

ההשפעה הבין-דורית של קבלת קצבאות הבטחת הכנסה בקרב אימהות חד

הוריות

ינאי שגן, אוניברסיטת בר אילן

נובמבר 2022

המחקר נעשה בתמיכת המוסד לביטוח לאומי

תקציר

מחקר זה בוחן את ההשפעות הבין-דוריות של רפורמה אשר הגדילה את גובה קצבאות הבטחת הכנסה והקלה בתבחיני הזכאות להם לאימהות חד-הוריות בישראל בשנת 1992. נמצא כי הרפורמה הביאה לעלייה בשיעור האימהות החד-הוריות המקבלות קצבת הבטחת הכנסה, ולעלייה זו נודעה השפעה רבה על התוצאים הכלכליים ארוכי-הטווח של ילדיהן. בנות לאימהות חד-הוריות שנחשפו לרפורמה בילדותן נטו יותר להיתמך ע"י קצבאות הבטחת הכנסה בעצמן כנשים צעירות, בעוד בנים לאימהות חד-הוריות חוו שיפור ניכר בהיקף התעסוקה ובהכנסות מעבודה בבגרותם. הממצאים מלמדים כי לתוכניות רווחה נדיבות עשויות להיות השלכות מיטיבות על בנים הגדלים במשפחה חד-הורית.

1. הקדמה

מדינות מפותחות רבות נוהגות להפעיל תכניות רווחה לצמצום העוני בקרב משפחות מעוטות-הכנסה.¹ תכניות אלו, המבוססות על מבחני-הכנסה, מספקות תשלומי העברה והטבות בעין למשפחות עניות העומדות בקריטריונים הקבועים בחוק, ומשמשות לרוב כמעין רשת ביטחון של מוצא אחרון. ההשפעה הישירה ביותר של תמיכה זו באה לידי ביטוי במועד קבלת הקצבה, אולם עשויות להיות לה גם השפעות בין-דוריות ארוכות טווח. מחקר זה בא לבחון כיצד משפיעה קבלת קצבאות מצד ההורה על התוצאים ארוכי הטווח של הדור הבא, בהקשר של קצבאות הבטחת הכנסה בישראל.

המתאם הבין-דורי החיובי בקבלת קצבאות מתועד היטב בספרות הכלכלית (ראו Page, 2004 – סקירת מחקרים מארצות הברית). אף על פי כן, לא ברור כמה מקשר זה הינו סיבתי ועד כמה הוא נובע ממתאם בין-דורי בהכנסות ובמאפיינים תורשתיים וסיבתיים שונים (Black et al., 2011). כך, למשל, אם ילדיהם של מקבלי קצבאות לומדים מהוריהם להיות יותר תלויים במוסדות הרווחה, ללא קשר למתאם הבין-דורי במאפייניהם של ההורים עם ילדיהם, אף עלייה זמנית בשיעור מקבלי הקצבאות עשויה להעלות את מספר מקבלי הקצבאות בעתיד.

בספרות המחקרית מוזכרים מספר מנגנונים היכולים להסביר באופן סיבתי העברה בין-דורית של קבלת קצבאות: הפחתה במידת הרתיעה מקבלת תמיכה קבועה מהמדינה; למידה ממקור ראשון על מערכת הרווחה – כיצד היא פועלת ומה צריך להיעשות כדי לזכות בקצבה; זיקה נמוכה לשוק העבודה המובילה לצמצום בהזדמנויות תעסוקתיות דרך הרשתות החברתיות של ההורים ולפגיעה אפשרית בפיתוחם של הרגלי התנהגות רצויים בהקשר התעסוקתי ובמיומנויות רכות אחרות. ואולם, מנגנונים אחרים פועלים בכיוון הנגדי: קבלת קצבאות קשורה בדרך כלל בהפחת מספר שעות עבודה של ההורים – מצב שמגדיל את מספר השעות שהם עשויים להקדיש לילדיהם; העלייה הפוטנציאלית במשאבים העומדים לרשות משק הבית עשויה להתבטא בהגדלת ההשקעה ההורית בחינוך, בבריאות ובמיומנויות הרכות של הילדים; זאת, כמו גם קיצור שעות העבודה, עשויים גם להפחית מתח וחרדה בקרב ההורים – ולהוביל לשיפור בטיב ההורות.

¹ ההוצאה הציבורית הממוצעת על תמיכה כלכלית במשפחות וילדים עומדת על כ-2% במוצע מהתמ"ג במדינות ה-OECD (על פי מאגר המידע על הוצאות חברתיות של ה-OECD).

האם ההשפעה הבין-דורית של תכניות רווחה הכוללות תמריצים שליליים להשתלב בתעסוקה הינה חיובית או שלילית היא אפוא שאלה הדורשת תשובה אמפירית. מבחינה היסטורית, מחקרים כלכליים שעניינם השפעתן של תוכניות ביטוח ורווחה ממשלתיות התמקדו בעיקר בהשלכות השליליות שלהן על התנהגות הזכאים לתמיכה, וכמעט שלא עסקו ביתרונות הפוטנציאליים הגלומים בהן לילדיהם (Aizer et al., 2022). אם התוצאים ארוכי הטווח של הילדים משתפרים בעקבות תמיכה שהממשלה מעניקה למשפחות מעוטות-הכנסה, מתן הסיוע צריך להיבחן לא רק כאמצעי לשיפור רווחה ומניעתו של סבל לא הכרחי בטווח הקצר אלא גם כהשקעה חברתית כדאית.

שני קשיים עיקריים עומדים בפני הניסיון לאמוד את ההשפעות הבין-דוריות של קבלת קצבאות: זיהוי מקור שונות אקסוגני בקבלת קצבה הורית וגישה לנתונים ארוכי טווח עבור מדגם רחב של ילדים להורים המקבלים קצבאות ולהורים אשר אינם מקבלים קצבאות. במחקר זה, אני אומד את ההשפעות הבין-דוריות של קבלת קצבת הבטחת הכנסה על תוצאיהם ארוכי הטווח של ילדים בגילים 10 עד 18 ע"י שימוש ברפורמה כלל-ארצית כניסוי טבעי. אני מנצל את הרפורמה שבוצעה בשנת 1992 בשירותי הרווחה בישראל אשר הרחיבה את גובה קצבאות הבטחת הכנסה והקלה את התבחינים להשתתפות בתוכנית בעבור אימהות חד-הוריות.² בעזרת נתונים מנהלתיים על אימהות וילדיהן לאורך השנים, אני משווה בין משתני התוצאה ארוכי הטווח של ילדים לאימהות חד-הוריות שגדלו בתקופה שלפני הרפורמה לילדים לחד-הוריות שעדיין היו ילדים בזמן הרפורמה, וזאת ביחס להפרשים המקבילים בין ילדים לאימהות נשואות, באמצעות מודל הפרש-ההפרשים.

אני מוצא כי בעקבות הרפורמה אימהות חד-הוריות הגדילו את מידת הסתמכותן על קצבאות הבטחת הכנסה והפחיתו את השתתפותן בכוח העבודה, וששינויים אלו השפיעו על התוצאים ארוכי-הטווח של ילדיהן. שיעורי קבלת הקצבאות בקרב בני הדור הבא עלו, אך כך היצע העבודה שלהם וסך הכנסותיהם מעבודה. השפעות סותרות לכאורה, הנובעות מהטרונגניות בין המינים ולאורכי שלבי החיים. הממצא לפיו עלו שיעורי קבלת קצבאות בעתיד נובע מעלייה בשיעורי קבלת הקצבאות בקרב בנות לאותן אימהות; הגידול בשיעורי התעסוקה וההכנסות מעבודה, להבדיל, נמצא בקרב בניהן. בנוסף, עולה כי הגידול בקבלת הקצבאות היה בסופו של דבר זמני והתרחש רק בגיל הבגרות המוקדמת (גיל 21–27). בשנות השלושים לחייהם, כבר לא נמצאו הבדלים בקבלת קצבאות בין אלו שנחשפו לרפורמה בילדותם לאלו שלא נחשפו לה. ההבדלים בתעסוקה

² הרפורמה אמנם הייתה רלוונטית גם לאבות חד-הוריים, אך אני מתמקד אך ורק באימהות כיוון שפחות מ-10% מההורים היחידניים בישראל הינם גברים.

ובהכנסות מעבודה, מנגד, לא התפוגגו, ומבציעים על כך שמתן הטבות הבטחת הכנסה נדיבות יותר לאימהות חד-הוריות הובילו לתרומה ארוכת טווח לדור הבא.

ממצאים אלו מדגישים את חשיבות בחינת ההשפעות חיצוניות של תכניות סיוע בתוך משק הבית, ואת הצורך בבחינת מגוון השפעות ארוכות טווח בהקשר זה, מלבד קבלת קצבאות עתידית. הסבר אפשרי לעליית שיעור מקבלות הקצבאות בקרב בנות לאימהות חד-הוריות היא אימוץ גישה פחות שלילית כלפי קבלת קצבאות והתייג הנלווה לה כתוצאה מהעלייה בשיעור קבלת הקצבאות של אימהותיהן. העלייה הכנסות הבנים בעתיד עקבית עם גידול בהשקעה מצד ההורים בעקבות עלייה ברווחת משק הבית או בכמות ו/או איכות הזמן שהאימהות משקיעות בילדיהן. מחקרם של Kalil et al. (2022) לדוגמה הצביע על כך שהרפורמה הגדולה במערכת הרווחה האמריקאית בשנות התשעים של המאה העשרים, אשר הביאה אימהות חד-הוריות מעוטות-הכנסה להסתמך על הכנסות מעבודה במקום על קצבאות, פגעה באיכות הזמן ההורי שהילדים זכו לה. יתכן אם כך שמתן תמיכה נרחבת יותר לאימהות חד-הוריות הייתה יכולה להוביל לתוצאה הפוכה. הממצא לפיו בנים זכו לשיפור ניכר בתעסוקה ובהכנסות מעבודה בעוד הבנות לא, עשוי לנבוע מהבדלים מגדריים ברמת ההשקעה ההורית במשפחות קשות-יום (Bertrand and Pan, 2013; Chetty et al., 2016; Figlio et al., 2019) או מתשואה גבוהה יותר להשקעה הורית בקרב בנים (Gayle et al., 2012; Fan et al., 2015).

מחקר זה רלוונטי למספר תחומים בספרות. אחד הוא שדה המחקר ההולך וגדל שעניינו תשלומי העברה ממשלתיים והשפעותיהם בטווח הקצר והבינוני על ילדים (Chen et al., 2015; Chetty et al., 2011; Dahl and Lochner, 2012; Dahl and Lochner, 2017; Løken et al., 2018; Milligan and Stabile, 2011). במחקרים אלו נמצא כי תוספת משאבים להורים – Earned Income Tax Credit (EITC) ותוכניות סיוע אחרות – נוטה להוביל לעלייה בהשקעה בילדים וכי זו, בתורה, מתבטאת בשיפור בתוצאים כגון ציונים במבחנים, הישגים לימודיים ובריאות. כמו כן, המחקר קשור בספרות עדכנית פחות שעניינה ההעברה בין-דורית של קבלת קצבאות, בעיקר על בסיס מחקרים תצפיתיים, המספקים ממצאים סותרים בנוגע להשפעת קצבאות על שיעור מקבלי הקצבאות בקרב הדור הבא (Antel, 1992; Beaulieu et al., 2005; Gottschalk, 1990; Gottschalk, 1996; Levine and Zimmerman, 1996; Pepper, 2000). ממצאים עדכניים יותר, המבוססים על מערכי מחקר קוואזי-ניסויים, התמקדו בעיקר בהשפעות הבין-דוריות של קצבאות

נכות (Dahl et al., 2014; Dahl and Gielen, 2021).³ יוצא דופן ורלוונטי במיוחד למחקר זה הוא מאמר שפורסם לאחרונה ע"י הארטלי ואחרים (Hartley et al., 2022) הובחן את ההשפעה של שינויים במערכת הרווחה בארה"ב על ההעברה בין-דורית של קבלת קצבאות. מחקרם הסתמך על השונית לאורך זמן ובין המדינות השונות בגובה קצבאות Aid to Families with Dependent (AFDC). הכותבים מצאו שבנות שאימותיהן קיבלו קצבאות כאשר היו בנות 12–18 היו בסיכון לתוצאים גרועים ביותר בבגרותן. ממצאיהם מלמדים שמתן קצבאות לאימהות הובילה לעלייה של 25% ויותר בסיכוי לקבל קצבאות בבגרות ושהרפורמה של שנת 1996, שנועדה להגביל את הגישה לתוכנית, החלישה את השפעה זו באמצעות עידוד מעבר לתוכניות רווחה אחרות, כמו תלושי מזון וקצבאות נכות.

2. רקע

גמלת הבטחה הכנסה מספקת סיוע למשפחות ופרטים ללא הכנסה או בעלי הכנסה נמוכה. משקי בית זכאים מקבלים מדי חודש סיוע כלכלי כספי וכן מגוון הטבות נלוות שוות-ערך, ובכלל זה סיוע בשכר דירה ובתשלום משכנתא, הנחות בתשלומי הארנונה, גישה לדיור ציבורי והנחות במגוון הוצאות כגון תחבורה ציבורית, תקשורת וחשמל. הזכאות לתוכנית מבוססת על מבחן הכנסות, אי בעלות על נכסים, ומבחן תעסוקה. כמו כן, על המבקש להיות תושב ישראל ולפחות בן 20 שנה. אלו המסוגלים לעבוד ואינם פטורים מכך לפי התבחינים הרשמיים⁴ מצופים גם לחפש עבודה באופן פעיל ולדווח מדי שבוע למשרד התעסוקה. היעדר היענות עלול לגרום אובדן של הזכות לקבל הטבות. גובה הקצבה החודשית נגזר מגובה ההכנסה החודשית, גיל, מעמד משפחתי ומספר ילדים נתמכים. חסרי הכנסה מקבלים את הקצבה המרבית בהתאם להרכב משפחתם ולקבוצת הגיל שהם משתייכים אליה. פרטים עובדים אשר הכנסתם נמוכה מההכנסה המינימלית הקבועה בחוק מקבלים קצבה חלקית ("השלמת הכנסה"). לוח תשלומים מפורט מוצג בתת-פרק 2.2. בשנת 1991, שנה לפני הרפורמה, הקצבה המרבית לאימהות חד-הוריות שגילן נמוך מ-55 שנה ולהן ילד אחד הייתה כ-2,250 ש"ח (במחירי 2010), 37.5% מהשכר החודשי הממוצע במשק באותה העת, או 72.5% משכר המינימום בזמנו.

³ דאהל ואחרים (Dahl et al., 2014) עשו שימוש בשונית האקראית בהקצאה לשופטים הבוחנים תביעות מחדשי קצבת נכות בנורבגיה שבקשותיהם נדחו ומצאו שכאשר הורה קיבל קיבצה עלה הסיכוי של ילדו לקבל קצבה בבגרותו. דאהל וגילן (Dahl and Gielen, 2021) השתמשו ברגרסיית אי רציפות לבחינת רפורמה בהולנד שהקשתה את התבחינים לקבלת קצבת נכות ומצאו ירידה בשיעור קבלת קצבאות נכות בבגרות בקרב ילדים להורים שבקשותיהם לקצבה נדחו.

⁴ אוכלוסיות אלו מוחרגות: מי שהגיעו לגיל פרישה, אימהות לילדים מתחת לגיל מסוים, אסירים המבצעים עבודות נשירות או שוהים במעצר בית, אסירים משוחררים בחודשים הראשונים לשחרורם, מכורים לסמים ולא־לכוהול, נשים הרות, נשים השוהות במקלטים לנשים, מי שמטופלים בבן בית חולה או משגיחים על בן בית הנמצא במעצר בית.

2.1. המתאם הבין-דורי בקבלת קצבאות רווחה

מרבית מקבלי קצבאות הבטחת ההכנסה הם פרטים עם ילדים נתמכים המקבלים את התמיכה המרבית שהתוכנית יכולה להעניק, שכן גובה התשלום עולה בהתאם לגודל המשפחה. ילדיהן של משפחות אלו נוטים יותר מאחרים להיתמך בקצבאות בהמשך חייהם. נמצא כי בארה"ב הסיכון של בנות לאימהות מקבלות קצבאות להיתמך בקצבאות בגיל 27 גבוה פי 2.45 מזה של נשים אחרות (Page, 2004). חישוב של מדד הסיכון⁵ המקביל בישראל על סמך כלל אוכלוסיית הנשים בישראל שנולדו בין השנים 1974–1986 מעלה ממצא די דומה לזה שבארה"ב: הסיכוי שבנותיהן של מקבלות קצבאות הבטחת הכנסה יקבלו הבטחת הכנסה כשהיו בנות 27 גבוה פי 3.15 מאשר בנות לאימהות שלא קיבלו קצבה.⁶

2.2. הרפורמה

בחודש אפריל 1992 חוקקה כנסת ישראל את חוק משפחות חד-הוריות, אשר הגדיל את רמת התמיכה במשפחות מסוג זה. החוק הגדיל את סכום הקצבאות ואת תקרת ההכנסה המזכה לגמלה למשקי בית שיש בהם הורה יחיד. החוק נחקק כשלוש שנים לאחר שעלה לראשונה כהצעת חוק פרטית. עד אז, הקצבה החודשית המרבית שיכלו לקבל אימהות חד-הוריות לילד אחד אם נמצאו זכאיות לכך הייתה 30% מהשכר הממוצע במשך השנתיים הראשונות. לאחר שנתיים של קבלת קצבאות, זכאותן עלתה ל-37.5% מהשכר הממוצע במשך אימהות לשני ילדים או יותר קיבלו תוספת של 5%. רק משקי בית שהכנסתם הייתה נמוכה מ-47% מהשכר הממוצע במשך היו זכאים לקצבה.

בעקבות הרפורמה, הקצבה המרבית לאם חד-הורית לילד אחד עלתה ל-42.5% מהשכר הממוצע במשך כבר מהשנה הראשונה. אימהות חד-הוריות לשני ילדים או יותר קיבלו תוספת של 5% נוספים. התבחינים לזכאות עודכנו, וכעת אימהות חד-הוריות שהכנסתן הגיעה עד 80% מהשכר הממוצע במשך היו זכאיות לקצבה. נוסף על כך, החוק החדש העניק לאימהות חד-הוריות מספר הטבות נוספות בתשלומי מס הכנסה, מעונות יום ובתי ספר. בשנים 1994 ו-1995, החוק לצמצום ממדי העוני והפערים בהכנסות והתיקונים שהוכנסו בחוק משפחות חד-הוריות

⁵ מוגדר כ- $\frac{P(\text{welfare} = 1 | \text{parental welfare} = 1)}{P(\text{welfare} = 1 | \text{parental welfare} = 0)}$

⁶ כדי לאפשר השוואה, אימצתי את אותן הגדרות ואת משך הזמן הנבחן במאמרה של פייג' (Page, 2004), אשר בחנה את המתאם הבין-דורי בקבלת קצבאות בין אימהות לבנותיהן שנולדו בשנים 1951–1966.

הקלו את התבחינים לזכאות באמצעות הרחבה של ההגדרה "הורה חד-הורי" לקבוצות נוספות⁷ והעלו את הזכאות בעוד 2.5% מהשכר הממוצע לכל אחד משני הילדים הראשונים במשק בית שיש בו הורה אחד. באותה תקופה לא חל שינוי בקצבאות שזכו להן נשים נשואות. מבנה התשלומים נותר בלא שינוי עד 2003, אז הוקשחו תנאי הזכאות להבטחת הכנסה, וההטבות צומצמו לכל סוגי משקי הבית.

באיור 1 מוצג מבנה לוח התשלומים למשקי בית שיש בהם הורה יחיד לילד אחד לפני הרפורמה ולאחריה. ציר ה-X מציג את ההכנסות של משק הבית יחסית לשכר הממוצע במשק; ציר ה-Y מציג באופן דומה את הכנסות משק הבית בתוספת קצבת הבטחת הכנסה. לפני 1992, אימהות חד-הוריות זכאיות וחסרות כל הכנסה קיבלו תשלום כספי השווה ל-30% מהשכר הממוצע במשק; כל ההכנסות שמעל רמה זו אך מתחת ל-17% מהשכר הממוצע לא פגעו בגובה הקצבה. הכנסה שמעל רמה זה הובילה לירידה הדרגתית בהטבות עד כדי 0% תמיכה למי שהרוויחו 47% מהשכר הממוצע או יותר מכך. בשנת 1992 עלתה כל העקומה: הסף העליון כעת, 57%, ירד באופן מתמשך והדרגתי עד שהכנסות משק הבית הגיעו ל-80% מהשכר הממוצע במשק, אז התאפסו הקצבאות לחלוטין. בשנת 1994, בעקבות חקיקת החוק לצמצום ממדי העוני והפערים בהכנסות, עלתה העקומה ב-2.5% נוספים.

השינוי הצפוי בהיצע העבודה של נשים אלו תלוי בהכנסות משק הבית לפני הרפורמה. נשים זכאיות שהכנסותיהן היו נמוכות מהסף של 47% לפני הרפורמה חוו אפקט הכנסה שלילי אך לא חוו אפקט תחלופה כיוון שהכנסתן הכוללת עלתה מבלי לשנות את ערכו של שקל שולי נוסף מעבודה. אלו שהכנסותיהן חצו את הסף אך נותרו עם הכנסה פחותה מ-80% מהשכר הממוצע במשק חוו הן אפקט הכנסה והן אפקט תחלופה שלילי כיוון שלצד העלייה בסך הכנסותיהן, הערך השולי של כל שקל נוסף שהכניסו ירד גם כן. נשים אשר הרוויחו מעט יותר מ-80% תומרצו גם הן למעשה לצמצם את היצע העבודה שלהן בשביל לעמוד בתבחינים לזכאות להטבות הנלוות להבטחת הכנסה במחיר של פגיעה קלה בהכנסותיהן. ההשפעה החיובית היחידה על תעסוקה יכולה הייתה להתרחש בקרב נשים אשר הכנסותיהן היו בקרבת סף ההכנסה הקודם (סף ה-47%). נשים בסף זה היו עשויות לרצות להגדיל את שעות העבודה היקף עבודתן כדי להתמקם בתחום 47–80% ולקבל השלמת הכנסה - מצב שבעבר לא התאפשר. ככלל, אפשר היה לצפות שאימהות חד-הוריות יצמצמו את היקף עבודתן ויגבירו את תלותן בקצבאות בעקבות הרפורמה. תוצאות החקיקה על תעסוקתן של אימהות חד-הוריות במהלך שנות התשעים כבר נאמדה במחקריהם של

⁷ כולל נשים פרודות ונשים עגונות.

פלוג וקציר (Flug & Kasir, 2006) ושל פריש וזוסמן (Frish & Zussman, 2008). אף שבשני המחקרים הללו נמצא כי הרפורמה הביאה לירידה בהיקף התעסוקה של אימהות חד-הוריות, ממצאיהם בנוגע לעוצמת ההשפעה נבדלו במעט.⁸

3. נתונים

הנתונים על כלל האימהות הישראליות בשנים 1988–1995 וילדיהן סופקו ע"י המוסד לביטוח לאומי ונותחו בחדר המחקר במשרדי המוסד שבירושלים. הנתונים כוללים מידע על הכנסות מקצבאות הבטחת הכנסה וקצבאות נוספות, הכנסות מעבודה (שכירה) בשנים 1988–2016, שנת לידה, מין, והיסטוריה מלאה של מצב משפחתי וילודה.⁹ ככלל, הנתונים מספקים תמונה מקיפה ואמינה על תוצאות בשוק העבודה וקבלת קצבאות בקרב אימהות וצאצאיהן. הנתונים אינם כוללים מידע על מספר שעות העבודה של הפרט, נכסיו, והכנסותיו שלא מעבודה (למעט קצבאות). בשל כך, לא קיימת אפשרות לזהות האם פרט שאינו מקבל הבטחת הכנסה זכאי לה, כיוון שהזכאות נקבעת על פי סך כל מקורות ההכנסה של משק הבית.

אני מתמקד בשני מדגמים עיקריים. הראשון משמש לבחינת השפעותיה קצרות הטווח של הרפורמה על תלות אימהות חד-הוריות בהבטחת הכנסה והיקף התעסוקה שלהן. בתקופה הנחקרת כמעט שלא היו אימהות חד-הוריות ערביות או חרדיות. כמו כן, שיעור גבוה יחסית מהאימהות החד-הוריות במהלך השנים הללו אינן ילידות הארץ, בין היתר בעקבות גל ההגירה הגדול מברית המועצות בשנות התשעים המוקדמות. כדי לבצע השוואה בין אימהות דומות, המדגם הוגבל לאימהות חד-הוריות יהודיות לא חרדיות ילידות ישראל בגילים 24–51. המדגם, הבנוי כ repeated cross-section של כל האימהות שעמדו בקריטריונים אלו בשנים 1988–1995, כולל 2,599,759 תצפיות בסך הכל. טבלה 1 מציגה נתונים מסכמים על אימהות נשואות וחד-הוריות בשנת 1991 עבור מדגם זה.¹⁰ לפני הרפורמה של שנת 1992, אימהות חד-הוריות כבר הסתמכו על קצבאות הבטחת הכנסה יותר מאימהות נשואות, ועבדו פחות מהן. בקרב אימהות חד-הוריות, 57% היו מועסקות ו-14% קיבלו קצבאות, בעוד 64% מהאימהות הנשואות היו מועסקות, ורק 2% מהן קיבלו הבטחת הכנסה. אימהות חד-הוריות היו גם מעט מבוגרות יותר (36.8 בהשוואה ל-34.9). ההכנסה השנתית הממוצעת הייתה שווה בשתי הקבוצות (בערך 37,000

⁸ פלוג וקציר (Flug & Kasir, 2006) מצאו ירידה של שש נקודות האחוז בשיעור התעסוקה של נשים חד הוריות בטווח הקצר, ואילו פריש וזוסמן (Frish & Zussman, 2008) מצאו כי האפקט הוא כמחצית מכך.

⁹ עבור 1988 קיימים נתונים על קבלת קצבאות אך לא על סכום ההעברות.

¹⁰ כל המחירים הנקובים הומרו למחירים ריאליים במונחי שנת 2010 על סמך מדד המחירים לצרכן.

ש), אך ההכנסה הכוללת של משקי הבית של אימהות נשואות הייתה גבוהה בהרבה כיוון שמשקי בית אלו כללו מפרנס שני. יש ציין כי הזיהוי באמידת הפרש-ההפרשים אינו מתבסס על העדרם של הבדלים בין מאפייני קבוצת המחקר וקבוצת הביקורת. המודל, עם זאת, אינו מאפשר הפרה של ההנחה בדבר מגמות זהות לאורך זמן (The common trends assumption) - ההנחה שהתנהגות הפרטים בשתי הקבוצות הייתה נותרת ללא שינוי אלמלא הרפורמה. המדגם השני משמש לאמידת ההשפעות הבין-דוריות של הרפורמה. הוא כלל את כל הילדים שנולדו לאותן נשים בין השנים 1971–1982. כפי שיוסבר בהרחבה בהמשך הדברים, בני השנתונים 1971, 1972 ו-1973 גדלו לפני הרפורמה, ולא סביר שהושפעו ממנה, ואילו השנתונים 1974–1982 נחשפו לתנאי הרפורמה בילדותם. מדגם זה כולל 348,099 ילדים. תוצאיהם של כל אחד מילדים אלו בתעסוקה זמינים בנתונים מגיל ילדות עד גיל 35.¹¹

4. שיטת המחקר

ההשפעה של הרפורמה על אימהות חד-הוריות בשוק העבודה היא מפתח להבנת השפעתה על ילדיהן. כדי לאמוד את השפעת הרפורמה על תוצאיהן של אימהות חד-הוריות בטווח הקצר, אני עושה שימוש באמידת הפרש-ההפרשים. אימהות נשואות שלא הושפעו מהרפורמה משמות כקבוצת הביקורת. ספציפית, אני משווה בין תוצאותיהן של אימהות נשואות בשוק העבודה לאלו של אימהות חד-הוריות לפני הרפורמה ואחריה בשנים 1988–1995 באמצעות הנוסחה הבאה:

$$(1) Y_{it} = \alpha + \beta * Single_{it} * Post_{it} + \gamma * Single_{it} + \delta_t + X_{it}\Phi + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} הוא משתנה התוצאה של אשה i בשנה t ; $Single_{it}$ שווה ל-1 אם אישה i לא הייתה נשואה בשנה t ו-0 אחרת; $Post_t$ שווה ל-1 אם $t \geq 1992$, ו-0 אחרת; δ_t הוא האפקט קבוע ברמת השנה; X_{it} הוא וקטור מאפיינים אישיים הכולל גיל, גיל בלידה ראשונה, מספר ילדים נתמכים וגיל הילד הצעיר ביותר;¹² ε_{it} הן הפרעות אקראיות. β הוא אומדן הפרש-ההפרשים. סטיות התקן הנאמדות מאפשרות מתאם בהפרעות האקראיות ברמת הפרט. המודל מניח שאלמלא הרפורמה היו

¹¹ על הקבוצות המבוגרות ביותר נאספו הנתונים לאורך תקופה ממושכת ביותר. בתת-פרק 6.3 המדגם מוגבל לילדים שנולדו בשנים 1971–1977 כדי לבחון תוצאים עד גיל 40.

¹² בעוד מספר הילדים הנתמכים וגילם עשויים להיות אנדוגניים לרפורמה, לא מצאתי כל עדות לכך שלרפורמה הייתה כל השפעה על מספר הילדים. בכל מקרה, הממצאים אינם רגישים להשמטת או הכללת משתני בקרה אלו (התוצאות אינן מוצגות אך זמינות לפי דרישה).

ההבדלים בין הקבוצות נותרים כשהיו, ושמצב משפחתי הינו אקסוגני לרפורמה. אני עוסק בתוקפן של הנחות אלו בתת-פרק 5.1.

אני בוחן גם את ההבדלים בין שתי הקבוצות בכל שנה ושנה, החל בשנים שקדמו לרפורמה והמשך באלו שאחריה, זאת באמצעות משוואת event study כמפורט:

$$(2) Y_{it} = \sum_{t=1988}^{t=1995} [\beta_t * Year_t * Single_{it} + \gamma * Single_{it} + \delta_t + X_{it}\Phi + \varepsilon_{it}$$

כאשר $\sum_{t=1988}^{t=1995} Year_t * Single_{it}$ הוא וקטור של אינטראקציות בין $Single_{it}$ למשתני הדמי של השנה. השנה המושמטת היא 1991 (השנה שלפני הרפורמה). המודל מאפשר לבחון את ההבדלים במגמות בין אימהות חד-הוריות לאלו הנשואות בתקופה שקדמה לרפורמה ולבחון את תוקף ההנחה המזוהה העיקרית. נוסף על כך, אמידה זו מאפשרת לבחון את השינויים בהשפעת הרפורמה לאורך זמן.

כדי לאמוד את ההשפעות ארוכות הטווח על ילדים, אני מתמקד בילדים שנולדו בשנים 1971–1982. השנתונים 1971–1973 לא נחשפו לרפורמה בילדות כיוון שכבר היו בגירים בשנת 1992, ולא סביר שהושפעו ממנה בגיל זה. לרבים מהם לא היו אחים צעירים מהם, ולכן אימהותיהן לא היו זכאיות להטבות שזכו להן רק אימהות חד-הוריות לילדים שגילם פחות מ-18. נוסף על כך, בגיל 18 היו מרביתם כבר מחויבים בגיוס. לעומתם, ילדים שנולדו בשנים 1974–1982 היו בני 10–18 בשנת 1992, ונחשפו לרפורמה מגיל זה ואילך. כיוון שבני כל השנתונים נחשפו לרפורמה מגיל 19 לפחות, ההבדל בין "קבוצת הביקורת" ל"קבוצת המחקר" הינה בחשיפה במשך תקופת נעוריהם, תקופה שנמשכה שנה עד שמונה שנים. אני אומד את ההשפעה הממוצעת של מידה שונה זו של חשיפה לרפורמה בילדות באמצעות הנוסחה הבאה:

$$(3) Y_{ic} = \alpha + \beta * Treat_i * Post_c + \gamma * Treat_i + \delta_c + X_i\Phi + \varepsilon_{ic}$$

Y_{ic} הוא התוצא של ילד i , ו- c הוא שנתון הלידה; $Treat_{ic}$ הוא משתנה בינארי שערכו 1 אם אימו של הילד הייתה חד-הורית כשנכנסה הרפורמה לתוקף ו-0 אם לא; $Post_c$ ערכו 0 אם הילד נולד בשנים 1971–1973 ו-1 אם הילד נולד בשנים 1974–1982; δ_c הוא אפקט קבוע ברמת ההשתייכות לשנתון מסוים; X_{ic} הוא וקטור מאפיינים אישיים ומאפייני האם, הכולל את מין הילד, מספר האחים, גילו של האח הצעיר ביותר במשפחה, גיל האם בלידה הראשונה, מצבה התעסוקתית, האם היא מקבלת קצבת הבטחת הכנסה, וסט משתני דמי עבור שנת לידת האם. כל המשתנים הללו נמדדו שנה אחת לפני כניסת הרפורמה לתוקף, ולפיכך בהכרח לא הושפעו ממנה. ε_{ic} הן הפרעות

אקראיות, הנאמדות תוך אפשרות למתאם בהפרעות האקראיות ברמת האם. יש לשים לב שכיוון שלא כל האימהות החד-הוריות הושפעו מהרפורמה, יש להתייחס ל- β כ- intention-to-treat (ITT). כדי לעמוד על ההבדלים בהשפעת הפרומה לפי גילם במועד כניסת הרפורמה לתוקף, נעשה שימוש גם במשוואת ה event study הבאה:

$$(4) Y_{ic} = \sum_{a=10}^{a=21} \beta_a 1[1992 - cohort = a] * Treat_i + \gamma * Treat_i + \delta_c + X_i \Phi + \varepsilon_{ic}$$

כאשר α מציין את גיל הילד בשעת כניסת הרפורמה לתוקף, וטווח הגילים נע בין 10–21, בהשמטת הגיל 19. מקדמי ה-Event study β_α מתייחסים להשפעת החשיפה לרפורמה בגיל α (יחסית לגיל שהושמט – 19) על משתנה התוצאה Y_{ic} . המקדמים של השנתונים שלא נחשפו לרפורמה משמשים לבחינה נוספת של הנחת ה common trends.

5. השפעה על התוצאים קצרי הטווח בקרב אימהות חד-הוריות

לוח 2 מציג את אומדני השפעת הרפורמה על תוצאותיהן של אימהות חד-הוריות בשוק העבודה על פי משוואה מס' 1. ממוצע המשתנה הבלתי תלוי לאימהות חד-הוריות בתקופה שקדמה לרפורמה מוצג לצד כל אומדן. בעקבות הרפורמה נצפתה עלייה של 4.8 נקודות אחוז (36%) בשיעור מקבלות הקצבאות מקרב האימהות החד-הוריות ועלייה דומה במספר החודשים שקיבלו קצבאות. בה-בעת, שיעור המועסקות ירדו ב-0.9 נקודות אחוז (1.5%), ומספר חודשי התעסוקה השנתי הממוצע ירד במעט יותר מ-3%. ההכנסה השנתית הממוצעת מקצבאות עלתה ב-1,700 ₪ (90%), ממצא המשקף את השינוי הן בשיעור מקבלות קצבת הבטחת הכנסה הן בגובה הקצבאות לאימהות חד-הוריות. ההכנסה השנתית הממוצעת מעבודה ירדה ב-1,900 ₪ (5%) בממוצע. הנתונים המנהלתיים אינם כוללים כאמור מידע על מספר שעות התעסוקה השבועיות, אולם התוצאות מרמזות על כך שמקור הירידה בהכנסות מעבודה אינו רק בירידה בשיעורי התעסוקה. בהנחה שאלו שחדלו לעבוד השתכרו עד אז את השכר הממוצע בקרב אימהות עובדות (67,900 ₪), הירידה בתעסוקה יכולה להסביר לא יותר מ-35% מהירידה השנתית בהכנסות. זה מצביע על כך שחלק לא מבוטל מהשינוי בהיצע העבודה של אימהות הוריות התבטא בירידה בהיקף שעות העבודה.¹³

¹³ נתונים מסקרי ההכנסות וההוצאות של משקי בית של הלמ"ס גם הם מצביעים על כך שאימהות חד-הוריות צמצמו את היקף עבודתן בעקבות הרפורמה של 1992. שבוע העבודה הממוצע של אימהות חד-הוריות יהודיות ילדות

כלל הכנסותיהן של האימהות החד-הוריות, משכר ומקצבאות גם יחד, עלו, אך העלייה איננה מובהקת. אולם, מדידה זו איננה לוקחת בחשבון את ערכן של ההטבות הנלוות שקיבלו האימהות החד-הוריות הזכאיות לקצבה ואת הערך הגלום בהפחתה במספר שעות העבודה.¹⁴ סביר כי שניהם הובילו לעלייה בהכנסה הפנויה בניכוי הוצאות הכרחיות של משק הבית. זאת, לצד העובדה שמתן קצבאות נדיבות יותר לא יכלה לפגוע ברווחתן של אימהות חד-הוריות בטווח הקצר, מרמזים על שיפור ברווחת משק הבית.

בחלקו התחתון של לוח 2 ניתן לראות גם את השפעת הרפורמה על הסיכוי שאימהות חד-הוריות יקבלו קצבאות כשהן מועסקות, שיקבלו קצבאות כשאין הן מועסקות או שיהיו מועסקות בלא לקבל קצבאות. כזכור, הרפורמה אפשרה לאימהות חד-הוריות להשתכר עד 80% מהשכר הממוצע במשק בלא לאבד את זכאותן לקצבה. בהתאם לכך, ניתן לראות כי כמחצית מהעלייה בקבלת הבטחת הכנסה הייתה כרוכה בעלייה בשיעור המועסקות המקבלות קצבה ("תוספת השלמת הכנסה").

תרשים 2 מציג את תוצאות אמידת מודל ה-event-study (ראו משוואה מס' 2) בעבור התוצאים הבאים: קבלת קצבאות, הכנסה שנתית מקצבאות, תעסוקה והכנסה שנתית מעבודה. ניתן לראות כי ההפרשים בתוצאים בין אימהות חד-הוריות לאימהות נשואות היו די קבועים בשנים שקדמו לרפורמה וכי רק בשנת 1992 נוצר בין הקבוצות פער ברור. היעדר הבדלים משמעותיים בין הקבוצות בתקופה שקדמה לרפורמה מספקים תמיכה להנחתה - common trends ואינה מספקים כל עדות להתנהגות מקדימה מצד אימהות חד-הוריות. מבחינת ההפרשים בשנים שלאחר הרפורמה נראה כי השפעת הרפורמה גדלה בהדרגה במשך הזמן. עלייה זו עקבית עם הרחבת מודעות הדרגתית לשינוי בתנאי הגמלה עבור אימהות חד-הוריות ועם כך שלנשים נדרש זמן-מה כדי להתאים את היצע העבודה שלהן למצב החדש.

ישראל פחת מ-37.1 שעות (ס"ת = 10.5) בשנים 1990-1991 ל-34.6 בשנים 1992-1993 (ס"ת = 11.7). במקביל, נרשם רק שינוי זניח (מ-32.5 ל-33) בהיקף שעות העבודה של נשים נשואות.
¹⁴ הערכה שמרנית של ערך ההטבות הנלוות שניתנו לאימהות חד-הוריות הזכאיות להבטחת הכנסה עומדת על כ-25,000 ש"ח לשנה. הערכה זו מתבססת על מספר מקורות משניים ממגוון משרדי ממשלה באתר שנים. לטובת החישוב הנחתי כי האם החד-הורית הממוצעת שכרה דירה בגודל ממוצע ושילמה ארנונה בגובה הממוצע הכלל ארצי לדירה בגודל זה. לטובת חישוב ערך ההנחות במעונות לילדים ובתשלומי בית הספר, הנחתי שגיל הילדים במשק הבית הינו הגיל הממוצע במשפחות ש חד-הוריות בשנת 1991. החישוב מתעלם מערכו של דיור ציבורי כיוון שרק מעטים מקרב מקבלי הקצבאות נהנו מהטבה זו.

היעדרם של הבדלים משמעותיים לפני הרפורמה מספקת עדות תומכת להנחה המרכזית של אסטרטגיית הזיהוי במובן זה שנראה כי אימהות חד-הוריות ואימהות נשואות היו על מסלולים מקבילים במונחי תוצאות בשוק העבודה בשנים שלפני הרפורמה. ואולם, האומדים עשויים עדיין להיות מוטים במקרה בו הרפורמה עודדה נשים להיעשות חד-הוריות או להישאר כאלה.

כדי לקבוע אם המצב המשפחתי הושפע באופן אנדוגני, אני מתחיל בבחינת שיעורן של החד-הוריות בקרב אימהות לילדים מתחת לגיל 18 לאורך הזמן (ראו תרשים 3). נראה ששיעורן של אימהות חד-הוריות גדל בהתמדה במשך התקופה; ואולם, לא נראה כל שינוי בשיעורם לאחר 1991. כדי לבחון זאת באופן פורמלי יותר, אני אומד את הסיכוי שאם תהיה חד-הורית בשנים שאחרי הרפורמה תוך פיקוח על המגמה לאורך זמן, באמצעות מספר מודלים שונים. התוצאות מלמדות שהרפורמה לא עודדה אימהות להישאר חד-הוריות או להיעשות כאלה (ראו לוח A1 בנספח). השינוי הנאמד בסיכוי להיות חד-הורית בשנים שלאחר הרפורמה שלילי וזניח בגודלו. ממצא זה עקבי עם ממצאים קודמים בדבר העדרם של שינויים משמעותיים במצב ובהרכב המשפחתי בעקבות רפורמות במערכת הרווחה האמריקאית (Moffitt, 2008).¹⁵

חשש נוסף הינו כי תוצאות האמידה מושפעות משינויים בהרכב הנשים ומאפייניהן לאורך זמן. כבדיקה נוספת, אני אומד את משוואה 1 עם אפקט קבוע ברמת הפרט לאחר הגבלת המדגם לאימהות עם תצפיות מרובות לאורך התקופה הנחקרת. הכללת אפקט קבוע ברמת הפרט מגבילה את השונות המשמשת לאמידה לשינויים במצב המשפחתי לאורך זמן.

בעוד כמה מההשפעות הנאמדות נבדלות זו מזו בגודלן גם הן מצביעות על כך שהרפורמה הובילה לעלייה בקבלת קצבאות ולירידה בהכנסה מעבודה (ראו לוח A2 בנספח). מעניין לציין כי לפי תוצאות אמידה זו אימהות חד-הוריות חוו ירידה מובהקת בסך הכנסותיהן, משכר ומקצבאות יחד, בעקבות הרפורמה. ערכן של הטבות הנלוות להבטחת הכנסה לבדן אינו יכול להסביר זאת, שכן שווין לא גבוה דיו בכדי לפצות על הירידה הנצפית בהכנסה משולבת. הדבר מלמד על כך שמקור חלק מהירידה בסך ההכנסות הינו בהמרתן של שעות עבודה בשוק העבודה לטובת עבודה במשק הבית, טיפול בילדים או פנאי.

¹⁵ מאמידת השינוי בסיכוי של אימהות חד-הוריות ללדת ילד נוסף לאחר הרפורמה עולה כי גם כי לרפורמה לא הייתה כל השפעה על החלטות ילודה במשק הבית (התוצאות אינן מוצגות).

6. השפעה בין-דורית

לוח 3 מדווח את תוצאות אמידת הפרש-ההפרשים על תוצאי הילדים בשוק העבודה בבגרותם, כמפורט במשוואה 3. התוצאות המדווחות הינן תוצאות מצטברות עבור גילים 21–35. הממצאים מלמדים על עלייה בשיעורי קבלת הקצבאות וכן על שיפור בהכנסות מעבודה ובתעסוקה. חשיפה לרפורמה בילדות הובילה לעלייה של כחצי חודש בממוצע במספר החודשים עבורם התקבלו קצבאות הבטחת הכנסה מגיל 21 עד 35 (עלייה של 25%) ולעלייה של כ-1,150 ₪ בממוצע בהכנסות מהבטחת הכנסה (עלייה של 29%). בה-בעת, ילדים לאימהות חד-הוריות שנחשפו לרפורמה עבדו 3.3 חודשים יותר בסך הכל מגיל 21 עד גיל 35 בהשוואה לכאלו שלא נחשפו לה (עלייה של 3%), והכנסותיהם מעבודה עלו ב-107,000 ₪ (עלייה של 8%).

נוסף על כך, אנו רואים עלייה בשיעור הילדים שעבדו אי פעם או קיבלו קצבאות עד גיל 35. ממצא זה מרמז שחלק מהעלייה בקבלת הקצבאות באה על חשבון יציאה מוחלטת משוק העבודה הפורמלי ומערכת הרווחה, ולא כתחליף להשתתפות בכח העבודה. עם זאת, שינוי זה אינו יכול להסביר עלייה בהיצע העבודה וההכנסות ממנה. נראה שההסבר לכך הוא שבנים ובנות לאימהות חד-הוריות נבדלו זה מזה בהשפעה הבין-דורית של קצבאות הבטחת הכנסה.

כבדיקה נוספת, אני אומד גם את ההשפעות הבין-דוריות המרכזיות לאחר הגבלת השונות המזהה לשונות בחשיפה לרפורמה בילדות בתוך אותם משקי בית. אמידה זו נעשית באמצעות הגבלת המדגם למשפחות שיש בהן לפחות ילד אחד ש"נחשף" ואחד ש"לא נחשף", ואמידה מחדש של משוואה 3 בתוספת אפקט קבוע ברמת האם. התוצאות דומות ביותר (ראו לוח A3 בנספח).

6.1 הבדלים מגדריים

בלוח 4 מדווחת ההשפעה על התוצאים ארוכי הטווח של הילדים לפי מין. התוצאות מלמדות שבקרב בנות נרשמה מרבית העלייה בקבלת הבטחת הכנסה ואילו בקרב בנים נרשמה עיקר ההשפעה על תעסוקה ועל הכנסות מעבודה. בנות לאימהות חד-הוריות שגדלו בתקופה שאחרי הרפורמה קיבלו קצבאות הבטחת הכנסה 0.8 חודשים יותר בממוצע מגיל 21 עד 35 (עלייה של 27%) וצברו 1,950 ₪ יותר, בממוצע, בהכנסה מהבטחת הכנסה (עלייה של 36%). ההשפעה המקבילה על בנים קטנה ולא מובהקת. הסבר אפשרי לכך עשוי להיות שאימהות שימשו את בנותיהן כמודל לחיקוי משמעותי יותר מאשר את בניהן. יש לזכור כי הרפורמה הובילה רק לירידה מתונה בשיעור התעסוקה של האימהות, ולכן אין זה סביר שהעלייה בקבלת קצבאות בדור הבא נגרמה בשל השתתפות נמוכה של אימהות בשוק העבודה. יהיה קשה גם להסביר זאת

באמצעות מנגנון העברת מידע שבו מידע על קצבאות עובר בהצלחה מאימהות לבנותיהן אך לא לבניהן.

בחינה של השפעת הרפורמה על תעסוקת הילדים ועל הכנסותיהם בעתיד מספקת תמונת מראה: השפעות זניחות ולא מובהקות עבור בנות אך משמעותיות ומובהקות בקרב בנים. היעדרה של השפעה שלילית משמעותית על תעסוקת בנות ועל הכנסותיהן מציעה שהעלייה בקבלת קצבאות בקרבן לא באה במחיר של ויתור נרחב על הכנסות מעבודה. ממצא זה נתמך גם בעלייה המובהקת בסבירות להיות מועסק או לקבל קצבאות רווחה עד גיל 35, המופיעה רק בקרב בנות. בקרב בנים נרשמה עלייה של 4.5 חודשים במספר חודשי התעסוקה בגילים 21–35 (עלייה של 4.6%) ועלייה של 109,000 ₪ (12%) בהכנסה המצטברת מעבודה. שיפור זה בהכנסות הוא גידול ניכר למדי. ילדים לאימהות חד-הוריות שלא נחשפו לרפורמה הרוויחו בממוצע כ-30% פחות מילדים שנולדו לאימהות נשואות באותן שנים. הגידול בנדיבות קצבאות הבטחת הכנסה לאימהות חד-הוריות בשנת 1992 צמצם את הפער בין שתי קבוצות הילדים בכשליש. עלייה במשאבים הוריים עשויה להסביר זאת. כלומר, גידול בהכנסה הפנויה בניכוי הוצאות משק הבית או בזמן שהאם שוהה בבית עקב הרפורמה ככל הנראה היתרגמה להשקעה נוספת בילדים. אימהות חד-הוריות ככלל נוטות לבלות פחות זמן עם ילדיהן מאשר אימהות נשואות (Kendig and Bianchi, 2008). שיפור בהשקעה ההורית יהיה עקבי עם ממצאים ממחקר שבחן את השפעותיה של רפורמת רווחה נורווגית לעידוד עבודה, שנמצא כי השפיעה על ילדים לרעה כיוון שעודדה אימהות להגדיל את שעות העבודה שלהן על חשבון זמן הורות בבית, ובכך הובילה לירידה בציוני הילדים בתיכון (Løken et al., 2018).

ממצאים אלו נמצאים גם בהלימה עם ממצאי מחקרים קודמים שנמצא בהם כי הכנסות המשפחה משפיעות במידה רבה יותר על הישגיהם של בנים לעומת בנות (Dahl and Lochner, 2011; Milligan and Stabile, 2012) ושלגדול בעוני השפעה רבה יותר על התנהגותם, הישגיהם האקדמיים ועל הצלחתם בשוק העבודה של בנים בהשוואה לבנות (Chetty et al., 2016; Figlio et al., 2019). בנים למשפחות חד-הוריות, במיוחד, מקבלים פחות משאבים הוריים ובאיכות נמוכה יותר משאר בנות, ומושפעים מכך במידה רבה יותר (Bertrand and Pan, 2013). ניתן להסביר את הממצא לפיו חשיפה לרפורמה שיפרה רק את תוצאי הבנים בשוק העבודה בכך שעלייה במשאבי ההורים תורגמה להשקעה רבה יותר בבנים או פשוט בכך שלבנים תשואה גבוהה יותר לעלייה דומה במשאבים. קיימות עדויות לכך שהתשואה להשקעת זמן האם גם היא גדולה

יותר בקרב בנים (Gayle et al., 2012, Fan et al., 2015). אם בנים לאימהות חד-הוריות מעוטות-הכנסה פגיעים במיוחד, אפשר לצפות שיניבו תשואה גבוהה יותר להשקעה הורית מאשר בנות.

בנוסף, ניתן לצפות לא למצוא כל השפעה, שלילית או חיובית, על תוצאי שוק העבודה של ילדים שגדלו במשקי בית חד-הוריים שהכנסתם גבוהה, והרפורמה לא כוונה אליהם. בלוח 5 מוצגות ההשפעות לפי הכנסת משק הבית טרם הרפורמה. המדגם חולק למשקי בית שהכנסתם נמוכה, בינונית וגבוהה בהתאם להכנסה הממוצעת מעבודה במהלך שלושת השנים שקדמו לרפורמה. התוצאות מראות שאכן כל ההשפעות מרוכזות במשקי בית מעוטי הכנסות ושילדים ממשקי בית שהכנסתם בינונית או גבוהה לא הושפעו כלל.¹⁶

6.2. האם יש חשיבות למועד החשיפה לרפורמה?

שאלה מעניינת נוספת הינה האם ההשפעות משתנות בהתאם לגיל בו הילדים נחשפו לרפורמה. קיים עיסוק מחקרי גדל והולך שעניינו חשיבות התנאים בילדות המוקדמת בקביעת מידת ההצלחה בהמשך החיים בין אם מדובר על צבירת הון אנושי, הצלחה בשוק העבודה, או בריאות (Cunha and Heckman, 2007; Elango et al., 2015; Heckman and Masterov, 2007). ככלל, הממצאים מצביעים על כך שהתשואה הגבוהה ביותר להשקעה בילדים הינה בשלבים המוקדמים בחייהם ובמידה פחותה יותר בגילים מאוחרים יותר (Kautz et al., 2014).

אני עושה שימוש במודל event study כדי לאפשר לאומדנים להשתנות לפי גיל הילד, כמתואר במשוואה 4. הממצאים מוצגים בנפרד לבנים ולבנות באיורים 4 ו-5. איור 4 מספק אומדנים עבור היצע העבודה והכנסות מעבודה בבגרות. אנו רואים השפעה חיובית, אך לרוב לא מובהקת, על תעסוקה ועל הכנסה בקרב בנות בלא קשר לגילן לאחר כניסת הרפורמה לתוקף. אשר לבנים, חשיפה לרפורמה בגיל 10 הובילה לעלייה של 7.5% (7.8%) במספר החודשים שעבדו מגיל 21 ועד גיל 35. השפעה זו קטנה עם עלייה בגיל הילד ואינה מובהקת יותר החל מגיל 15. בחינה של ההכנסה המצטברת מעבודה בקרב בנים מעלה שגם כאן ההשפעה פחותה עם גיל החשיפה אך היא חיובית ומובהקת עבור כל הגילים. חשוב לציין, בעבור שני התוצאים, המקדמים עבור הגילים 20 ו-21

¹⁶ האומדנים עבור משקי בית מעוטי-הכנסות שימושיים גם כדי ללמד על עוצמת השפעת הטיפול על המטופלים (TOT). משפחות שהושפעו מהגידול בקצבאות ומהרחבת הגישה להבטחת הכנסה הן אלו שקיבלו קצבאות עוד לפני הרפורמה (14% ממשקי הבית שבהם אם חד-הורית) ואלו שהחלו לתבוע הבטחת הכנסה בעקבות הרפורמה (5% נוספים) – סך הכל כאחד מכל חמישה משקי בית. בהנחה שכל משקי הבית שהושפעו השתייכו לשליש הנמוך של מקבלי ההכנסות, אפשר להכפיל את ה-ITT של משקי הבית מעוטי-ההכנסות ב-5/3 כדי לקבל הערכה גסה של ה-TOT.

אינם מובהקים, ועל כן מספקים עדות תומכת להנחה כי ילדים לאימהות חד-הוריות שהיו בני יותר מ-18 בעת שנכנסה הרפורמה לתוקף, לא הושפעו ממנה כלל. הממצא לפיו ההשפעה החיובית על תוצאותיהם של בנים בשוק העבודה פחתה עם הגיל עקבית עם תשואה גבוה יותר להשקעה הורית בגיל צעיר יותר. עם זאת, ייתכן גם שמדובר בפועל יוצא של חשיפה מתמשכת יותר לתנאי הרפורמה.

איור 5 מציג את האומדנים המקבילים עבור מספר החודשים בהם קיבלו הילדים קצבאות הבטחת הכנסה בבגרותם, ועבור הכנסתם המצטברת ממקור זה. איננו רואים כל השפעה על קבלת הבטחת הכנסה בקרב הבנים, בכל הגילים. אשר לבנות, נראה כי האפקט חיובי אך לא מובהק, כאשר האומדנים מעט גדולים יותר עבור אילו שהיו בנות 13–15 כשהחלה הרפורמה. שלא כמו ההשפעה שנרשמה עבור התוצאות של הבנים בשוק העבודה, ההשפעה הבין-דורית של הרפורמה על קבלת קצבאות בקרב בנות אינה עולה עם גיל או עם זמן החשיפה לרפורמה.

6.3. השפעה לאורך החיים

לטובת בחינת הטרוגניות ההשפעה לאורך השנים, איורים 6 ו-7 מציגים את אומדני מודל הפרש-ההפרשים בעבור תוצאי הילדים בכל שנה ושנה מגיל 21 ועד גיל 35. התוצאות מצביעות על כך שהגידול בקבלת קצבאות היה זמני בעיקרו, בעוד השיפור בתעסוקה ובהכנסות היה פרמננטי. ניתן לראות כי העלייה בקבלת הבטחת הכנסה בקרב בנות לאימהות חד-הוריות התרחשה במהלך שנות העשרים לחייהן. עד גיל 28 ההשפעה התפוגגה, מה שמצביע על כך שבנות שנחשפו לרפורמה בילדות, בסופו של דבר, בממוצע, היו עצמאיות מבחינה כלכלית בטווח הארוך כבנות לאימהות חד הוריות שלא נחשפו לרפורמה. אשר לבנים, אצלם לא נרשם כל שינוי בשיעורי קבלת קצבאות הבטחת הכנסה בשום נקודה בזמן.

אשר להיצע עבודה ולהכנסות מעבודה, לא נמצאה כל השפעה על בנות, למעט ירידה קלה בתעסוקה בגילים 21–22, ירידה שהינה עקבית עם העלייה הזמנית בקבלת הבטחת הכנסה בשנות העשרים המוקדמות. בקרב בנים ניתן לראות עלייה בהיקף התעסוקה ובהכנסות מעבודה בכל גיל וגיל, עלייה המלמדת כי שההשפעה על בנים לא הייתה זמנית אלא קבועה. הגבלת המדגם לילדים שנולדו בשנים 1971–1977, כדי לבחון את התוצאים עד גיל 40, תומכת גם כן במסקנה שההשפעה על הבנים הייתה פרמננטית (נספח, איורים A1 ו-A2).

באופן דומה, על סמך נתוני מרשם האוכלוסין, אני בוחן האם חשיפה לרפורמה בילדות השפיעה על הסיכוי של ילדים לאימהות חד-הוריות להיות בעצמם חד-הוריים בעתיד. הממצאים

מדווחים באיור 8. התוצאות מצביעות על עלייה בסיכוי להיות חד-הורי בקרב הבנות אך לא בקרב הבנים. ממצא זה תומך בהשערה שההבדלים בין המינים בהשפעה הבין-דורית של קבלת הבטחת הכנסה קשורים בהיותן של האימהות מודל לחיקוי משמעותי יותר עבור בנותיהן.

7. סיכום

מחקר זה בוחן את ההשפעות ארוכות הטווח של קבלת קצבאות הבטחת הכנסה על ידי אימהות באמצעות אמידת השפעותיה של רפורמה שנועדה להיטיב את מצבם של משקי בית חד-הוריים. אני מוצא כי הרפורמה הובילה אימהות חד-הוריות לעבוד פחות ולהסתמך יותר על הבטחת הכנסה בהשוואה לאימהות נשואות. בעקבות זאת, ילדים לאימהות חד-הוריות שנחשפו לרפורמה בילדותם הגדילו את הסתמכותם על קבלת קצבאות בעצמם כשהיו למבוגרים צעירים. חשיפה לרפורמה הובילה לעלייה של 25% בממוצע במספר חודשי קבלת קצבאות הבטחת הכנסה בגילים 21–35. ואולם, עלייה זו בקבלת קצבאות לא הייתה פרמנטית, התרחשה בעיקר בקרב בנות לאימהות חד-הוריות, ונראה שלא פגעה בעצמאותן הכלכלית בטווח הארוך. בה-בעת, הרפורמה העלתה גם את היצע העבודה של הילדים בעתיד ואת הכנסותיהם מעבודה לאורך השנים ב-3 ו-8 אחוזים בממוצע, בהתאמה. פירות אלו לא היו מוגבלים לתקופת הברות המוקדמת והתבטאו בעיקר בהשפעה חיובית על בנים לאימהות חד-הוריות. אני משער שהבדלים אלו נובעים מכך שבנים פגיעים יותר להיעדר אב במשפחה ומצוקה כלכלית באופן כללי, ומכך שאימהות משמשות את בנותיהן כמודל לחיקוי משמעותי יותר מאשר את בניהן.

העלייה בשיעורי התעסוקה ובהכנסות העתידיות של הבנים והעובדה שההשפעה הלכאורה שלילית על בנות הייתה זמנית מצביעה על כך שהעלייה בשיעור האימהות החד-הוריות שקיבלו הבטחת הכנסה עקב הרפורמה לא השרישה "תרבות רווחה" בקרב ילדיהן. ככלל, נראה שהרחבת הגישה לתוכנית והגדלת הקצבאות לאימהות חד-הוריות הבילו לתוצאות חיוביות למשקי בית חד-הוריים מעוטי-הכנסה, ואלו, בתורם, הביאו לשיפור ניכר בתוצאה הכלכליים ארוכי הטווח של בנים לאימהות חד הוריות. יש צורך במחקר נוסף בכדי להבין אם תוצאה זו הינה פועל יוצא של שיפור באיכות ו/או מידת ההשקעה ההורית או של גידול במשאבים החומריים והכלכליים המושקעים בילדים.

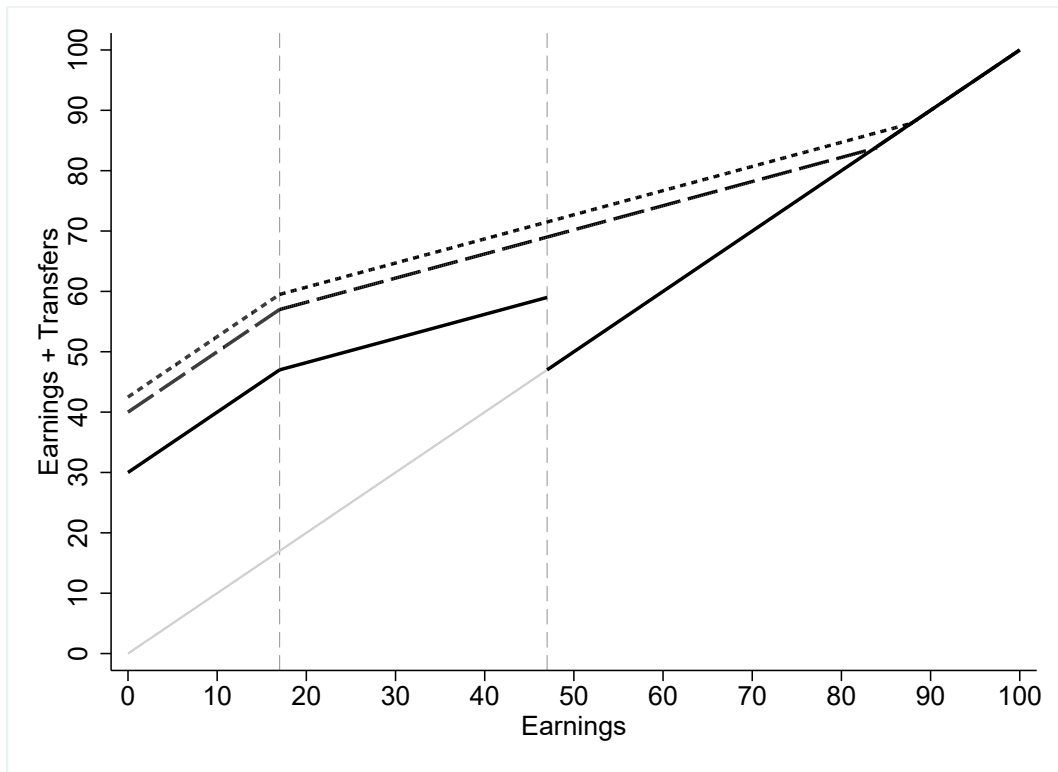
- Aizer, A., H. Hoynes, and A. Lleras-Muney (2022): "Children and the US social safety net: Balancing disincentives for adults and benefits for children," *Journal of Economic Perspectives*, 36, 149–74.
- Antel, J. J. (1992): "The intergenerational transfer of welfare dependency: Some statistical evidence," *The Review of Economics and Statistics*, 467–473.
- Beaulieu, N., J.-Y. Duclos, B. Fortin, and M. Rouleau (2005): "Intergenerational reliance on social assistance: Evidence from Canada," *Journal of Population Economics*, 18, 539–562.
- Bertrand, M. and J. Pan (2013): "The trouble with boys: Social influences and the gender gap in disruptive behavior," *American Economic Journal: Applied Economics*, 5, 32–64.
- Black, S. E., P. J. Devereux, et al. (2011): "Recent Developments in Intergenerational Mobility," *Handbook of Labor Economics*, 4, 1487–1541.
- Chen, K., L. Osberg, and S. Phipps (2015): "Inter-generational effects of disability benefits: Evidence from Canadian social assistance programs," *Journal of Population Economics*, 28, 873–910.
- Chetty, R., J. N. Friedman, and J. Rockoff (2011): "New evidence on the longterm impacts of tax credits," *IRS Statistics of Income White Paper*.
- Chetty, R., N. Hendren, F. Lin, J. Majerovitz, and B. Scuderi (2016): "Childhood environment and gender gaps in adulthood," *American Economic Review*, 106, 282–88.
- Cunha, F. and J. Heckman (2007): "The technology of skill formation," *American Economic Review*, 97, 31–47.

- Dahl, G. B. and A. C. Gielen (2021): "Intergenerational spillovers in disability insurance," *American Economic Journal: Applied Economics*, 13, 116–50.
- Dahl, G. B., A. R. Kostøl, and M. Mogstad (2014): "Family welfare cultures," *The Quarterly Journal of Economics*, 129, 1711–1752.
- Dahl, G. B. and L. Lochner (2012): "The impact of family income on child achievement: Evidence from the earned income tax credit," *American Economic Review*, 102, 1927–56.
- (2017): "The impact of family income on child achievement: Evidence from the earned income tax credit: Reply," *American Economic Review*, 107, 629–31.
- Elango, S., J. L. García, J. J. Heckman, and A. Hojman (2015): "Early childhood education," in *Economics of Means-Tested Transfer Programs in the United States, Volume 2*, University of Chicago Press, 235–297.
- Fan, X., H. Fang, and S. Markussen (2015): "Mothers' Employment and Children's Educational Gender Gap," Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- Figlio, D., K. Karbownik, J. Roth, M. Wasserman, et al. (2019): "Family disadvantage and the gender gap in behavioral and educational outcomes," *American Economic Journal: Applied Economics*, 11, 338–81.
- Flug, K. and N. Kasir (2006): "The single parent law, labor supply and poverty," *Israel Economic Review*, 4, 59–110.
- Frish, R. and N. Zussman (2008): "The effect of transfer payments on the labor supply of single mothers," *The Journal of Socio-Economics*, 37, 627–643.
- Gayle, G.-L., L. Golan, M. A. Soytas, et al. (2012): "Estimating the returns to parental time investment in children using a life-cycle dynastic model," Tech. rep. Carnegie Mellon University, Tepper School of Business.

- Gottschalk, P. (1990): "AFDC participation across generations," *American Economic Review*, 80, 367–71.
- (1996): "Is the correlation in welfare participation across generations spurious?" *Journal of Public Economics*, 63, 1–25.
- Hartley, R. P., C. Lamarche, and J. P. Ziliak (2022): "Welfare reform and the intergenerational transmission of dependence," *Journal of Political Economy*, 130, 523–565.
- Heckman, J. J. and D. V. Masterov (2007): "The productivity argument for investing in young children," *Applied Economic Perspectives and Policy*, 29, 446–493.
- Kalil, A., H. Corman, D. M. Dave, O. Schwartz-Soicher, and N. Reichman (2022): "Welfare Reform and the Quality of Young Children's Home Environments," Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- Kautz, T., J. J. Heckman, R. Diris, B. Ter Weel, and L. Borghans (2014): "Fostering and measuring skills: Improving cognitive and non-cognitive skills to promote lifetime success," Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- Kendig, S. M. and S. M. Bianchi (2008): "Single, cohabitating, and married mothers time with children," *Journal of Marriage and Family*, 70, 1228–1240.
- Levine, P. B. and D. J. Zimmerman (1996): *The Intergenerational Correlation in AFDC Participation: Welfare Trap or Poverty Trap?*, University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty.
- Løken, K. V., K. E. Lommerud, and K. H. Reiso (2018): "Single mothers and their children: Evaluating a work-encouraging welfare reform," *Journal of Public Economics*, 167, 1–20.

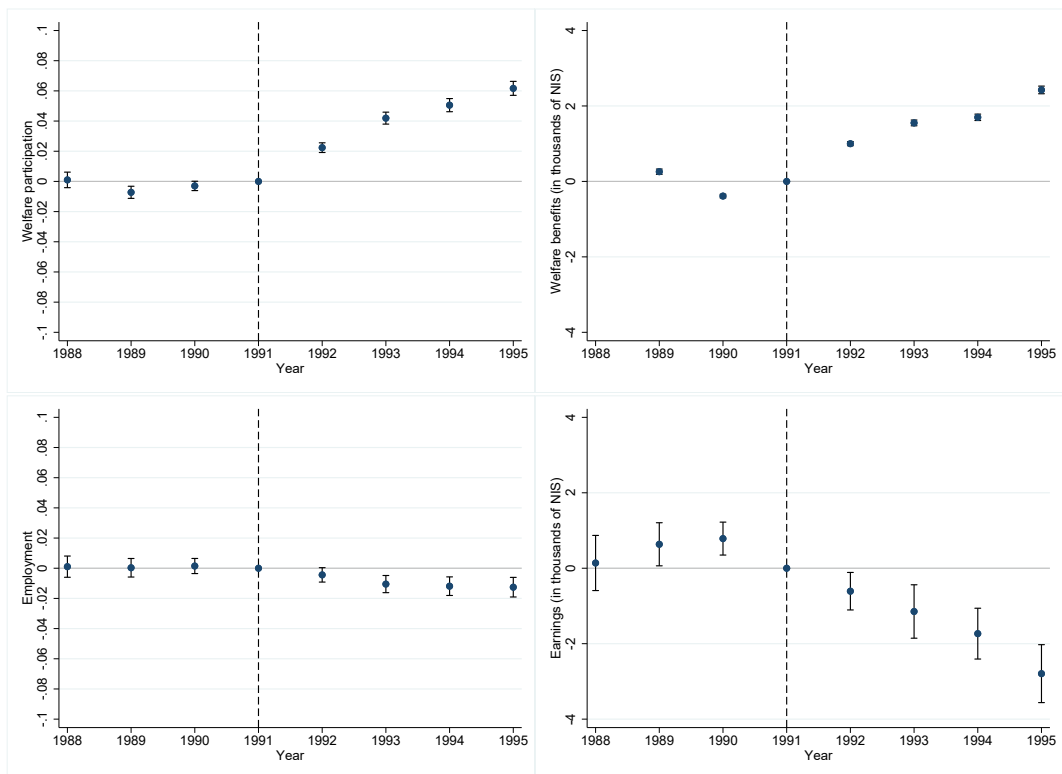
- Meyer, B. D., W. K. Mok, and J. X. Sullivan (2009): "The under-reporting of transfers in household surveys: its nature and consequences," Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- Milligan, K. and M. Stabile (2011): "Do child tax benefits affect the well-being of children? Evidence from Canadian child benefit expansions," *American Economic Journal: Economic Policy*, 3, 175–205.
- Moffitt, R. (2008): "Welfare reform: The US experience," Tech. rep., Working paper//IFAU-Institute for Labour Market Policy Evaluation.
- Page, M. E. (2004): "10 New evidence on the inter generational correlation in welfare participation," *Generational income mobility in North America and Europe*, 226.
- Pepper, J. V. (2000): "The intergenerational transmission of welfare receipt: A nonparametric bounds analysis," *Review of Economics and Statistics*, 82, 472–488.
- Schlosser, A. and Y. Shanan (2022): "Fostering Soft Skills in Active Labor Market Programs: Evidence from a Large-Scale RCT," IZA DP No. 15104

Figure 1: The welfare payments schedule



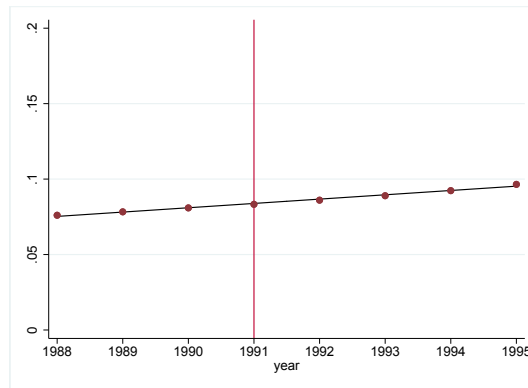
Notes: The welfare benefit schedule for a single-parent family with one dependent child as a percentage of the average wage. The solid line shows the pre-reform schedule. The dashed line shows the schedule for the years 1992-1994. The dotted line shows the schedule post 1994.

Figure 2: Event study estimates for mothers' outcomes



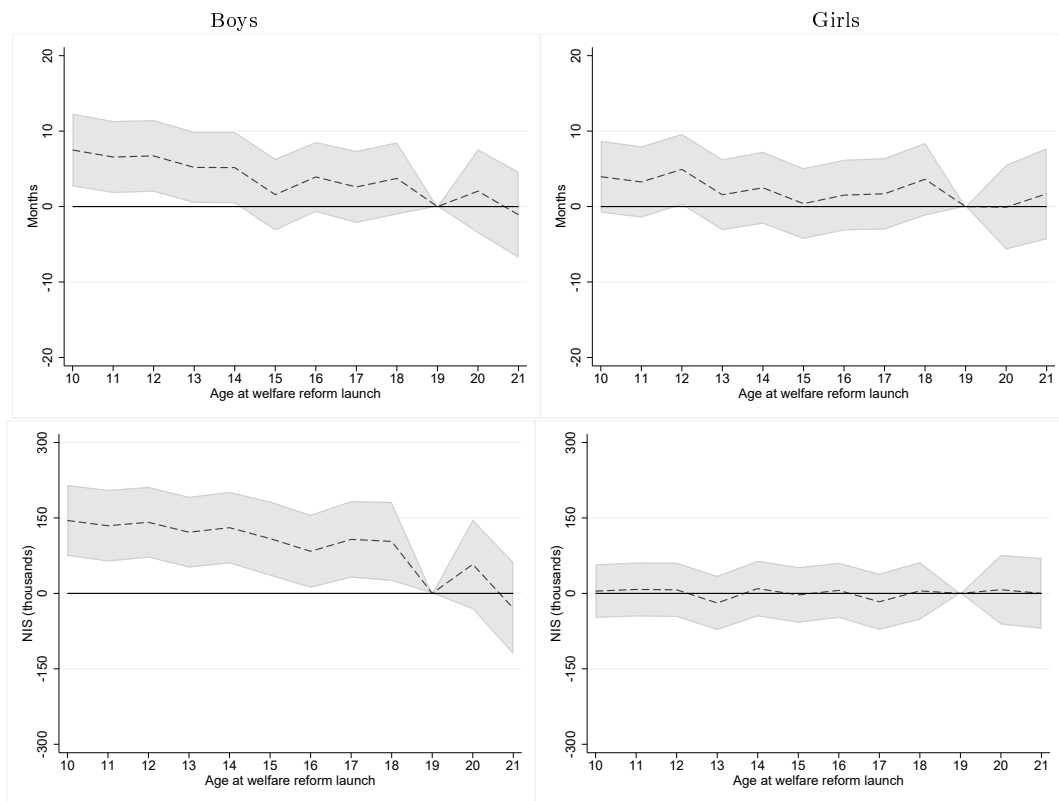
Notes: The figures plot the event-study estimates of mothers' outcomes with 95 percent confidence intervals. The upper figures show differences for welfare participation rates and average annual welfare income. The lower figures show differences for employment rates and average annual labor earnings.

Figure 3: Share of single mothers over time



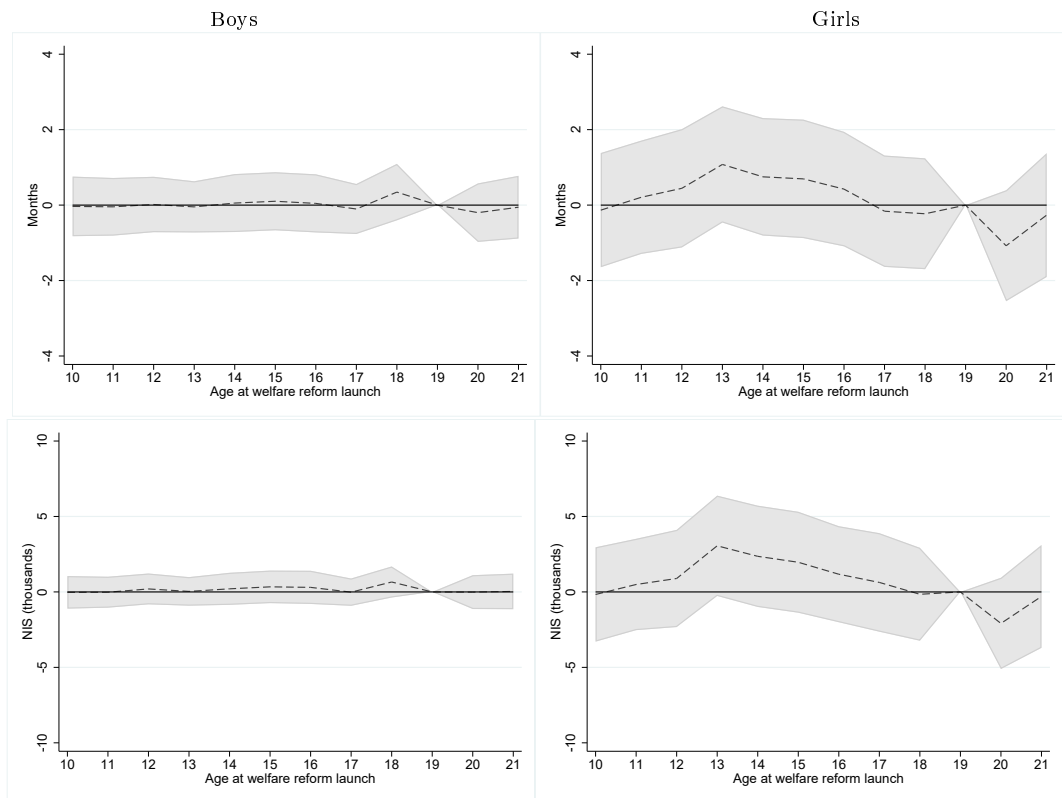
Notes: The sample consists of all native-born Israeli mothers aged 24-51 with children under age 18 from 1988 to 1995.

Figure 4: Event study estimates for children's long-term labor supply and earnings



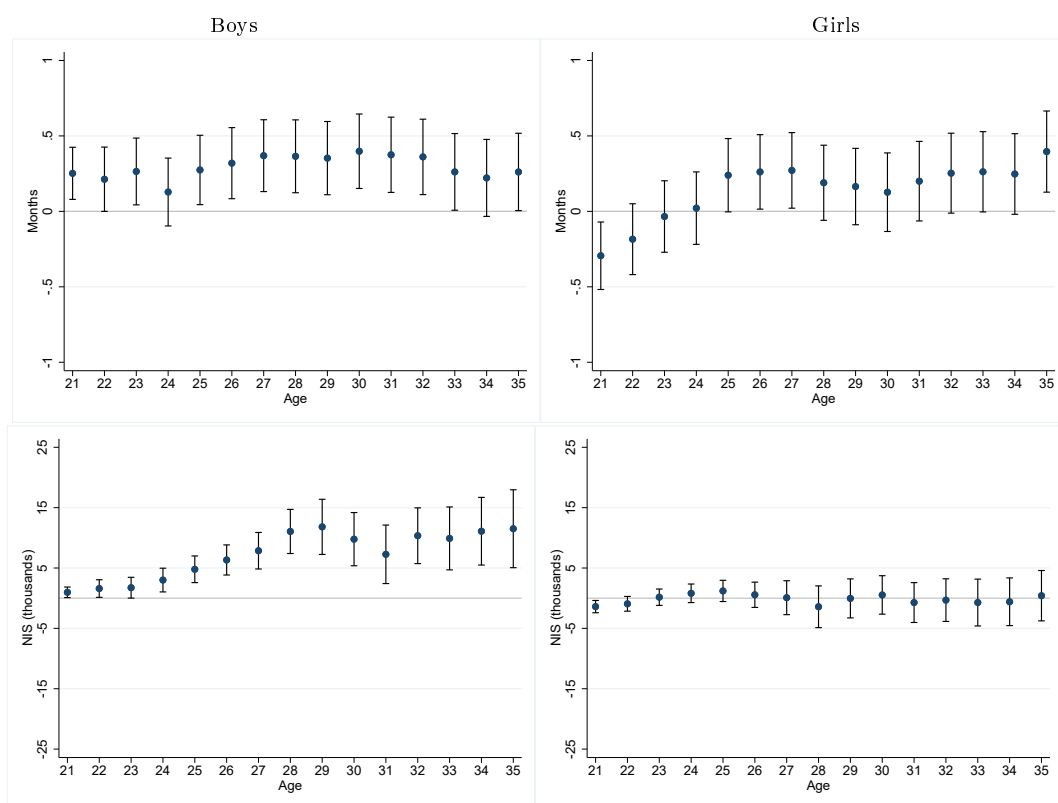
Notes: The upper figures plot the event-study estimates for number of months employed from age 21 to 35, separately for boys and girls. The lower figures plot the corresponding estimates for labor earnings. 95 percent confidence bands in gray.

Figure 5: Event study estimates for children's long-term welfare participation



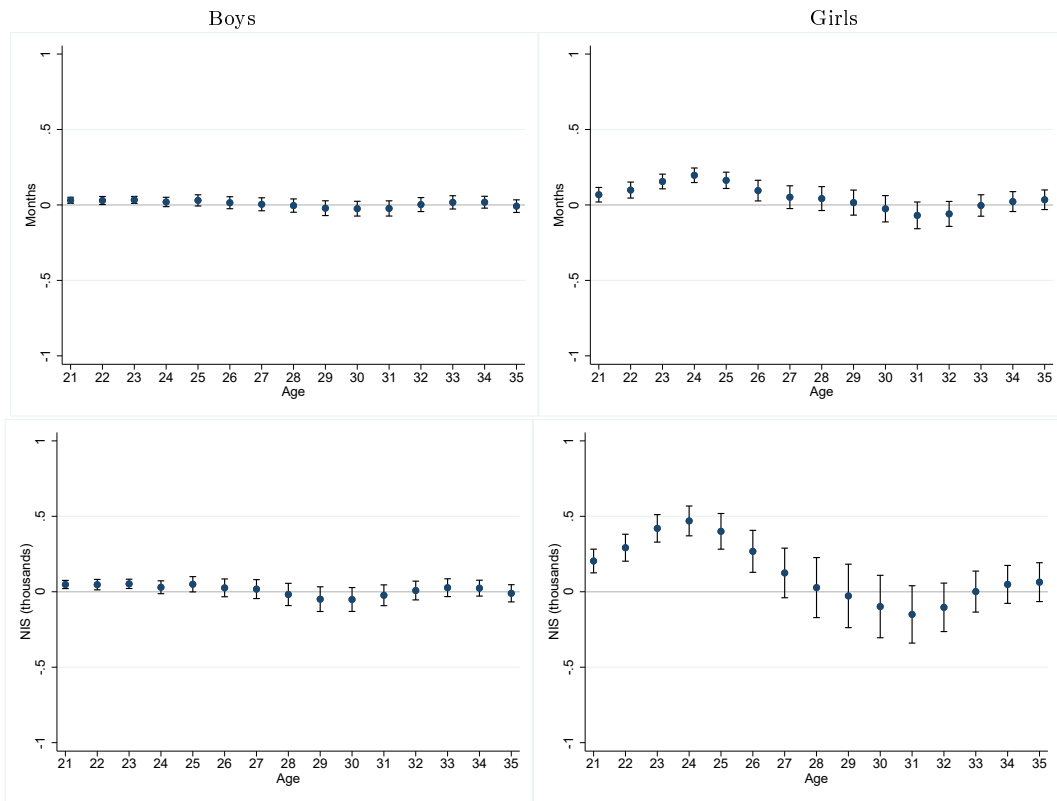
Notes: The upper figures plot the event-study estimates for number of months on welfare employed from age 21 to 35, separately for boys and girls. The lower figures plot the corresponding estimates for welfare income. 95 percent confidence bands in gray.

Figure 6: Difference-in-difference estimates for children's labor supply and earnings over the life-cycle



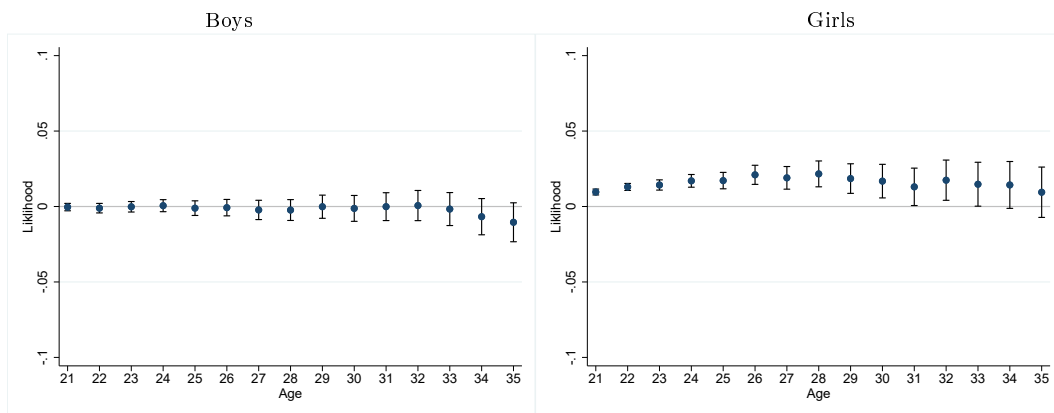
Notes: The upper figures plot the difference-in-difference estimates for number of months employed each year from age 21 to 35, separately for boys and girls. The lower figures plot the corresponding estimates for labor earnings.

Figure 7: Difference-in-difference estimates for children’s welfare participation over the life-cycle



Notes: The upper figures plot the difference-in-difference estimates for number of months on welfare each year from age 21 to 35, separately for boys and girls. The lower figures plot the corresponding estimates for welfare income.

Figure 8: Difference-in-difference estimates for children’s likelihood to be single parents over the life-cycle



Notes: The figures plot the difference-in-difference estimates for single parenthood for each year from age 21 to 35, separately for boys and girls.

Table 1: Pre-reform characteristics of mothers

	Married mothers	Single mothers
Age	34.891 (6.343)	36.834 (6.351)
Age at first birth	24.206 (3.791)	24.785 (5.342)
Dependent children	2.334 (1.023)	1.695 (0.861)
Employed	0.643 (0.479)	0.572 (0.495)
Annual earnings	37.138 (49.795)	37.201 (58.454)
Annual earnings conditional on working	61.011 (56.584)	67.932 (68.229)
Annual earnings of spouse	103.570 (139.613)	- -
Welfare recipient	0.016 (0.126)	0.138 (0.345)
Annual welfare transfers	0.296 (2.811)	1.997 (5.905)
Annual welfare benefits conditional on welfare reciprocity	18.571 (13.247)	18.418 (11.020)
Observations	292,643	26,615

Notes: Characteristics are measured in 1991, one year before the reform. Earnings and benefits are in thousands New Israeli Shekels (2010 prices).

Table 2: Difference-in-difference estimates for mothers' outcomes

	Control mean	Effect
PANEL A		
Welfare recipient	0.133	0.048*** (0.002)
Welfare participation (in months)	1.225	0.558*** (0.017)
Employed	0.554	-0.009*** (0.002)
Employment (in months)	5.468	-0.180*** (0.026)
Annual welfare transfers	1.920	1.732*** (0.036)
Annual labor earnings	35.717	-1.895*** (0.287)
Annual combined income	38.591	-0.226 (0.280)
PANEL B		
Welfare reciprocity with employment	0.061	0.023*** (0.001)
Welfare reciprocity w\o employment	0.073	0.025*** (0.001)
Employment w\o welfare reciprocity	0.493	-0.032*** (0.002)
No employment and no welfare benefits	0.374	-0.016*** (0.002)
Multiple employers	0.100	-0.004** (0.002)
Observations		2,563,544

Notes: The table reports difference-in-difference estimates of mothers' outcomes. All regressions control for age at first birth, age of the youngest child, age fixed effects, number of dependent children fixed effects, and year fixed effects. The control mean is the mean of the dependent variable for single mothers during the pre-reform period. Earnings and benefits are expressed in thousands New Israeli Shekels (2010 prices). Standard errors clustered at the individual level in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 3: Difference-in-difference estimates for children's outcomes

	Control mean	Effect
Welfare participation (in months)	2.017	0.495** (0.195)
Employment (in months)	100.036	3.359*** (0.912)
Ever employed and/or received welfare benefits	0.930	0.009** (0.004)
Total welfare transfers	3.964	1.156*** (0.378)
Total labor earnings	802.219	62.349*** (13.121)
Observations		348,099

Notes: The table reports difference-in-difference estimates for children's labor market outcomes from age 21 to 35. All regressions control for the child's gender, age of youngest sibling, year-of-birth fixed effects, the mother's pre-reform employment and welfare status, mother's age at first birth, mother's year-of-birth fixed effects, and number of siblings fixed effects. The control mean is the mean of the dependent variable for children of single mothers who were not exposed to the reform during childhood. Earnings and benefits are expressed in thousands New Israeli Shekels (2010 prices). Standard errors clustered at the mother level in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 4: Children's difference-in-difference estimates stratified by gender

	Boys		Girls	
	Control mean	Effect	Control mean	Effect
Welfare participation (in months)	1.316	0.119 (0.191)	2.876	0.785** (0.356)
Employment (in months)	96.506	4.418*** (1.276)	104.359	2.122 (1.330)
Ever employed and/or received welfare benefits	0.928	0.003 (0.006)	0.932	0.016*** (0.006)
Total welfare transfers	1.828	0.179 (0.281)	5.386	1.941*** (0.749)
Total labor earnings	891.000	109.082*** (20.479)	693.503	-2.364 (15.522)
Observations		180,837		167,262

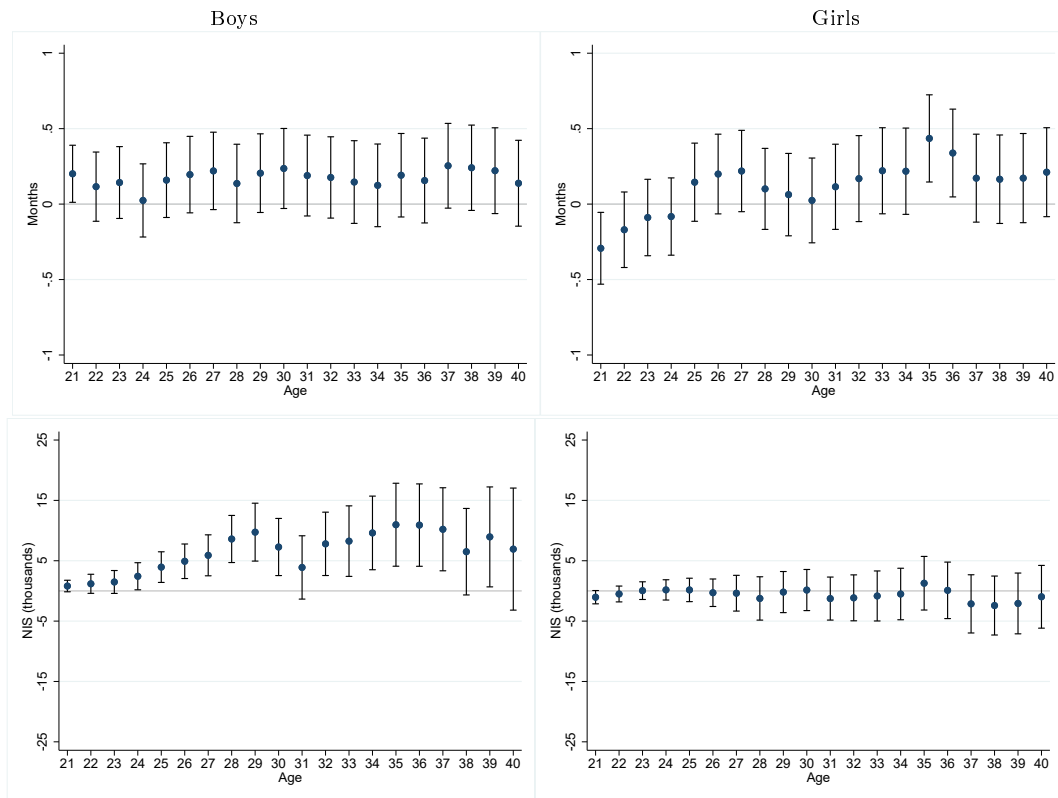
Notes: The table reports difference-in-difference estimates for children's long-term outcomes by gender. All regressions control for the child's gender, age of youngest sibling, year-of-birth fixed effects, the mother's pre-reform employment and welfare status, mother's age at first birth, mother's year-of-birth fixed effects, and number of siblings fixed effects. The control mean is the mean of the dependent variable for children of single mothers who were not exposed to the reform during childhood. Earnings and benefits are expressed in thousands New Israeli Shekels (2010 prices). Standard errors clustered at the mother level in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 5: Children's difference-in-difference estimates stratified by pre-reform household earnings

	Low (< 55K a year)		Medium		High (> 175K a year)	
	Control mean	Effect	Control mean	Effect	Control mean	Effect
Welfare participation (in months)	2.700	0.714** (0.300)	1.038	0.001 (0.217)	0.814	-0.469 (0.537)
Employment (in months)	90.937	3.777*** (1.299)	112.689	2.001 (1.465)	118.024	-0.384 (2.784)
Ever employed and/or received welfare benefits	0.893	0.027*** (0.007)	0.981	0.004 (0.004)	1.000	-
Total welfare transfers	4.759	1.505** (0.596)	1.507	0.313 (0.365)	1.117	-0.556 (0.793)
Total labor earnings	687.724	34.768** (16.739)	948.520	23.914 (23.251)	1089.569	60.656 (55.859)
Observations		116,034		116,035		116,030

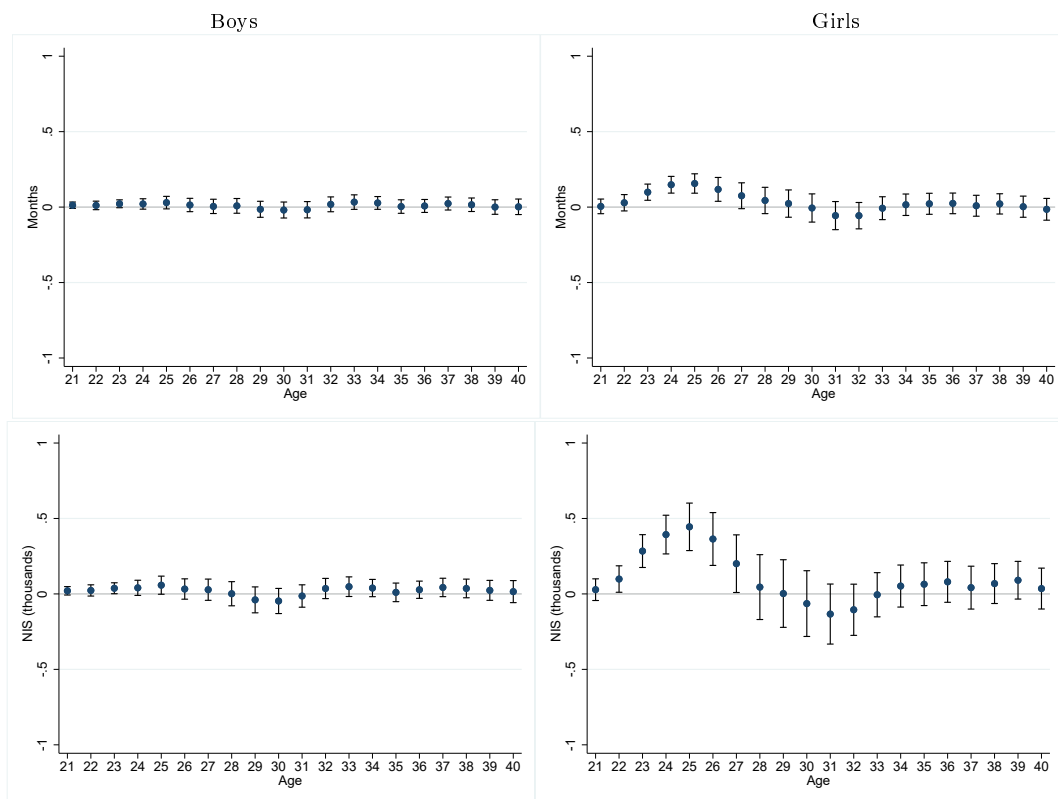
Notes: The table reports difference-in-difference estimates for children's long-term outcomes by pre-reform household earnings. All regressions control for the child's gender, age of youngest sibling, year-of-birth fixed effects, the mother's pre-reform employment and welfare status, mother's age at first birth, mother's year-of-birth fixed effects, and number of siblings fixed effects. The control mean is the mean of the dependent variable for children of single mothers who were not exposed to the reform during childhood. Earnings and benefits are expressed in thousands New Israeli Shekels (2010 prices). Standard errors clustered at the mother level in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Figure A1: Difference-in-difference estimates for the cohorts of 1971 to 1977's labor supply and earnings over the life-cycle



Notes: The upper figures plot the difference-in-difference estimates for number of months employed each year from age 21 to 40, separately for boys and girls. The lower figures plot the corresponding estimates for labor earnings.

Figure A2: Difference-in-difference estimates for the cohorts of 1971 to 1977's welfare participation over the life-cycle



Notes: The upper figures plot the difference-in-difference estimates for number of months on welfare each year from age 21 to 40, separately for boys and girls. The lower figures plot the corresponding estimates for welfare income.

Table A1: Selection into single motherhood

	(1)	(2)	(3)
Post	-0.0004 (0.0003)	-0.0006** (0.0003)	-0.0006** (0.0003)
Linear time-trend	✓	✓	
Quadratic time-trend			✓
Individual level controls		✓	✓
Observations	2,599,759	2,599,759	2,599,759

Notes: The table reports the change in the probability of being a single mother post-reform. Individual level controls include age at first birth, number of dependent children, age of youngest child, and age fixed effects. Standard errors are clustered at the individual level in parentheses.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table A2: Mothers' difference-in-difference estimates with individual fixed effects

	Control mean	Effect
Welfare recipient	0.134	0.008*** (0.001)
Welfare participation (in months)	1.232	0.208*** (0.015)
Employed	0.555	-0.029*** (0.002)
Employment (in months)	5.475	-0.484*** (0.020)
Annual welfare transfers	1.941	1.146*** (0.032)
Annual labor earnings	35.915	-3.638*** (0.218)
Annual combined income	38.519	-2.243*** (0.206)
Observations		2,575,282

Notes: The table reports individual fixed effects estimates of mothers' outcomes. All regressions control for the age of youngest child, and include individual fixed effects, number of dependent children fixed effects, and year fixed effects. The control mean is the mean of the dependent variable for single mothers during the pre-reform period. Earnings and benefits are expressed in thousands New Israeli Shekels (2010 prices). Standard errors are clustered at the individual level in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table A3: Children's difference-in-difference estimates with mother fixed effects

	Control mean	Effect
Welfare participation (in months)	1.908	0.542** (0.240)
Employment (in months)	100.800	2.643*** (0.987)
Ever employed and/or received welfare benefits	0.930	0.005 (0.004)
Total welfare transfers	3.269	1.319*** (0.488)
Total labor earnings	813.100	56.814*** (15.237)
Observations		100,317

Notes: The table reports difference-in-difference with mother fixed effects estimates for children's labor market outcomes from age 21 to 35. All regressions control for the child's gender, year-of-birth fixed effects, and mother fixed effects. The control mean is the mean of the dependent variable for children of single mothers who were not exposed to the reform during childhood. Earnings and benefits are expressed in thousands New Israeli Shekels (2010 prices). Standard errors clustered at the mother level in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$