145.2	145.2	249.8	531.0	639.8	639.8	639.8
2004	122.0	122.0	169.5	419.0	480.5	480.5	480.5
2005	120.0	120.0	156.0	360.0	401.0	401.0	401.0
2006	148.0	148.0	178.0	329.0	329.0	329.0	329.0
2007	148.0	148.0	178.0	329.0	329.0	329.0	329.0
2008	152.0	152.0	182.0	337.0	337.0	337.0	337.0
2009	159.0	159.0	221.0	399.5	353.0	353.0	353.0
2010	165.0	180.0	267.5	446.0	366.0	366.0	366.0
2011	169.0	237.8	284.0	446.0	375.0	375.0	375.0

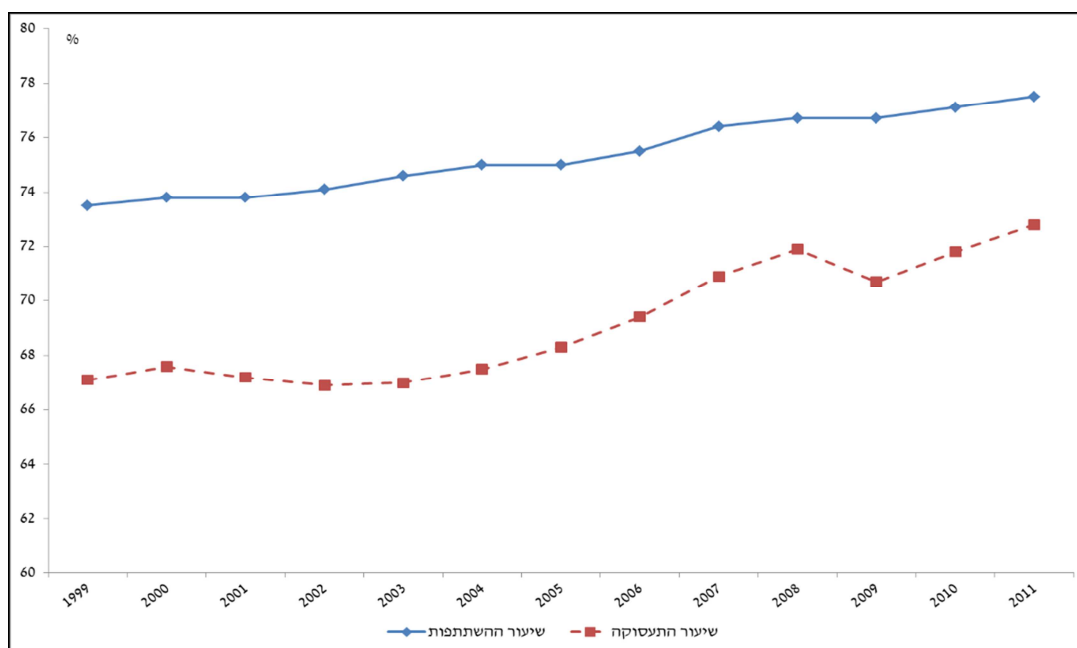
המקור: הירחון הסטטיסטי של המוסד לביטוח לאומי ועיבודי המחברים. הלוח מתאר את הקצבאות לילדים שנולדו לא יאוחר מ-31 במאי 2003.

לוח נספח 1.ב: סכום הקצבה לילד (ש"ח לחודש במחירי 2016) לפי מקומו הסידורי במשפחה - 2

לילד שנולד החל מ-1.6.2003						
שנה	1	2	3	4	5	לכל ילד נוסף
1999						
2000						
2001						
2002						
2003						
2004	122.0	122.0	122.0	122.0	122.0	122.0
2005	120.0	120.0	120.0	120.0	120.0	120.0
2006	148.0	148.0	148.0	148.0	148.0	148.0
2007	148.0	148.0	148.0	148.0	148.0	148.0
2008	152.0	152.0	152.0	152.0	152.0	152.0
2009	159.0	159.0	189.0	205.5	159.0	159.0
2010	165.0	180.0	235.5	252.0	165.0	165.0
2011	169.0	237.8	252.0	252.0	169.0	169.0

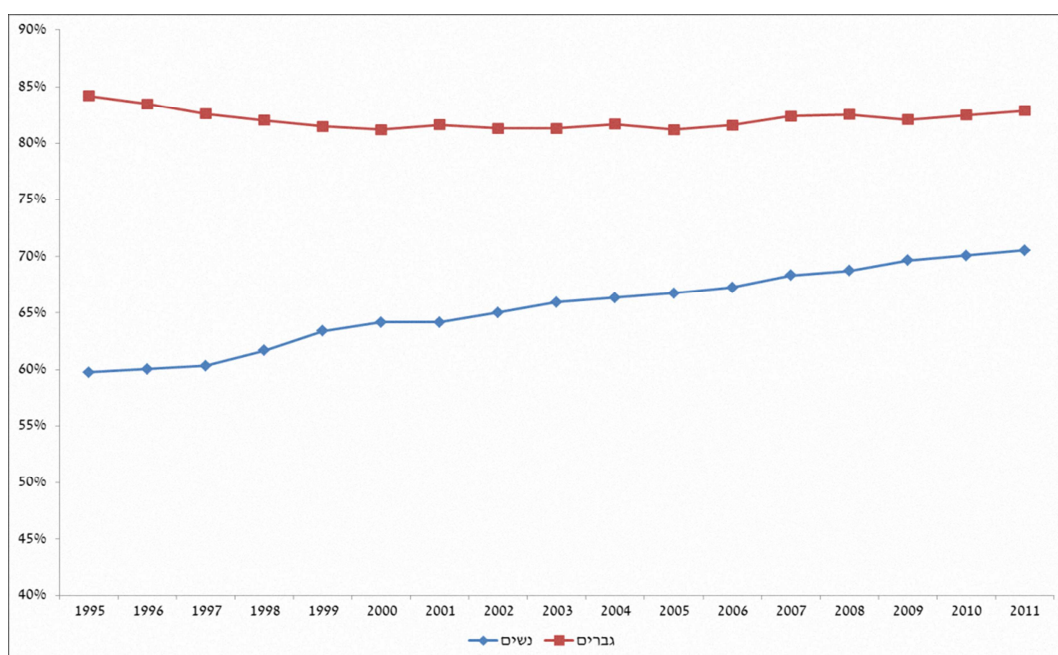
המקור: הירחון הסטטיסטי של המוסד לביטוח לאומי ועיבודי המחברים. הלוח מתאר את הקצבאות לילדים שנולדו החל מ-1 ביוני 2003.

איור נספח 1.א: שיעור התעסוקה ושיעור ההשתתפות בגילים 25 - 64



המקור: סקרי כוח אדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

איור נספח 1.ב: שיעורי ההשתתפות, גברים מול נשים בגילים 25 - 64



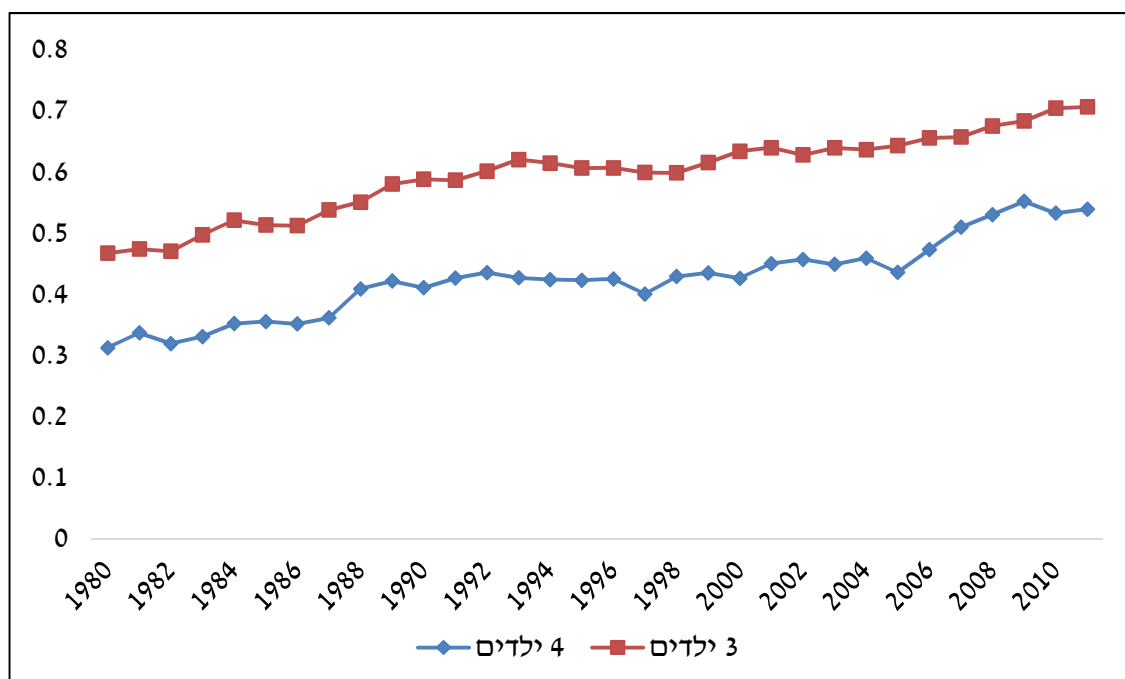
המקור: סקרי כוח אדם ועיבודי המחברים.

איור נספח 2: התפתחות שיעור ההשתתפות של נשים וגברים לפי קבוצות אוכלוסייה ומספר הילדים



המקור: סקרי כוח אדם ועיבודי המחברים.

**איור נספח 3.א: שיעור ההשתתפות של נשים בכוח העבודה:
אימהות לארבעה ילדים מול אימהות לשלושה ילדים**



**איור נספח 3.ב: שיעור ההשתתפות של גברים בכוח העבודה:
אבות לארבעה ילדים מול אבות לשלושה ילדים**

