

1. מבוא

התערבויות חינוכיות בגיל צעיר יכולות לחולל השפעות גדולות לטווח ארוך על משתני תוצאה בבגרות (Heckman and Masterov, 2007; Cunha and Heckman, 2007; Currie and Almond, 2011; Heckman et al. 2013). ממצאים מסוג זה מעוררים עניין הולך וגובר בעולם בקרב קובעי מדיניות המקדמים את החינוך הציבורי לגיל הרך כאמצעי לצמצום אי-שוויון עתידי בהכנסות ולקידום נייחות בין-דורית.¹ בישראל, חוק חינוך-חובה חנם לגילאי 3-4 הוחל באופן מלא משנת הלימודים תשע"ו (2015-2016), אך יושם באופן חלקי כבר משנת תש"ס (1999-2000) ביישובים בעלי דירוג חברתי-כלכלי נמוך, שרובם ערביים. בנוסף, מרבית מדינות אירופה, לרבות בריטניה, צרפת, גרמניה, כל המדינות הנורדיות וחלק מהמדינות והערים בארה"ב מספקות חינוך חנם לגילאי 3-4 בהיקף רחב, שתכליתו לקדם את ההתפתחות החברתית והקוגניטיבית של ילדים. ואולם, הראיות להשפעה הסיבתית של מסגרות חינוך ציבוריות הן מועטות בשל האתגרים בזיהוי השפעות סיבתיות של מדיניות אוניברסלית. יתרה מכך, קיימות ראיות מצומצמות ביותר להשפעותיו של חינוך חנם לגיל טרום חובה על משתני תוצאה בטווח הארוך בשל חוסר בנתוני מעקב ארוכי-טווח.

בעבודה זו, אנו בוחנים את ההשפעות הסיבתיות של חינוך טרום-חובה חנם² באמצעות מעין "ניסוי טבעי" שנוצר בעקבות החלת חינוך חובה לגילאי 3 ו-4 ביישובים ערבים בישראל החל מספטמבר 1999. אנו מציעים ניתוח סיבתי ייחודי של ההשפעות של חינוך טרום-חובה חנם המשלב מידע ממספר קובצי נתונים המכסים היסטוריה של הפרט עד 20 שנה לאחר גיל טרום החובה. אנו עוקבים אחר פרטים לאורך שנותיהם בבית הספר היסודי, בחטיבת הביניים ובתיכון על ידי ניתוח ציוני מבחני המיצ"ב, הישגיהם בבחינות הבגרות בסוף התיכון, ולימודיהם במוסדות השכלה על-תיכוניים. אנו מנתחים גם מנגנונים אפשריים שמתמקדים באקלים הלמידה בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים וכן בתעסוקה ובהכנסה של אמהות התלמידים. בנוסף, אנו מנתחים את ההשפעה על משתני תוצאה חברתיים כמו עבריינות נוער ונישואין בגיל צעיר.

עבודה זו מתמקדת באוכלוסייה הערבית בישראל המתגוררת ביישובים המסווגים בדירוג חברתי-כלכלי נמוך. הספרות המחקרית מוצאת בדרך כלל שילדים באוכלוסיות מוחלשות (disadvantaged) מפיקים תועלת רבה יותר מחינוך ציבורי קדם-יסודי בהשוואה לילדים מרקע חברתי-כלכלי חזק יותר, בראש ובראשונה בשל האיכות הנמוכה יותר של הסדרים חלופיים לטיפול בילדים ושל משאבי משק הבית בקבוצה הראשונה (ראו, לדוגמה, את המטה-אנליזה של van-Huizen and Plantega, 2017). במקרה שלנו, כלל אוכלוסיית המחקר מגיעה מרקע חברתי-כלכלי חלש יחסית, ולאור גודל המדגם, אנו יכולים לבחון את ההטרונגניות של השפעת החינוך הציבורי לגיל הרך באוכלוסייה זו לפי השכלת ההורים, הכנסת האב, תעסוקת האם, והישגים חזויים על סמך מגוון משתני תוצאה. אנו בוחנים גם השפעות הטרונגניות לפי מגדר – סוגיה שעבורה ממצאי הספרות הם לא פעם שנויים במחלוקת (ראו, לדוגמה, Anderson, 2008).

¹ לדוגמאות מהעולם, ראו לדוגמא, נאום מצב האומה של הנשיא אובמה 2012: <https://obamawhitehouse.archives.gov/the-press-office/2013/02/12/remarks-president-state-union-address> ותוכנית משפחות אמריקאיות (The American Families Plan) של הנשיא ביידן: <https://www.whitehouse.gov/briefing-room/statements-releases/2021/04/28/fact-sheet-the-american-families-plan>

המונח "הגיל הרך" במאמר זה מתאר באופן כללי את גילאי 0-6.

² במחקר זה, לצרכי נוחות אנו משתמשים במונח "חינוך טרום-חובה" באופן כללי לחינוך המיועד לילדים בגילאי 3-4 בתחילת שנת הלימודים. כלומר, אנו כוללים תחת ההגדרה של "טרום-חובה" גם מסגרות "טרום-טרום חובה" של ילדים בני 3 בתחילת שנת הלימודים.

אסטרטגיית הזיהוי להשפעה סיבתית מנצלת את יישומו ההדרגתי של חוק לימוד חובה לגילאי 3-4 (להלן "החוק") החל מספטמבר 1999, שקבע כי חינוך חנם בגני ילדים יינתן לכל ילדי ישראל בגילאי 3 ו-4. יישום החוק החל ביישובים שבהם נמצאות האוכלוסיות עם המעמד הכלכלי-חברתי הנמוך ביותר, שהם ברובם יישובים ערביים (להלן "יישובי הטיפול"), והוא הביא לשינוי דרסטי בהיקף מתן החינוך הציבורי בגני ילדים באותם יישובים בתוך פרק זמן קצר יחסית, ולגידול מהיר בשיעור הילדים שלומדים בגני ילדים ציבוריים.

אנו מתמקדים ביישובים ערביים ומשתמשים במתודולוגיית הפרש-ההפרשים (DID), שבמסגרתה אנו משווים שינויים על פני זמן בין ילדים שהיו בגילאי 3-4 לאחר יישום החוק לבין ילדים בשנתוני גיל בוגרים יותר שלא נחשפו ליישום החוק, ההשוואה נעשית אל מול השינוי המקביל בקרב שנתוני לידה דומים ביישובים אחרים. אנו מבצעים מספר מבחני עמידות כדי להעריך את תקפות אסטרטגיית הזיהוי שלנו המראים כי התוצאות שלנו אינן נובעות ממגמות זמן שונות, משתנים מתערבים אחרים או שינויים בהרכב המדגם. אנו מיישמים גם מתודולוגיה חלופית המבוססת על מודל אפקטים קבועים למשפחה (Family fixed effect), שבמסגרתו אנו בוחנים שינויים במשתני התוצאה ביישובי הטיפול בין אחים שנחשפו לחוק ואחים שלא נחשפו לחוק, ומשווים אותם לשינויים מקבילים בקרב אחים ממשפחות ביישובי השוואה.

אנו מוצאים כי מתן חינוך טרום-חובה חנם השפיע משמעותית על רישום ילדים ערביים לגנים ביישובי הטיפול. שיעורי הרישום לגנים ציבוריים עלו בין 1998 ל-2003 מ-31% ל-93% בגיל 4, ומ-18% ל-91% בגיל 3, ואילו שיעורי הרישום ביישובי השוואה שמרו על יציבות יחסית לאורך אותה תקופה. אנו מוצאים עוד שיישום החוק והחשיפה לגני טרום-חובה שיפרו מהותית את ההישגים הלימודיים העתידיים בקרב אותם שנתונים שקיבלו את הטיפול: שיעור הנשירה ירד, כמו גם השתתפותם בבחינות הבגרות בתיכון ושיעורי הזכאות לבגרות. חל שיפור גם באיכות תעודת הבגרות שלהם, כפי שבא לידי ביטוי בגידול במספר יחידות הבגרות במתמטיקה ובאנגלית, וכן במספר המקצועות המדעיים. במקביל, אנו מוצאים גידול מובהק בשיעור הנבחנים ובציונים במבחן הפסיכומטרי, וגידול מובהק בשיעורי הרישום למוסדות השכלה על-תיכוניים, הן מוסדות אקדמיים והן מוסדות שאינם אקדמיים (מה"ט). אחד הגורמים האפשריים לעלייה בהישגים הלימודיים הוא שיפור הבקיאיות בשפת האם ובמתמטיקה שאנו מוצאים בגילאי היסודי. גורם אפשרי נוסף לתועלות שנמצאו בטווח הארוך הוא שיפור מובהק באקלים הלמידה, ביחסים עם המורים והחברים לכיתה, ובתחושת הביטחון שחשים התלמידים בבית הספר, כפי שעולה מדיווח עצמי של התלמידים. השפעותיו החיוביות של חינוך טרום-חובה חנם אינן מונעות מעלייה בתעסוקה או בהכנסה של האם משכר, שכן לא חל בהן שינוי מובהק בקרב נשים שהתגוררו ביישובים שבהם הונהגו מסגרות טרום-חובה במהלך תקופה זו.

אנו מוצאים השפעות מובהקות של חינוך טרום-חובה חנם בהיבטים נוספים מעבר להישגים בלימודים. עבור הבנים, אנו מוצאים ירידה בסיכויים להיות מעורבים בעבריינות בגילאי הנוער, ועבור בנות, אנו מוצאים עלייה בגיל הנישואין.

הספרות העוסקת בהשפעות החינוך לגיל הרך בעולם התרחבה משמעותית בשנים האחרונות (ראו סקירות מהשנים האחרונות: Duncan et al. 2022 ; Cascio, 2021 ; van Huizen and Plantenga, 2018 ; Brum and Emick, 2023). מרביתם של המחקרים המוקדמים התמקדו בתוכניות בקנה מידה קטן שיושמו בשנות ה-60 וה-70, וסיפקו שירותים מקיפים לילדים מקהילות מוחלשות ולבני משפחותיהם ויושמו במתכונת של ניסויים מבוקרים עם קבוצות ביקורת (לדוגמה, Schweinhart et al., 2005 ; Heckman et al., 2010, 2013 ; Anderson, 2008). מחקרים אלה מצאו שיפור במיומנויות קוגניטיביות

ולא-קוגניטיביות של הילדים בשלבים שונים של החיים. התמונה העולה ממרבית המחקרים על התערבויות אלו היא של תועלות בטווח קצר, שעלולות להיחלש לעיתים כאשר בוחנים הישגים לימודיים בגיל מאוחר יותר בבית הספר, אך מופיעים מחדש בטווח הארוך בהיותם מבוגרים, עם השפעה על משתני תוצאה שונים כגון שיעור מסיימי תואר ראשון, שיעור הפשיעה וכו'. ואולם, לאור הטיפול הרחב שניתן בהתערבויות אלה, האוכלוסיות הנבחרות שבהן התמקדו והתקופה המוקדמת שבה הן יושמו, ממצאים אלה לא בהכרח תקפים עבור חינוך ציבורי אוניברסאלי. יתרה מכך, במקרה של התערבויות ממוקדות, הסיכוי שיורחבו לאוכלוסייה כולה נמוך בשל עלותן הגבוהה והקושי בשמירה על סטנדרטים גבוהים והענקת טיפול מותאם אישית בהיקפים גדולים.

הספרות העולמית אודות השפעתן של מסגרות חינוך קדם-יסודי ציבוריות בהיקף גדול היא מוגבלת על רקע האתגרים האמפיריים של זיהוי השפעות סיבתיות. מרבית המחקרים מתמקדים באופקי זמן ספציפיים, כמו לדוגמה משתני תוצאה קצרי-טווח של הישגים בגן או בשנות הלימודים הראשונות בבית הספר היסודי (Berlinski et al., 2008; Berlinski et al., 2009; Cornelissen et al., 2018; Cascio, 2023), או על משתני תוצאה ארוכי-טווח, כמו סיום התיכון, מספר שנות לימוד, השכלה על-תיכונית ותעסוקה (Bailey et al., 2021; Havnes and Mogstad, 2011, 2015). הממצאים לגבי השפעותיהן של מסגרות אלה מעורבים. רק מיעוט של מחקרים בחנו משתני תוצאה בטווחי זמן שונים (Felfe et al., 2015; Blanden et al., 2016; Gray Lobe et al., 2023). יצוין כי אין הסכמה במחקרים אלה לגבי ההשפעות לאורך זמן. הממצאים הסותרים עשויים לנבוע בחלקם מהבדלים במסגרת הטיפול החליפית, הזמינה לילדים, ברקע המשפחתי של הילדים, באיכות ובגישה הפדגוגית של המסגרות החינוכיות, וביכולת לממש את התועלות משנות הלימוד בגני הילדים במעבר לבית הספר היסודי.

העבודה שלנו תורמת לספרות העוסקת בחינוך לגיל הרך במספר דרכים. ראשית, אנו מציעים ניתוח סיבתי מפורט של השפעותיו של חינוך טרום-חובה חנם שיושם בהיקף נרחב, על ידי שילוב מידע ממספר מקורות והתייחסות למערך עשיר במיוחד של משתני תוצאה, המבוסס על היסטוריה של הפרטים עד 20 שנה לאחר הטיפול, וללא בעיות נשירה מהמדגם. משתני התוצאה של הפרטים כוללים היבטים של הון האנושי, כמו הישגים בלימודים והשכלה על-תיכונית, וכן היבטים חברתיים כמו עבריינות נוער ונישואין בגיל צעיר. עושר משתני תוצאה מאפשר לנו גם לבחון כיצד פרטים שונים הושפעו באופנים שונים.

שנית, המחקר שלנו מאופיין בתרחיש חלופי ברור יחסית עבור הילדים במחקר שכן חלק הארי של הילדים היו נשארים בבית או בטיפול בלתי פורמלי אלמלא חוק חינוך חובה וחינם לגילאי 3-4. זאת בניגוד להנהגת חינוך קדם-יסודי במדינות מפותחות רבות, שם התוצאה היא לעיתים החלפה של גני ילדים פרטיים בגנים ציבוריים בקרב ילדים מרקע חברתי-כלכלי חזק או החלפת מסגרות אחרות לגיל הרך בקרב אוכלוסיות חלשות (לדוגמה, Kline and Walters, 2016). בנוסף, התגובה להתערבות/יישום החוק הייתה חדה, והובילה להשתתפות מרבית הילדים בגני טרום-חובה. אימוץ נרחב זה יוצר הזדמנות לבחון את ההשפעה של השוואת תנאי הפתיחה של הילדים לקראת בית הספר היסודי.

שלישית, המחקר שלנו מעמיק במנגנונים הפוטנציאליים שבאמצעותם חינוך טרום-חובה חנם משפיע על משתני תוצאה ארוכי-טווח, שכן יש בידינו לבחון את ההשפעות בטווח הקצר והבינוני על האקלים הכיתתי וכן על התעסוקה וההכנסה של ההורים.

החברה הערבית היא קבוצת מיעוט משמעותית בישראל, המהווה 21% מהאוכלוסייה. ממצאים ממיעוטים במדינות אחרות, המוגבלים להשפעות קצרות-טווח בלבד, מלמדים שמסגרות חינוך קדם-יסודי מציעות פוטנציאל לשיפור כישורי השפה והמיומנויות המוטוריות של ילדי מיעוטים, ובכך משפרות את מוכנותם לבית הספר (Drange and Telle, 2015; Gormley, 2008; Felfe and Huber, 2016).

(Cornelissen et al., 2018). על כן, המחקר שלנו מוסיף גם תובנות רבות-ערך בשאלה האם חינוך קדם-יסודי חינוך הוא כלי מדיניות אפקטיבי לטיפול ההון האנושי של ילדים מקבוצות מיעוט. המשך המאמר מסודר באופן הבא. הפרק השני מספק רקע על חינוך לגיל הרך בקרב האוכלוסייה הערבית בישראל ועל יישום החוק. הפרק השלישי מתאר את אסטרטגיית הזיהוי שלנו להשפעה סיבתית והחלק הרביעי מתאר את הנתונים ומציג סטטיסטיקה תיאורית עבור המדגם. הפרק החמישי מציג את התוצאות העיקריות של המחקר. הפרק השישי מספק ניתוח טרונגניות של התוצאות במספר ממדים ודן במנגנונים הפוטנציאליים שמובילים לתועלות ארוכות טווח של חינוך טרום-חובה חינוך. הפרק השביעי דן במספר מבחני תקפות ועמידות ומציג תוצאות של ספציפיקציית אמידה של אפקטים קבועים למשפחה. בפרק השמיני אנו משווים את התוצאות שלנו לתוכניות אחרות של חינוך לגיל הרך שיושמו בעולם ולהתערבויות חינוכיות אחרות שיושמו בישראל בגילאים מאוחרים יותר. הפרק התשיעי חותם בסיכום.

2. רקע מוסדי

החברה הערבית מהווה 21% מהאוכלוסייה הישראלית, והיא ומנתה כשני מיליון פרטים בסוף 2021. היא מאופיינת בהישגים נמוכים יותר בלימודים, בהכנסה נמוכה יותר ובשיעורי עוני גבוהים יותר בהשוואה לאוכלוסייה היהודית (בנק ישראל, 2021). מרבית הערבים-ישראלים הם בני הדת המוסלמית (כ-84%), אך קיימים מיעוטים נוצרים (7%) ודרוזים (8%)³. הם נחשבים לחברה מסורתית, בפרט בהקשר של יחסים ותפקידים מגדריים. מרבית האוכלוסייה הערבית בישראל חיה ביישובים נבדלים מאוכלוסיית הרוב היהודית. קרוב ל-85% מתגוררים בערים ובכפרים ערביים (שבהם הם מהווים כמעט את האוכלוסייה כולה), 10% מתגוררים בערים מעורבות (שבהן חיים ערבים ויהודים), ו-5% הם בדואים שחיים בכפרים לא-מוכרים⁴. מערכת החינוך הערבית גם היא מופרדת ממערכת החינוך היהודית עד סיום התיכון. מרבית התלמידים הערביים לומדים בבתי ספר ערביים ממלכתיים, שבהם רוב צוותי ההוראה הם מהחברה הערבית. שפת ההוראה בבתי הספר הערביים היא ערבית ספרותית, הנבדלת מהלשון הערבית המדוברת. מחקרים רבים מציינים כי המרחק הלשוני בין הערבית הספרותית לערבית המדוברת מייצר מכשול משמעותי בתהליך רכישת אוריינות בשפה הערבית (לדוגמה, Saiegh-Haddad, 2003; Abu Ahmad et al., 2014). יתרה מכך, מחקרים שונים הדגישו את תפקידה המכריע של חשיפה בגיל צעיר לערבית ספרותית בשנים שלפני בית הספר היסודי להנחת התשתית הדרושה לפיתוח כישורי אוריינות (לדוגמה, Saiegh-Haddad and Spolsky, 2014; Aram et al., 2013; Abu-Rabia, 2000; Saiegh-Haddad 2022). בשונה מהאוכלוסייה היהודית, שבה נרשמו שיעורים גבוהים ברישום לגני טרום-חובה עוד בשנות ה-90, רק שיעור קטן מהילדים הערביים למדו בגני טרום-חובה ציבוריים במהלך אותה תקופה. בשנת הלימודים 1999/1998, לפני יישום החוק, שיעורי הלמידה של ילדים יהודיים במסגרות חינוך לגיל הרך בגילאי 3 ו-4 עמדו על 79.7% ו-89.1% בהתאמה, בשעה שהשיעורים המקבילים עבור האוכלוסייה הערבית היו רק 21.3% ו-32.2% בהתאמה. שיעור הלמידה של ילדים ערביים בגני

³ הנתונים הם מ-2020. חישובי המחברים מבוססים על לוח 2.3 בשנתון הסטטיסטי לישראל 2021 שפורסם על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס).

⁴ חישובי המחברים מבוססים על לוח 1.2 בשנתון החברה הערבית בישראל, שפורסם על ידי המכון הישראלי לדמוקרטיה (2021). מזרח ירושלים לא נכללת בחישוב.

⁵ לדיון בהשפעת הדיסגלוסיה ומגוון הניבים ורכישת אוריינות בשפות ובמדינות שונות, עיינו באסופת המאמרים שרוכזה על ידי Saiegh-Haddad et al. (2022).

הילדים בגיל חמש היה גבוה יותר באופן מובהק מזו של ילדים צעירים יותר, ועמד על 81% ; אולם, השיעור עדיין היה נמוך ב-12 נקודות האחוז מזה שנרשם באוכלוסייה היהודית (למ"ס, 2000). את שיעור הרישום הגבוה יותר לגן בגיל 5 בקרב ילדים ערביים ניתן לייחס בעיקר לעובדה שגני הילדים הציבוריים עבור קבוצת גיל זו ("גני חובה") מקבלים מימון ציבורי מלא מאז חוק חינוך חובה מ-1949. בניגוד לכך, עד שנת 2000, גני ילדים ציבוריים לגילאי 3 ו-4 ניתנו בתשלום ובחסות הרשויות המקומיות. משרד החינוך נתן סובסידיות משמעותיות בשיעור של 80%-90% לילדי עולים חדשים או לילדים המתגוררים באזורים המוגדרים על ידי הממשלה כיעדי פיתוח.⁶ מאחר שהקריטריונים לסבסוד לא חלו על מרבית היישובים הערביים, ובשילוב עם המצוקה הכלכלית של רשויות מקומיות ערביות, מרביתם של יישובים אלה לא סיפקו מסגרות חינוך לגיל הרך (Abu-Jaber, 1992; מבקר המדינה, 1992). לדוגמה, ב-1993, רק 15 מתוך 100 רשויות מקומיות ערביות שנסקרו על ידי Ghanem (1993) סיפקו מסגרות חינוך לגיל הרך.

ילדים ערביים מתחת לגיל 5 לרוב נשארו בבית ולא השתתפו בשום מסגרת (פרטית או ציבורית). לפי מבחן פיז"ה 2009 (המתייחס לילידי 1993), 34% בלבד מהילדים הערביים דיווחו שהם למדו במסגרת כלשהי של חינוך פורמלי קדם-יסודי במשך יותר משנה אחת, בהשוואה ל-86% מהילדים היהודיים. ההשתתפות של נשים ערביות בכוח העבודה באותה תקופה הייתה נמוכה ביותר: 17% (לגילאי 25-64) ב-1998 לעומת 64% מהנשים היהודיות.⁷

בספטמבר 1999 החלה הממשלה ביישומה ההדרגתי של חוק לימוד חובה לגילאי 3-4. החוק קובע כי חינוך חובה חייב צריך להינתן לכל ילדי ישראל בגילאי 3 ו-4, וכי המדינה אחראית לספק אותו. יישום החוק התחיל ביישובים שבהן נמצאות האוכלוסיות החלשות ביותר, והכוונה הייתה להוסיף יישובים נוספים בכל שנה עד שכל היישובים במדינה יוכנסו לתחולת החוק בתוך עשר שנים.⁸ טווח הזמן להוספת יישובים נקבע לפי סיווג היישובים לאשכולות של דירוג חברתי-כלכלי מ-1 (הנמוך ביותר) עד 10 (הגבוה ביותר).

החל מספטמבר 1999, גני טרום-חובה חייבם סופקו ביישובים שסווגו לאשכולות 1 ו-2. החוק השפיע על האוכלוסייה הערבית במידה רבה שכן 91% מהיישובים שנכללו באשכולות אלו היו יישובים ערביים. כתוצאה מכך, מרביתם של הילדים הערביים באשכולות אלו קיבלו גישה לחינוך טרום-חובה לראשונה. החוק גם יושם רשמית באזורים המיוחדים המוגדרים על ידי הממשלה כאזורי עדיפות לאומית. אולם, כאמור, עוד לפני החלת החוק, יישובים אלה כבר קיבלו סובסידיות משמעותיות למסגרות טרום-חובה בשיעור של 80%-90%, כך שמסגרות כאלה היו זמינות דה-פקטו עבורם שנים רבות לפני כן, מאז אמצע שנות ה-80.

הכוונה המקורית של הממשלה הייתה להרחיב בהדרגה את תחולת החוק ליישובים נוספים בהתאם לאשכול הכלכלי-חברתי שלהם. אך בפועל, הרחבה הדרגתית זו נדחתה שוב ושוב לאורך השנים בשל אילוצים תקציביים. רק כעבור חמש-עשרה שנה, ב-2015, תחולת החוק הורחבה רשמית כך שהמדינה

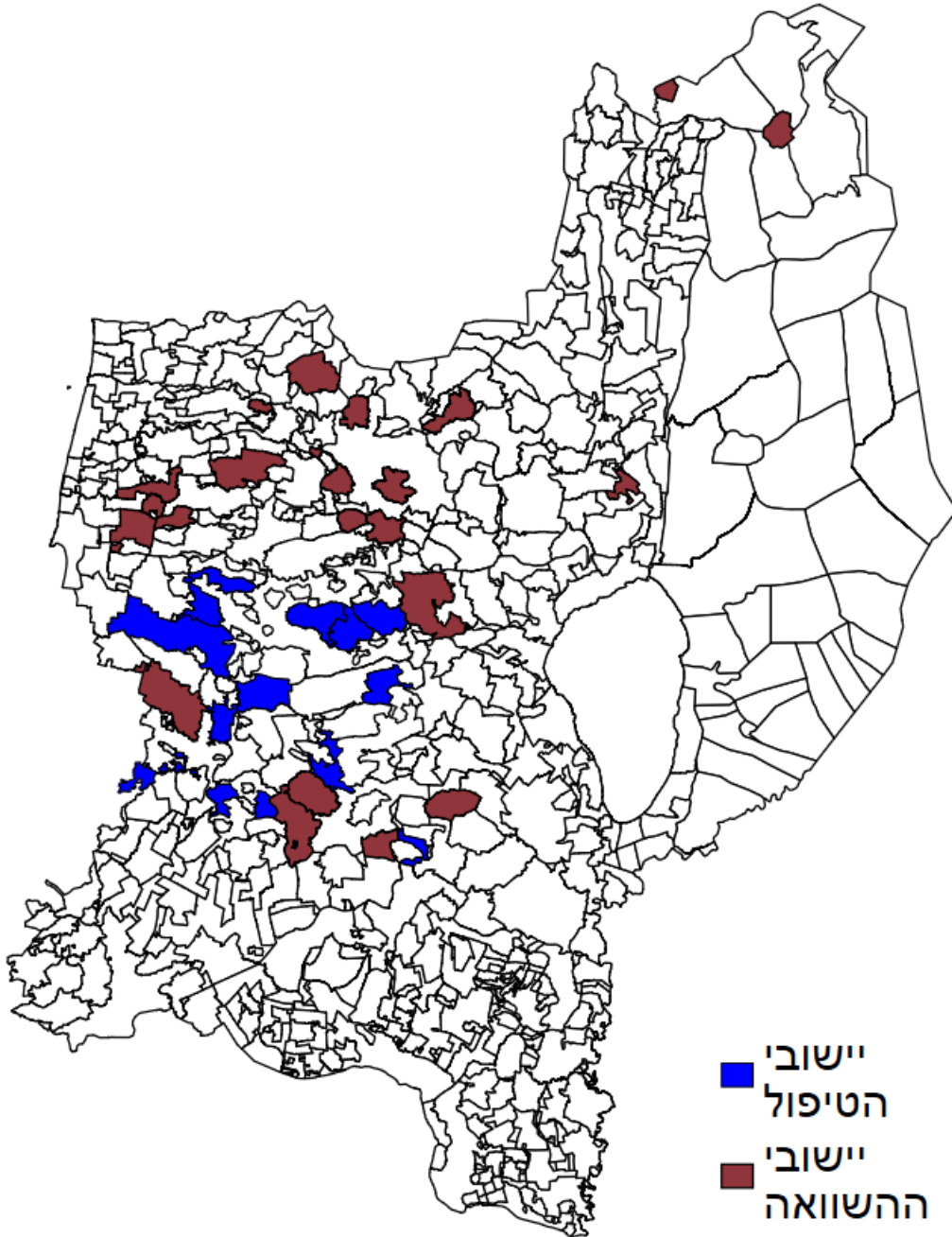
⁶ אלה כוללים יישובים באזורי עדיפות לאומית, יישובי קו עימות ויישובים ושכונות הנכללים בפרויקט שיקום שכונות היסטוריות, סובסידיות לחינוך לגיל הרך ביישובים בעלי מעמד ממשלתי מיוחד כ"יעד פיתוח" החלו עוד ב-1978 ("מעריב", 4 ביוני 1978). אולם עד אמצע שנות ה-80 של המאה הקודמת, יישובים ערביים לא זכו למעמד זה. מאז, ישנם יישובים ערביים שהוכנסו לקטגוריה זו. ראו, לדוגמה, החלטת ממשלה 323 מאפריל 1987, המשווה את הזכאות בין יישובים דרוזיים ליישובי פיתוח יהודיים סמוכים, ומעניקה סובסידיות למסגרות חינוך טרום-חובה גם ליישובים דרוזיים (דברי הכנסת ה-12, חוברת י"ז, 21 בינואר 1991, עמ' 2064) והחלטת ממשלה נוספת המשווה את הזכאות להטבות ציבוריות בין יישובים יהודיים ליישובים ערביים בקו העימות (דברי הכנסת ה-11, חוברת ל"ה, 6 ביולי 1988, עמ' 3591).

⁷ חישובי המחברים מבוססים על נתונים מסקר כוח אדם של הלמ"ס 1998.

⁸ ראו סקירה של יישום החוק אצל Kop (2002) ו-Blass and Adler (2004).

כולה נכללה בה, בעקבות המלצות ועדת טרכטנברג.⁹ עם זאת, לכל אורך התקופה, לא הייתה אכיפה מטעם המדינה של חינוך חובה באף אחד מהיישובים שנכללו במנדט של החוק.

איור 1: התפלגות גיאוגרפית של יישובי המחקר באזור הצפון



הערות: איור זה מציג את הפריסה הגיאוגרפית של יישובי הטיפול והשוואה במחקר באזור בצפון.

⁹ חלק מהיישובים החלו להיכנס בגדרי חוק חינוך חנם לגילאי 3 ו-4 אחרי 2003 עקב שינוי באשכול החברתי-כלכלי שלהם (כלומר, הם סווגו מחדש לאשכולות 1 ו-2).

3. מתודולוגית המחקר

אנו ממקדים את המחקר שלנו ביישובים ערביים בצפון הארץ. האזור כולל 15 יישובים שקיבלו לראשונה גישה לגני טרום-חובה ציבוריים בשנת 1999 (להלן ייקראו "יישובי הטיפול") ו-22 יישובים שבהם לא חל שינוי משמעותי בנגישות לגני טרום-חובה ציבוריים בשלב הראשון של יישום החוק (להלן "יישובי ההשוואה"). בקרב הקבוצה השנייה, 17 יישובים קיבלו סובסידיות לגני טרום-חובה לפני יישום החוק (יישובי עדיפות לאומית, קו העימות ושיקום שכונות שהם "מטופלים תמיד", Always Treated), ואילו 5 יישובים לא קיבלו גישה לגני טרום-חובה ציבוריים לכל אורך תקופת המדגם ("לא מטופלים אף פעם", Never Treated).¹⁰

איור 1 משרטט את ההתפלגות הגיאוגרפית של היישובים הערביים במחוז הצפון, לפי תחולת החוק. יישובים שקיבלו מסגרות טרום-חובה לראשונה עקב יישום השלב הראשון של החוק מסומנים באדום. כל יתר היישובים הערביים מסומנים בכחול.¹¹ מחוז צפון הוא האזור היחיד בארץ שכולל הן מספר משמעותי של יישובים ערביים שגני הילדים הורחבו בהם באופן משמעותי בשל תחולת החוק, והן מספר משמעותי של יישובים ערביים ביישובי השוואה בהם לא הורחבה בנגישות לגני ילדים, ולכן הוא יעמוד במוקד המחקר שלנו.

איור 2 מציג את שיעורי ההשתתפות בגנים ציבוריים ביישובים הנכללים במדגם לפי גיל ושנה, תוך פילוח היישובים לפי סטטוס הטיפול: מטופלים, לא מטופלים אף פעם, ומטופלים תמיד. לצורכי פשטות, אנו משתמשים בגרף במונחים המתייחסים לשנת הסיום הלועזית של שנת הלימודים המלאה. כך, במקום לציין את שנת הלימודים הראשונה בה יושם החוק 1999-2000 (תש"ס), אנו מכנים אותה פשוט "2000" שהיא שנת הסיום של אותה שנת לימודים, וכך גם בנוגע לכל יתר השנים. ניתן להתרשם מהאיור כי שיעורי הרישום לגני הילדים עלו באופן מובהק עבור קבוצת הטיפול: מ-18% ו-31% ל-91% ו-93% בין השנים 1999 ו-2003 עבור גילאי 3 ו-4, בהתאמה. לעומת זאת, שיעורי הרישום ביישובי ההשוואה (לא מטופלים אף פעם או מטופלים תמיד) לא השתנו במידה רבה בתקופה המקבילה. שיעורי הרישום בגיל 5 היו קרובים ממילא ל-100% במהלך התקופה כולה, ללא שינוי משמעותי. המגמות בשיעורי הרישום של שלוש קבוצות אלה בצפון הארץ דומות במידה רבה למגמות הכלליות שנצפו בכל היישובים הערביים באותה תקופה (ראו איור A1 בנספח).

כדי לבחון את השפעתו של חינוך טרום-חובה חינוך על משתני התוצאה של הילדים אנו מיישמים את מתודולוגיית הפרש-ההפרשים (DID). ובפרט, אנו משווים את השינוי במשתני התוצאה בין שנתונים של ילדים שהתגוררו ביישובי טיפול וביישובי השוואה והגיעו לגיל הגן, לפני ואחרי יישום חוק טרום-חובה חינוך. הילדים בשנתונים המוגדרים כאן לפני החוק נולדו בשנים 1991-1994, ואילו הילדים בשנתונים אחרי החוק נולדו בשנים 1995-1999, מאחר שהשנה הראשונה ליישום החוק הייתה שנת הלימודים 2000/1999.

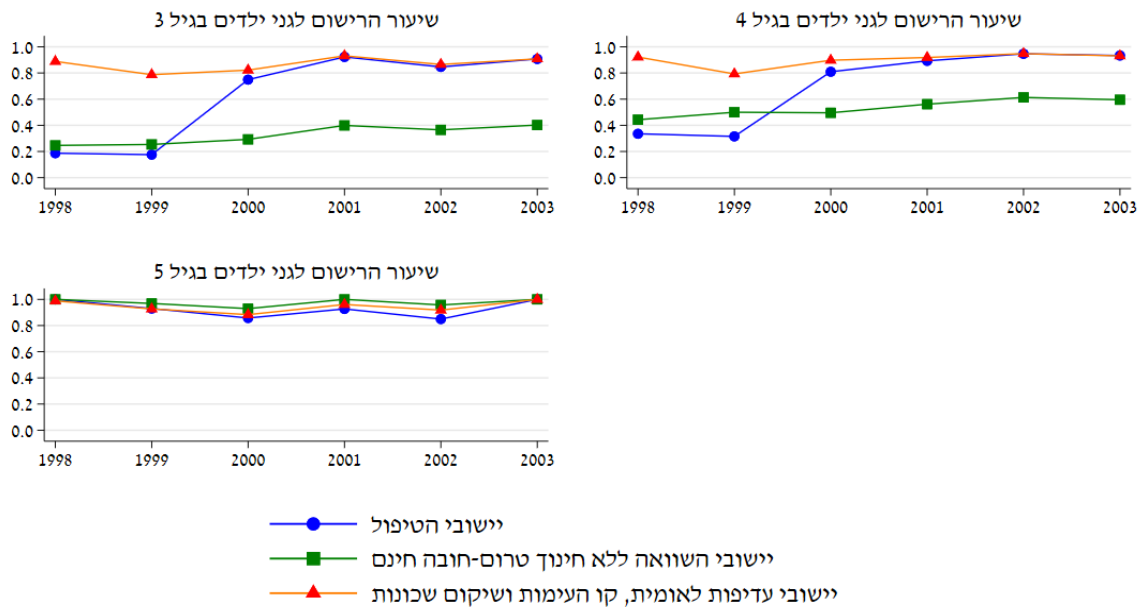
$$Y_{ist} = \alpha + \beta Exposed_Preschool_{s(t+4)} + \gamma X_{ist} + \delta_s + \lambda_t + \varepsilon_{ist} \quad (1)$$

¹⁰ אנו כוללים רק יישובים עם רשויות מקומיות עצמאיות עם הגדרה עצמאית של אשכול חברתי-כלכלי, כפי שנקבע על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס). אנו מחריגים מן המדגם 5 יישובים שסיווג האשכול שלהם עודכן, וכתוצאה מכך הם נוספו לתחולת החוק מספר שנים לאחר יישומו הראשוני, 3 יישובים דרוזיים ברמת הגולן שלא השתתפו במפקד האוכלוסין של 1995 וכתוצאה מכך לא קיבלו סיווג לאשכול על ידי למ"ס, ו-6 יישובים שלא ניתן לשייך לקבוצת הטיפול או לקבוצת ההשוואה.

¹¹ חלק מיישובי ההשוואה במפה הם "מטופלים תמיד" וחלק מיישובי ההשוואה הם "לא מטופלים אף פעם".

כאשר Y_{ist} מציין את משתנה התוצאה שמעניין אותנו, הנמדד עבור ילד i מיישוב s שנולד בשנה t . $Exposed_Preschool_{s(t+4)}$ הוא אינדיקטור שמקבל ערך 1 אם הילד גר ביישוב טיפול והיה בן 4 לכל היותר במועד יישום החוק, ו-0 ביתר המקרים. X_{ist} כולל את המשתנים המסבירים הבאים ברמת הפרט: שנות לימוד של ההורים, מדדים עבור עשירונים של שכר שנתי מעבודה של ההורים כאשר הילד היה בגיל שנתיים (עם אינדיקטור נפרד לפרטים עם שכר חסר/אפס), תעסוקת האם כאשר הילד היה בגיל שנתיים, דת המשפחה (נוצרית, דרוזית או מוסלמית), ומגדר.¹² δ_s מייצגת אפקטים קבועים ליישוב לצורך פיקוח על הבדלים קבועים בזמן בין יישובים. λ_t מייצגת אפקטים קבועים של השנתון. בכל האמידות, סטיות התקן מתוקננות כדי להתחשב המתאם הקיים בהפרעה האקראית ברמת היישוב (clustered standard errors). הפרמטר המרכזי באמידה הינו β אשר מציין את אומדן ההשפעה של ה"כוונה לטיפול" (intention to treat, "ITT") של חינוך טרום-חובה חנם. נציין כי אנו אומדים את ההשפעה ל"כוונה לטיפול" ולא את ההשפעה של טיפול בפועל מאחר ואיננו מבחינים בין פרטים שלמדו בפועל במסגרות ציבוריות בגילי 3-4 לבין פרטים שלא למדו בפועל. מנקודת מבט של מדיניות, הפרמטר מציין את ההשפעה של מתן חינוך טרום-חובה חנם ברמת היישוב. בפרק השמיני אנו מציגים גם אומדנים נקודתיים יותר של "השפעת טיפול ממוצעת מקומית" (LATE) עבור ההשפעות של למידה בגני טרום-חובה בפועל, וזאת על ידי ניפוח קנה המידה של אומדני ה-ITT לפי הגידול בשיעורי הלמידה בגני טרום-חובה ציבוריים שנרשם לאחר יישום החוק, כדי להשוות את התוצאות שלנו לספרות הקיימת.

איור 2: רישום לגני ילדים ציבוריים באוכלוסייה הערבית
ביישובי המחקר (מחוז צפון) – 1998–2003



הערות: איור זה מציג את שיעורי הלמידה בגני ילדים ציבוריים לפי שנה בקבוצות שונות של יישובים ערבים, לפי סטטוס הטיפול שלהם. המדגם כולל יישובים מצפון הארץ בלבד. הניתוח מבוסס על נתוני רישום מצרפיים של משרד החינוך ועל נתוני מספר התושבים לפי יישוב ושנה שסופקו על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. יישובי הטיפול קיבלו חינוך טרום-חובה חנם החל משנת 2000. יישובי השוואה ללא חינוך טרום-חובה חנם הם אלה שלא נכללו בשלב הראשון של יישום החוק. יישובי עדיפות לאומית, קו העימות ושיקום שכונות הם יישובים שקיבלו סובסידיות לחינוך טרום-חובה לפני יישום החוק.

¹² הגדרנו פרט כאדם מועסק אם שכרו או שכרה החודשי מעבודה עומד על חצי משכר המינימום לפחות. התוצאות עמידות להגדרה חלופית המגדירה תעסוקה אם השכר גבוה מאפס. כאמור, השתתפותן של נשים ערביות בכוח העבודה בתקופת המדגם הייתה נמוכה מאוד. לפיכך, במקום לפקח על עשירונים של שכר האם אנו מפקחים על תעסוקת האם.

האסטרטגיה האמפירית שלנו מסתמכת על ההנחה שהמגמות על פני זמן של משתני התוצאה ביישובי הטיפול וביישובי ההשוואה היו זהות בהיעדר יישום החוק. כדי להעריך את תקפותה של הנחה זו, אנו מבצעים שורה של בדיקות המסוכמות בחלק השביעי ודנים בהן בפירוט בנספח C. במחקרים מסוימים, ייתכן שהשימוש ביחידות "מטופלות תמיד" (Always Treated) כקבוצת השוואה בעייתית, במיוחד במתודולוגיית מחקר של הפרש-הפרשים מדורג (Staggered DID), שבה יחידות שונות מקבלות טיפול בתקופות זמן שונות (ראו, לדוגמה, Callaway and Sant'Anna, 2021 ; Roth et al., 2023). אף שמתודולוגיית ה-DID שלנו אינה מדורגת, ניתן לטעון שמסגרות טרום-חובה ציבוריות ביישובים המטופלים תמיד הראו השפעות דינמיות מסוימות לאורך זמן שהתמידו במהלך תקופת המחקר, דבר שעלול להטות את האומדנים שלנו. למרות זאת, חשוב לציין שמאחר שקבוצת היישובים המטופלים תמיד קיבלה חינוך טרום-חובה מאז אמצע שנות ה-80, יותר מעשר שנים לפני החלת החוק, אנו מצפים שההשפעה של חינוך טרום-חובה תהיה יציבה בתקופת המחקר שלנו עבור קבוצה זו ולכן לא תטה את האומדנים שלנו. הנחה זו מוצאת תמיכה גם באיור 2 המוצג לעיל, שבו אנו מראים כי שיעורי הלימודים בגני טרום-חובה ציבוריים נותרה יציבה יחסית ביישובים אלה. כדי לחזק את טענתנו, אנו מבצעים גם מבחן עמידות בנספח C שמשמש רק ביישובים שאינם מטופלים אף פעם או מטופלים תמיד כקבוצת השוואה, ואנו מראים שם שהאומדנים נותרים דומים לתוצאות העיקריות.

4. הנתונים וסטטיסטיקה תיאורית

הנתונים

קובץ הנתונים שלנו נוצר על ידי מיזוג רשומות מנהליות ממספר מקורות. נקודת המוצא היא מרשם האוכלוסין, שממנו בחרנו את כל הערבים תושבי ישראל שנולדו בין השנים 1991–1999. המרשם כולל גם מידע על מגדר, יישוב מגורים, ומצב משפחתי של כל פרט.¹ מיזוגנו נתונים אלה עם נתונים מנהליים של משרד החינוך, הכוללים מידע על הרישום של פרטים למוסדות החינוך היסודי, העל-יסודי, והעל-תיכוני. בשלב הבא אנו ממוזגים את הנתונים עם רשומות של התלמידים בבחינות מרכזיות. סט הבחינות הראשון הוא מבחני מיצ"ב (מדדי יעילות וצמיחה בית-ספרית) המתקיימים בכיתות ה' ו-ח' בארבעה מקצועות: שפת אם (קרי, ערבית), אנגלית, מתמטיקה ומדעים. מבחני מיצ"ב כוללים גם שאלון לתלמיד על אקלים הלמידה הכיתתי והבית-ספרי עבור תלמידים בכיתות ה' עד ט'. אנו ממוזגים גם את נתוני התלמידים מבחינות הבגרות הארציות המתקיימות בתיכון במקצועות ליבה ובחירה מכיתה י' עד י"ב. בנוסף, אנו משלבים גם נתונים על הישגי התלמידים במבחן הפסיכומטרי המשמש בשילוב עם תעודת הבגרות כקריטריון הקבלה העיקרי למוסדות להשכלה גבוהה. לסיום, אנו ממוזגים את קובץ הנתונים שלנו עם נתוני תיקים פליליים של בני נוער, שמציינים אם אדם נעצר והיה לו תיק פלילי בנערותו (עד גיל 18) ואת הקטגוריה הכללית של העבירה. לוח A1 בנספח מציב את משתני התוצאה של מחקרנו על ציר זמן של גיל כדי לתת מבט כללי על השנתונים ועל אופק הזמן שנכלל במחקר.

¹ בתרחיש האופטימלי, אמורות להיות בידינו תצפיות עבור יישוב המגורים של הילדים בגיל שנתיים, לפני שהגיעו לגיל הגן. לצערנו, יש לנו תצפיות עבור יישוב המגורים רק בשנים ספציפיות (1983, 1995, 1997–2001) והנתונים חסרים בחלק מהמקרים. לכן, אנו משתמשים בשיטת השלמת נתונים עבור יישוב המגורים בשנה הרלוונטית הקרובה ביותר. שגיאת מדידה זו זניחה קרוב לוודאי מכיוון ששיעור ההגירה הפנימית של ערבים ישראלים הוא נמוך מאוד. בשנת 2007, רק 9.5% מהערבים המבוגרים לא גרו באותו היישוב שבו נולדו, כאשר הסיבה השכיחה ביותר למעבר הייתה נישואין, לפני לידת ילדים (Heihel, 2011).

אנו מעשירים את נתוני התלמידים על ידי הוספת מאפיינים של הרקע המשפחתי, דהיינו, מידע על השכלת ההורים מתוך מרשם ההשכלה ומידע על מספר האחים מתוך מרשם האוכלוסין. בנוסף, אנו משתמשים ברשומות מנהליות המסופקות על ידי רשות המסים כדי לקבל מידע על תעסוקה ושכר של הורי הילדים מהמדגם הראשי. מאחר שבמועד בניית קובץ הנתונים, מידע זה היה זמין לנו רק עד שנת 2018, אין לנו אפשרות לנתח את התעסוקה והשכר של השנתונים שהושפעו מהחלת החוק מכיוון שהם עדיין צעירים מדי.

המדגם האחרון שלנו כולל כ-84,000 פרטים מיישובי הטיפול וההשוואה בשנתונים הרלוונטיים. בלוח A2 בנספח אנו מביאים תיאור מלא של משתני התוצאה שנבדקו במחקר זה ואת הגדרותיהם.

סטטיסטיקה תיאורית

לוח 1 מציג את המאפיינים החברתיים-כלכליים של יישובי הטיפול ויישובי ההשוואה על בסיס נתונים מ-1999, לפני יישום החוק. בעמודה (3) של הלוח אנו מדווחים על הבדלים בין שתי קבוצות היישובים. האוכלוסייה ביישובי הטיפול הייתה עם מאפיינים כלכליים-חברתיים חלשים יותר באופן מובהק במגוון מדדים לעומת האוכלוסייה ביישובי ההשוואה. כך, לדוגמה, ההכנסה לנפש הייתה נמוכה ב-16% בקירוב, יחס התלות היה גבוה יותר ורמת ההישגים בלימודים הייתה נמוכה יותר. אין להתפלא על כך, שכן החוק יושם לראשונה בשני האשכולות החברתיים-כלכליים הנמוכים ביותר של היישובים. נציין כי יישובי הטיפול ויישובי ההשוואה דומים זה לזה בגודל האוכלוסייה הממוצע.

לוח 2 מציג מאפייני רקע משפחתי של הילדים בשנתונים שהיו בגילאי 3-4 לפני יישום החוק (ילידי 1991–1994) ביישובי הטיפול וההשוואה. כאן, שוב, אנו רואים שאוכלוסיית הטיפול הייתה עם מאפיינים כלכליים-חברתיים חלשים יותר. ההורים לילדים ביישובי הטיפול היו פחות משכילים, בעלי הכנסה נמוכה יותר והיו להם יותר ילדים. כמו כן, ההרכב האתני שונה בין שתי קבוצות היישובים: מרבית הדרוזים נמצאים ביישובי ההשוואה, ואילו בדואים נמצאים בעיקר ביישובי הטיפול. בפאנל ב של לוח 2 אנו בוחנים הבדלים במשתני התוצאה של פרטים השייכים לשנתונים של טרום יישום החוק (שנולדו בשנים 1991–1994) בין יישובי הטיפול וההשוואה. מרבית משתני התוצאה מצביעים על יתרונה היחסי של האוכלוסייה ביישובי ההשוואה במהלך התקופה שקדמה ליישום החוק.

לוח 1: סטטיסטיקה תיאורית – יישובי טיפול ויישובי השוואה, 1999

הפרש	יישובי השוואה	יישובי טיפול	
(3)	(2)	(1)	
-700 (3,109)	9,564 (12,550)	8,865 (6,090)	גודל האוכלוסייה
-3.57*** (0.70)	21.90 (2.59)	18.33 (1.50)	גיל חציוני
18.90*** (4.74)	102.79 (12.74)	121.69 (14.71)	יחס תלות
0.10*** (0.03)	0.30 (0.09)	0.40 (0.08)	משפחות עם 4 ילדים או יותר (%)
-228** (90)	1,465 (374)	1,237 (125)	הכנסה לנפש
-0.04*** (0.01)	0.18 (0.04)	0.14 (0.02)	שיעור בעלות על כלי רכב
-0.02 (0.01)	0.18 (0.04)	0.16 (0.04)	שיעור כלי רכב חדשים (5 שנים אחרונות) מסך הרכבים (%)
-0.05*** (0.01)	0.08 (0.04)	0.04 (0.02)	סטודנטים בקרב גילאי 20-29 (%)
-0.14*** (0.04)	0.42 (0.16)	0.28 (0.09)	זכאות לתעודת בגרות בקרב גילאי 17-18 (%)
0.03* (0.02)	0.51 (0.06)	0.55 (0.04)	משתכרים מתחת לשכר המינימום (%)
-0.01*** (0.00)	0.03 (0.01)	0.01 (0.00)	מרוויחים מעל כפליים השכר הממוצע (%)
0.01*** (0.00)	0.02 (0.01)	0.03 (0.01)	מקבלי הבטחת הכנסה (%)
0.19*** (0.03)	0.27 (0.07)	0.46 (0.09)	מקבלי השלמת הכנסה מבין מקבלי קצבת זקנה (%)
	22	15	מספר היישובים

הערות: לוח זה מציג מבחני איזון בין יישובי הטיפול ליישובי ההשוואה בהתבסס על מאפייני האוכלוסייה בשנת 1999, ערב יישום החוק. עמודות (1) ו-(2) מציגות את הממוצע (וסטיות התקן בסוגריים) בכל קטגוריה. הפרשי הממוצעים בין יישובי הטיפול ליישובי ההשוואה מדווחים בעמודה (3), עם סטיות תקן רובאסטיות בסוגריים. * $p > 0.10$, ** $p > 0.05$, *** $p > 0.01$.

לוח 2: סטטיסטיקה תיאורית עבור שנתונים שהיו בגילאי 3-4 טרם יישום החוק (ילידי 1991-1994)

פאנל ב: משתני תוצאה				פאנל א: משתנים מסבירים לפני הטיפול			
הפרש	השוואה	טיפול		הפרש	השוואה	טיפול	
(3)	(2)	(1)		(3)	(2)	(1)	
-0.03 (0.03)	0.83 (0.37)	0.80 (0.40)	סיים תיכון	-0.73*** (0.24)	10.65 (3.20)	9.92 (3.19)	שנות לימוד של האב
-0.03 (0.03)	0.79 (0.40)	0.76 (0.43)	נבחן בבחינות בגרות	-0.71* (0.38)	10.13 (3.04)	9.42 (3.09)	שנות לימוד של האם
-0.06 (0.04)	0.46 (0.50)	0.40 (0.49)	תעודת בגרות	0.01 (0.02)	0.66 (0.47)	0.67 (0.47)	האב מועסק ב-1998
-0.07*** (0.02)	0.37 (0.48)	0.30 (0.46)	תעודת בגרות העומדת בדרישות הסף להשכלה גבוהה	-0.05*** (0.02)	0.18 (0.38)	0.13 (0.33)	האם מועסקת ב-1998
-0.08*** (0.03)	0.45 (0.50)	0.36 (0.48)	+4 יחידות לימוד אנגלית	-999*** (177)	5,941 (4,780)	4,942 (3,926)	שכר חודשי של האב ב-1998
-0.03 (0.02)	0.23 (0.42)	0.20 (0.40)	+4 יחידות לימוד מתמטיקה	-230 (164)	2,973 (2,368)	2,743 (1,979)	שכר חודשי של האם ב-1998
-0.01 (0.07)	0.52 (0.70)	0.51 (0.74)	מספר מקצועות לימוד מדעיים	0.59*** (0.14)	3.06 (1.80)	3.65 (2.11)	מספר אחים ואחיות
0.03* (0.02)	0.13 (0.34)	0.17 (0.37)	תיק פלילי בגיל הנוער	0.00 (0.00)	0.48 (0.50)	0.49 (0.50)	שיעור נשים
-0.02 (0.03)	0.41 (0.49)	0.39 (0.49)	השתתף במבחן פסיכומטרי	-0.25*** (0.09)	0.25 (0.43)	0.00 (0.01)	שיעור דרוזים
-11.99 (8.29)	483.67 (113.02)	471.67 (111.65)	ציון פסיכומטרי ממוצע	0.18* (0.10)	0.03 (0.17)	0.21 (0.40)	שיעור בדואים
-0.06** (0.03)	0.39 (0.49)	0.33 (0.47)	רישום למוסד השכלה על-תיכוני כלשהו				
0.09** (0.04)	0.23 (0.42)	0.32 (0.47)	נישואין עד גיל 21 (נשים)		22 21,253	15 14,454	מספר היישובים מספר התצפיות

הערות: לוח זה מציג מבחני איזון בין קבוצות הטיפול לקבוצות ההשוואה עבור מאפיינים שונים של השנתונים שהיו בגילאי 3-4 לפני יישום החוק. עמודות (1) ו-(2) מציגות את הממוצע (וסטיות התקן בסוגריים) בכל קטגוריה. הפרשי הממוצעים בין יישובי הטיפול ליישובי ההשוואה מדווחים בעמודה (3), עם סטיות תקן מקובצות ברמת היישוב. $p < 0.01$ ***, $p < 0.05$ **, $p < 0.10$ *

5. התוצאות

משתני תוצאה בתיכון

אנו מדווחים בלוח 3 על אומדני ה-DID העיקריים שלנו ממשוואה (1) עבור משתני תוצאה בתיכון. בעמודה (1) אנו מדווחים על אומדנים עבור המדגם המלא ואילו בעמודות (2) ו-(3) אנו מראים אומדנים לפי מגדר. בנוסף, אנו מדווחים על ממוצעי משתני התוצאה (בכתב נטוי) של השנתונים שהיו בגילאי 3-4 לפני יישום החוק ביישובי הטיפול. כדי להתמודד עם הבדיקה של ריבוי השערות, לסכם את משתני התוצאה בתיכון

ולהגדיל את עוצמה הסטטיסטית, אנו בונים גם מדד של הישגים בתיכון (המדוווח בחלק העליון של הלוח) על ידי חישוב ממוצע מתוקן (z-score) של כל משתני התוצאה המתוקנים של תלמידי התיכון. אנו מוצאים שיישום החוק שיפר באופן מובהק את הסיכוי לסיים תיכון ולהשיג תעודת בגרות בקרב התלמידים הערבים ביישובי הטיפול. חינוך טרום-חובה חינם העלה את הסיכוי לסיים תיכון ב-2.8 נקודות האחוז (גידול של 3.5% יחסית לממוצע לפני יישום החוק); והוא הגדיל את שיעור הנבחנים בבחינות הבגרות ב-3.7 נקודות האחוז (5%). ההסתברות של השגת תעודת בגרות עלתה ב-4.3 נקודות האחוז (11%) וההסתברות של השגת תעודת בגרות שעומדת בדרישות הסף של האוניברסיטאות עלתה גם היא באופן מובהק, ב-11.2%. השיפור באיכותה של תעודת הבגרות משתקף גם בעלייה בשיעור התלמידים שלמדו לפחות 4 יחידות אנגלית ומתמטיקה (11% ו-8% בהתאמה). בנוסף, מספר מקצועות המדעים בתעודות הבגרות עלה ב-0.9 (גידול של 13%).³ אף שחלק מהאומדנים עבור ההשפעה של גני טרום-חובה ציבוריים נבדלים לפי המגדר, הדפוס הכללי מצביע על שיפור מובהק במשתני התוצאה בתיכון עבור בנים ובנות כאחד. איור 4 מציג אומדנים ורווחי סמך ברמת ביטחון של 95% עבור מדד ההישגים בתיכון וכל משתני התוצאה בתיכון במבנה של חקר אירוע (event-study design) כאשר שנה אפס מציינת את השנה הראשונה ליישום החוק.⁴ האיור מדווח גם על ערכי-p במבחן למובהקות משותפת עבור המקדמים בתקופה שלפני או אחרי יישום החוק. האומדנים עבור התקופה שלפני יישום החוק קטנים מבחינת סדר הגודל שלהם ואינם שונים סטטיסטית מאפס (ברמה בודדת או במשותף), והם לא מראים כל דפוס ברור של מגמה שונה במשתני התוצאה של יישובי הטיפול לעומת יישובי ההשוואה לפני יישום החוק. ממצא זה גם עולה בקנה אחד עם תרגיל הפלצבו שבו אנו דנים בלוח א8 בחלק השביעי, שם לא מצאנו כל שינוי דיפרנציאלי במשתני התוצאה בין יישובי הטיפול ליישובי ההשוואה כאשר השווינו בין השנתיים הראשונות לשנתיים אחרונות של התקופה שקדמה ליישום החוק. בניגוד לכך, אומדני התקופה שלאחר יישום החוק המוצגים באיור 3 מצביעים על גידול משמעותי במשתני התוצאה עבור היישובים המטופלים יחסית ליישובי ההשוואה עבור השנתיים שנחשפו לחינוך טרום-חובה חינם יחסית לתקופה שלפני יישום החוק.

² תעודת בגרות שעומדת בדרישות הסף לקבלה לאוניברסיטה כוללת לפחות 4 יחידות אנגלית ומקצוע נוסף ברמה של 4 או 5 יחידות.

³ מקצועות המדעים כוללים פיזיקה, כימיה, ביולוגיה ומדעי המחשב.

⁴ האיור משרטט אומדנים עבור β_τ ואת טעויות התקן שלהם מהמודל הבא:

$$Y_{ist} = \alpha + \sum_{\tau=-4, \tau \neq -1}^{\tau=4} \beta_\tau Treated_s \times D_{i,2000+\tau} + \gamma X_{ist} + \delta_s + \lambda_t + \varepsilon_{ist}$$

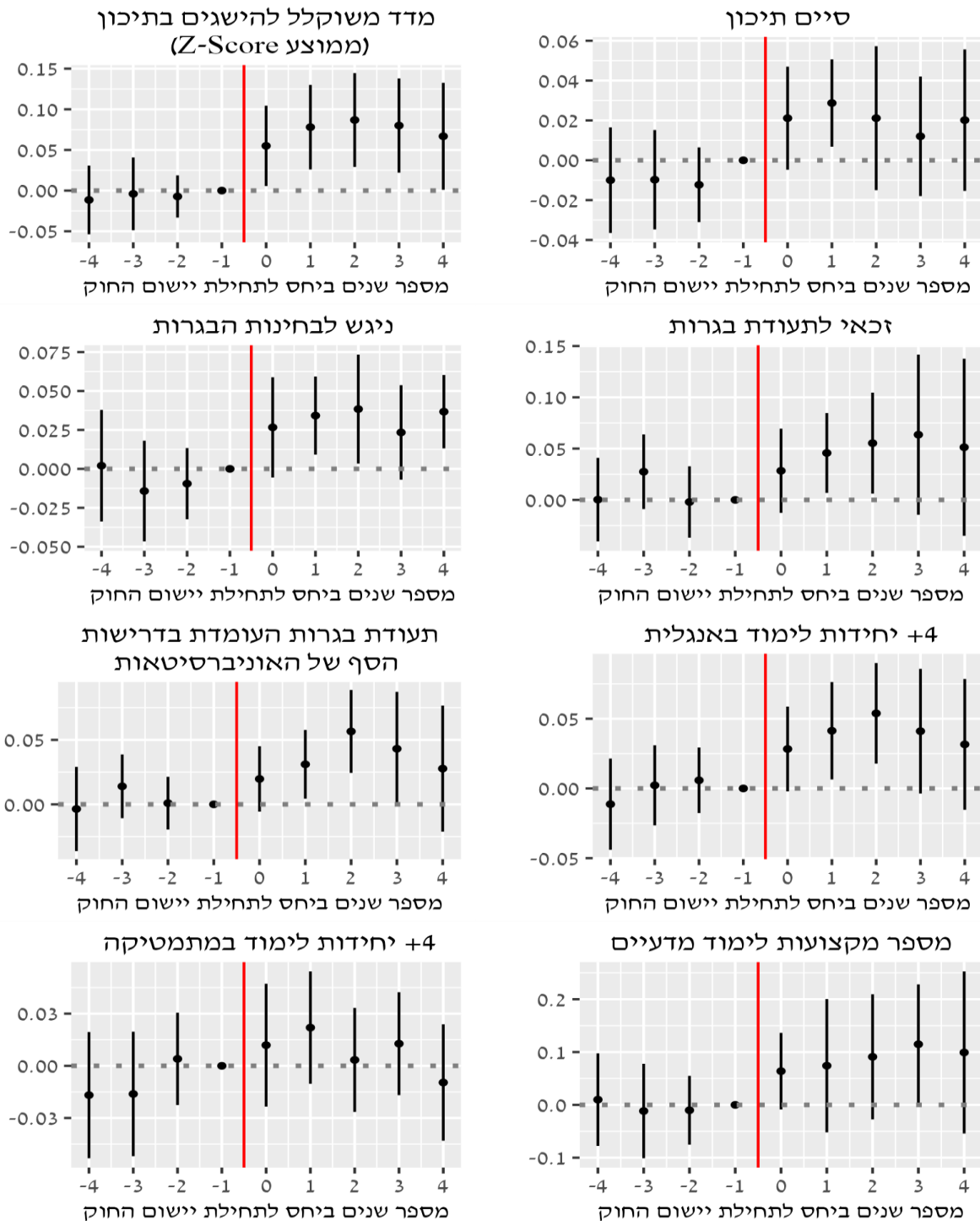
כאשר עבור τ נתון, האינדיקטור $D_{2000+\tau}$ מקבל ערך 1 אם הפרט היה בגיל 4 בשנת $2000+\tau$, ו-0 ביתר המקרים. התקופה המושמטת היא $\tau = -1$, שהיא השנה שקדמה ליישום החוק. עבור $\tau = -4, \dots, 4$ מציין את התפתחות משתני התוצאה ביישובי הטיפול בניכוי שינויים מקבילים ביישובי ההשוואה.

לוח 3: השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על הישגים בתיכון

משתנה תלוי	מדגם מלא (1)	בנים (2)	בנות (3)
מדד כולל של הישגים בתיכון (Z-score)	0.079*** (0.020) -0.058	0.073*** (0.026) -0.298	0.086*** (0.024) 0.197
סיים תיכון	0.028** (0.012) 0.802	0.030 (0.019) 0.690	0.026** (0.011) 0.920
ניגש לבחינות הבגרות	0.037*** (0.011) 0.763	0.050*** (0.016) 0.635	0.023** (0.011) 0.898
זכאי לתעודת בגרות	0.043* (0.023) 0.396	0.022 (0.022) 0.278	0.066** (0.030) 0.522
תעודת בגרות העומדת בדרישות הסף של האוניברסיטאות	0.033** (0.013) 0.300	0.020 (0.013) 0.198	0.048** (0.018) 0.407
+4 יחידות לימוד אנגלית	0.040** (0.016) 0.364	0.029* (0.017) 0.252	0.053** (0.020) 0.482
+4 יחידות לימוד מתמטיקה	0.015* (0.009) 0.197	0.018** (0.007) 0.140	0.012 (0.014) 0.258
מספר מקצועות לימוד מדעיים	0.092** (0.041) 0.688	0.098** (0.038) 0.484	0.089* (0.046) 0.904
מספר התצפיות	84,457	43,362	41,095

הערות: לוח זה מציג אומדני DID ("הפרש הפרשים") של השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על משתני השכלה שונים. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב והשנתון, ופיקוח על השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. משתני התוצאה הממוצעים של השנתונים לפני יישום החוק (נולדו בין השנים 1991–1994) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. ה-z-score מחושב על ידי חישוב ממוצע ציוני התקן על פני כלל משתני התוצאה המדווחים בלוח * > p 0.10, ** > p 0.05, *** > p 0.01.

איור 3: אומדני השפעות חינוך טרום-חובה חנים במשוואת אמידה של חקר אירוע (Event-Study)



הערות: האיורים משרטטים את ההשפעות של יישום חינוך טרום-חובה חנים על משתני תוצאה בתיכון, עם רווחי סמך ברמת ביטחון של 95 אחוזים בתקופות שלפני ואחרי הטיפול, בהתבסס על ספציפיקציה חקר אירוע. ציר ה-x מייצג את השנים שלפני ואחרי יישום החוק. שנת האפס מייצגת את השנה הראשונה של יישום החוק. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים ליישוב ולשנתון, ומשתני פיקוח עבור השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. אוכלוסיית המחקר כוללת ערבים ישראלים מיישובים בצפון, שנולדו בין השנים 1991-1999. סטיות התקן מקובצות ברמת היישוב.

אנו מעריכים את עמידות התוצאות להפרות אפשריות של הנחת המגמות המקבילות (Parallel trends) באמצעות השיטה שהוצעה על ידי Rambachan and Roth (2023) בהתמקדות על ה-z-score של הישגי התיכון. התוצאות, הנידונות בנספח A ומדווחות באיור A2 בנספח, מצביעות על עמידות התוצאות גם אם נתיר סטיות מסוימות מהנחת המגמות המקבילות.

משתני תוצאה בחינוך העל-תיכוני

לאחר שמצאנו שחינוך טרום-חובה משפר את משתני התוצאה החינוכיים עד סוף התיכון, אנו ממשיכים ובוחנים אם ההשפעה מתמידה בטווח הארוך יותר.

המבחן הפסיכומטרי

הקבלה למרבית מוסדות ההשכלה הגבוהה בישראל מבוססת על ממוצע משוקלל של ציון הבגרות הממוצע וציון המבחן הפסיכומטרי. המבחן כולל שלושה מרכיבים: כמותי, מילולי, ואנגלית, וניתן במספר שפות כולל ערבית. ההשפעה החיובית של חינוך טרום-חובה חנים על שיעור הזכאות לבגרות ועל איכות תעודת הבגרות משפרת את הנגישות להשכלה גבוהה. לפיכך, ניתן לשער שנמצא גידול בשיעור ההשתתפות במבחן הפסיכומטרי. ואכן, כפי שמדווח בשורה הראשונה של לוח 4, אנו מוצאים כי שיעור ההשתתפות במבחן הפסיכומטרי עלה באופן מובהק: ב-2.8 נקודות האחוז (גידול של 7%) כאשר אנו בוחנים אם אדם ניגש כלל למבחן הפסיכומטרי, וב-3.3 נקודות האחוז (גידול של 9%) כאשר אנו בוחנים אם אדם ניגש למבחן הפסיכומטרי עד גיל 19.⁵ אנו מוצאים השפעה עבור שני המגדרים, עם השפעה גדולה יותר עבור בנים, שאצלם ממוצע משנתה התוצאה בנקודות ההתחלה נמוך יותר יחסית לבנות.

אנו בודקים גם את ההישגים במבחן הפסיכומטרי באמצעות שורה של אינדיקטורים המציינים ביצועים מעל רביעונים (quantiles) שונים בהתפלגות ציוני המבחנים, כדי להימנע מהטיית סלקציה הנגרמת מהעלייה בהסתברות להיבחן בפסיכומטרי.⁶ האינדיקטורים מקבלים ערך אפס עבור תלמידים שלא נבחנו.⁷ האומדנים שקיבלנו עבור האינדיקטורים של ציוני המבחנים מצביעים על כך שמסגרות חינוך טרום-חובה שיפרו את הציון הכולל של פרטים כמו גם את הציון בכל מרכיב: מילולי, כמותי, ואנגלית. אנו רואים השפעות חיוביות לא רק עבור מדדי הסף של הציונים בחלק התחתון של התפלגות ציוני המבחנים (הנגרמים קרוב לוודאי מהגידול במספר הנבחנים) אלא גם עבור מדדי הסף בחלק האמצעי של ההתפלגות, ולעיתים אפילו עבור החלק העליון של ההתפלגות. ככלל, ההשפעה גדולה יותר עבור בנים מאשר בנות.

לימודים במוסדות השכלה על-תיכוניים

אנו בוחנים כעת את השפעות החוק על הלימודים במוסדות על-תיכוניים. אין לנו אפשרות לצפות באופן מלא במימוש של משתנה תוצאה זה עבור כל השנתונים מאחר שילדי השנתון הצעיר ביותר במחקר זה (ילידי 1999) היו בגיל 18–19 בשנה האחרונה של הנתונים שלנו (2018). אנו מגבילים אפוא את הניתוח לשנתונים של 1991–1998 ובוחנים את נתוני הרישום למוסדות על-תיכוניים (בכל גיל), אשר, גם אם קטומים בגיל, עשויים להיות אינפורמטיביים לגבי השפעות החוק כל עוד עיתוי הרישום ביישובי הטיפול וביישובי ההשוואה

⁵ אנו בוחנים את משתנה התוצאה של השתתפות במבחן עד גיל 19 כדי להתמקד על תוצאה שאינה מושפעת ממידע חסר.
⁶ תלמידים יכולים להיבחן במבחן הפסיכומטרי מספר פעמים ולבחור את הציון הטוב ביותר לצורך הצגת מועמדות למוסדות להשכלה גבוהה. בלוח מוצגות התוצאות לגבי הציון המרבי שהושג. כאשר משתמשים בציון הראשון התוצאות דומות, ניתן לקבל לפי בקשה.

⁷ הרביעונים מוגדרים על בסיס ההתפלגות התוצאות המלאה במבחנים בשפה הערבית בשנת 2015, בערך באמצע תקופת המדגם (NITE, 2017 – עמ' 13 ו-303). ציוני המבחנים בגרסה הערבית נמוכים בהרבה מאשר בגרסה העברית. בשנת 2015, לדוגמה, הציון הכולל הממוצע של תלמידים שנבחנו בעברית עמד על 576, ואילו הציון הכולל הממוצע של תלמידים שנבחנו בערבית עמד על 477. הפער באותה שנה מסביר 0.9 מסטיית התקן.

דומה ונלכד על ידי ההשפעות הקבועות של השנתון. בנוסף, אנו בוחנים גם משתנה תוצאה שאינו קטום בגיל, המוגדר כלימודים במוסד השכלה על-תיכוני עד גיל 19. איור A3 בנספח מראה כי זהו הגיל השכיח ביותר להצטרפות ללימודים על-תיכוניים בקרב ערבים ישראלים.

לוח 4: השפעת חינוך טרום-חובה חנים על הישגים בבחינה הפסיכומטרית

משתנה תלוי	מדגם מלא (1)	בנים (2)	בנות (3)	משתנה תלוי	מדגם מלא (1)	בנים (2)	בנות (3)
נבחן בבחינה הפסיכומטרית עד גיל 19	0.033*** (0.008) 0.350	0.045*** (0.009) 0.213	0.023** (0.010) 0.494	נבחן בבחינה הפסיכומטרית עד גיל 19	0.028*** (0.008) 0.389	0.037*** (0.009) 0.252	0.020* (0.010) 0.534
ציון כולל				ציון כמותי			
מעל הרביעון הראשון (מעל 400)	0.025*** (0.005) 0.284	0.034*** (0.006) 0.197	0.017** (0.008) 0.377	מעל הרביעון הראשון (מעל 85)	0.022*** (0.006) 0.269	0.033*** (0.007) 0.181	0.010 (0.009) 0.362
מעל הרביעון השני (מעל 470)	0.020*** (0.005) 0.188	0.024*** (0.006) 0.142	0.016** (0.007) 0.238	מעל הרביעון השני (מעל 99)	0.017*** (0.006) 0.177	0.021*** (0.006) 0.126	0.013 (0.009) 0.230
מעל הרביעון השלישי (מעל 580)	0.011** (0.005) 0.088	0.021*** (0.005) 0.071	0.001 (0.007) 0.106	מעל הרביעון השלישי (מעל 119)	0.009 (0.005) 0.069	0.015*** (0.005) 0.051	0.002 (0.008) 0.088
ציון מילולי				ציון באנגלית			
מעל הרביעון הראשון (מעל 80)	0.025*** (0.008) 0.249	0.033*** (0.008) 0.166	0.017 (0.011) 0.336	מעל הרביעון הראשון (מעל 78)	0.016** (0.006) 0.269	0.030*** (0.007) 0.171	0.002 (0.009) 0.373
מעל הרביעון השני (מעל 93)	0.021*** (0.007) 0.149	0.026*** (0.007) 0.103	0.016 (0.011) 0.197	מעל הרביעון השני (מעל 88)	0.017** (0.006) 0.188	0.025*** (0.007) 0.122	0.009 (0.009) 0.258
מעל הרביעון השלישי (מעל 109)	0.005 (0.007) 0.070	0.008 (0.005) 0.050	0.001 (0.011) 0.092	מעל הרביעון השלישי (מעל 107)	0.011** (0.005) 0.094	0.014** (0.006) 0.064	0.009 (0.007) 0.125
מספר התצפיות	37	37	37	מספר היישובים	84,457	43,362	41,095

הערות: לוח זה מציג אומדני DID ("הפרש הפרשים") של השפעת חינוך טרום-חובה חנים על ההשתתפות וההישגים בבחינה הפסיכומטרית הישראלית. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב והשנתון, ופיקוח על השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. משתני התוצאה הממוצעים של השנתונים שהיו בגילאי 4 לפני יישום החוק (1991–1994) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. * $p > 0.10$, ** $p > 0.05$, *** $p > 0.01$.

התוצאות המדווחות בלוח 5 מראות שהחינוך בגיל הרך השפיע מעל ומעבר לגידול המדווח בהישגים בתיכון. כאשר מתמקדים באומדנים שמציינים רישום להשכלה על-תיכונית בכל גיל (עמודות (1)–(3)), רואים שיישום החוק העלה את ההסתברות של לימודים במוסד השכלה על-תיכוני כלשהו ב-5.3 נקודות האחוז (גידול של 15.6% יחסית לממוצע). השפעה זו בולטת כמעט בכל הרמות של ההשכלה העל-תיכונית: אוניברסיטאות, מכללות אקדמיות, ומוסדות על-תיכוניים שאינם אקדמיים (מה"ט). בנוסף, אנו רואים

ירידה בהסתברות של לימודים במכללות להוראה.⁸ נשים לב שהירידה ברישום למכללות להוראה קטנה יותר מהעלייה שנצפתה לגבי מוסדות אחרים, מכאן שהגידול ברישום למוסדות אקדמיים על-תיכוניים נובע הן מגידול ברישום למוסדות על-תיכוניים והן מהמעבר של פרטים ממכללות להוראה למוסדות אקדמיים אחרים. הממצאים שלנו דומים כאשר אנו בודקים משתנה תוצאה שאינו קטום בגיל: לימודים במוסד השכלה על-תיכוני עד גיל 19 (עמודות (4)–(6)). קיימים הבדלים מגדריים מסוימים עבור משתני התוצאה שאינם קטומים בגיל, אך מרגע שאנו בוחנים את ההשפעות באחוזים (יחסית לממוצע משתני התוצאה), עולה כי ההשפעה דומה עבור בנים ובנות, עם גידול מעט גדול יותר עבור בנים. לדוגמה, ההסתברות של לימודים במוסד השכלה על-תיכוני עד גיל 19 עלתה ב-24% עבור בנים וב-21% עבור בנות.

לוח 5: השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על השכלה על-תיכונית

למד בגיל 19			למד בזמן כלשהו			משתנה תלוי: לימודים ..
בנות (6)	בנים (5)	מדגם מלא (4)	בנות (3)	בנים (2)	מדגם מלא (1)	
0.044*** (0.011) 0.214	0.025*** (0.006) 0.103	0.034*** (0.006) 0.157	0.041*** (0.014) 0.423	0.066*** (0.014) 0.245	0.053*** (0.010) 0.332	מוסד השכלה על-תיכוני
0.041*** (0.011) 0.189	0.015*** (0.005) 0.057	0.028*** (0.006) 0.121	0.036** (0.013) 0.384	0.044*** (0.009) 0.147	0.040*** (0.008) 0.262	מוסד אקדמי
0.041*** (0.007) 0.102	0.017*** (0.004) 0.036	0.029*** (0.004) 0.068	0.048*** (0.009) 0.212	0.033*** (0.007) 0.088	0.040*** (0.006) 0.148	אוניברסיטה
0.011 (0.007) 0.031	-0.001 (0.003) 0.017	0.005 (0.004) 0.024	0.024*** (0.008) 0.086	0.022*** (0.004) 0.057	0.023*** (0.005) 0.071	מכללה אקדמית
-0.011* (0.006) 0.057	-0.001 (0.001) 0.004	-0.006* (0.003) 0.030	-0.025** (0.011) 0.122	-0.005** (0.002) 0.015	-0.014** (0.006) 0.067	מכללה להוראה
0.004 (0.003) 0.026	0.009** (0.004) 0.046	0.007** (0.003) 0.036	0.010** (0.005) 0.051	0.030*** (0.010) 0.108	0.020*** (0.007) 0.080	מוסד על-תיכוני שאינו אקדמי (מה"ט)
37 36,254	37 38,198	37 74,452	37 36,254	37 38,198	37 74,452	מספר היישובים מספר התצפיות

הערות: לוח זה מציג אומדני DID ("הפרש הפרשים") של השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על רישום למוסדות השכלה על-תיכוניים. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב והשנתון, ופיקוח על השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. משתני התוצאה הממוצעים של השנתונים שהיו בגילאי 4 לפני יישום החוק (1991–1994) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. * p > 0.10, ** p > 0.05, *** p > 0.01.

⁸ מכללות להוראה הן הפחות סלקטיביות מבין המוסדות האקדמיים העל-תיכוניים. בשנה האקדמית 2017/2018, הציון הפסיכומטרי הממוצע של תלמידים שנרשמו למוסדות אלה (488) היה נמוך באופן משמעותי מזה של תלמידים שנרשמו לאוניברסיטאות (628) ולמכללות (521) (למ"ס, a2019, b2019).

6. משתני תוצאה נוספים

עבריינות נוער

בעולם, תוכניות חינוכיות ממוקדות לגיל הרך, נמצאו כמועילות לסיכויי ההצלחה בחייהם של פרטים בממדים רבים, כגון שיפור בריאות הנפש, הפחתת פעילות עבריינית, הגדלת יציבות הנישואין והפחתת עישון (Conti et al., 2016 ; Heckman et al., 2013 ; Anderson, 2008 ; Schweinhart et al., 2005). עבור מסגרות חינוך חינוך חינוך או בקנה מידה גדול הממצאים דלים יותר. שני חריגים לעניין זה הם מחקריהם של (Gray et al., 2021), שמצאו שיפור בהתנהגות ממושמת בתיכון וירידה בכליאה של בני נוער, ושל (Havnes and Mogstad, 2011), שמצאו ראיות מסוימות לעיכוב בגיל הנישואין וההורות ללא שינוי בהסתברות להיות הורה יחידני. הנתונים המקיפים שלנו מאפשרים לנו לשפוך אור על כמה מהשפעות אלה. בשנת 2019, צעירים ערביים היו אחראים לכ-35% מהרישומים הפליליים של עבירות נוער בשעה ששיעורם באוכלוסייה עמד על 28% (מרכז המחקר והמידע של הכנסת, 2020). בנוסף, ב-2019, 20% מהערבים דיווחו כי הם לא מרגישים בטוחים מפני אלימות ביישוב המגורים שלהם, בהשוואה ל-8% בלבד מהיהודים (למ"ס, 2021). בהתמקד על אוכלוסיית המחקר שלנו, אנו רואים כי שיעור הגברים עם הרשעה פלילית אחת בעבירות נוער (עד גיל 18) עמד על 17% בשנתונים שהיו בגילי 4 לפני לפני יישום החוק ביישובי הטיפול.

חינוך לגיל הרך עשוי להפחית עבריינות נוער על ידי שיפור תכונות האישיות והפחתת התנהגות מוחצנת (Heckman et al., 2013), ועל ידי כך שילדים נשארים בלימודים זמן רב יותר ומורחקים פיזית מהרחובות בימי לימודים (Lochner and Moretti, 2004). בנוסף, הדבר עשוי להשפיע על העדפות אישיות לפשיעה, בשל הנחלת ערכי מוסר המגדילים את העלות הנפשית של הפרת החוק (Arrow, 1997) ולפתח סבלנות בקרב אנשים, מה שגורם להם להימנע מלקיחת סיכונים (Becker and Mulligan, 1997).

התוצאות שלנו בלוח 6 מראות כי חינוך טרום-חובה חינוך הפחית את ההסתברות של רישום פלילי בגיל הנעורים ב-3 נקודות האחוז עבור בנים (ירידה של 18% יחסית לממוצע לפני יישום החוק). הפחתת העבריינות נובעת מירידה בעבירות אלימות ובעבירות מין ורכוש.⁹ מעניין כי ההשפעה על עבירות ביטחון וסדר קטנה הרבה יותר ואינה מובהקת. ממצאים אלה עולים בקנה אחד עם הספרות, שאינה מוצאת קשר סיבתי בין חינוך או תנאים כלכליים לבין טרור או פשעי שנאה (ראו, לדוגמה, Krueger and Malečková, 2003 ; Benmelech et al., 2012 ; Abadie, 2006). אומדני השפעות החינוך לגיל הרך על עבריינות נוער בקרב נשים עומדים במהותם על אפס. ממצא זה צפוי לאור הממוצע הנמוך בנקודת ההתחלה עבור נשים (פחות מ-0.5% לעומת 17% עבור גברים).

⁹ עבירות ביטחון וסדר כוללות עבירות נגד ביטחון המדינה או נגד הסדר הציבורי. עבירות חיים/גוף כוללות עבירות כלפי חייו של אדם ופגיעה בגופו. עבירות מין/רכוש כוללות עבירות בעלות אופי מיני ועבירות רכוש. עבירות אחרות כוללות מרמה, עבירות מוסר (קשורות על פי רוב בסמים), עבירות כלכליות, עבירות רישוי ועבירות מנהליות. הנתונים שלנו לא כוללים חלוקה מפורטת יותר של העבירות מטעמי סודיות.

לוח 6: השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על עבריינות נוער

משתנה תלוי	מדגם מלא (1)	בנים (2)	בנות (3)
תיק פלילי בגיל הנוער (כלל העבירות)	-0.015** (0.006) 0.087	-0.030*** (0.011) 0.166	-0.000 (0.001) 0.004
עבירה פלילית ביטחונית/סדר ציבורי	-0.004 (0.004) 0.046	-0.008 (0.007) 0.088	-0.000 (0.001) 0.002
עבירה פלילית של אלימות (כלפי חיי או גופו של אדם)	-0.011*** (0.003) 0.047	-0.022*** (0.006) 0.089	0.001 (0.001) 0.002
עבירה פלילית מין/רכוש	-0.008* (0.004) 0.040	-0.017** (0.008) 0.077	-0.000 (0.001) 0.001
עבירה פלילית אחרת	-0.002 (0.003) 0.016	-0.004 (0.006) 0.030	-0.000 (0.000) 0.001
מספר היישובים	37	37	37
מספר התצפיות	84,457	43,362	41,095

הערות: לוח זה מציג אומדני DID ("הפרש ההפרשים") של השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על רישום למוסדות השכלה על-תיכוניים. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב והשנתון, ופיקוח על השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. משתני התוצאה הממוצעים של השנתונים שהיו בגילאי 4 לפני יישום החוק (1994–1991) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. ** p > 0.10, * p > 0.05, *** p > 0.01.

נישואין בגיל צעיר

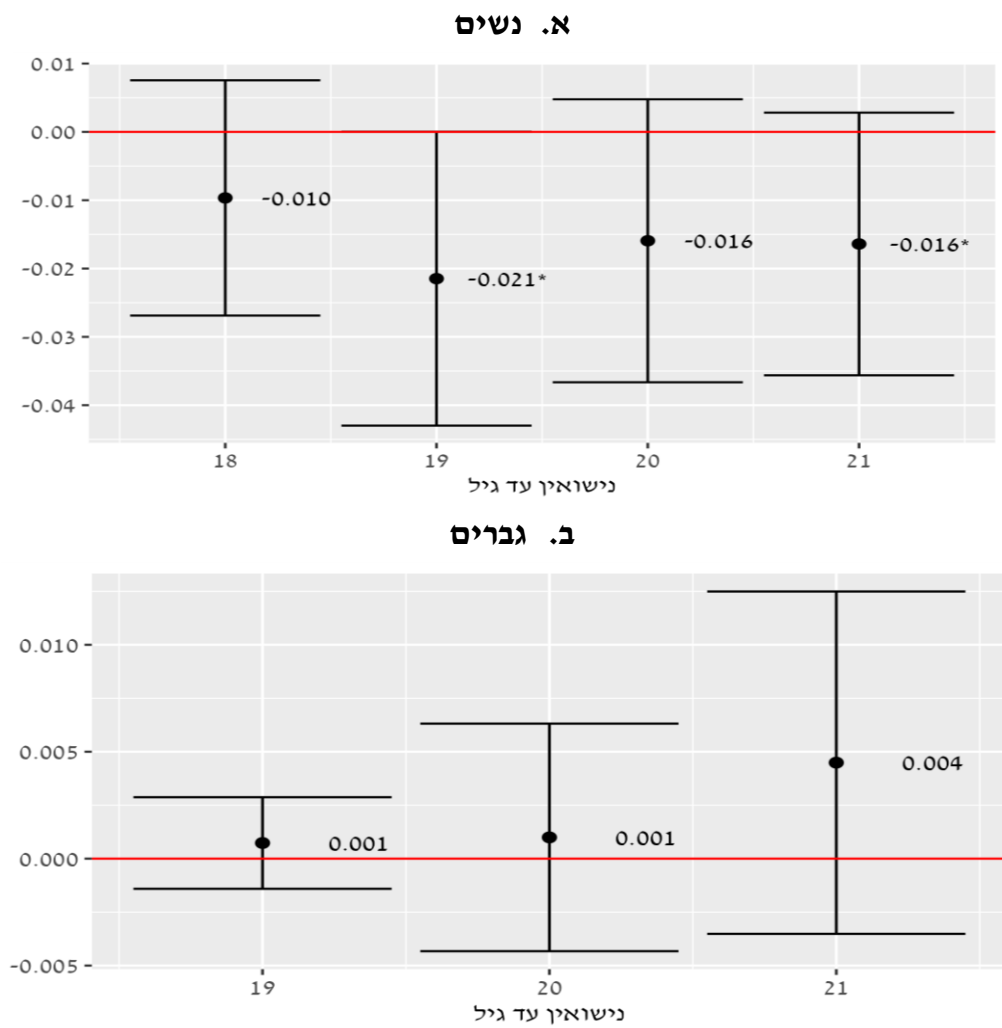
ב-2017, הגיל הממוצע של נישואין ראשונים היה 23 בקרב נשים ערביות לעומת גיל ממוצע של 26 בקרב נשים יהודיות ו-30 בקרב נשים במדינות ה-OECD.¹⁰ לאור תפקידם של הנישואין בגיל צעיר בהחלטות לגבי רכישת השכלה וילודה עבור נשים, אנו בוחנים את השפעתו של חינוך טרום-חובה על ההסתברות לנישואין בגיל צעיר. איור A4 מציג את השיעור המצטבר של גברים ונשים נשואים ונשואות בין גיל 17 ל-27 בשנתון 1991 (השנתון שנולד לפני הטיפול), שעבורם אנו יכולים לצפות באופק הזמן הארוך ביותר. כפי שמראה האיור, שיעור ניכר מן הנשים, כשליש, נישאו בגיל צעיר (18–21). לעומת זאת, רק 2% מהגברים היו נשואים בגיל 21. אנו בוחנים את ההשפעה של חינוך טרום-חובה על נישואין עד גיל 21, מאחר שאנו יכולים לצפות במשתנה תוצאה זה בקרב מספר שנתונים לאחר יישום החוק ללא מידע חסר.

חינוך טרום-חובה חינוך יכול באופן פוטנציאלי לעכב את גיל הנישואין על ידי הקטנת ההסתברות של נשירה מהתיכון ועל ידי הגדלת ההסתברות של לימודים במוסדות השכלה גבוהה, כפי שתועד לעיל. בנוסף, סיכויי התעסוקה והשכר הטובים יותר של נשים משכילות צפויים להפחית את התועלת השולית מנישואין בהקשר שבו גברים ונשים מתמחים בעבודה במסגרת השוק ומחוץ לשוק, בהתאמה, כפי שטיפוסי לחברות מסורתיות (Becker, 1981; Blau et al., 2000). בנוסף, ההשכלה המורחבת עשויה להשפיע על גיל הנישואין על ידי הפחתת דתיות ושחיקת ערכים מסורתיים (Hungerman, 2014 ; Cesur and Mocan, 2018).

¹⁰ הסטטיסטיקה עבור יהודים וערבים חושבה על ידי המחברים מתוך טבלאות 2.35 ו-2.36 של הלמ"ס (2020). הסטטיסטיקה עבור מדינות ה-OECD לקוחות מתוך Indicator SF3.1 OECD (2019).

השפעותיו של חינוך טרום-חובה חינם על ההסתברות של נישואין בגיל צעיר מוצגות באיור 4, שבו אנו משרטטים אומדני DID ורווחי סמך ברמת ביטחון של 95% מתוך מודלים שבהם המשתנה התלוי הוא נישואין עד גיל 18, 19, 20 או 21. פאנל א מדווח על האומדנים עבור נשים. האומדנים רועשים במקצת – במובן שרק חלקם מובהקים (בעד 10%) - אך כולם מצביעים על ירידה של כ-1.5 עד 2 נקודות אחוז בהסתברות של נישואין בגיל צעיר. בהתמקד על נישואין עד גיל 21, אנו רואים כי האומדן הנקודתי מצביע על ירידה של 5% יחסית לממוצע של 32%. פאנל ב מדווח על אומדנים עבור גברים. האומדנים כולם קטנים עם רווחי סמך שאינם דוחים את השערת האפס של היעדר השפעה.¹¹

איור 4: השפעת חינוך טרום-חובה חינם על ההסתברות של הפרט להינשא בגיל צעיר



הערות: האיור מדווח על אומדני DID ("הפרש הפרשים") ורווחי סמך של 95 אחוזים להשפעות של חינוך טרום-חובה חינם על ההסתברות של נישואין עד גיל 18, 19, 20 ו-21, בהתבסס על הספציפיקציה במשוואה (1). הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים ליישוב ולשנתון, ומשתני פיקוח עבור השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. אוכלוסיית המחקר כוללת ערבים ישראלים מיישובים בצפון, שנולדו בין השנים 1991–1999. סטיות התקן מקובצות ברמת היישוב. $p < 0.10^*$, $p < 0.05^{**}$, $p < 0.01^{***}$.

¹¹ אומדני נישואין עבור גברים עד גיל 18 לא נכללים מאחר שאין כמעט גברים נשואים בגיל זה במדגם.

7. ניתוח הטרוגניות, מנגנונים ומשתני ביניים

הטרוגניות

התערבויות בגיל הרך נמצאו באופן כללי כמועילות יותר בקרב אוכלוסיות מוחלשות (Blau and Currie, 2006; Elango et al., 2016). אחד הגורמים הקריטיים כאשר בוחנים הטרוגניות בהשפעה של מסגרות חינוך לגיל הרך הוא החלופה לטיפול בילדים. חינוך טרום-חובה חנינם עשוי לספק סביבה חינוכית לילדים שהיו בבית או שהיו משתתפים בטיפול בילדים באיכות נמוכה אלמלא המסגרת של חינוך טרום-חובה. ממצאים לגבי טיפול בבית לעומת מסגרת חינוך פורמלית לילדים מצביעות על השפעות מיטיבות לילדים של מסגרת חינוכית על משפחות בדירוג חברתי-כלכלי נמוך (Casco and Schazzenbach, 2013; Felfe et al., 2015; Drange and Havnes, 2019) והשפעות מעורבות או שליליות של מסגרות חינוכיות על ילדים ממשפחות בדירוג חברתי-כלכלי גבוה (Herbst, 2013; Havnes and Mogstad, 2015). בהקשר של המחקר שלנו, החלופה לטיפול בילדים היתה בעיקר טיפול בבית, בין אם על ידי האם או על ידי בן משפחה קרוב. כך שפרשנות התוצאות צריכה להיות בהקשר זה.

סוגיה חשובה נוספת שראוי לשקול כאשר מנתחים הטרוגניות בין קבוצות היא שיעור ההיענות לחוק (compliance rate) עבור כל קבוצה. לצערנו, אין ברשותנו נתונים על רישום לגני טרום-חובה ציבוריים ברמת הפרט עבור התקופה שלפני יישום החוק.¹² ובכל זאת, כדי לרכוש תובנות כלשהן לגבי מאפייני האוכלוסיות שנענו לחוק (compliers), אנו בוחנים הבדלים בלמידה בגני הילדים לפי רקע משפחתי בתקופה של אחרי יישום החוק בין יישובים מטופלים ליישובים מקבוצת ההשוואה שלא הייתה להם נגישות לחינוך טרום-חובה חנינם במהלך אותה תקופה (לא מטופלים אף פעם). ככלל, הניתוח המדווח בלוח A3 בנספח לא מראה דפוס עקבי של בחירה ללמוד במסגרות טרום-חובה ציבוריות לפי מאפיינים סוציו-דמוגרפיים, משמע שהמדיניות של מתן חינוך טרום-חובה חנינם הגיעה לילדים מכל הרקעים החברתיים-כלכליים.¹³ תוצאות אלה מרמזות כי אומדני ה-ITT שלנו בקרב הקבוצות השונות המדווחים להלן משקפים הבדלים בהשפעת הלמידה בגן הילדים ולא הבדלים בהיענות לחוק.

בלוח 7, אנו מדווחים על אומדני DID ועל הממוצעים של משתני התוצאה לגבי ההשפעות של חינוך טרום-חובה חנינם עבור קבוצות שונות. מטעמי תמציתיות, אנו מדווחים על אומדנים עבור סט מקוצר של משתני התוצאה שדווחו בניתוח העיקרי המתייחסים לכל אחד מהתחומים שנותחו לעיל. הממצאים לגבי יתר משתני התוצאה עקביים עם הממצאים שיידונו להלן. בהינתן שכיחותם הנמוכה במיוחד של עבריינות נוער בקרב בנות ושל נישואין בגיל צעיר בקרב בנים, אנו מדווחים על אומדנים עבור המגדרים הרלוונטיים עבור שני משתני תוצאה אלה (עבריינות עבור בנים ונישואין עבור בנות), בשעה שלגבי כל יתר משתני התוצאה אנו מתמקדים במדגם המלא.

¹² נתונים על הרישום לגני טרום-חובה ציבוריים לפני יישום החוק זמינים ברמה המצרפית של היישוב בלבד.
¹³ אומדנים ממודל הסתברות לינארי של למידה בגן הילדים בגילאי 3 ו-4 מדווחים בעמודות (1) ו-(2) בהתאמה. המודל כולל את מאפייני הרקע ואת האינטראקציות שלהם עם משתנה דמה עבור טיפול. ככלל, מרבית האומדנים אינם מגלים כל דפוס בחירה מובהק, למעט אומדן אחד של בחירה חיובית לרישום לגן בגיל 3 לפי השכלת האב, ואומדן אחד של בחירה שלילית לרישום לגן בגיל 4 לפי מספר האחים.

לוח 7: השפעות הטרוגניות של חינוך טרום-חובה חינוך

תעסוקת האם	הכנסה שנתית של האב		השכלת האב		השכלת האם		משתנה תלוי		
	לא מועסק (7)	מעל לחציון (6)	מתחת לחציון (5)	מעל לחציון (4)	מתחת לחציון (3)	מעל לחציון (2)		מתחת לחציון (1)	
מועסק (8)	0.041*	0.088***	0.083***	0.070***	0.066***	0.085***	0.048**	0.089***	מדד כולל של הישגים בתיכון (Z-score)
	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.024)	(0.023)	(0.020)	(0.024)	
	0.238	-0.111	0.067	-0.142	0.311	-0.211	0.389	-0.222	
	0.017	0.031***	0.035***	0.019***	0.033**	0.024***	0.016	0.032***	נבחן בבחינה הפסיכומטרית
	(0.017)	(0.007)	(0.013)	(0.007)	(0.013)	(0.007)	(0.015)	(0.008)	
	0.544	0.361	0.442	0.353	0.578	0.310	0.615	0.306	
	0.039***	0.033***	0.045***	0.023***	0.056***	0.021***	0.039***	0.024***	לימודים במוסד השכלה על-תיכוני עד גיל 19
	(0.012)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.013)	(0.006)	(0.011)	(0.006)	
	0.240	0.142	0.186	0.138	0.258	0.115	0.291	0.108	
	-0.047***	-0.027**	-0.031***	-0.029**	-0.033***	-0.027**	-0.025**	-0.030**	תיק פלילי בגיל הנוער (בנים)
	(0.015)	(0.012)	(0.010)	(0.013)	(0.010)	(0.012)	(0.009)	(0.013)	
	0.157	0.167	0.143	0.181	0.117	0.186	0.115	0.184	
	-0.021	-0.015	-0.003	-0.033***	-0.026	-0.008	-0.017	-0.010	נישואין עד גיל 21 (בנות)
	(0.023)	(0.010)	(0.012)	(0.010)	(0.020)	(0.009)	(0.012)	(0.010)	
	0.229	0.334	0.283	0.342	0.235	0.353	0.179	0.368	
	37	37	37	37	37	37	37	37	מספר היישובים
	18,760	65,697	42,229	42,228	32,555	51,462	33,649	50,659	מספר התצפיות

הערות: לוח זה מציג אומדני DID ("הפרש ההפרשים") של ההשפעה של חינוך טרום-חובה חינוך על תתי-מדגם שונים. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב והשנתון, ואת הרשימה הרלוונטית של משתני הפיקוח הבאים: השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בן שנתיים, מספר האחים, והדת. התוצאות הממוצעות של השנתונים שהיו בגילאי 44 לפני יישום החוק (1994–1991) ביישובי הטיפול מוצגות בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. * $p > 0.10$, ** $p > 0.05$, *** $p > 0.01$.

האומדנים שקיבלנו מפילוח המדגם לפי השכלת ההורים (עמודות (1)–(4)) מצביעים על האפשרות שההשפעות החיוביות של חינוך טרום-חובה חינוך על ההישגים בתיכון חזקות יותר בקרב ילדים שהוריהם, ובפרט אימהותיהם, לא השלימו 12 שנות לימוד, כאשר ההיפך הוא הנכון עבור רכישת השכלה גבוהה. לא מצאנו הטרוגניות כזאת לפי השכלת ההורים עבור משתנים חברתיים, דהיינו, עבריינות נוער ונישואין בגיל צעיר.¹⁴

אנו בוחנים גם השפעות הטרוגניות בשני מדדים נוספים: הכנסת האב (עמודות (5) ו-(6)) ותעסוקת האם (עמודות (7) ו-(8)), שניהם נמדדו כאשר הילדים היו בגיל שנתיים. לצורך הניתוח לפי הכנסת האב, אנו מחלקים את המדגם להכנסה נמוכה או גבוהה מהחציון במדגם (28,400 ש"ח – ריאלי במונחי 2021).¹⁵ השפעת הלמידה בגני טרום-חובה ציבוריים נוטה להיות דומה עבור ילדים ממשפחות עם אבות בעלי הכנסה נמוכה לעומת גבוהה עבור רוב משתני התוצאה, ואילו הירידה בשיעור הנישואין בגיל צעיר בקרב נשים מגיעה בעיקר

¹⁴ אמדנו גם השפעות הטרוגניות תוך ריבוד המדגם לפי מספר האחים ולפי מקומו של הילד במשפחה (כלומר, בכור לעומת יתר הילדים). האומדנים (שאינם מדווחים כאן מטעמי מקום) לא הצביעו על דפוס עקבי של הטרוגניות במדדים אלה.
¹⁵ אנו מקצים ערך אפס לאבות ללא שכר עבודה במהלך השנה. על כן, ההכנסה השנתית החיצונית נמוכה למדי.

ממשקי בית עם אבות בעלי הכנסה נמוכה. השפעתו של חינוך טרום-חובה חינם על משתני ההון האנושי גבוהה יותר עבור ילדיהן של אימהות שאינן מועסקות.

אנו בוחנים גם הטרוגניות בהשפעות הטיפול ביחס למשתני תוצאה חזויים בקרב הילדים. אנו מנבאים משתני תוצאה עבור כל פרט באמצעות מודל ניבוי שמשמש במשתנים מסבירים עבור השנתונים לפני יישום החוק, עבור בנים ובנות בנפרד. עבור כל משתנה תוצאה שמעניין אותנו, אנו מחלקים את כלל האוכלוסייה לשלישונים על בסיס ערכו החזוי של משתנה התוצאה ואומדים את משוואה (1) בנפרד עבור כל אחד מהשלישונים. זה מאפשר לנו לחקור כיצד ההשפעה של חינוך טרום-חובה חינם משתנה בין פרטים שביצועיהם הצפויים היו נמוכים, בינוניים, או גבוהים בהיעדר יישום החוק.

תוצאות ניתוח ההטרוגניות ביחס למשתני התוצאה החזויים מוצגות בלוח 8. ההשפעה על ההישגים בבית הספר התיכון גדולה יותר עבור אלה עם משתני תוצאה חזויים נמוכים ובינוניים, מאשר עבור אלה הממוקמים בשלישון הגבוה ביותר. ראוי לציין כי עבור הקבוצה האחרונה אנו רואים גידול משמעותי ברישום ללימודים על-תיכוניים. תוצאותינו דומות כאשר אנו מפלחים את המדגם על ידי שימוש במשתנה תוצאה חזוי יחיד, והוא, ההסתברות לזכאות לתעודת בגרות, ואומדים את מודל ה-DID שלנו עבור כל משתני התוצאה על בסיס פילוח זה (ראו לוח A4 בנספח). ככלל, חינוך טרום-חובה חינם הועיל לילדים שונים בהיבטים שונים. הייתה לו השפעה גדולה על ההישגים בתיכון בקרב ילדים מהאוכלוסיות המוחלשות ביותר. בה בעת, הוא הועיל גם לילדים מאוכלוסיות חזקות יותר על ידי שיפור הישגיהם ברישום למוסדות השכלה על-תיכוניים. ממצאים אלו מחדדים את החשיבות של בחינת ההשפעה מגוון של משתני תוצאה בקרב קבוצות אוכלוסייה שונות כדי להעריך נכונה את השפעותיו של חינוך טרום-חובה חינם.

לוח 8: השפעות הטרוגניות של חינוך טרום-חובה חיים לפי משתני תוצאה חזויים

רמה חזויה של משתנה התוצאה			
גבוהה (3)	בינונית (2)	נמוכה (1)	משתנה תלוי
0.033* (0.019) 0.576	0.098*** (0.028) 0.022	0.084*** (0.030) -0.461	מדד כולל של הישגים בתיכון (Z-score)
0.015 (0.014) 0.726	0.030** (0.013) 0.420	0.025*** (0.009) 0.173	נבחן בבחינה הפסיכומטרית
0.049*** (0.014) 0.343	0.026*** (0.009) 0.151	0.018*** (0.006) 0.063	לימודים במוסד השכלה על-תיכוני עד גיל 19
-0.011 (0.014) 0.203	-0.020 (0.013) 0.151	-0.020** (0.009) 0.082	תיק פלילי בגיל הנוער (בנים)
-0.005 (0.012) 0.396	-0.005 (0.016) 0.288	-0.017 (0.023) 0.126	נישואין עד גיל 21 (בנות)

הערות: לוח זה מציג את ההשפעות הנאמדות של חינוך טרום-חובה חיים, לפי שלישונים של משתני תוצאה חזויים המוגדרים על ידי הקשר שחל לפני הטיפול בין משתני התוצאה למאפייני הרקע. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב והשנתון, ופיקוח על השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. משתני התוצאה הממוצעים של השנתונים שהיו בגילאי 4 לפני יישום החוק (ילידי 1991–1994) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

8. משתני ביניים הנמדדים בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים

ציוני מבחנים

כדי לחקור מנגנון פוטנציאלי להשפעות שמצאנו על משתני תוצאה ארוכי-טווח ברמת הפרט, אנו חוקרים גם משתני ביניים הנמדדים בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים. לצורך ניתוח זה, אנו מתמקדים בתת-מדגם של פרטים שעבורם יש לנו נתונים על ההישגים במבחני מיצ"ב בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים. מבחני מיצ"ב הם מבחנים ארציים הניתנים על ידי הרשות הארצית למדידה והערכה בחינוך (ראמ"ה) לתלמידי כיתות ה' ו-ח' בארבעה מקצועות: שפת אם (קרי, ערבית), אנגלית, מתמטיקה ומדעים.

מבחני מיצ"ב בנויים כך שרק מדגם ארצי מייצג של בתי ספר נבחן בכל שנה.¹⁶ מבנה כזה כרוך באתגרים מסוימים עבור מתודולוגיית האמידה שלנו. ראשית, משמעו שיש לנו מדגם קטן יותר לאמידת ההשפעה של חינוך טרום-חובה חיים על ציוני המבחנים במקצוע נתון. שנית, ההשפעה הקבועה של השנתון λ_t מספציפיקצית ה-DID העיקרית שלנו במשוואה (1) מושפעת מהרכב המדגם של היישובים שבהם מבחני

¹⁶ כל היישובים מחולקים לארבע קבוצות, כאשר כל קבוצה מורכבת ממדגם מייצג של כל בתי הספר בישראל. כל קבוצה נבחנת כל שנה שנייה בשני מקצועות בלבד: מתמטיקה ושפת אם, או מדעים ואנגלית (כשפה זרה). כך, התלמידים בבית ספר נתון נבחנים באותו המקצוע רק פעם אחת בארבע שנים. ואולם, היישובים במחקר שלנו לא יישמו באופן מלא את לוח הזמנים הרשמי של הבחינות.

מיצ"ב מתקיימים עבור כל שנתון.¹⁷ כדי לעקוף בעיה זו, אנו מחליפים במשוואת האמידה את ההשפעה הקבועה של השנתון בהשפעה קבועה של השנתון-לפי-שנת-המבחן, אשר מאפשרת להשוות למעשה בין יישובים שנבחנו במבחני המיצ"ב באותן שנים בדיוק.

אומדנים של ספציפיקציית DID זו עם רווחי הסמך ברמת ביטחון של 95% מוצגים באיור 5. אנו מוצאים שההשפעה הכוללת ביותר של חינוך טרום-חובה חינם היה על כישורי שפת האם (ערבית) של הילדים. ציוני המבחנים בערבית עלו באופן מובהק ב-0.12 סטיות תקן בכיתה ה'; ההשפעה התמידה גם בכיתה ח', כאשר ציוני המבחנים בערבית השתפרו ב-0.17 סטיות תקן. אנו מוצאים גם השפעה על ציוני המבחנים במתמטיקה של 0.20 סטיות תקן בכיתה ה' אך איננו מוצאים השפעה כזו בכיתה ח'. אם כך, דומה כי ההשפעות המיטיבות על ההישגים במתמטיקה פוחתות לאורך זמן (כמו אצל Deming (2009) ובמחקרים אחרים שבחנו השפעות בטווח קצר לעומת ארוך של חינוך לגיל הרך), או לחלופין, שהמיומנויות המתמטיות הנבחנות בכיתה ה' אינן מצויות במתאם גבוה עם המיומנויות המתמטיות בכיתה ח'. התוצאות שלנו תואמות את אלה של Felfe et al. (2015), שחקרו את השפעות הרפורמה בחינוך לגיל הרך בספרד במהלך שנות ה-90 של המאה הקודמת על הציונים בכיתה י', ומצאו גידול של 0.15 בציוני הקריאה, וחוסר השפעה על ההישגים במתמטיקה. השיפור הגדול בציוני המבחן בערבית עשוי להסביר את הגידול החד ברישום להשכלה גבוהה המתועד בחלק החמישי. ממצאים אלה עולים בקנה אחד עם אלה של Aucejo and James (2021), הטוענים כי כישורים מילוליים ממלאים תפקיד מרכזי בהסבר השונות ברישום לאוניברסיטה בין פרטים, וכי השפעתם השולית גדולה יותר מפי שניים מאשר זו של כישורים מתמטיים.

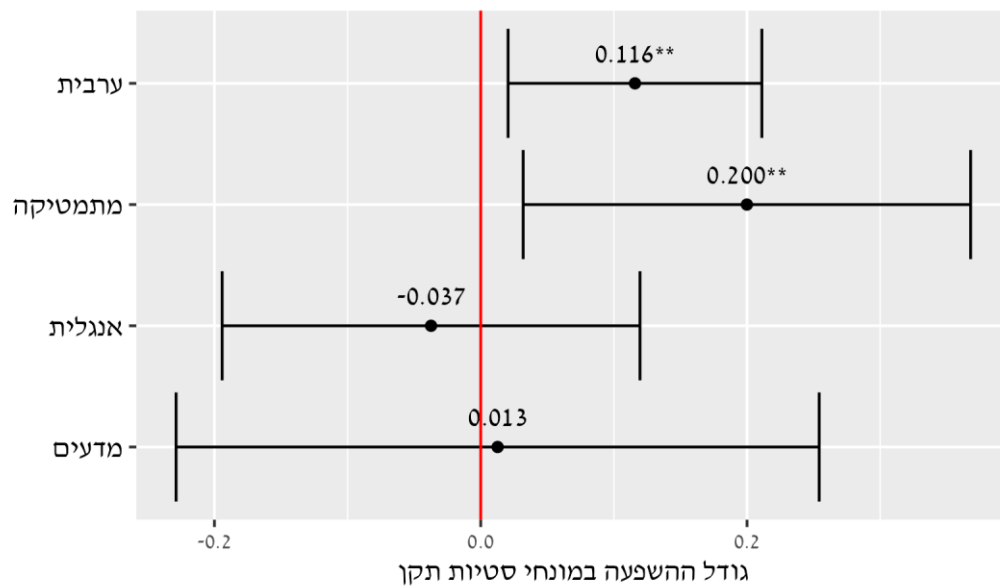
איננו מוצאים השפעה מובהקת של חינוך טרום-חובה חינם על הישגי הילדים באנגלית ובמדעים בכיתות ה' ו-ח'. במבט ראשון, דומה כי הדבר מנוגד לכמה ממצאינו הקודמים, המראים גידול מובהק במספר היחידות באנגלית ובמקצועות המדעים הנכללים בבחינות הבגרות בתיכון. ואולם, יש לזכור כי מיומנויות במדעים ובאנגלית אינן נלמדות ישירות בגני הילדים. אלא, על פי הממצאים שהציגו Heckman et al. (2013), סביר לשער שהלמידה בגן הילדים חיזקה כישורים לא-קוגניטיביים של הילדים כמו מוטיבציה אקדמית, התמדה ויוזמה בלמידה, הנדרשים כדי להצליח בבחינות הבגרות. הסבר זה נתמך בנוסף על ידי ההבחנה בין בחינות הבגרות, שהן בחינות מכריעות (high stakes exams) המשפיעות על הקבלה להשכלה גבוהה ולמשרות מסוימות, ובין מבחני המיצ"ב, שהם הערכות שאינן מכריעות על עתיד הילדים (low stakes exams) ומיועדות להעריך מגמות כלליות במערכת החינוך הממלכתית בישראל.¹⁸

¹⁷ מאחר שתוכנית הדגימה אמורה לספק מדגם מייצג של כלל אוכלוסיית בתי הספר, ההטיה הפוטנציאלית אמורה להיעלם עבור מדגם גדול של יישובים שמיישמים באופן מלא את לוח הזמנים הרשמי של הבחינות. אולם, מדגם הניתוח שלנו כולל מספר מצומצם של יישובים (37).

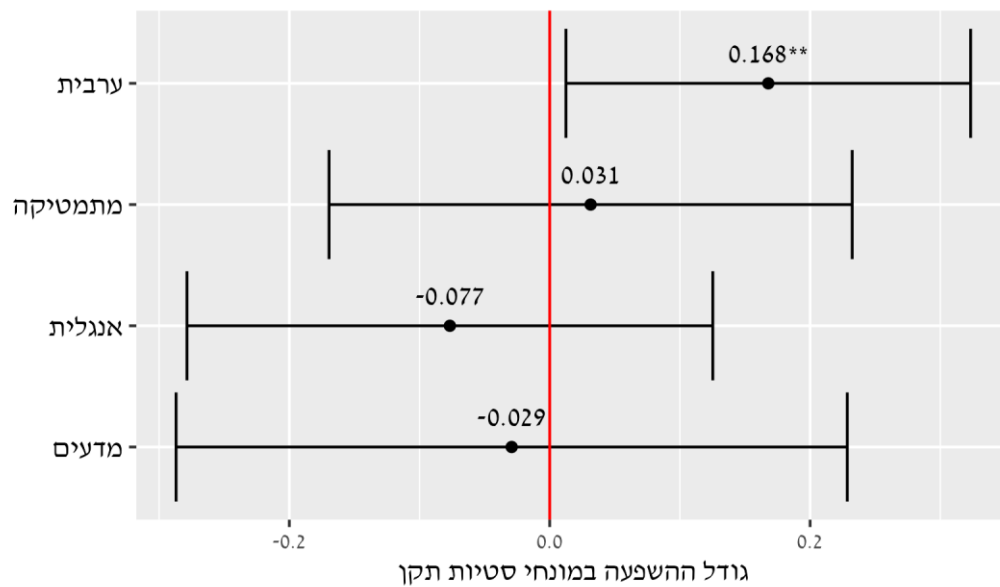
¹⁸ הסבר חלופי לתוצאות השונות עבור מקצועות הלימוד בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים עשוי להיות אפקט תקרה או שונות בלתי מספקת בציוני המבחנים. אולם אין לכך סבירות גבוהה, מכיוון שסטיית התקן בציוני המבחנים דומה בין מקצועות ובין כיתות. הסבר אפשרי נוסף יכול להיות שההישגים בכמה ממבחנים אלה אינם קשורים למשתני תוצאה ארוכי-טווח. אף שאיננו יכולים להעריך את ההשפעה הסיבתית של ציוני המבחנים על משתני התוצאה בטווח הארוך, נציין כי לציוני המבחנים בכל אחד מארבעת המקצועות בכיתה ה' ובכיתה ח' יכולת חיזוי על משתני התוצאה ארוכי-טווח שנבדקו במחקר שלנו, גם לאחר שפיקחנו על מאפייני הרקע של התלמידים (בהתבסס על מדגם קבוצת ההשוואה או על השנתונים שלפני הטיפול). אף על פי כן, כאשר כוללים את ציוני המבחנים בארבעת המקצועות יחד, אנו צופים במקדם גדול יותר עבור ערבית ומתמטיקה יחסית למדעים ואנגלית במודלים שמנבאים את ההסתברות של קבלת תעודת בגרות או רישום למוסדות השכלה על-תיכוניים, מה שתואם את ההשפעות הטיפול הגדולות יותר שמצאנו על ציוני המבחנים בשני מקצועות אלה בכיתה ה'.

איור 5: השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על ציוני המיצ"ב בכיתות ה' ובכיתות ח'

א. כיתות ה'



ב. כיתות ח'



הערות: האיור מדווח על אומדני DID ורווחי סמך 95 אחוז של ההשפעות של חינוך טרום-חובה חינוך על ציוני המיצ"ב בכיתות ה' ובכיתות ח'. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים ליישוב ולשנתון, ומשתני פיקוח עבור השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בגיל שנתיים, מספר האחים, והדת. אוכלוסיית המחקר כוללת ערבים ישראלים מיישובים בצפון, שנולדו בין השנים 1991-1999. סטיות התקן מקובצות ברמת היישוב. הסולם המקורי של ציוני המבחנים הוא מ-0 עד 100. השמטנו מספר תצפיות זניחות עם ציונים של פחות מ-0 או יותר מ-100. $p < 0.01$ ***, $p < 0.05$ **, $p < 0.10$ *

סביבת הלמידה

אנו משתמשים בנתונים משאלון התלמידים במיצ"ב עבור השנים 2002–2013 כדי לבחון כיצד חינוך טרום-חובה חינם השפיע על סביבת הלמידה בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים. התלמידים התבקשו לציין באיזו מידה הם מסכימים לסדרת היגדים על סולם Likert של 6 או 5 נקודות, מ-1 (מסכים בהחלט) עד 5 או 6 (לא מסכים כלל). כדי לקבל משתני תוצאה עקביים על פני השנים ולהקל על הפרשנות, אנו בונים אינדיקטורים בינאריים שמקבלים ערך 1 אם המשיבים הסכימו חלקית או הסכימו בהחלט עם כל היגד, ו-0 ביתר המקרים.¹⁹ הספציפיקציה שלנו דומה למשוואה (1), שבה אנו מפקחים על סוג בית הספר (דרוזי, בדואי, או ערבי אחר) וכוללים אפקטים קבועים של השנתון, היישוב, הכיתה, ושנת המבחן. איננו מפקחים על מאפייני התלמידים מכיוון שהשאלון אנונימי לחלוטין.

התוצאות בלוח 9 מראות שתלמידים שבילדותם גרו ביישובים בהם יושם חוק חינוך טרום-חובה חינם, חוו בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים אקלים למידה טוב יותר. הם דיווחו בסבירות גבוהה יותר כי הם נהנים מבית הספר (5.3 נקודות אחוז, או גידול של 7%) ושתלמידים נטו לעזור זה לזה בכיתה (3.6 נקודות אחוז, או גידול של 5%). בנוסף, הם דיווחו על רמה נמוכה יותר של רעש בכיתה (3.6 נקודות אחוז, או ירידה של 5%).

תלמידים בשנתונים שטופלו גם דיווחו על תחושת בטיחות וביטחון גדולה יותר. הם דיווחו בהסתברות נמוכה יותר ב-7.8 נקודות אחוז (27%) שהם חוששים לפעמים ללכת לבית ספר, וגם הראו הסתברות גבוהה יותר ב-3.3 נקודות אחוז (4%) לדווח שהמורים עוזרים למנוע אלימות ולשמור על משמעת. בנוסף, היחסים בין מורים לתלמידים היו משופרים, שכן שיעור התלמידים שדיווחו על יחסים טובים עם המורים היה גבוה ב-3.8 נקודות אחוז (5%) והייתה גם הסתברות נמוכה יותר ב-6 נקודות אחוז (13%) לדווח על היעלבות ממורה.

כדי לשלול את האפשרות שממצאים אלה נובעים ממגמות שונות בלתי נצפות או ממשתנים מתערבים אחרים, בדקנו גם את ההשפעות על פריטים נוספים בשאלון התלמידים שאינם צפויים להיות מושפעים מחינוך טרום-חובה חינם, כמו שימוש במחשב בבית ובבית הספר במקצועות שונים. באופן שמחזק את ההשערות שלנו, ההשפעות שנאמדו עבור כל משתני התוצאה הללו לא היו מובהקות. היעדר ההשפעה על השימוש במחשבים בבית הספר גם מרמז שההשפעות החיוביות שמצאנו על ההישגים הלימודיים קרוב לוודאי אינם מושפעים מגידול בתשומות החינוך ביישובים המטופלים עבור השנתונים שזכו לחינוך טרום-חובה חינם.

בסיכום, אנו מוצאים שאחד המנגנונים האפשריים שמסבירים את השפעתו של חינוך טרום-חובה חינם על משתני תוצאה ארוכי-טווח הוא יצירת אקלים למידה חיובי, בטיחותי ומטפח יותר בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים. ממצאים אלה מרמזים שמתן חינוך טרום-חובה חינם השפיע לא רק על הילדים באוכלוסיית הנענים לחוק (*compliant*) שלמדו בגני הילדים כתוצאה מהחלת החוק, אלא גם על כלל שנתון התלמידים ועל המורים ביישובי הטיפול. כולם הפיקו תועלת מסביבת הלמידה המשופרת.

¹⁹ ב-2007, שהיא באמצע תקופת המדגם בקירוב, הפורמט של שאלון התלמידים שונה, חלק מהשאלות שונות, וסולם Likert הורחב מ-1 עד 5 לסולם של 1 עד 6. לפיכך, אנו מתמקדים בתת-קבוצה ספציפית של שאלות שנותרו דומות מאוד או זהות לאורך תקופת המדגם. יצוין כי השינויים הנזכרים לשאלון התלמידים אינם צפויים להטות את האומדנים שלנו מהטעמים הבאים: (1) אנו כוללים אפקטים קבועים של השנה ו-2) השנה שבה הפורמט שונה אינה חופפת לשנת יישום החוק מכיוון שהשינוי התרחש בתקופה שלפני יישום החוק עבור חלק מהשנתונים ובמהלך התקופה שאחרי יישום החוק עבור שנתונים אחרים.

לוח 9: השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על סביבת הלמידה

משתנה תלוי:		משתנה תלוי:	
שביעות רצון מבית הספר והכיתה		משתני תוצאה "פלצבו": שימוש במחשב	
0.053***	יש מחשב בבית	0.009	
(0.017)		(0.014)	
0.737		0.753	
התלמידים בכיתה שלי עוזרים זה לזה		שימוש במחשב בשיעורי ערבית	
0.036***		-0.001	
(0.012)		(0.036)	
0.750		0.336	
יש הפרעות תכופות בכיתה		שימוש במחשב בשיעורי אנגלית	
-0.036**		0.002	
(0.018)		(0.026)	
0.763		0.328	
בטיחות וביטחון המורים מונעים אלימות/שומרים על המשמעת		שימוש במחשב בשיעורי מתמטיקה	
0.033*		0.017	
(0.018)		(0.038)	
0.806		0.367	
לפעמים אני חושש להגיע לבית הספר		שימוש במחשב בשיעורי מדעים	
-0.078***		-0.002	
(0.018)		(0.049)	
0.291		0.459	
יש לי עם מי להתייעץ בבית ספר			
0.015			
(0.016)			
0.736			
יחסים עם המורים יש יחסים טובים בין המורים לתלמידים			
0.038***			
(0.013)			
0.762			
לפעמים מורים מעליבים ילדים		מספר היישובים	
-0.058***		37	
(0.019)		63,663	
0.460	מספר התצפיות		

הערות: לוח זה מציג אומדני DID ("הפרש ההפרשים") של השפעת חינוך טרום-חובה חינוך על משתני תוצאה שונים של סביבת הלמידה, כפי שהשתקפו בתשובות התלמידים לשאלון אקלים של המיצ"ב בכיתות ה-ט'. משתנה התוצאה הוא משתנה בינארי שמקבל ערך 1 אם המשיבים הסכימו חלקית עד הסכימו לחלוטין, ו-0 אם המשיבים לא הסכימו חלקית או לחלוטין לא הסכימו. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב, השנתון, השנה והכיתה ופיקוח על סוג בית הספר (ערבי/דרוזי/בדואי). משתני התוצאה הממוצעים של השנתונים שהיו בגילאי 4 לפני יישום החוק (ילידי 1991–1994) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. * $p > 0.10$, ** $p > 0.05$, *** $p > 0.01$.

תעסוקת האם

אחד הערצים האפשריים שעשוי להסביר את התוצאות המשופרות בקרב ילדים שקיבלו גישה לגני טרום-חובה ציבוריים הוא גידול בתעסוקת האם ובהכנסת משק הבית. שכן במרבית המקרים, נשים היו המטפלות העיקריות בילדים. הנגישות לחינוך טרום-חובה חינוך בעקבות חוק החינוך לגיל הרך עשויה הייתה לעודד נשים לצאת לעבודה ולהגדיל את הכנסת משק הבית. אנו בוחנים ערוץ זה בלוחות A5 ו-A6 בנספח ואיננו מוצאים כל ראיות לגידול מובהק בתעסוקה או בהכנסה של האם במהלך התקופה שנותחה במחקר זה, כך שאנו שוללים ערוצי השפעה אלה.

מבחני עמידות

אנו עורכים מספר מבחני עמידות כדי להעריך את ההיתכנות של הנחת הזיהוי שלנו ולוודא שממצאינו אינם נגרמים ממגמות שונות בלתי נצפות ביישובי הטיפול וביישובי ההשוואה. אנו מתארים ומדווחים על מבחנים אלה בפירוט בחלק C בנספח, ומסכמים אותם כאן.

אנו מתחילים על ידי הערכת רגישות התוצאות שלנו להכללת סט מאפייני הרקע שבו השתמשנו בספציפיקציה העיקרית. אנו אומדים גם מודלים שכוללים מגמת זמן לינארית באינטראקציה עם האשכול או הדירוג החברתי-כלכלי של היישוב (יחד עם מגמת זמן לינארית בסיסית) (לוח A7). בנוסף, אנו עורכים ניתוח פלצבו שבו אנו אומדים את מודל ה-DID העיקרי שלנו תוך שימוש בשנתונים שהיו בגילאי 4 לפני יישום החוק, בהנחה שהחוק יושם שנתיים לפני שהוא נכנס לתוקף בפועל (לוח A8). מבחנים אלה לא מעלים כל ראייה למגמות קודמות שונות במובהק בין יישובי הטיפול ליישובי ההשוואה, כך שהם תומכים בהנחת הזיהוי העיקרית שלנו.

אנו בוחנים גם את עמידות התוצאות שלנו לדינמיקה שונה במשתני התוצאה בסוג שונה של יישובים או קבוצות אתניות (לוח A9). בפרט, אנו מראים שהאומדנים שלנו דומים כאשר אנו כוללים בקבוצת ההשוואה רק את קבוצת המטופלים תמיד או רק את היישובים שלא מטופלים אף פעם, או כאשר אנו מחריגים תתי-קבוצות שונות מתוך מדגם הטיפול או ההשוואה (לדוגמה, בדואים או דרוזים). אנו מראים גם שהתוצאות שלנו אינן נגרמות מכל יישוב ספציפי על ידי אמידה מחדש של המודל שלנו כשאנו משמיטים יישוב אחד בכל פעם (איור A5).

כדי לתת מענה לחששות שהשפעות הנאמדות נגרמות משינויים בתשומות בשלבים מאוחרים יותר של הלימודים במערכת החינוך, אנו בוחנים אם היו הבדלים בגודל הכיתה בבית הספר היסודי והעל-יסודי בין יישובים מטופלים ליישובי השוואה, ואיננו מוצאים כל ראיות להבדלים כאלה (לוח A10).

מודלים עם אפקטים קבועים למשפחה

הנתונים המקיפים שברשותנו מאפשרים לנו לזהות אחים ואחיות ולאמוד מודל הכולל אפקטים קבועים למשפחה. במקרה זה, אנו משווים את משתני התוצאה של ילדים שהיו צעירים דיים כדי לקבל גישה לחינוך טרום-חובה חינוך, בניגוד לאחיהם הגדולים יותר שכבר עברו את גיל 4 במועד יישום החוק ביישובי הטיפול, למשתני התוצאה של ילדים ואחים שנולדו באותן שנים ביישובי ההשוואה. בלוח 10 אנו מדווחים על האומדנים של מודל הכולל אפקטים קבועים למשפחה. כדי להקל על ההשוואה, אנו מדווחים על אומדני מודל DID הבסיסי בעמודה (1). בעמודה (2) אנו מדווחים על אומדני מודל DID לאחר שאנו מגבילים את המדגם למשפחות עם שני ילדים לפחות, מאחר שמודל הכולל אפקטים קבועים למשפחה מבוסס על מדגם זה. אומדני מודל DID המבוססים על מדגם מוגבל זה כמעט זהים לאומדנים העיקריים שלנו, אם כי הם מעט פחות מדויקים עקב הפחתת גודל המדגם. בעמודה (3) אנו מדווחים על האומדנים של מודל הכולל אפקטים קבועים למשפחה. אומדנים אלה דומים מאוד לאלה של מודל DID, אך הם רועשים מעט יותר בשל הוספת האפקטים הקבועים למשפחה. הדמיון בין האומדנים של מודל DID העיקרי שלנו לאלה של מודל עם אפקטים קבועים למשפחה מספק ראייה נוספת לתקפות של הנחת הזיהוי העיקרית שלנו.

לוח 10: השפעת חינוך טרום-חובה חינוך – מודל עם אפקטים קבועים למשפחה

FE של המשפחה מדגם אחים (3)	FE של היישוב מדגם אחים (2)	FE של היישוב מדגם ראשי (1)	משתנה תלוי
0.075*** (0.028) -0.046	0.078*** (0.019) -0.046	0.079*** (0.020) -0.058	מדד כולל של הישגים בתיכון (Z-score)
0.040*** (0.013) 0.395	0.031*** (0.007) 0.395	0.028*** (0.008) 0.389	נבחן בבחינה הפסיכומטרית
0.027*** (0.010) 0.157	0.035*** (0.007) 0.157	0.034*** (0.006) 0.157	לימודים במוסד השכלה על-תיכוני עד גיל 19
-0.035** (0.015) 0.173	-0.038*** (0.012) 0.173	-0.030*** (0.011) 0.166	עבירת נוער כלשהי (בנים)
-0.017 (0.025) 0.342	-0.021 (0.014) 0.342	-0.016* (0.009) 0.318	נישואין עד גיל 21 (בנות)
37 69,591	37 69,591	37 84,457	מספר היישובים מספר התצפיות

הערות: לוח זה מציג אומדנים של השפעת חינוך טרום-חובה חינוך. הספציפיקציה כוללת אפקטים קבועים של היישוב בעמודות (1) ו-(2), ואפקטים קבועים של המשפחה בעמודה (3). כל הספציפיקציות כוללות גם אפקטים קבועים של השנתון ופיקוח על השכלת ההורים, תעסוקת האם והכנסות האב משכר (בעשירונים) כאשר הילד היה בן שנתיים, מספר האחים, והדת. משתני התוצאה של השנתונים יישום החוק (ילידי 1991–1994) ביישובי הטיפול מוצגים בכתב נטוי. סטיות התקן בסוגריים מקובצות ברמת היישוב. * $p > 0.10$, ** $p > 0.05$, *** $p > 0.01$.

9. השוואה להשפעות מסגרות חינוכיות לגיל הרך בעולם ולהתערבויות חלופיות שיושמו במערכת החינוך בישראל

כדי לתת פרספקטיבה לגודל האומדנים שלנו, אנו משווים אותם לתוצאות מהספרות הקיימת לגבי מסגרות אחרות בקנה מידה גדול של חינוך אוניברסלי לגיל הרך כמו גם עבור מסגרות ממוקדות בקנה מידה קטן. עד כה, דיווחנו על אומדני "כוונה לטיפול" (ITT) עבור ההשפעות של חינוך טרום-חובה חינוך. אומדנים אלה מעניינים למטרות מדיניות, מפני שהם שופכים אור על ההשפעה של הנגשת חינוך טרום-חובה חינוך. הם גם מספקים מידע על ההשפעה הכוללת של חינוך טרום-חובה חינוך על כל הילדים, כולל אלה שלא למדו בגני ילדים ציבוריים, אך גרו ביישובי הטיפול וייתכן כי הושפעו באופן עקיף. כדי להשוות את התוצאות שלנו לאלה של מחקרים אחרים, אנו מדווחים כאן על השפעות טיפול ממוצע מקומי (LATE) על ידי ניפוח קנה המידה של אומדני הכוונה לטיפול (ITT) בגידול ברישום למסגרות טרום-חובה ציבוריות שנוצר על ידי יישום החוק (כ-60 נקודות אחוז).²⁰ לוח 11 מדווח על השוואה בין האומדנים שלנו לאלה של מחקרים אחרים על השפעות החינוך לגיל הרך. אנו מתמקדים במשתני התוצאה הדומים ביותר בין המחקרים, שהם סיום התיכון ורישום למוסדות על-תיכוניים. השפעת ה-ITT על סיום התיכון שהתקבלה במחקר שלנו היא 0.028, שמשמעה אומדן LATE של כ-5 נקודות אחוז (גידול של 6% יחסית לממוצע משתני התוצאה בנקודת הפתיחה). השפעה זו נמצאת בטווח שנמצא

²⁰ לוח A11 בנספח מדווח על אמידות DID עבור השפעות החוק על רישום לגני טרום-חובה ציבוריים על בסיס נתונים מצרפיים ברמת היישוב המשוקללים לפי גודל האוכלוסייה.

במחקרים אחרים שבחנו את ההשפעות של מסגרות חינוך לגיל הרך בקנה מידה גדול, אם כי היא ממוקמת בקצה התחתון של ההתפלגות של אומדנים אלה. יצוין, עם זאת, כי שיעור מסיימי התיכון בנקודת הפתיחה עבור אוכלוסיית המחקר שלנו גבוה יותר מאשר במחקרים אחרים ועשוי להסביר את ההשפעה הנמוכה יותר על משתנה תוצאה זה. מנגד, אנו רואים השפעה גדולה בהרבה על הרישום למוסדות על-תיכוניים במחקר שלנו יחסית למחקרים אחרים: 6.7 נקודות אחוז, או גידול של 26%. דבר זה, שוב, עשוי לנבוע מן העובדה שהרישום למוסדות על-תיכוניים בנקודת הפתיחה היה נמוך יחסית באוכלוסיית המדגם שלנו בהשוואה לזה שנמצא במחקרים אחרים.

פאנל ב' של הלוח מסכם תוצאות מהספרות המתמקדות בתוכניות חינוך ממוקדות לגיל הרך (שאינן אוניברסליות). האומדנים שלנו הם קטנים יותר עבור שני משתני התוצאה בהשוואה לאלה שמתקבלים בתוכניות ממוקדות. ובכל זאת, דומה כי מרבית המחקרים הללו מוצאים השפעות מיטיבות בעיקר על בנות בשעה שאנו מוצאים שחינוך טרום-חובה חינם הגדיל את ההון האנושי עבור שני המגדרים.

בלוח 12, אנו גם משווים את התוצאות שלנו לאומדנים ממחקרים שבחנו את השפעת ההתערבויות החינוכיות שיושמו בישראל במהלך אותה תקופה וכוונו לגילאים מבוגרים יותר. אנו מתמקדים בשתי התערבויות בתיכון המדווחות על אומדנים סיבתיים עבור תת-קבוצה של משתני תוצאה בני השוואה. אנו משווים את העלויות של כל אחת מההתערבויות ואת התועלות המשוערות.²¹ Lavy and Schlosser (2005) בחנו את ההשפעות של שיעורי תגבור שסופקו לתלמידי תיכון בבתי ספר בעלי הישגים נמוכים, שהיו על סף קבלת תעודת בגרות. העלות של התערבות זו (בשנת 2000) לתלמיד עמדה על 4,500 ₪ בשעה שהעלות הנאמדת של מתן חינוך טרום-חובה חינם באותה שנה היא 5,300 ש"ח לתלמיד. שיעורי התגבור הניבו גידול של 13 נקודות אחוז בהסתברות של קבלת תעודת בגרות בקרב התלמידים שטופלו. ההשפעה במונחים מוחלטים גדולה יותר מזו של חינוך טרום-חובה חינם (13 נקודות אחוז לעומת 7 נקודות אחוז) והשיפור יחסית לממוצע משתני התוצאה הוא 24% עבור שיעורי תגבור ו-17% עבור חינוך טרום-חובה חינם. למרות זאת, ההשפעה של חינוך טרום-חובה חינם גדולה באופן מובהק בטווח הארוך: Lavy et al. (2022) מצאו גידול של 8 נקודות אחוז (15% יחסית לממוצע משתני התוצאה) ברישום למוסדות השכלה על-תיכוניים שאינם אקדמיים, ללא השפעה על רישום לאוניברסיטאות. במחקר שלנו, אנו מוצאים שחינוך טרום-חובה חינם הגדיל את הרישום למוסדות השכלה גבוהה ב-9 נקודות אחוז (גידול של 27%), עם השפעות על כמעט בכל הדרגות של ההשכלה הגבוהה, כולל אוניברסיטאות.

ההתערבות השנייה, שנבחנה על ידי Angrist and Lavy (2009), הייתה כרוכה במתן גמול כספי לתלמידי תיכון מבתי ספר בעלי הישגים נמוכים על בסיס הצלחתם בבחינות הבגרות. עלות ההתערבות הייתה נמוכה יחסית, 1,600 ש"ח לתלמיד בלבד (בשנת 2000), מאחר שהיא סיפקה את הגמול הכספי רק לתלמידים שהשיגו את היעד. המחברים מצאו גידול מובהק של 14 נקודות אחוז בהסתברות לזכאות לתעודת בגרות עבור בנות, ללא השפעה מובהקת על בנים. אף שמדובר בהשפעה גדולה יותר על שיעורי הזכאות לבגרות בהשוואה לממצאים עבור חינוך לגילאי 3-4 במחקר שלנו, החוקרים לא מצאו כל השפעה ארוכת-טווח על הרישום לאוניברסיטה, ומצאו השפעה מקומית בלבד על הרישום למוסדות על-תיכוניים שאינם אקדמיים עבור בנות הנמצאות ברביעון העליון של התפלגות ההישגים.

²¹ שתי ההתערבויות יושמו במהלך אותה תקופה על שנתונים שונים, ולכן אין חשש לגבי חפיפה בין האוכלוסיות. בנוסף, רק שיעור קטן מהתלמידים הערביים השתתפו בשתי ההתערבויות. למרבה הצער, מאחר שתת-המדגם של תלמידים ערביים קטן יחסית בשני המחקרים, מחקרים אלה אינם מדווחים על אומדנים נפרדים עבור האוכלוסייה הערבית.

לוח 11: השוואה למחקרים בעולם: השפעת הטיפול הממוצעת המקומית (Local Average Treatment Effect)

מחקר	מדינה וסוג החינוך	גיל ההתערבות	סיום תיכון		השכלה על-תיכונית	
			גודל ההשפעה	ערך ממוצע בנקודת הפתיחה	גודל ההשפעה	ערך ממוצע בנקודת הפתיחה
א. מסגרות חינוך בהיקף רחב						
Gray-Lobe et al. (2023) ¹	חינוך אוניברסלי, בוסטון, ארה"ב	4	0.060	0.64	0.054	0.65
Havnes and Mogstad (2011) ²	חינוך אוניברסלי, נורווגיה	3-6	0.058	0.74	0.069	0.37
Deming (2009) ³	תוכנית Start Head לאוכלוסיות חלשות, ארה"ב	3-5	0.086	לא ידוע	0.057	לא ידוע
Bailey et al. (2021) ⁴	תוכנית Start Head לאוכלוסיות חלשות, ארה"ב	3-5	0.024	0.92	0.054	0.64
המחקר הנוכחי⁵	חינוך אוניברסלי, האוכלוסייה הערבית בישראל	3-4	0.047	0.80	0.067	0.26
ב. תוכניות חינוכיות ממוקדות						
Belfield et al. (2006) ⁶	תוכנית Perry Preschool, ארה"ב	3-5	0.168	0.60 (at age 40)		
Campbell et al. (2012) ⁷	תוכנית Abecedarian, ארה"ב	0-6	0.068	0.82	0.17	0.06
Heckman et al. (2010) ⁸	תוכנית Perry Preschool, ארה"ב	3-5	0.61 (בנות) -0.03 (בנים)	0.23 (בנות) 0.51 (בנים)		
Anderson (2008) - high school ⁹ Elango et al. (2016) - college ¹⁰	תוכנית Abecedarian, ארה"ב	0-6	0.23 (בנות) -0.10 (בנים)	0.61 (בנות) 0.74 (בנים)	0.193	לא ידוע

הערות: ¹ האומדנים מבוססים על טור (2) בלוח 4 וטור (8) בלוח 3. ² האומדנים מבוססים על טורים (1) ו-(4) בלוח 4. ³ האומדנים מבוססים על טור (1) בלוח 5. ⁴ האומדנים מבוססים על טורים (1) ו-(6) בלוח 1. ⁵ האומדנים לסיום בית ספר תיכון מבוססים על טור (1) של לוח 3. ⁶ האומדנים מבוססים על לוח 1 וחישובי המחברים. ⁷ האומדנים מבוססים על לוח 4 ועל הדיון בעמוד 10 של המאמר. המאמר בוחן את ההשפעה על תואר אקדמי. ⁸ האומדנים מבוססים על טור (2) וטור (3) של לוח 3 וטורים (2) ו-(3) של לוח 5. ⁹ האומדנים מבוססים על טורים (3)-(1) וטורים (8)-(9) של לוח 6. ¹⁰ האומדנים מבוססים על איור 4.6.

לוח 12: השוואות להתערבויות חינוכיות נוספות שישומו בישראל בגילאים מאוחרים יותר

מחקר	התערבות	אוכלוסיית המחקר	גיל	זכאות לתעודת בגרות		השכלה על-תיכונית	
				גודל ההשפעה	ערך ממוצע בנקודת הפתיחה	גודל ההשפעה	ערך ממוצע בנקודת הפתיחה
Lavy and Schlosser(2005) Lavy et al(2022) .	שיעורי תגבור להכנה לבגרות	תלמידים חלשים, על סף הזכאות לבחינת בגרות, בתיכונים עם הישגים נמוכים	15-18	4,500 ש"ח	0.13	0.55	0.08 (השפעה חיובית על לימודים במכללות בלבד, ללא השפעה על לימודים באוניברסיטה)
Angrist and Lavy(2009)	פרסים כספיים לתלמידי תיכון על בסיס הישגים במבחני בגרות	תלמידים ב-39 בתי ספר עם הישגים נמוכים (מתוכם 10 בתי ספר ערבים)	15-18	1,600 ש"ח	0.14 לבנות אין השפעה מובהקת לבנים	0.24 כולם 0.29 בנות 0.2 בנים	אין השפעה בכלל האוכלוסייה. השפעה חיובית של 0.16 על הסיכוי ללמוד במכללה בקרב בנות ברביעון העליון בהתפלגות ההישגים
המחקר הנוכחי	חינוך טרום-חובה חינום	האוכלוסייה הערבית בישראל ביישובים עם דירוג חברתי- כלכלי נמוך	3-4	5,300 ש"ח	0.07	0.4	0.09 (כולל השפעה חיובית על לימודים באוניברסיטה)

הערות: לוח זה משווה את ההשפעות ארוכות הטווח של חינוך אוניברסלי לגיל הרך להשפעות של התערבויות חינוכיות אחרות בישראל. משתני התוצאה שנבחרו להשוואה הם הזכאות לתעודה על תיכונית, והסיכוי לרכוש השכלה על-תיכונית. האומדנים להשפעת חינוך טרום-חובה בישראל (שהם במקור ברמת היישוב מנופחים בהתאם לגידול בהרשמה לגני ילדים ביישובי הטיפול בעקבות יישום החוק (60%). האומדן להשפעת "הוראה מתקנת" על הסבירות לקבלת תעודת בגרות נלקח מעמודות 1-3 בלוח 2 של Lavy et al., 2021, שהוא זהה לאומדן המדווח בעמודות 1-3 בלוח 8 ב-Lavy and Schlosser, 2005. הערך הממוצע בנקודת הפתיחה מחושב על ידי חיסור אפקט ההתערבות (0.13) מהממוצע של קבוצת הטיפול (0.681) המדווח בעמודה 2 בלוח 2 של Lavy et al., 2001. האומדן להשפעת הוראה מתקנת על רכישת השכלה גבוהה נלקח מעמודות 1-3 בלוח 3 של Lavy et al., 2021. הערך הממוצע של נקודת הפתיחה מחושב על ידי חיסור אפקט ההתערבות (0.13) מהממוצע של קבוצת הטיפול (0.631) המדווח בעמודה 2 בלוח 2 של Lavy et al., 2001. האומדנים להשפעות של פרסים כספיים על הזכאות לתעודת בגרות מבוססים על עמודות 3 ו-5 בלוח 2 של Angrist and Lavy, 2009 ומנופחים בהתאם להיקף ההיענות לתוכנית ההתערבות (75%). האומדנים להשפעות של פרסים כספיים על רכישת השכלה גבוהה מבוססים על פאנל C בלוח 8 של Angrist and Lavy, 2009 ומנופחים בהתאם להיקף ההיענות לתוכנית ההתערבות (75%). עלות חינוך טרום-חובה חינום לקוחה מתוך: משרד החינוך התרבות והספורט (2004), "הצעת תקציב לשנת 2025 (פרק: חינוך קדם-יסודי)". ירושלים: משרד החינוך התרבות והספורט.

בסיכומו של דבר, התוצאות שלנו, כאשר הן נבחנות מול משתני התוצאה של שתי התערבויות שיושמו בגיל תיכון בישראל, מלמדות כי חינוך טרום-חובה חניס כרוך בעלויות גבוהות יותר בהשוואה להתערבויות המכוונות לתלמידי תיכון, אך דומה כי ההטבות ארוכות-הטווח במונחי הישגים בהשכלה העל-תיכונית גדולות יותר בצורה מובהקת.²²

10. סיכום ומסקנות

מחקר זה מציג מגוון ממצאים בנוגע להשפעה של חינוך טרום-חובה חניס בקרב האוכלוסייה הערבית בישראל. התוצאות שלנו מצביעות על כך שנגישות לחינוך טרום-חובה חניס בגילאי 3 ו-4 הועילה לפרטים בשלבים שונים של חייהם. היא שיפרה את כישורי השפה של הילדים לאורך לימודיהם בבית הספר היסודי ובחטיבת הביניים והעלתה את הישגיהם בבחינות המתמטיקה בכיתה ה'. בתיכון, חינוך טרום-חובה חניס הפחית את סיכויי הילדים לנשור מהלימודים, הגדיל את השתתפותם בבחינות הבגרות, הגדיל את זכאותם לתעודת בגרות, ושיפר את איכות התעודה שהושגה, כפי שעולה ממספר יחידות מתמטיקה ואנגלית בבגרות וממספר מקצועות המדעים. ההסתברות ללמוד במוסדות השכלה על-תיכוניים עלתה גם היא במובהק, הן במוסדות אקדמיים והן במוסדות על-תיכוניים שאינם אקדמיים (מה"ט). אנו מוצאים גם השפעות של חינוך טרום-חובה חניס על משתני תוצאה חברתיים בטווח הארוך: ירידה בהסתברות של עבריינות נוער בקרב בנים ונטייה לירידה בהסתברות של נישואין בגיל צעיר בקרב בנות.

בנוסף, אנו מוצאים כי מתן חינוך טרום-חובה חניס הביא לשיפור משמעותי בסביבת הלמידה במהלך בית הספר היסודי וחטיבת הביניים. התלמידים דיווחו על הנאה רבה יותר מבית הספר, על תחושת בטיחות גבוהה יותר, על פחות הפרעות בכיתה ועל אכיפת משמעת טובה יותר בכיתה, כמו גם על יחסים טובים יותר עם מוריהם ועם חבריהם לכיתה.

אנו מוצאים שחינוך טרום-חובה חניס השפיע על ילדים שונים בהיבטים שונים. הייתה לו השפעה גדולה יותר על ההישגים בתיכון עבור פרטים מרקע חברתי-כלכלי חלש או בינוני, בשעה שהוא העלה את ההסתברות של רישום למוסדות השכלה על-תיכוניים עבור פרטים מרקע חברתי-כלכלי חזק יותר. ההשפעה ארוכת-הטווח של חינוך טרום-חובה חניס על הרישום למוסדות השכלה על-תיכוניים הייתה גדולה יותר בהשוואה להתערבויות חינוכיות אחרות שיושמו בישראל בקרב תלמידי תיכון במהלך אותה תקופה, ממצא אשר מדגיש את חשיבות ההשקעה בהון אנושי בגילאים צעירים.

אחד הלקחים העולים מהמחקר הוא שאוכלוסיות ממעמד כלכלי-חברתי נמוך יכולות להפיק תועלת רבה מחינוך טרום-חובה חניס, אפילו בהיעדר תוכניות חינוכיות ממוקדות שמכוונות אליהן ספציפית. חינוך טרום-חובה חניס יכול לספק לילדים מאוכלוסיות אלו גירויים וניסיון חברתי, שהם לא תמיד יכולים לקבל בסביבתן המשפחתית. נראה כי יישום חוק חינוך חובה לגילאי 3-4 בישראל מדגים את התועלות החיוביות בטווח הקצר והארוך של מתן חינוך טרום-חובה חניס בקרב אוכלוסיות מוחלשות בישראל ובעולם.

²² השוואה מקיפה יותר צריכה לכלול את שיעור התשואה במונחי הוצאות תקציביות ולהטמיע גם את התועלות הכלכליות של משתני תוצאה נוספים כמו פעילות פלילית, נישואין בגיל צעיר ופוריות. אנו מתכננים להעריך דברים אלה בעבודה עתידית, כאשר השנתונים שנחשפו לחינוך טרום-חובה חניס ייכנסו לשוק העבודה.

מקורות

- Abadie, A. (2006). "Poverty, political freedom, and the roots of terrorism". *American Economic Review*, 96, 50–56.
- Abu Ahmad, H., Ibrahim, R., & Share, D. L. (2014). "Cognitive predictors of early reading ability in Arabic: A longitudinal study from kindergarten to grade 2". *Handbook of Arabic literacy: Insights and perspectives*, 171–194.
- Abu-Bader, S., & Gottlieb, D. (2013). "Poverty, education, and employment among the Arab-Bedouin in Israel". In *Poverty and Social Exclusion around the Mediterranean Sea* (pp. 213–245). Boston, MA: Springer.
- Abu-Jaber, G. (1994). *Early childhood education in the Arab sector: Report from a field survey in January-July 1993*. Shatil, Jerusalem.
- Abu-Rabia, S. (2000). "Effects of exposure to literary Arabic on reading comprehension in a diglossic situation". *Reading and writing*, 13, 147–157.
- Anderson, M. L. (2008). "Multiple inference and gender differences in the effects of early intervention: A reevaluation of the Abecedarian, Perry Preschool, and Early Training Projects". *Journal of the American statistical Association*, 103, 1481–1495.
- Angrist, J., & Lavy, V. (2009). "The effects of high stakes high school achievement awards: Evidence from a randomized trial". *American Economic Review*, 99, 1384–1414.
- Aram, D., Korat, O., & Hassunah-Arafat, S. (2013). "The contribution of early home literacy activities to first grade reading and writing achievements in Arabic". *Reading and Writing*, 26, 1517–1536.
- Arrow, K. (1997). *The benefits of education and the formation of preferences*. The Social Benefits of Education.
- Aucejo, E., & James, J. (2021). "The Path to College Education: The Role of Math and Verbal Skills". *Journal of Political Economy*, 129, 2905–2946.
- Bailey, M. J., & Goodman-Bacon, A. (2015). "The War on Poverty's experiment in public medicine: Community health centers and the mortality of older Americans". *American Economic Review*, 105, 1067–1104.
- Bailey, M. J., Sun, S., & Timpe, B. (2021). "Prep School for poor kids: The long-run impacts of Head Start on Human capital and economic self-sufficiency". *American Economic Review*, 111, 3963–4001.
- Bank of Israel. (2002). *Recent Economic Developments 99, April-September 2002*. Jerusalem.
- Bank of Israel. (2003). *Recent Economic Developments 100, July-December 2002*. Jerusalem.

- Bank of Israel. (2021). *Annual Report 2020, Chapter 7, Welfare Policy Issues*. Jerusalem.
- Bassok, D., Fitzpatrick, M., & Loeb, S. (2014). "Does state preschool crowd-out private provision? The impact of universal preschool on the childcare sector in Oklahoma and Georgia". *Journal of Urban Economics*, 83, 18–33.
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family*. Harvard University Press.
- Becker, G. S., & Mulligan, C. B. (1997). "The endogenous determination of time preference". *The Quarterly Journal of Economics*, 112, 729–758.
- Belfield, C. R., Nores, M., Barnett, S., & Schweinhart, L. (2006). "The high/scope perry preschool program cost–benefit analysis using data from the age-40 followup". *Journal of Human resources*, 41, 162–190.
- Benmelech, E., Berrebi, C., & Klor, E. F. (2012). "Economic conditions and the quality of suicide terrorism". *The Journal of Politics*, 74, 113–128.
- Berlinski, S., Galiani, S., & Gertler, P. (2009). "The effect of pre-primary education on primary school performance". *Journal of Public Economics*, 93, 219–234.
- Berlinski, S., Galiani, S., & Manacorda, M. (2008). "Giving children a better start: Preschool attendance and school-age profiles". *Journal of Public Economics*, 92, 1416–1440.
- Blanden, J., Del Bono, E., McNally, S., & Rfabe, B. (2016). "Universal pre-school education: The case of public funding with private provision". *The Economic Journal*, 126, 682–723.
- Blass, N., & Adler, C. (2004). "Politics, Education and Scientific Knowledge – Is there Any Connection?". *Megamot*, 1, 10–32.
- Blau, D., & Currie, J. (2006). "Pre-school, day care, and after-school care: who's minding the kids?" *Handbook of the Economics of Education*, 2, 1163–1278.
- Blau, F. D., Kahn, L. M., & Waldfogel, J. (2000). "Understanding young women's marriage decisions: The role of labor and marriage market conditions." *ILR Review*, 53, 624–647.
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. (2021). "Difference-in-differences with multiple time periods." *Journal of Econometrics*, 225, 200–230.
- Campbell, F. A., Pungello, E. P., Burchinal, M., Kainz, K., Pan, Y., Wasik, B. H., Ramey, C. T. (2012). "Adult outcomes as a function of an early childhood educational program: an Abecedarian Project follow-up". *Developmental psychology*, 48.
- Cascio, E. U. (2023). "Does universal preschool hit the target? Program access and preschool impacts". *Journal of Human Resources*, 58, 1–42.
- Cascio, E. U., & Schanzenbach, D. W. (2013). *The impacts of expanding access to high-quality preschool education*. National Bureau of Economic Research.

- CBS. (2000). *Statistical Abstract of Israel No. 51*. Jerusalem: Central Bureau of Statistics.
- CBS. (2003). *Characterization of geographic units and their classification - according to the socio-economic level of the population 1995*. Jerusalem: Central Bureau of Statistics.
- CBS. (2019a). *Applications to First Degree Studies at Universities and Academic Colleges. Press Release 102/2019*. Jerusalem: Central Bureau of Statistics.
- CBS. (2020). *Statistical Abstract of Israel No. 71*. Central Bureau of Statistics.
- CBS. (2019b). *Trends in Teacher Training, Specialization in Teaching and Entering the Field of Teaching, 2000-2019. Press Release 184/2019*. Jerusalem: Central Bureau of Statistics.
- CBS. (2021). *Sense of Personal Security – Findings from the Personal Security Survey, Press Release 10/2021*. Jerusalem: Central Bureau of Statistics.
- Cesur, R., & Mocan, N. (2018). "Education, religion, and voter preference in a Muslim country". *Journal of Population Economics*, 31, 1–44.
- Conti, G., Heckman, J. J., & Pinto, R. (2016). "The effects of two influential early childhood interventions on health and healthy behaviour". *The Economic Journal*, 126, 28– 65.
- Cornelissen, T., Dustmann, C., Raute, A., & Schönberg, U. (2018). "Who benefits from universal child care? Estimating marginal returns to early child care attendance". *Journal of Political Economy*, 126, 2356–2409.
- Cunha, F., & Heckman, J. (2007). "The technology of skill formation". *American Economic Review*, 97, 31–47.
- Currie, J., & Almond, D. (2011). "Human capital development before age five". In *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1315–1486). Elsevier.
- Deming, D. (2009). "Early childhood intervention and life-cycle skill development: Evidence from Head Start". *American Economic Journal: Applied Economics*, 1, 111–34.
- Drange, N., & Havnes, T. (2019). "Early childcare and cognitive development: Evidence from an assignment lottery". *Journal of Labor Economics*, 37, 581–620.
- Drange, N., & Telle, K. (2015). "Promoting integration of immigrants: Effects of free child care on child enrollment and parental employment". *Labour Economics*, 34, 26–38.
- Elango, S., García, J. L., Heckman, J. J., & Hojman, A. (2016). "Early childhood education". In *Economics of Means-Tested Transfer Programs in the United States* (Vol. 2, pp. 235–297). University of Chicago Press.
- Felfe, C., & Huber, M. (2016). "Does preschool boost the development of minority children?: the case of Roma children". *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 180, 475–502.

- Felfe, C., Nollenberger, N., & Rodríguez-Planas, N. (2015). "Can't buy mommy's love? Universal childcare and children's long-term cognitive development". *Journal of population economics*, 28, 393–422.
- Ferguson, C. A. (1959). "Diglossia". *word*, 15, 325–340.
- Ghanem, A. (1993). *The Arabs in Israel: Towards the 21st century, a survey of basic infrastructure*. The institute of peace research, Givat Haviva.
- Goodman-Bacon, A. (2021). "Difference-in-differences with variation in treatment timing". *Journal of Econometrics (Elsevier)*, 225, 254–277.
- Gormley Jr, W. T. (2008). "The effects of Oklahoma's pre-k program on Hispanic children". *Social Science Quarterly*, 89, 916–936.
- Gray-Lobe, G., Pathak, P. A., & Walters, C. R. (2023). "The long-term effects of universal preschool in Boston". *The Quarterly Journal of Economics*, 138, 363–411.
- Gregory, L., Taha Thomure, H., Kazem, A., Boni, A., Elsayed, M. A., & Taibah, N. (2021). *Advancing Arabic Language teaching and learning: A path to reducing learning poverty in the Middle East and North Africa*. World Bank.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). "No child left behind: Subsidized child care and children's long-run outcomes". *American Economic Journal: Economic Policy*, 3, 97–129.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2015). "Is universal child care leveling the playing field"? *Journal of public economics*, 127, 100–114.
- Heckman, J. J., Moon, S. H., Pinto, R., Savelyev, P. A., & Yavitz, A. (2010). "The rate of return to the HighScope Perry Preschool Program". *Journal of Public Economics*, 94, 114–128.
- Heckman, J., & Masterov, D. V. (2007). *The productivity argument for investing in young children*. National Bureau of Economic Research.
- Heckman, J., Pinto, R., & Savelyev, P. (2013). "Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes". *American Economic Review*, 103, 2052–86.
- Herbst, C. M. (2013). "The impact of non-parental child care on child development: Evidence from the summer participation "dip"". *Journal of Public Economics*, 105, 86–105.
- Hleihel, A. (2011). Barriers to internal migration among Israeli Arabs. In *Arab society in Israel: population, society, economy* (4 pp. 63–80). Jerusalem: Van Leer Jerusalem Institute and Hakibutz Hamehuchad Publishing House.
- Hungerman, D. M. (2014). "The effect of education on religion: Evidence from compulsory schooling Laws". *Journal of Economic Behavior & Organization*, 104, 52–63.

- Israel Democracy Institute. (2022). *The Inaugural Annual Statistical Report on Arab Society in Israel, 2020*. Jerusalem.
- Israeli State Comptroller. (1992). *State Comptroller's Report for 1991, No. 42*. Jerusalem: Jerusalem.
- Kline, P., & Walters, C. R. (2016). "Evaluating public programs with close substitutes: The case of Head Start". *The Quarterly Journal of Economics*, *131*, 1795–1848.
- Knesset Research and Information Center. (2020). *Background document for a discussion on crime and violence among youth in the Arab society*. Jerusalem.
- Kop, Y. (2002). *The 2002 Annual Report on Israel's Social Services*. Jerusalem: Taub Center for Social Policy Studies in Israel.
- Krueger, A. B., & Malečková, J. (2003). "Education, poverty and terrorism: Is there a causal connection"? *Journal of Economic perspectives*, *17*, 119–144.
- Lavy, V., & Schlosser, A. (2005). "Targeted remedial education for underperforming teenagers: Costs and benefits". *Journal of Labor Economics*, *23*, 839–874.
- Lavy, V., Kott, A., & Rachkovski, G. (2022). "Does Remedial Education in Late Childhood Pay Off After All? Long-Run Consequences for University Schooling, Labor Market Outcomes, and Intergenerational Mobility". *Journal of Labor Economics*, *40*, 239–282.
- Lochner, L., & Moretti, E. (2004). "The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports". *American Economic Review*, *94*, 155–189.
- Meer, J., & West, J. (2016). "Effects of the minimum wage on employment dynamics". *Journal of Human Resources (University of Wisconsin Press)*, *51*, 500–522.
- NITE. (2017). *Psychometric entrance exam to universities - 2015 statistical report*.
- OECD. (2019). *OECD Family Database*. Paris: OECD Publishing. Retrieved from <https://www.oecd.org/els/family/database.htm>
- Rambachan, A., & Roth, J. (2023). "A more credible approach to parallel trends". *Review of Economic Studies*, rdad018.
- Roth, J., Sant'Anna, P. H., Bilinski, A., & Poe, J. (2023). "What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature". *Journal of Econometrics*, *235*, 2218-2244.
- Saiegh-Haddad, E. (2022). "A psycholinguistic-developmental approach to the study of reading in Arabic diglossia: Assumptions, methods, findings and educational implications". In *Handbook of Literacy in Diglossia and in Dialectal Contexts: Psycholinguistic, Neurolinguistic, and Educational Perspectives* (pp. 135–163). Springer.

- Saiegh–Haddad, E. L. (2003). "Linguistic distance and initial reading acquisition: The case of Arabic diglossia". *Applied Psycholinguistics*, 24, 431–451.
- Saiegh-Haddad, E., & Spolsky, B. (2014). "Acquiring literacy in a diglossic context: Problems and prospects". *Handbook of Arabic literacy: Insights and perspectives*, 225–240.
- Saiegh-Haddad, E., Laks, L., & McBride, C. (2022). *Handbook of literacy in diglossia and in dialectal contexts*. Springer.
- Schweinhart, L., Montie, J., Xiang, Z., Barnett, W. S., Belfield, C. R., & Nores, M. (2005). *The High/Scope Perry Preschool study through age 40*. Ypsilanti MI: High.
- van Huizen, T., & Plantenga, J. (2018). "Do children benefit from universal early childhood education and care? A meta-analysis of evidence from natural experiments". *Economics of Education Review*, 66, 206-222.