

חוק לימוד חובה-חינם בישראל ומגבלות נזילות

תומר קריאף*

תקציר

במהלך שנות השבעים שונה חוק לימוד חובה כמה פעמים – שינויים שהתבטאו בגידול מספרן של שנות לימוד החובה ושנות לימוד החינם. מהלך זה הוביל לירידה משמעותית של שיעור הנושאים מבתי הספר בכיתות ט' עד י"ב, בעיקר בקרב יוצאי עדות המזרח והאוכלוסייה הלא-יהודית. העובדה שבשנים אלו הוחלו בנפרד לימודי חובה ולימודי חינם מאפשרת לבדוק מהי המגבלה האפקטיבית המונעת מחלק מהפרטים להמשיך בלימודיהם. כדי לבחון סוגיה זו, ערכתי השוואה בין "השפעת החובה" ל"השפעת החינם" על היקף הלימודים ועל התשואה להשכלה הנגזרת מכל אחת מהחקיקות האלה. נמצא כי תוספת שנות לימוד החובה הביאה לירידה חדה של שיעורי הנשירה משלבי הלימוד שהוספו (ט'-י') ולירידה מתונה של שיעורי הנשירה משלבי הלימוד הבאים (י"א-י"ב), שלא היו חובה וחינם באותה תקופה. החלת לימוד חינם בכיתות י"א-י"ב תרמה גם היא להקטנת שיעורי הנשירה, בעיקר בקרב הנשים. כמו כן נמצא כי התשואה במונחי שכר הנגזרת מתוספת שנות לימוד חובה אינה שונה מהתשואה הנגזרת מתוספת שנות לימוד חינם, וכי שתיהן דומות לתשואה עבור שנות לימודים תיכוניים הנאמדת בשיטת OLS. ממצאים אלו מעידים על מגבלה המונעת מחלק מהפרטים השקעה אופטימלית בהונם האנושי. מגבלה זו, על פי הממצאים, איננה נובעת רק מהצורך לשלם שכר הלימוד, אלא – ככל הנראה – גם ממסגרת קבלת ההחלטות המשפחתית, שאינה מתחשבת בהכרח בתועלת שהפרט יפיק מרכישת השכלה נוספת.

1. הקדמה

ספרות כלכלית ענפה עוסקת בשאלה מהי תרומת ההשכלה לתפוקות שונות ברמות הפרט והחברה – למשל בתחומי השכר, הבריאות והפשיעה. מטרת מחקרים אלה היא לבחון אם יש תועלת בלימודים, או שמא השכלה פורמלית גבוהה אינה אלא אחד

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר. tomerk@boi.gov.il.

עבודת תזה באוניברסיטה העברית במסגרת תואר מוסמך בכלכלה בהנחיית פרופסור ויקטור לביא. אני מודה לויקטור לביא על ההנחיה והעזרה הרבה לאורך העבודה. תודה גם לנועם זוסמן, לשי צור ולחברי הסמינר של מחלקת המחקר בבנק ישראל על ההערות המועילות. תודה לעובדות ארכיון המדינה מיכל זפט והלנה וילנסקי על עזרתן בהשגת המסמכים הנדרשים. המחקר נערך בחדר המחקר של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בהתבסס על קבצים שהוכנו על ידי אגף מפקד ודמוגרפיה. תודה לסיגלית שמואלי, לענת כץ ולדיידי גורדון על הכנת הקובץ והעזרה לאורך הדרך.

המאפיינים של אוכלוסייה חזקה, ולכן מתואמת עם שכר גבוה. מרבית המחקרים מראים כי השכלה פורמלית אכן תורמת לכושר ההשתכרות של הפרט, אף כי שיעור התרומה הנאמד שונה מאוד בין מחקר למחקר.

ממצא זה מעלה לדיון שתי שאלות חשובות הנוגעות לתיאוריה הכלכלית ולצעדי המדיניות הנגזרים ממנה: אם אכן השכלה פורמלית תורמת משמעותית ליכולת ההשתכרות של הפרט, מדוע חלק מהפרטים בוחרים לא לרכוש השכלה זו? ובפרט – האם הבחירה נובעת מבחירה אופטימלית של הפרט או מסיבות אחרות? מכאן נובעת השאלה השנייה – האם ובאיזה אופן צריכה המדינה לעודד רכישת השכלה?

הטענה המקובלת היא שההחלטה לא להמשיך ללמוד למרות התשואה הגבוהה של לימודים איננה אופטימלית. הטענה מסתמכת על הממצא כי אנשים מרקע כלכלי חלש נוטים לרכוש מעט השכלה, דבר המעיד על מגבלה העומדת בפניהם, אשר מונעת מהם לרכוש את ההשכלה האופטימלית עבורם. בספרות מבחינים בין שני סוגי מגבלות: (1) מגבלת נזילות של טווח קצר, שמשמעותה מגבלה מימונית ברכישת השכלה, אם במובנה הפשוט של תשלום הוצאות הלימודים ואם במובן רחב יותר של עלות אלטרנטיבית וצורך להשתתף בפרנסת המשפחה. (2) מגבלת נזילות של טווח ארוך, שמשמעותה מגבלה קוגניטיבית ברכישת השכלה, הנובעת מחסכים חינוכיים של הילד כבר בגיל צעיר. מגבלה זו יכולה לנובע ממגבלה תקציבית של ההורים לאורך כל חיי הילד, או אפילו מחוסר יכולת של ההורים לספק לילד סביבת לימודים תומכת. בכפיפות למגבלה זו הפרט אמנם מחליט באופן אופטימלי על היקף ההשכלה שלו בנקודת הזמן הרלוונטית לקבלת ההחלטה, אך החלטתו נובעת מנקודת מוצא לא אופטימלית. עבודה זו תנסה להשיב על השאלה מהי המגבלה המונעת מפרטים להגדיל את מספר שנות הלימוד שלהם באמצעות ניתוח ההשפעה של שינויים בחוק לימוד חובה-חינם.

במהלך שנות השבעים של המאה הקודמת הורחב חוק לימוד חובה מספר פעמים. הרחבת החוק התבטאה בשני אופנים: הוספת כיתות ט' ו-י' כשנות לימוד חובה-חינם והוספת כיתות י"א ו-י"ב כשנות לימוד חינם בלבד. העובדה שבשנים אלו הוחלו בנפרד לימודי חובה ולימודי חינם מאפשרת לענות על השאלה לעיל בעזרת השוואה בין "השפעת החובה" ל"השפעת החינם" הן על שיעורי הנשירה והן על התשואה להשכלה.

מגבלה כספית הנובעת מהצורך לממן את שכר הלימוד צפויה להתבטא בהיענות גבוהה הן להחלת שנות החובה-חינם והן להחלת שנות החינם, וכן בתשואה גבוהה משתיהן.¹ זאת משום שבשני המקרים הוסרה המגבלה הכספית. ממצא זה יוביל

¹ הפרשנות הניתנת בעבודה להשוואה בין התשואה המתקבלת מלימודי החובה לזו המתקבלת מלימודי החינם אינה חד משמעית, מפני שהם הוחלו בתקופות שונות ועל דרגי לימוד שונים. עם זאת בשני המקרים כיוון ההטייה צפוי להיות לטובת התשואה משנות החינם, ולכן הפרשנות לממצאים (בהמשך) בדבר תשואה גבוהה להחלת החובה אף מתחזקת.

למסקנה שהמדיניות האופטימלית היא סבסוד ההשכלה. לעומת זאת מגבלה כספית הנובעת מהצורך להשתתף בפרנסת המשפחה תתבטא בהיענות נמוכה להחלת שנות החינם ובהיענות גבוהה להחלת שנות החובה, וכן בתשואה גבוהה משתיהן. זאת משום שהמגבלה הכספית איננה מוסרת עם החלת החינם, ורק כפיית הלימודים יכולה להוביל להמשכם. התשואה הגבוהה תעיד, במקרה זה, שהבחירה האופטימלית מנקודת ראותו של הפרט היא להמשיך ללמוד, אך הבחירה האופטימלית מנקודת הראות של המשפחה היא הפסקת הלימודים.² ממצא זה יוביל למסקנה שסבסוד ההשכלה איננו מספק, והגברת החובה היא הצעד האופטימלי שימנע היקלעות למלכודת עוני. מגבלת טווח ארוך, כלומר מיגבלה של הילד במימון יכולותיו תתבטא בהיענות נמוכה להחלת שנות החינם ובהיענות גבוהה להחלת שנות החובה, אך לתשואה נמוכה להחלת שנות לימוד החובה יחסית לזו של הוספת שנות החינם; זאת משום שלימודי חובה כופים על התלמידים ללמוד גם אם זו אינה הבחירה האופטימלית עבורם. במקרה האחרון נראה שעדיף להקצות משאבים לפיתוח יכולות התלמידים בגילים המוקדמים, שבהם נקבעות היכולות הקוגניטיביות שלהם.³

העבודה בנויה כדלקמן: הפרק השני יציג סקירת ספרות; הפרק השלישי יתאר את ההיסטוריה של חוק לימוד חובה בישראל; הפרק הרביעי יציג את הנתונים ואת שיטת המחקר; הפרק החמישי יציג את תוצאות המחקר האמפירי, והשישי יסכם.

2. סקירת ספרות

עיקר המחקר הכלכלי, האמפירי והתיאורטי הנוגע להחלת מערכת לימודי חובה ו/או חינם עוסק בשתי סוגיות מרכזיות. הראשונה היא אמידת הקשר הסיבתי בין השכלה פורמלית לכושר ההשתכרות, והשנייה היא קיומן של מגבלות אשראי והשפעתן על ההחלטה האופטימלית לגבי השקעה בהון אנושי.

א. התשואה להשכלה

השאלה כיצד משפיעה ההשכלה הפורמלית על השכר נדונה רבות בספרות. חוק לימוד חובה משמש במחקרים אלו אמצעי לאמידת הקשר הסטנדרטי בין מספר שנות הלימוד ללוג השכר, שמקובל לראות בו את ה"תשואה להשכלה"; זאת בהנחה שההשקעה הנדרשת לשם רכישת השכלה היא רק במונחי זמן ואובדן הכנסה אלטרנטיבית, ולכן אחוז התוספת לשכר בפרופיל ההכנסות העתידי הוא למעשה התשואה לאותה

² יש לציין כי הסברים אחרים כמו הערכת חסר וחוסר ודאות לגבי התשואה הצפויה, ראייה קצרת טווח או התנהגות לא רציונלית מסיבות אחרות יכולים גם הם להתיישב עם ממצא זה. בהמשך מוצגים ממצאים שמחזקים הסבר זה.

³ השלכת מדיניות זו נכונה רק במובן הצר של תועלת בשוק העבודה. יכולות להיות סיבות אחרות שיצדיקו תקצוב גבוה יותר ללימודים שתורמים פחות בשוק העבודה וכן כפיית לימודים על פרטים שזו לא בחירתם האופטימלית במונחי שכר.

השקעה. לפי גישה זו ניתן להשוות בין התשואה על השקעה בהשכלה לבין התשואה על כל השקעה אחרת. לעבודות אלה יש חשיבות מכרעת למדיניות ציבורית: כך, למשל, אם התשואה השולית להשכלה גבוהה מהתשואה השולית להון, ייתכן שהקצאת המקורות להשקעה במשק אינה יעילה. ההסבר המקובל לחוסר יעילות זה הוא בהנחה ששוק ההון אינו משוכלל (Galor and Zeira, 1993), ולכן חלק מהפרטים עומדים בפני מגבלות נזילות ואינם יכולים לרכוש את ההשכלה האופטימלית.

יש לציין שקיימות מספר בעיות בהנחות העומדות בבסיס הפרשנות האמורה של הקשר בין השכלה לשכר: (א) איכות ההשכלה אינה מובאת בחשבון – אף כי סביר שהתשואה להשכלה תלויה באיכות ההשכלה, וספק אם לכולם נתונה האפשרות ליהנות מאותה איכות; (ב) התעלמות מעלויות הלימוד הנוספות (שכר לימוד, ספרי לימוד, מאמץ וכדו') הופכת את ההשוואה לתשואה להון לחלקית בלבד; (ג) סביר שלהשקעה בהון אנושי יש השפעות חיצוניות חיוביות גבוהות מאלו של השקעה בהון פיזי; (ד) קשה לאמוד את הקשר הסיבתי בין השכלה לשכר, מפני המיתאם בין מאפיינים בלתי נצפים של הפרטים (אינטליגנציה, מוטיבציה, תמיכה סביבתית) לבין השכלה ושכר, ולכן אמידה פשוטה של התשואה להשכלה בעצם תבטא גם את התשואה לאותם מאפיינים.

הבעיות הראשונות הוזנחו באופן יחסי במחקר, ואילו הבעיה האחרונה קיבלה התייחסות נרחבת. מחקרים רבים מנסים לבודד את ההשפעה הסיבתית של השכלה על שכר, והם נחלקים לשני סוגים עיקריים: הסוג הראשון הוא מחקרים המנסים לשלוט על המשתנים הבלתי נצפים, גריליכס (Griliches, 1977), למשל, הוסיף משתנים כ-IQ ורקע משפחתי; אשנפלד וקרואגר (Ashenfelter and Kruger, 1994) בדקו את התשואה להשכלה בקרב תאומים זהים. מחקרים אלו ועוד רבים אחרים מצאו שהתשואה להשכלה המנוכה ממשתני היכולת אינה שונה באופן מובהק מהתשואה הנאמדת ברגרסיית שכר מצומצמת. גם כשנמצא הבדל מובהק, הוא קטן יחסית; בסוג השני של מחקרים ניסו לאתר אירוע אקסוגני כלשהו שהיה אמור להשפיע על היצע ההשכלה, והשתמשו בו כמשתנה עזר כדי לבודד את ההשפעה הסיבתית של תוספת השכלה על השכר. קארד (Card, 1995), למשל, השתמש בקירבה לקולג' כמשתנה עזר: לטענתו יישובים המרוחקים מקולג' יוצרים מגבלה המונעת מחלק מהנערים גישה ללימודים גבוהים, והקירבה לקולג' מסירה מגבלה זו; אנגריסט וקרואגר (Angrist and Kruger, 1996) הראו שרביע הלידה משפיע על מספר שנות הלימוד: החוק מחייב לימודים עד גיל 16, ולכן תלמידים שנולדו לקראת סוף השנה חייבים להירשם לשנת לימוד נוספת. מחקרים אלו ועוד רבים אחרים, שהשתמשו בגישת צד ההיצע במדינות שונות, מצאו כי התשואה להשכלה גבוהה בהרבה ולעיתים אף כפולה

מזו הנאמדת בשיטת OLS⁴. תוצאה זו אמנם סותרת את ההיגיון הראשוני שהאומד אמור להיות נמוך יותר, אך במחשבה נוספת ברור כי האפקט שנאמד במחקרים אלה הוא התשואה לתוספת שנת לימוד מסוימת – בתיכון או באוניברסיטה – ולא לשנת לימוד ממוצעת, הנאמדת בשיטת OLS. סולון והנגרפנד (Hungerford and Solon, 1987) אמדו את ההשפעה השולית של כל שנת לימוד באמצעות משתנה דמי לכל שנת לימוד ומצאו שסיום שנת לימוד המלווה בקבלת תעודה (סיום כיתה ח', כיתה י"ב או תואר ראשון) מניב פרמיה מעבר לתשואה הממוצעת לשנת לימוד. הסבר נוסף לתשואה הגבוהה הוא שהתשואה נאמדת עבור אותם פרטים שהושפעו מאותו שינוי אקסוגני, ובמקרים רבים אוכלוסייה זו איננה מייצגת את האוכלוסייה הכללית; לכן אומדים אלו אמנם מבטאים השפעה סיבתית, אך השפעה זו היא מקומית בלבד, וקשה להסיק ממנה לגבי האוכלוסייה כולה.

מחקר על חוק חינוך חובה באנגליה (Oreopoulos, 2006) דן בסוגיה זו. הוא מבחין בין ATE (Average Treatment Effect) לבין LATE (Local Average Treatment Effect). הראשון הוא השפעת הטיפול הממוצעת על כלל האוכלוסייה (שאותה אנחנו לא יכולים לדעת, כי לא כל האוכלוסייה מושפעת משינוי בחוק), והשני הוא השפעת הטיפול הממוצעת על קבוצת הטיפול (שאותה אנו אומדים בפועל). הוא בודק את השפעת השינוי בחוק חינוך חובה מגיל 14 לגיל 15 באנגליה על השכלה ושכר. החוק שונה בשנת 1947, והשינוי הביא לירידה משמעותית של שיעורי הנשירה בגיל 15 (מ-60 אחוזים ל-10 אחוזים). המחבר אומד את התשואה להשכלה בעזרת שינוי זה ומוצא כי התשואה הנאמדת דומה לזו שנמצאה במחקרים דומים, אשר בהם קבוצת הטיפול קטנה בהרבה ומגיעה לאחוזים בודדים מכלל האוכלוסייה. מכאן הוא מסיק כי התשואה הגבוהה איננה נובעת מהעובדה שהחוק משפיע על אוכלוסייה קטנה, השונה משמעותית מהממוצע, וכי ניתן להסיק ממחקרים מסוג זה לגבי האוכלוסייה כולה.

בישראל נערכו שני מחקרים שהשתמשו בשינויים בחוק לימוד חובה כמשתנה עזר כדי לאמוד את השפעת ההשכלה על תפוקות שונות, הראשון (Reid, 2005) בודק את השפעת ההשכלה של נשים לא יהודיות על השתתפותן בשוק העבודה, גיל הנישואין ומספר הילדים. הוא משתמש בשני השינויים העיקריים בחקיקה – האחד משנת 1969, שהוסיף את כיתות ט' ו-י' למסגרת החובה-חינם, והשני משנת 1978, שהוסיף את כיתות י"א ו-י"ב למסגרת החינם. ממצאיו הם שהרחבת חוק לימוד חובה הובילה לעליית שיעור ההשתתפות וגיל הנישואין ולירידת מספר הילדים של נשים דרוזיות ומוסלמיות. המחקר השני (פריש, 2006) אומד את התשואה להשכלה בישראל בדרכים שונות; אחת מהן היא באמצעות השינוי בחוק לימוד חובה בשנת 1978. שני

⁴ קארד (Card, 2000) מציג סקירה מקיפה של התיאוריה והממצאים על פי המחקרים החשובים בנושא משתני העזר של צד ההיצע בשנות התשעים.

המחקרים, כמו מחקרים דומים בעולם, התמקדו בשימוש בחוק כאמצעי לאמוד גורם אחר, ולא בבדיקה מפורטת של השפעת החוק, לא הבחינו בין החלת חינוך חובה להחלת חינוך חנינם, ולא השתמשו בזיהוי התזמון והקבוצות שעליהן חל החוק. הטיעון המרכזי העומד בבסיס גישה זו של החוקרים הוא שגם אם העלייה בהיקף ההשכלה איננה נובעת מהחוק, הרי היותה נובעת מאירוע אקסוגני לפרט, שאינו משפיע באופן ישיר על השכר, מספיקה כדי שהיא תוכל לשמש משתנה עזר.

ב. מגבלות אשראי

הקמון (Heckman, 2002) מבחין בין שני סוגים של מגבלות אשראי. הסוג הראשון, שאותו הוא מכנה "מגבלת אשראי של טווח קצר", מתייחס למגבלה הכספית, כפי שהוזכרה לעיל: בגלל אי שכלול בשוק ההון, אוכלוסיות חלשות אינן יכולות לקבל הלוואה כדי להשקיע בצורה אופטימלית בהון האנושי שלהן. הסוג השני, שאותו הוא מכנה "מגבלת אשראי של טווח ארוך", מתייחס למגבלה של הילד במימון יכולותיו הקוגניטיביות והאחרות במהלך ילדותו. יכולות אלו הן תנאי מקדים לרכישת השכלה גבוהה, ולכן הן מהוות מגבלה אפקטיבית עבור אוכלוסיות מסוימות. המחקר מוצא שלאחר שמפקחים על מגבלות הטווח הארוך, למגבלה הכספית עצמה יש חלק קטן מאוד ברכישת ההשכלה. חשיבות ההבחנה בין שני סוגי המגבלות נובעת מצעדי המדיניות הנגזרים מהן: עם מגבלת הטווח הקצר ניתן להתמודד בצורה פשוטה יחסית על ידי יצירת מערכת הלוואות ציבוריות לצורך רכישת השכלה או באמצעות חינוך חנינם – אך אם המגבלה נובעת מהשקעת חסר של ההורים בהון האנושי של הילד, יש להקצות את מירב המשאבים לפיזיו על השקעת החסר כבר בשלבי הלימוד המוקדמים. מחקר שנערך בישראל (פרידמן, 2007) מנסה להתמודד עם שאלה זו. המחקר אומד את ההסתברות לסיים תואר ראשון ביחס למצב הכלכלי של המשפחה וההישגים הלימודיים הקודמים. מהמחקר עולה שרק 20 אחוזים מהפער בשיעור המסיימים תואר ראשון בין אוכלוסיות חזקות לחלשות נובע ממגבלת הטווח הקצר, והיתר נובע מהפער בהישגים הלימודיים הקודמים, כלומר ממגבלת הטווח הארוך.

מחקר נוסף שעוסק בסוגיה זו (Harmon, Hogan and Walker, 2002) בודק את מידת הפיזור של התשואה להשכלה לאורך זמן. לטענת החוקרים, אם הסיבה לכך שלא הכול הולכים ללמוד בשנים שבהן החוק אינו מחייב אותם לכך הוא פערים ביכולות של הפרטים – אזי יש לצפות כי לאורך זמן, עם התרחבות מעגל המשכילים, יגדל הפיזור של התשואות. ממצאי המחקר מעלים שאין עלייה בפיזור התשואות על פני זמן, ומכאן מסיקים החוקרים שהתרחבות שיעורי הלמידה נובעת מירידת מגבלת הנזילות של הטווח הקצר העומדת בפני הפרטים.

מחקר של פרידמן (2006) בוחן את החלופות של חוק חינוך חובה-חנינם. חינוך חובה מעלה במידה אפקטיבית את רמת ההון האנושי של האוכלוסיות החלשות, ובכך

הוא מועיל הן לפרטים והן לחברה, אך גם מניע לפחות חלק מאוכלוסיות אלו ללמוד מעבר לאופטימום עבורן. לעומת זאת חינוך חינם פחות אפקטיבי בהרחבת ההון האנושי, אך מאפשר לימודים לכל המעוניין בלי לכפות השקעת יתר על חלק מהפרטים. המחקר עורך סימולציות, ומהן עולה כי עד לרמה מסוימת של תקציב החינוך, יש לנצלו לחינוך חובה בלבד, ומעבר לרמה זו יש להרחיב את חינוך החינם מהר יותר מאשר את חינוך החובה. המחקר הנ"ל הוא תיאורטי ואילו המחקר הנוכחי משלים את התמונה בבדיקה אמפירית, ומאפשר לכמת את האפקטיביות של חוק לימוד חובה וחוק לימוד חינם בהרחבת רמת ההשכלה, וכן את התשואה הפרטית הנובעת מהרחבה זו.

3. חוק לימוד חובה בישראל

חוק לימוד חובה⁵ נחקק לראשונה בשנת 1949. החוק קבע כי חובה על כל ילד לרכוש השכלה של תשע שנות לימוד (שנה במסגרת הגן ועוד שמונה שנות לימוד בבית הספר היסודי). חובת קיום החוק מוטלת על הילד עצמו, על הוריו ועל הרשות המקומית במקום מגוריו. החוק אף הציע צעדי ענישה להורים המפרים את החוק (קנס או אף מאסר). כמו כן קבע החוק כי תלמיד שחלה עליו חובת הלימוד זכאי ללמוד חינם. לחוק נודעת חשיבות עקרונית, מבחינה מעשית הוא השפיע בעיקר על האוכלוסייה הלא-יהודית, שכן כמעט כל האוכלוסייה היהודית למדה כבר לפני החלתו לפחות עד כיתה ח'.

במהלך שנות החמישים והשישים, בעקבות גלי העלייה של עדות המזרח, שהביאו לארץ אוכלוסיות דלות אמצעים בעלות השכלה נמוכה, עלה הצורך להרחיב את החוק, כדי להעלות את רמת ההשכלה של הנוער וכדי לאפשר הזדמנות שווה למעוטי יכולת. בשנות השישים יושם שכר לימוד דיפרנציאלי, ובשנת 1969 הוכנס לחוק לימוד חובה⁶ תיקון המחייב תלמידים ב-11 שנות לימוד, כלומר שנתיים נוספות ביחס לחוק המקורי, ועם הפיכת הלימודים בכיתות ט' ו-י' לחובה, התשלום עליהן בוטל. החוק לא יושם מייד, אלא איפשר החלה הדרגתית, "בארבעה חלקים שווים ככל האפשר"⁷. אופן ההחלה ההדרגתי של חובת הלימוד לא הובהר במפורש בסעיפי החוק. בשלב הראשון הוא הוחל בהדרגה על תלמידי כיתות ט' בשנים 1970 עד 1973, על פי רשימות יישובים שפורסמו בתחילת כל שנה, ובשנים 1974-1975 הוא הוחל באופן חלקי על תלמידי כיתות י'. ואולם, החלת החוק הופסקה בגלל בעיות תקציב, וכך נוצר מצב שבחלק מאזורי הארץ החובה הייתה ללמוד עד כיתה ט', ובאזורים אחרים – עד כיתה י'.

⁵ חוק לימוד חובה, תש"ט-1949.

⁶ חוק לימוד חובה (תיקון 5), תשכ"ט - 1969.

⁷ שם.

קשה למצוא נתונים המוכיחים שחוק לימוד חובה נאכף. ברור שהורים לא נשלחו למאסר והיקף הקנסות היה מצומצם. עם זאת, במהלך חיפוש חומר לצורך המחקר, נמצאו בגנוזך המדינה מסמכים רבים המעידים על מאמץ לאכוף את החוק – החל מכתבי מינוי לקצינים מלווים לבתי ספר והפניית עובדים סוציאליים אל משפחות התלמידים וכלה במכתבים של הורים ומנהלים למנכ"ל משרד החינוך בבקשה לפטור תלמיד מסוים מחובת הלימוד. מכל מקום, גם אם האכיפה הייתה חלקית, סביר שקיימת רמה מסוימת של ציות לחוק, אשר הובילה לירידה בנשירה.

בשנת 1978 שונה חוק לימוד חובה פעם נוספת.⁸ החוק קבע מחדש את חובת הלימוד עד כיתה י', וכן הרחיב את הזכות ללימודים חנים גם לכיתות י"א ו-י"ב. הפעם הוחלט על יישום מיידי של החוק באופן מלא כבר בשנת הלימודים תשל"ט (1979). בפועל, נוסף על הזכות ללימודים חנים, הוביל החוק גם ליישום החובה בכיתה י' באותם האזורים שבהם הוא טרם יושם עד אז. לוח 1 מציג את גובה שכר הלימוד בשנת 1976 ואת טבלת ההנחות שהייתה נהוגה כחלק משיטת שכר הלימוד

תרשים א': אופן החלת חוק לימוד חובה-חנים



לוח 1: שכר הלימוד וההכנסה המשפחתית לנפש

שכר הלימוד בשנת 1976					
הכיתה	שכר הלימוד המלא (ל"י)	הכיתה	שכר הלימוד המלא (ל"י)	הכיתה	שכר הלימוד המלא (ל"י)
ט'	3,060	י"א	3,420	י'	3,580
י'	3,230	י"ב-י"ד			
שיעור שכר הלימוד לכיתה י"ב מההכנסה המשפחתית לנפש					
ההכנסה לנפש (ל"י)	שיעור הפטור	שיעור שכ"ל מתוך ההכנסה לנפש (אחוזים)	ההכנסה לנפש (ל"י)	שיעור הפטור	שיעור שכ"ל מתוך ההכנסה לנפש (אחוזים)
425	100	0	569	50	27
438	95	3	591	45	28
450	90	7	613	40	30
467	85	10	634	35	31
475	80	13	656	30	32
488	75	15	678	25	34
500	70	18	700	20	35
513	65	21	750	15	35
525	60	23	850	10	34
547	55	25	1,125	5	29

המקור: חזור המנהל הכללי לו/1- כ"ד באלול תשל"ה (31 באוגוסט 1975).

⁸ חוק לימוד חובה (תיקון 115), תשל"ח - 1978.

הדיפרנציאלי. לפני הפיכת לימודי התיכון לחינם עמד שכר הלימוד השנתי על כ-3,500 לירות לשנה, אך למעשה היו 20 דרגות של הנחות בשכר לימוד – החל בפטור מלא לבעלי הכנסה-לנפש נמוכה מ-425 לירות לחודש, וכלה בהנחה של 5 אחוזים לבעלי הכנסה של בין 850 ל-1,125 לירות. ניתן לראות כי שכר הלימוד מהווה 25 עד 35 אחוזים מההכנסה לנפש עבור בעלי הכנסה הגבוהה מ-500 לירות.

4. נתונים ומתודולוגיה

א. נתונים

במחקר נעשה שימוש בקובצי מפקד האוכלוסין והדירור של ישראל משנת 1983 ומשנת 1995 (גרסה דמוגרפית), שנערכו על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. במסגרת המפקד עונים על השאלון המלא מדגם של 20 אחוזים מאוכלוסיית המדינה, ועל כן הוא מהימן ביותר מבחינת הייצוג שלו, וכן מכיל תצפיות רבות – דבר המאפשר עריכת מחקרים סטטיסטיים מורכבים. בשלב ראשון בדקתי את השפעת החוק על ההשכלה באמצעות שתי אסטרטגיות אקונוטריות שונות; הראשונה עושה שימוש במפקד 1995 (פרק 5א סעיף 1), והשנייה – במפקד 1983 (פרק 5א סעיף 2). בשלב שני בדקתי את השפעת החוק על השכר באמצעות מפקד 1995 (פרק 5ב).

מפקד 1995 מכיל נתוני פרט שונים ומגוונים, והנתונים הרלוונטיים לצורך מחקר זה הם ההכנסה, ההשכלה וכן מאפיינים כלליים כגון הגיל המין והמוצא. חשיבות השימוש במפקד 1995 נובעת מהיכולת לזהות את הקוהורטות שנהנו מהחוק כעשרים שנה לאחר יישומו, וכך לאמוד את השפעתו על הפרטים בשוק העבודה. עם זאת, מאחר שהמפקד נערך בשנת 1995 הוא איננו מכיל אינפורמציה על תנאי הרקע המשפחתיים של הפרטים במועד החקירה (כגון השכלתם והכנסתם של ההורים ומספר האחים). כמו כן לא ניתן להבחין בין קבוצת טיפול לקבוצת ביקורת, משום שלא נתון מקום המגורים של הפרט בשנות השבעים (השנים שבהן החילו את החוק בהדרגה).

יש לציין שהזיהוי של הקוהורטות במפקד הוא לפי גיל, וזה לא בהכרח מעיד על מועד ההגעה לכיתה מסוימת. כך, למשל, ילידי שנת 1954 לא נהנה מהחוק לפי שיטת זיהוי זו, מפני שהגיע לגיל 15 לפני שנת 1970 (שנת יישום החובה בכיתה ט'). אך ייתכן שהוא התחיל כיתה א' שנה מוקדם או מאוחר יותר מיתר שכבת הגיל שלו וייתכן שהוא חזר על כיתה או קפץ כיתה. במקרים אלו שכבת הגיל לא מעידה על מועד ההגעה לכיתה ט', ואמורה להטות את אומדני השפעת החוק כלפי מטה. בשנת 1995, למשל, אחוז הילדים בגיל 15 שדיווחו במפקד על 9 שנות לימוד (כיתה ט') עמד על 60 אחוזים בלבד. כ-20 אחוזים הגיעו רק לכיתה ח', וכ-10 אחוזים הגיעו לכיתה י'.

לוח 2 מציג סטטיסטיקה תיאורית של נתוני מפקד 1995. המדגם מקיף פרטים בגילים 24 עד 60 שנולדו או גדלו בארץ (עלו לארץ לכל היותר עד גיל 12). הוגדרו

לוח 2: סטטיסטיקה תיאורית - מפקד 1995

לא יהודים	אסיה-אפריקה	אירופה-אמריקה	נשים	גברים	כל המדגם	
8.9 (4.5)	11.5 (3.0)	13.7 (3.1)	11.6 (4.0)	11.8 (3.6)	11.7 (3.8)	שנות הלימוד
10.0 (1.7)	10.8 (1.5)	11.2 (1.2)	10.8 (1.5)	10.7 (1.5)	10.7 (1.5)	שנות הלימוד - מוגבל לבעלי 8 עד 12
0.55 (0.5)	0.84 (0.4)	0.95 (0.2)	0.81 (0.4)	0.83 (0.4)	0.82 (0.4)	מסיימי 9 שנות לימוד ומעלה
0.44 (0.5)	0.82 (0.4)	0.94 (0.2)	0.77 (0.4)	0.79 (0.4)	0.78 (0.4)	מסיימי 10 שנות לימוד ומעלה
0.37 (0.5)	0.70 (0.5)	0.89 (0.3)	0.70 (0.5)	0.70 (0.5)	0.70 (0.5)	מסיימי 11 שנות לימוד ומעלה
0.34 (0.5)	0.60 (0.5)	0.83 (0.4)	0.64 (0.5)	0.62 (0.5)	0.63 (0.5)	מסיימי 12 שנות לימוד ומעלה
0.25 (0.4)	0.36 (0.5)	0.68 (0.5)	0.47 (0.5)	0.44 (0.5)	0.45 (0.5)	בעלי תעודת בגרות
0.3 (0.9)	1.6 (1.9)	1.2 (1.8)	1.0 (1.6)	1.4 (1.8)	1.2 (1.7)	שנות הלימוד בבית ספר מקצועי
36.7 (9.7)	37.7 (9.0)	40.9 (9.7)	38.1 (9.6)	37.8 (9.6)	38.0 (9.6)	הגיל
0.49 (0.5)	0.48 (0.5)	0.48 (0.5)			0.48 (0.5)	המין
5.5 (2.4)	4.2 (1.7)	3.8 (1.6)	4.3 (2.0)	4.3 (2.0)	4.3 (2.0)	מספר הנפשות במשק הבית
3,321 (2,382)	4,434 (3,523)	6,257 (5,406)	3,606 (2,697)	5,915 (4,963)	4,898 (4,277)	השכר החודשי (ש"ח)
24 (41)	27 (30)	37 (37)	28 (29)	32 (39)	30 (35)	השכר לשעה (ש"ח)
0.43 (0.5)	0.68 (0.5)	0.74 (0.4)	0.55 (0.5)	0.74 (0.4)	0.64 (0.5)	המועסקים
0.27 (0.4)	0.27 (0.4)	0.27 (0.4)				יוצאי אירופה אמריקה
0.41 (0.5)	0.41 (0.5)	0.41 (0.5)				יוצאי אסיה אפריקה
0.22 (0.4)	0.22 (0.4)	0.22 (0.4)				לא-יהודים
0.79 (0.4)			0.17 (0.4)	0.18 (0.4)	0.17 (0.4)	מוסלמים
0.13 (0.3)			0.03 (0.2)	0.03 (0.2)	0.03 (0.2)	נוצרים
0.08 (0.3)			0.02 (0.1)	0.02 (0.1)	0.02 (0.1)	דרוזים
65,270	121,908	79,186	153,874	143,472	297,346	מספר התצפיות

המספרים בלוח הם הממוצעים, ובסוגריים – סטיות התקן של המשתנים. המדגם הוגבל לגילאי 24 עד 60.

יוצאי אירופה-אמריקה (יוצאי מדינות אירופה, ארה"ב או קנדה), יוצאי אסיה-אפריקה (יוצאי מערב אסיה או אפריקה) ולא-יהודים⁹. יתר קבוצות האוכלוסייה (יוצאי דרום אמריקה, מרכז אסיה ומזרחה) הושמטו מהמדגם. במקרים שבהם נעשה שימוש במספר שנות הלימוד של הפרט, המדגם הוגבל לבעלי 8 עד 12 שנות לימוד – השנים הרלוונטיות לשינויים בחוק. הגדרה זו נובעת מהקושי להעריך את השפעת החוק על ידי השוואת מספר שנות הלימוד של אנשים בגילים שונים – לפני החוק ואחריו, שהרי בשנת המפקד לא כולם סיימו לרכוש את השכלתם. הגבלה זו מצמצמת את המדגם ב-38 אחוזים. ניתן לראות בלוח שממוצע סך שנות הלימוד בכלל המדגם גבוה בשנה אחת מהממוצע לפי הגדרה זו. בקרב יוצאי אירופה-אמריקה הפער בין ההגדרות הוא 2.5 שנות לימוד. בקרב יוצאי אפריקה-אסיה הוא עומד על 0.7 שנות לימוד, ובקרב הלא-יהודים הפער שלילי – 1.1 שנות לימוד.

מפקד 1983 מכיל מידע אודות מקום מגוריהם של הפרטים בשנת 1978 ומאפשר להגדיר קבוצות טיפול וביקורת על סמך ההחלה החלקית של החובה על כיתה י', בשנים 1974-1975. מספר היישובים שבהם הוחל החוק היה כ-500, מהם 20 יישובים לא יהודיים; זאת מתוך כ-1,000 יישובים בארץ, שמהם כ-120 לא יהודיים. מבין הערים נכללו אילת, אשדוד, אשקלון, דימונה, טבריה, ירושלים, עכו, עפולה, צפת וקריית גת¹⁰. הצלבת רשימת היישובים האמורה עם שמות היישובים בקובץ המפקד העלתה 87 יישובים שהוחל בהם החוק ונדגמו במפקד. המדגם הוגבל ליישובים היהודיים בלבד בגלל מיעוט התצפיות ביישובים ערביים.

לוח 3 מציג סטטיסטיקה תיאורית של נתוני מפקד 1983, ובפרט השוואה בין קבוצת היישובים שבהם הוחל החוק (להלן קבוצת הטיפול) לבין אלה שלא הוחל בהם החוק (להלן קבוצת הביקורת). ניתן להבחין בהבדלים מסוימים ברמת ההשכלה בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת לטובת קבוצת הביקורת, בעיקר בשיעור מסיימי 12 שנות לימוד (פער של 5 נקודות האחוז). כמו כן יש פער ניכר בשיעור יוצאי עדות המזרח בין הקבוצות – 54 אחוזים בקבוצת הטיפול לעומת 41 אחוזים בקבוצת הביקורת. עם זאת לא נמצא פער מובהק בין הקבוצות בגודל היישוב או בהכנסה המשפחתית. בקרב יוצאי אירופה-אמריקה ההכנסה המשפחתית בקבוצת הטיפול גבוהה בכ-5 אחוזים מאשר בקבוצת הביקורת, ואילו בקרב יוצאי אפריקה-אסיה ההכנסה המשפחתית דווקא נמוכה יותר בקבוצת הביקורת, בכ-2 אחוזים.

בשנת עריכת המפקד הפרטים שנהנו מהחוק הם בגילים 23 עד 28. גילאים אלה הם צעירים מכדי לבחון לגביהם את סך שנות הלימוד של הפרט או את הכנסתו; ניתן לבדוק רק את סיום שנות לימודיהם התיכוניות. כמו כן, כפי שעלה בדיון על מפקד 1995, גם במפקד זה אין נתוני רקע משפחתיים.

⁹ בחלק מהעבודה יש הבחנה גם בתוך הלא-יהודים – בין נוצרים מוסלמים ודרוזים.
¹⁰ ילקוט הפרסומים 1934, פרסומי הממשלה, י"ט בתמונת של"ג (19 ביולי 1973).

לוח 3: סטטיסטיקה תיאורית – מפקד 1983

קבוצת הביקורת			קבוצת הטיפול			
אירופה- אמריקה	אסיה- אפריקה	כל המדגם	אירופה- אמריקה	אסיה- אפריקה	כל המדגם	
13.0 (3.1)	11.1 (2.6)	11.5 (3.4)	13.0 (3.1)	11.1 (2.6)	11.4 (3.2)	שנות הלימוד
11.0 (1.3)	10.6 (1.5)	10.7 (1.5)	11.0 (1.3)	10.6 (1.5)	10.7 (1.5)	שנות הלימוד – מוגבל לבעלי 8 עד 12
0.94 (0.2)	0.83 (0.4)	0.83 (0.4)	0.94 (0.2)	0.83 (0.4)	0.82 (0.4)	מסיימי 9 שנות לימוד ומעלה
0.92 (0.3)	0.78 (0.4)	0.79 (0.4)	0.92 (0.3)	0.78 (0.4)	0.78 (0.4)	מסיימי 10 שנות לימוד ומעלה
0.83 (0.4)	0.63 (0.5)	0.69 (0.5)	0.83 (0.4)	0.63 (0.5)	0.66 (0.5)	מסיימי 11 שנות לימוד ומעלה
0.75 (0.4)	0.50 (0.5)	0.61 (0.5)	0.75 (0.4)	0.50 (0.5)	0.56 (0.5)	מסיימי 12 שנות לימוד ומעלה
0.26 (0.4)	0.15 (0.4)	0.21 (0.4)	0.26 (0.4)	0.15 (0.4)	0.19 (0.4)	בעלי תעודת בגרות
27.4 (4.6)	26.2 (4.5)	26.4 (4.6)	27.4 (4.6)	26.2 (4.5)	26.3 (4.6)	הגיל
0.52 (0.5)	0.50 (0.5)	0.50 (0.5)	0.52 (0.5)	0.50 (0.5)	0.50 (0.5)	המין
160,846 (164,550)	119,902 (154,257)	142,964 (109,942)	160,846 (164,550)	119,902 (154,257)	148,933 (165,300)	מספר התושבים ביישוב המגורים
17,365 (22,339)	15,174 (15,893)	15,297 (21,333)	17,365 (22,339)	15,174 (15,893)	14,795 (19,830)	ההכנסה המשפחתית החודשית (ש"י)
		0.41 (0.5)			0.54 (0.5)	יוצאי אסיה אפריקה
		0.33 (0.5)			0.22 (0.4)	יוצאי אירופה אמריקה
12,082	29,249	146,160	12,082	29,249	54,385	מספר התצפיות

המספרים המופיעים הם הממוצעים, ובסוגריים סטיות התקן. המדגם הוגבל ליהודים בגילאי 19 עד 34.

ב. מתודולוגיה

מטרת הבדיקה האמפירית היא לאמוד את השפעת שלושת השינויים בחוק על היקף הלימודים ועל השכר של התלמידים שנהנו מהשינויים מהחוק? כדי לשכנע שאכן הייתה לחוק השפעה, לא מספיק להראות שהיקף הלימודים גדל לאחר השינוי, שכן גם לולא החוק ייתכן שהיקף הלימודים היה גדל. לכן, כדי לשכנע כי גידול היקף הלימודים נובע מהרחבת החוק נקטתי שתי אסטרטגיות אקונומטריות: (1) הגדרת משתני מגמה שתפקידם לבטא את מגמת הגידול על פני זמן לולא החוק, והשוואת היקפי הלימודים לפני החלת החוק ואחריו בהינתן מגמה זו (פרק 5א סעיף 1); (2) הגדרת קבוצת הטיפול וקבוצת הביקורת על סמך ההחלה החלקית של החובה בכיתה י', והשוואת היקפי הלימודים לפני החלת החוק ואחריו בכל אחת מהקבוצות (פרק 5א סעיף 2).

(1) על פי האסטרטגיה הראשונה, כיוון ששלושת השינויים התרחשו בזה אחר זה, קשה לבדוק את השפעת כל אחד מהם בנפרד וגם לפקח על המגמה. לכן נאמד מודל שכולל את כל תקופת המדגם ואומד את השפעת שלושתם יחד. היישום ההדרגתי של החוקים השונים מעלה שתי אפשרויות אמידה, שינבעו משתי הנחות שונות לגבי אופן ומשך השפעת החוק על רמת ההשכלה. שתי האפשרויות מוצגות באיור 1. הראשונה מניחה שהשפעת החוק היא מיידית, והשנייה – שהיא הדרגתית. על פי האפשרות הראשונה, המוצגת באיור 1א', היישום היה מיידית, ולכן ההבדל בין התקופה שלפני החוק לזו שאחריה הוא הבדל קבוע, שניתן לאומדו באמצעות משתנה דמי כפי שמוצע במשוואה (1).

$$(1) \quad Educ = \beta_1 T + \beta_2 T^2 + \beta_3 Law70 + \beta_4 Law74 + \beta_5 Law79 + \beta_6 X,$$

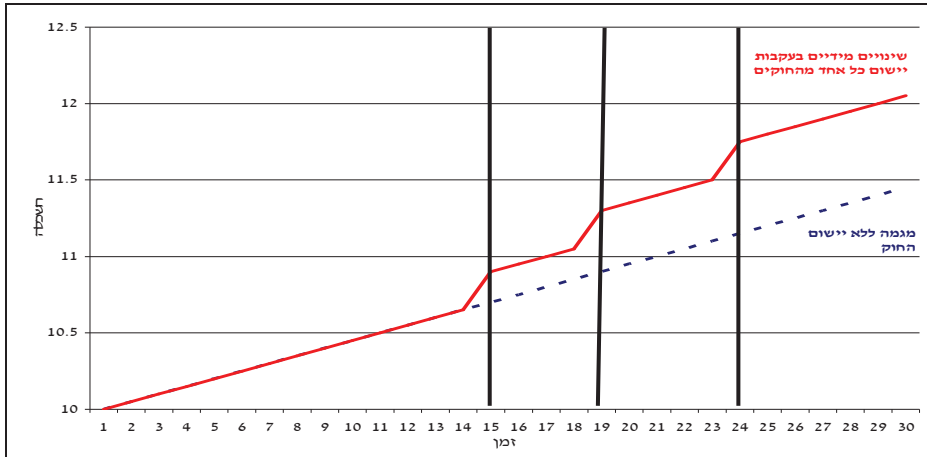
כאשר $Educ$ הוא היקף הלימודים (מספר שנות הלימוד או משתנה דמי לסיום שנת לימוד מסוימת); T, T^2 הם משתני מגמת הזמן, שהם בעצם הקוורטה שאליה שייך פרט i . למשתנים אלו לא צריכה להיות השפעה ישירה על היקף הלימודים, משום שהיקף הלימודים הנבדק הוא עד 12 שנות לימוד. תפקידם הוא לבטא את שכבת הגיל של הפרט ולפקח על מגמת העלייה על פני זמן בהיקף הלימודים הממוצע; למשל, $Law70$ מקבל 0 עבור כל הפרטים שהגיעו לגיל 15 לפני שנת 1970 ולא היו מחויבים לסיים כיתה ט', ו-1 – עבור אלה שהגיעו לגיל 15 משנת 1970 והלאה והיו מחויבים על פי חוק לסיים כיתה ט'. מקדם חיובי לכל אחד מהמשתנים האלה יבטא קפיצת מדרגה ברמת ההשכלה הממוצעת מעבר למגמת הזמן, קפיצה שנובעת מיישום החוק; X הוא וקטור של משתנים מפקחים נוספים (המין והמוצא). כפי שצוין בפרק הנתונים, לא היה ניתן להשיג משתני פיקוח חשובים כהשכלה והכנסה של ההורים. האפשרות השנייה, המוצגת באיור 1ב', סבירה מעט יותר ביחס לאופן יישום החוק, והיא שהשינוי ברמת ההשכלה לא היה מיידית אלא הדרגתי: לא הייתה קפיצת מדרגה חד-פעמית אלא שינוי במגמה, כפי שמוצע במשוואה

$$(2) \quad Educ = \beta_1 T + \beta_2 T^2 + \beta_3 Law70 * T + \beta_4 Law74 * T + \beta_5 Law79 * T + \beta_6 X .$$

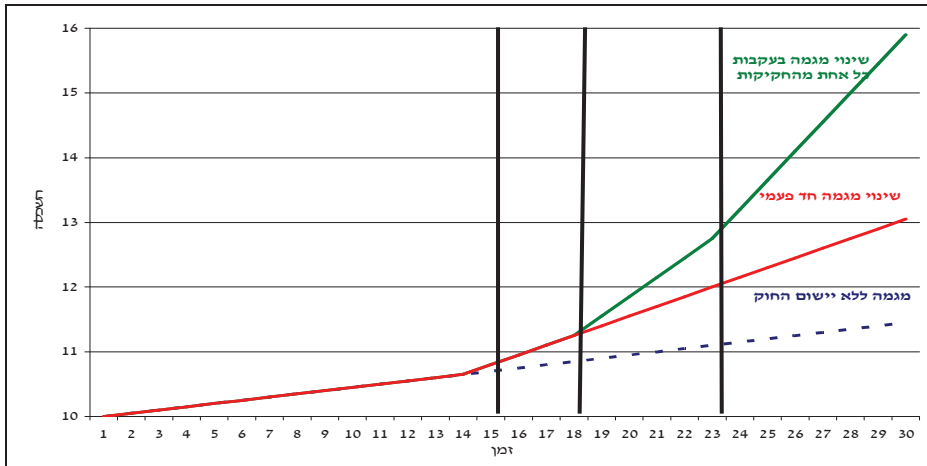
משוואה (2) זהה למשוואה (1), פרט להבדל אחד: משתני הדמי לחוקים השונים – $Law70, Law74, Law79$ – מוכפלים במשתנה מגמת הזמן, T . מקדם חיובי לכל אחד ממשתנים אלו יבטא עלייה במגמת הזמן של רמת ההשכלה ביחס למגמה לפני כן. יש לציין שבאמידה זו גם אם המקדמים של שני החוקים המאוחרים (β_4, β_5) לא יהיו חיוביים באופן מובהק (הקו שמייצג שינוי מגמה חד פעמי באיור 1ב'), אין זאת אומרת שלחוקים אלה לא הייתה השפעה; ייתכן שהשפעת שינוי המגמה של החוק הקודם דעכה, ובמקומה באה השפעת החוק החדש בהיקף דומה.

איור 1: חלופות לאופן השפעת החוק (אילוסטרציה)

איור 1א': שינוי מיידי



איור 1ב': שינוי הדרגתי



(2) על פי האסטרטגיה השנייה, ניתן לזהות את השפעת החוק באמצעות העובדה שבשנים 1974-1975 הוחלה חובת כיתה י' רק על חלק מהתלמידים. הדבר מאפשר לבדוק, בשיטת הפרש הפרשים (difference in difference), את השפעת החוק על הקבוצה ה"מטופלת". בשיטה זו משווים בין השינוי שחל בקבוצת הטיפול בעקבות החוק לבין השינוי שחל בקבוצת הביקורת:

$$(3) \quad Educ = \delta_1 Law74 + \delta_2 Group + \delta_3 Law74 \times Group + \delta_4 X ,$$

כאשר $Law74$ הוא שוב משתנה דמי, המקבל את הערך 0 עבור שכבת הגיל שלא נהנתה מהחוק ו-1 עבור שכבת הגיל שנהנתה ממנו; $Group$ הוא משתנה דמי

לתלמידים שגרו ביישוב שבו הוחל החוק כבר בשנים 1974-1975; $Law79 \times Group$; הוא משתנה אינטראקציה בין הדמי לתקופת החלת החוק ובין הדמי ליישובים שבהם הוא הוחל. אם מגמת הזמן בשתי קבוצות היישובים זהה (כפי שיוצג בהמשך), משתנה זה מבטא את השפעת החוק הסיבתית על קבוצת הטיפול.

בשנת 1979 לוותה החלת החינם בכיתות י"א-י"ב גם בהחלתה של חובת הלימוד בכיתה י' על יתר אזורי הארץ (היישובים שעבורם $Group = 0$). על ידי אמידה דומה לזו של משוואה (3), אך עבור החוק של שנת 1979, ניתן להפריד בין השפעת החובה להשפעת החינם של החוק:

$$(4) \quad Educ = \delta_1 Law79 + \delta_2 Group + \delta_3 Law79 \times Group + \delta_4 X.$$

במשוואה זו המקדם של $Law79$ מבטא את השפעת החוק על קבוצת הביקורת (השפעת החובה והחינם ביחד), ואילו המקדם של משתנה האינטראקציה מבטא את ההשפעה הנוספת שהייתה על קבוצת הטיפול. כמובן, יש לצפות שמקדם זה יהיה שלילי ויבטא את השפעת החלת החובה ש"פסחה" הפעם על קבוצת הטיפול. הסכום של שני המקדמים יהיה השפעת החוק על קבוצת הטיפול ויבטא את השפעת החינם. יש לזכור שבבדיקה זו לא ניתן לנכות את מגמת הזמן, משום שכל האוכלוסייה נהנתה מטיפול כלשהו.

לבסוף, לאחר אישוש ההשערה כי להחלת החוקים השונים הייתה השפעה אקסוגנית מובהקת על היקף הלימודים, ניתן להשתמש בהשפעה אקסוגנית זו כדי לאמוד את התשואה להשכלה מכל אחת מהאפיוזורות הנ"ל, כלומר לאמוד בשיטת TsIs את הקשר הסיבתי בין לוג השכר להשכלה על ידי שימוש במשתני הדמי לחוקים השונים כמשתני עזר (פרק 5.2). את תוצאות התשואה הנאמדת ניתן להשוות לתשואה הנאמדת בשיטת OLS כדי לקבל אינדיקציה לגבי הפער בין האמידות, וכן להשוות בין זו הנאמדת בעקבות תוספת החובה לבין זו הנאמדת בעקבות תוספת החינם, וכך לבדוק את הטענה שהחלת החובה פוגעת בבחירה האופטימלית של הפרט.

5. הממצאים

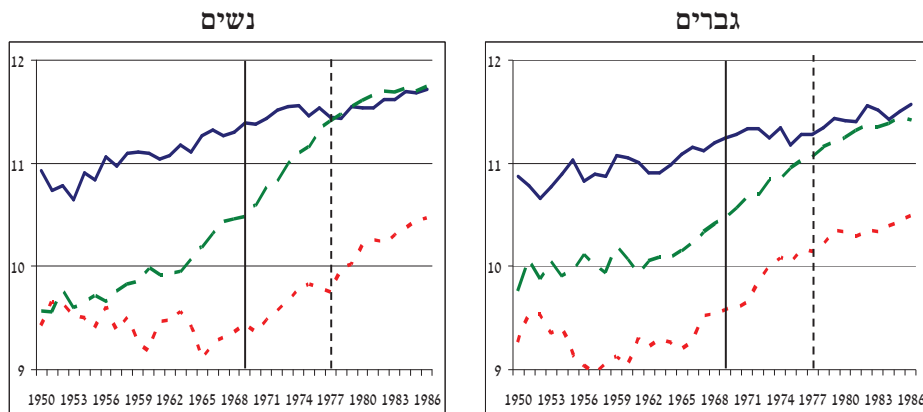
א. אמידת השפעת החוק

פרק זה מציג את ממצאי הבדיקה של מידת השפעת חוקי החובה והחינם על היקף הלימודים, ובפרט על מספר שנות הלימוד, על ההסתברות לסיים כל אחת מהכיתות ט' עד י"ב, על ההסתברות לזכאות לתעודת בגרות ועל היקף הלימודים בכתי הספר המקצועיים. סעיף (1) אומד את השפעת החוק לפי גישה של פיקוח על מגמת הזמן וסעיף (2) אומד את השפעת החוק באמצעות גישה של השוואה בין קבוצת טיפול לקבוצת ביקורת.

(1) גישה ראשונה – פיקוח על מגמת הזמן

במהלך שנות השבעים ננקטו מספר צעדים שנועדו להרחיב את היקף הלימודים של אוכלוסיות חלשות בישראל, וכפי שהוסבר, ניתן לחלק את הצעדים לשלוש אפיוזרות: 73-70 (החלת החובה על כיתות ט') 74-75 (החלה חלקית של החובה על כיתות י'), ו-79 (החלת החובה על יתר כיתות י' והחינם על כיתות י"א-י"ב).

איור 2 מציג את מספר שנות הלימוד הממוצע לפי שכבות גיל, בקבוצות אוכלוסייה שונות¹¹. שנת תחילתה של החלת החובה מסומנת בקו אנכי רציף, ושנת תחילתה של החלת החינם מסומנת בקו אנכי מקווקו. במהלך תקופת החלתו של החוק אכן ניכרת מגמת עלייה במספר הממוצע של שנות הלימוד בכל קבוצות האוכלוסייה. בקרב הגברים יוצאי עדות המזרח שיעור העלייה הממוצע בין 1969 ל-1982 הוא 0.9 שנת לימוד, לעומת 0.3 שנת לימוד בשלוש עשרה השנים הקודמות. בקרב הגברים הלא-יהודים שיעור העלייה בתקופה זו היא 0.8 שנת לימוד לעומת 0.5 שנת לימוד בתקופה המקבילה. ואילו בקרב יוצאי אירופה-אמריקה הייתה עלייה של 0.3 שנת לימוד בלבד, אך בקבוצה זו ממוצע שנות הלימוד היה גבוה וקרוב למקסימום עוד לפני החלת החוק¹². בקרב הנשים יוצאות עדות המזרח נרשמה עלייה של 1.2 שנות לימוד, ובקרב הנשים הלא-יהודיות – 0.8 שנת לימוד. גם בקרב הנשים יוצאות אירופה-אמריקה העלייה קלה בלבד – 0.2 שנת הלימוד.

איור 2: מספר שנות הלימוד הממוצע לפי שכבות גיל*

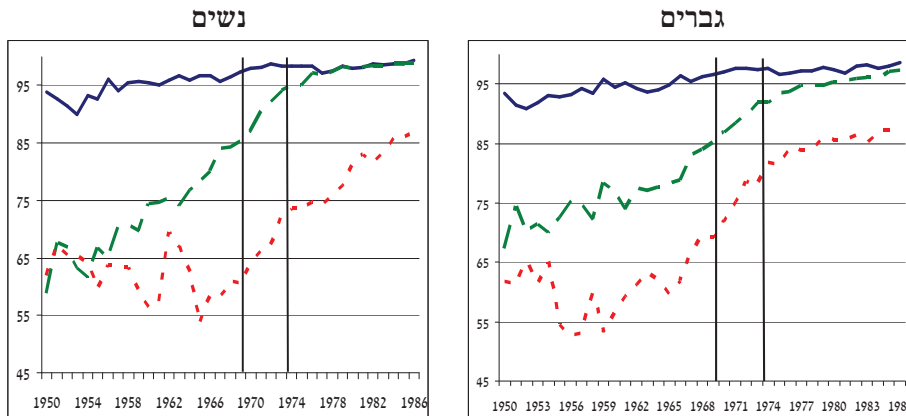
* הציר האופקי הוא השנה שבה שכבת הגיל הייתה בגיל 15. בחישוב הממוצע נכללו רק בעלי 8-12 שנות לימוד.
* אירופה-אמריקה ————— אסיה-אפריקה ———— לא-יהודים ······
המקור: נתוני מפקד 1995.

¹¹ נתוני מפקד 1995. המדגם הוגבל לבעלי 8 עד 12 שנות לימוד, השנים הרלוונטיות לחוק. נספח א' מציג איור דומה עבור סך שנות הלימוד. נספח ב' מציג איור דומה עבור קבוצות האוכלוסייה השונות של הלא-יהודים.

¹² כיוון שמספר שנות הלימוד תחום מלמעלה – ככל שממוצע שנות הלימוד מתקרב לגבול העליון כל עלייה קטנה היא משמעותית יותר.

למרות עדות זו לעליית ההשכלה בשנות הרפורמה, קשה לבסס על סמך נתונים אלה את הטענה כי העלייה במספר שנות הלימוד נובעת דווקא מהפעלת החוק. כדי למקד את הבדיקה בתוספת שנות הלימוד הרלוונטיות לחוק, איור 3 מציג את אחוז המסיימים כיתה ט' מתוך כלל האוכלוסייה שסיימה לפחות כיתה ח'¹³. ניתן לראות שבשנים שבהן הוספה כיתה ט' למסגרת החובה (בין הקווים האנכיים) עלה משמעותית מספר המסיימים כיתה ט' בכל קבוצות האוכלוסייה (פרט ליוצאי אירופה-אמריקה, שאצלם שיעור הנשירה מכיתות ט' היה שולי לאורך כל התקופה). עם זאת, ברוב הקבוצות קשה למקם את שינוי המגמה דווקא בשנים של החלת החוק.

איור 3: אחוז מסיימי כיתה ט' לפי שכבות גיל*



* אחוז המסיימים כיתה ט' מתוך כלל האוכלוסייה שסיימה לפחות כיתה ח'. הציר האופקי הוא השנה שבה הפרט היה בגיל 15.

* אירופה-אמריקה — אסיה-אפריקה — לא-יהודים

המקור: נתוני מפקד 1995.

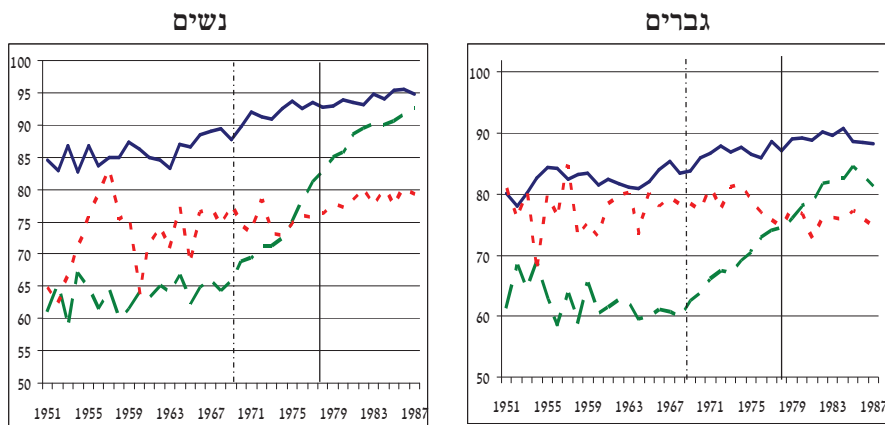
איור 4 מציג את אחוז המסיימים כיתה י"ב מתוך אלו שסיימו לפחות כיתה י'¹⁴. כאן ניתן להבחין בתהליכים שונים בכל אחת מקבוצות האוכלוסייה: בקרב יוצאי אירופה-אמריקה ניכרת, לאורך כל התקופה, מגמת עלייה מתונה של שיעורי ההשתתפות בכיתות אלה, אשר לא נראית קשורה כלל להחלת החוק. בקרב קבוצת יוצאי עדות המזרח שררה יציבות בשיעורי ההשתתפות עד סוף שנות השישים, ובשנות הרפורמה הם עלו משמעותית הן בתקופה של החלת החובה על כיתות ט' ו-י' (החל מהקו המקווקו) והן בתקופה של החלת החינם על כיתות י"א ו-י"ב (החל מהקו הרציף). ממצא זה מעיד שתרומתה של הוספת החובה בכיתות ט' ו-י' לאוכלוסייה זו

¹³ נתון זה מתאים כדי לבחון רק את אלה שהושפעו מהחוק מיד. עם זאת אחוז המסיימים כיתה ט' מתוך כלל האוכלוסייה הוא המעניין לצורך בחינת השפעתו הכוללת של החוק. נספח ג' מציג איור מקביל לאיור ב' עם נתון זה.

¹⁴ תמונה דומה עולה מאחוז מסיימי כיתה י"א.

הייתה מעבר להוספת שנים אלה, והיא הביאה להרחבת היקף הלומדים גם בכיתות הגבוהות. נראה כי שינוי המגמה לא נבע רק מהפיכת הלימודים הגבוהים לחינם, אלא גם מהפיכתם לנגישים יותר עבור אוכלוסיות שקודם לכן פרשו מהלימודים בשלב מוקדם יותר. בקרב האוכלוסייה הלא-יהודית קיימת תופעה הפוכה – יציבות (ובקרב הגברים אף ירידה מסוימת) בשיעור ההשתתפות בכיתות י"א-י"ב לפני החלת החינם. בתקופת החלת החינם התגובה של שיעור ההשתתפות מתונה בלבד – עלייה בקרב הנשים והתייציבות בקרב הגברים. נתון זה מעיד כי האוכלוסיות שהצטרפו ללימודי החובה בכיתות ט', ובמידה פחותה בכיתות י', לא נטו להמשיך להשלמת התיכון, אלא סיימו רק את שנות החובה. רק כאשר לימודים אלו הפכו לחינם המשיך חלק קטן מאוכלוסיות אלו עד לסיום התיכון.

איור 4: אחוז מסיימי כיתה י"ב לפי שכבות גיל*



* אחוז המסיימים כיתה י"ב מתוך כלל האוכלוסייה שסיימה לפחות כיתה י'. הציר האופקי הוא השנה שבה הפרט היה בן 16.

* אירופה-אמריקה — אסיה-אפריקה — לא-יהודים

המקור: נתוני מפקד 1995.

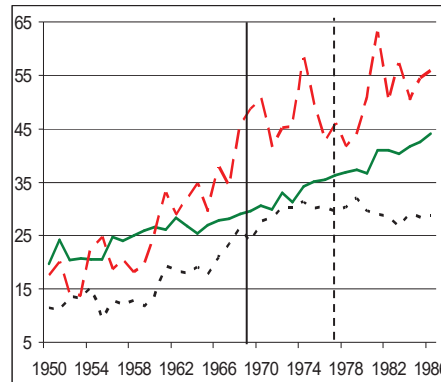
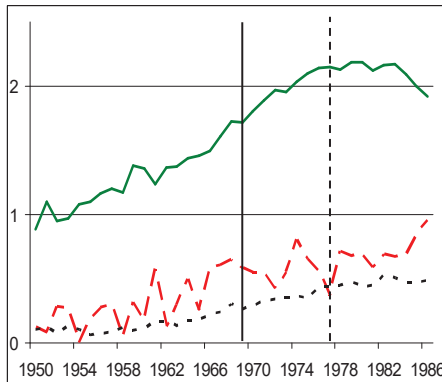
תופעה נוספת שמעניין לבדוק היא השפעת הרפורמה על ההסתברות לקבלת תעודת בגרות. מעבר לחשיבות שבסיום 12 שנות לימוד, תעודת בגרות מאפשרת המשך לימודים במסגרת אקדמית. לכן עלייה בשיעור הזכאים לתעודת בגרות יכולה לבטא שיפור משמעותי בשוויון ההזדמנויות בחברה. אם אכן הפיכת הלימודים לחובה ו/או חינם הופכת אותם לנגישים יותר, נצפה ששיעור מקבלי תעודת בגרות יעלה גם הוא בעקבות הרפורמה. כפי שניתן לראות באיור 5, דווקא בקרב יוצאי עדות המזרח, שנראה כי הושפעו במידה המרבית מהרפורמה, לא ניכר שינוי מגמה בשנים הרלוונטיות. לעומת זאת בקרב הלא-יהודים נראה שהרפורמה הובילה לשינוי מסוים ביחס למגמה ולעלייה בשיעור המקבלים תעודות בגרות. שיעור הזכאים לתעודת

בגרות בקרב הנוצרים אף עובר את זה של המזרחיים בתקופת החלת החוק (הן בקרב הנשים והן בקרב הגברים). תמונת הראי של ממצא זה, כפי שניתן לראות באיור 5, היא הלימודים בבתי ספר מקצועיים: בעוד שבקרב המזרחיים גדל במידה משמעותית מספר שנות הלימוד הממוצע בבתי ספר מקצועיים, תופעה זו היא שולית יחסית בקבוצות האוכלוסייה הלא-יהודית. ממצא זה, בצירוף שאר ממצאי הפרק מציגים את שני צדי המטבע של השפעת החינוך המקצועי: הרחבת הנגישות של החינוך המקצועי לאוכלוסייה היהודית (גם בתקופה שקדמה לחוק חינוך חובה וגם בתקופה של תחילת החוק) הובילה, מצד אחד, להאצת העלייה של מספר שנות הלימוד בקרב המזרחיים, ומהצד האחר – להאטת העלייה בשיעור הזכאים לתעודת בגרות (יחסית ללא-יהודים).

איור 5: אחוז בעלי תעודת בגרות והיקף הלימודים המקצועיים לפי שכבות גיל*

מספר שנות לימוד בבית ספר מקצועי

אחוז בעלי תעודת בגרות



* גברים בלבד. על הציר האופקי מופיעה השנה בה הפרט היה בגיל 15.

■ אסיה-אפריקה ■ נוצרים ■ ■ ■ מוסלמים

המקור: נתוני מפקד 1995.

לוח 4 מציג את תוצאות הרגרסיות לאמידת ההשפעה של שלוש האפיוזודות ביישום חוק לימוד חובה על מספר שנות הלימוד. המשתנה המוסבר הוא מספר שנות הלימוד¹⁵. המשתנים המסבירים הם שני משתני מגמה המפקחים על מגמת העלייה על פני זמן ברמת ההשכלה הממוצעת, משתנה דמי למגדר, שלושה משתני דמי לקבלת ה"טיפול": (1) ילידי שנת 1955 ואילך, הנהנים מתוספת החובה של כיתה ט' החל משנת 1970; (2) ילידי שנת 1958 ואילך, הנהנים מתוספת של חובת כיתה י' החל משנת 1974; (3) ילידי שנת 1963 ואילך, הנהנים מלימודי תיכון חינם החל משנת 1979. ושלושה משתני אינטראקציה בין משתני ה"טיפול" למגדר, הבודקים אם בהשפעת החוק היה הבדל בין נשים לגברים. כל טור הוא אמידה עבור קבוצת אוכלוסייה שונה – יוצאי אירופה-אמריקה, יוצאי אסיה-אפריקה ולא-יהודים.

¹⁵ נתוני מפקד 1995. המדגם הוגבל לבעלי 8 עד 12 שנות לימוד, השנים הרלוונטיות לחוק.

לוח 4 : השפעת הרפורמה על מספר שנות הלימוד*

דרוזים	מוסלמים	נוצרים	לא-יהודים	אסיה-אפריקה	אירופה-אמריקה	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
-0.28 (0.49)	-0.46*** (0.15)	-0.52*** (0.20)	-0.53*** (0.12)	0.52*** (0.05)	0.03 (0.05)	דמי למגדר (גבר = 1)
-9.71** (3.78)	-5.28*** (1.19)	0.09 (1.56)	-4.83*** (0.89)	6.33*** (0.41)	3.34*** (0.46)	מגמת הזמן
34.93*** (7.37)	16.37*** (2.37)	7.46 (4.56)	16.08*** (1.92)	-2.85** (1.11)	-0.64 (1.58)	מגמת הזמן בריבוע
14.19*** (4.44)	4.05*** (1.47)	4.42* (2.26)	5.26*** (1.15)	-4.21*** (0.57)	-1.31** (0.65)	מגמת זמן × דמי למגדר
-36.13*** (9.15)	-9.49*** (3.09)	-6.50 (6.56)	-11.73*** (2.59)	5.97*** (1.56)	1.06 (2.17)	מגמת זמן בריבוע × דמי למגדר
-0.08 (0.22)	0.08 (0.07)	0.21* (0.13)	0.07 (0.06)	0.19*** (0.03)	0.04 (0.04)	דמי לחוק משנת 1970
-0.04 (0.18)	0.19*** (0.06)	0.39*** (0.12)	0.16*** (0.05)	0.27*** (0.03)	-0.06 (0.04)	דמי לחוק משנת 1974
0.13 (0.16)	0.18*** (0.06)	0.18 (0.14)	0.16*** (0.05)	0.13*** (0.03)	-0.12** (0.05)	דמי לחוק משנת 1979
-0.07 (0.27)	0.27*** (0.10)	-0.16 (0.19)	0.16* (0.08)	0.03 (0.04)	0.07 (0.06)	דמי לחוק משנת 1970 × דמי למגדר
0.52** (0.23)	0.08 (0.08)	-0.21 (0.19)	0.12 (0.07)	-0.11*** (0.04)	-0.08 (0.06)	דמי לחוק משנת 1974 × דמי למגדר
0.20 (0.22)	-0.14* (0.08)	-0.13 (0.20)	-0.10 (0.07)	-0.04 (0.04)	0.15** (0.07)	דמי לחוק משנת 1979 × דמי למגדר
0.01 (0.29)	0.45*** (0.10)	0.79*** (0.22)	0.39*** (0.09)	0.58*** (0.05)	-0.14* (0.08)	סך השפעת החוק על נשים
0.66** (0.24)	0.65*** (0.09)	0.28 (0.22)	0.57*** (0.08)	0.46*** (0.05)	0.00 (0.08)	סך השפעת החוק על גברים
9.24*** (0.43)	9.68*** (0.13)	9.53*** (0.13)	9.69*** (0.09)	9.29*** (0.04)	10.71*** (0.04)	הקבוע
3,316	28,952	5,108	37,413	87,388	34,408	מספר התצפיות
0.21	0.06	0.15	0.06	0.17	0.04	מקדם ההסבר (R ²)

* נתוני מפקד 1995. המשתנה המוסבר הוא מספר שנות הלימוד. המדגם הוגבל לבעלי 8 עד 12 שנות לימוד. המספרים בסוגריים הם טעויות התקן.

מהלוח עולה כי מספר שנות הלימוד העל-יסודיות הממוצע עלה בעקבות החלת החוקים השונים, בכל קבוצות האוכלוסייה פרט ליוצאי אירופה-אמריקה. ניתן לראות מגמה מובהקת של עלייה על פני זמן במספר שנות הלימוד הממוצע, עם אפקט שולי פוחת אצל יוצאי עדות המזרח ואפקט שולי עולה אצל הלא-יהודים. מגמה זו היא

זניחה בקרב יוצאי אירופה-אמריקה, ומשמעותית במיוחד בקרב הלא-יהודים. השפעת המין משתנה בין קבוצה לקבוצה, וכך משתנה בספציפיקציות שונות של המשתנה המוסבר. ההשפעה הכוללת של החוק בקרב הגברים המזרחיים מסתכמת ב-0.46 שנת לימוד, כאשר התוספת נובעת מהחלת שלושת החוקים, ובמיוחד מהחלת חוקי החובה. בקרב הנשים המזרחיות ההשפעה גבוהה יותר ומסתכמת ב-0.58 שנת לימוד. בקרב הגברים הלא-יהודים סך השפעת החוק היא 0.57 שנת לימוד – שוב, בעיקר כתוצאה מהחלת חוקי החובה – ואילו בקרב הנשים הלא יהודיות ההשפעה הכוללת מגיעה ל-0.39 שנת לימוד, שרובה נובעת מהחלת החינם. באמידה נפרדת של שלוש תת-הקבוצות הלא-יהודיות ניתן לראות שהשפעת החוק על הנוצרים דומה להשפעתו על יוצאי אסיה-אפריקה, ואף חזקה יותר בקרב הנשים הנוצריות. השפעת החוק על הדרוזים והמוסלמים דומה לזו שנאמדה עבור הלא-יהודים בכללם (מפני המשקל הגבוה של מוסלמים בקבוצה זו). יש לציין שמספר התצפיות של תת-הקבוצות נוצרים ודרוזים נמוך יחסית.

כדי לחזק את תקפות בדיקה זו, הנשענת על תקפות הפיקוח על מגמת הזמן, נבחנו ספציפיקציות נוספות למגמה, שאינן מוצגות כאן – מגמה ליניארית בלבד, פולינום ממעלה שלישית ומגמה לוגריתמית. ככולן התוצאות נשמרו.

שיטת אמידה זו מניחה שהשפעת החוק היא מיידית. בפועל, כפי שהוסבר, החובה הוחלה בהדרגה. על כן אמדתי גם מודל חלופי, שבו החוק גורם לשינוי מגמת העלייה בהיקף הלימודים, כך גידול היקף הלימודים הוא הדרגתי ולא מיידית. תוצאות האמידה, המופיעות בנספח ד', תואמות את רוב הממצאים בלוח 2, אך פרשנות המקדמים היא בעייתית מעט יותר. כמו כן לא נראה שאמידה זו עדיפה על האמידה הקודמת (תוספת זניחה מאוד ל- R^2 ולסטטיסטי F ביחס לזה שהתקבל בלוח 2).

לוח 5 מציג את תוצאות הרגרסיות לאמידת ההשפעה של שלוש האפיוזודות ביישום חוק לימוד חובה על ההסתברות לסיים כיתות ט' עד י"ב, על ההסתברות לזכאות לבגרות ועל מספר שנות הלימוד בבית ספר מקצועי. לוח 5' מציג את האמידה עבור יוצאי אסיה-אפריקה, ולוח 5ב' מציג את האמידה עבור האוכלוסייה הלא-יהודית¹⁶. מהלוח עולה כי הרפורמה הובילה לעלייה בשיעור המסיימים לימודים בכל אחת מרמות ההשכלה התיכונית, מכיתה ט' ועד כיתה י"ב, וכך בזכאות לתעודת בגרות. כמו כן עולה שכל אחד מהחוקים השפיע בעיקר על שיעורי הנשירה מרמת הלימודים הרלוונטית. (למשל הוספת החובה בכיתה ט' הובילה בעיקר לעלייה בשיעור מסיימי כיתה ט', כפי שיפורט בהמשך.) השוואה בין קבוצת הלא-יהודים לקבוצת המזרחיים מעלה שהוספת שנות החובה השפיעה הן על הלא-יהודים והן על המזרחיים, ואילו הוספת שנות החינם השפיעה בעיקר על המזרחיים. זאת ועוד, בהמשך לממצאים מאיור 5, הייתה בקרב המזרחיים עלייה ניכרת של מספר הלומדים

¹⁶ נתוני מפקד 1995. כדי לא לסרב את הקריאה, אין הפרדה בין נשים לגברים.

בבתי ספר מקצועיים ועלייה נמוכה בזכאות לתעודת בגרות, ואילו בקרב הלא-יהודים ההתפתחות הייתה הפוכה. נוסף על כך נבדקה השפעת החוק על הסיכוי להשלים לפחות 8 שנות לימוד ולפחות 15 שנות לימוד (לא מוצג בלוח). שנות לימוד אלה לא כלולות במסגרת החוק, ואכן נמצא שלחוק לא הייתה השפעה על שיעור המסיימים אותו.

חובת כיתה ט' הורידה את שיעורי הנשירה באופן מובהק בכל הכיתות ט' עד י"ב, הן בקרב המזרחיים והן בקרב הלא-יהודים. בקרב המזרחיים, הירידה של 2.8 נקודות אחוז בנשירה מכיתות ט' מבטאת ירידה של 15 אחוזים מכלל הנושרים¹⁷, ואילו הירידה של 3.7 נקודות אחוז בנשירה מכיתות י"ב מבטאת ירידה של 10 אחוזים בכלל הנושרים – ירידה משמעותית בהתחשב בעובדה שהחוק לא התייחס כלל לכיתות אלה. בקרב האוכלוסייה הלא-יהודית צמצום הנשירה יורד מ-10 אחוזים מסך הנושרים בכיתה ט' ל-5 אחוזים מסך הנושרים בכיתה י"ב. באופן דומה חובת כיתה י' הורידה את שיעורי הנשירה בכל הכיתות ט' עד י"ב, והורידה באופן מרבי את שיעור הנשירה בכיתות י'.

החלת לימוד חינוך בכיתות י"א-י"ב הורידה את שיעורי הנשירה, מעבר להשפעת המגמה והשפעת החוקים הקודמים, ב-3.3 נקודות אחוז בכיתות י"א וב-4.9 נקודות אחוז בכיתות י"ב בקרב המזרחיים – כ-13 אחוזים מסך הנושרים מכיתות אלה. בקרב הלא-יהודים הירידה בשיעורי הנשירה בעקבות החוק האמור הייתה נמוכה משמעותית ואף לא-מובהקת. שתי העמודות האחרונות בלוח 3 מציגות את השפעת שלושת החוקים על הזכאות לתעודת בגרות ועל הלימודים בבית ספר מקצועי. כפי שעלה מאיור 5, החוקים הנ"ל הובילו לעלייה בזכאות לתעודת בגרות בעיקר בקרב הלא-יהודים, ואילו בקרב המזרחיים הייתה עלייה ניכרת בלימודים המקצועיים (מחצית מהעלייה בסך שנות הלימוד).

ממצאי לוחות 4 ו-5 עולים בקנה אחד עם המסקנות מהאיורים דלעיל ומעלים כי לשינויים בחוק לימוד חובה הייתה השפעה ניכרת בקרב יוצאי עדות המזרח ובאוכלוסייה הלא-יהודית. בעוד שהגברים ובמיוחד הגברים הלא-יהודים הושפעו בעיקר מהחלת החובה, הנשים הושפעו גם מהחלת החובה וגם מהחלת החינוך. ממצאים אלה יכולים להעיד שהמגבלה הכספית (מגבלת הנזילות של הטווח הקצר) הייתה אפקטיבית יותר בקרב המזרחיים (ובמיוחד בקרב הנשים המזרחיות), ועצם הסרתה – בין על ידי חוק חינוך חובה ובין על ידי חוק חינוך חינוך, הובילה לעלייה משמעותית של מספר שנות הלימוד. לעומת זאת בקרב הגברים, ובפרט הלא-יהודים, נראה שהמגבלה הכספית לא הייתה היחידה, לכן החלת החינוך השפיעה פחות.

¹⁷ אחוז הירידה בנשירה מתוך סך הנושרים מחושב על ידי חלוקת מקדם הרגרסיה באחוז הנושרים לולא החוק. חישוב זה מבטא טוב יותר את אפקטיביות החוק מאשר מקדם הרגרסיה עצמו.

לוח 5: השפעת הרפורמה על אחוז המסיימים לימודים על יסודיים*
לוח 5א': יוצאי אסיה-אפריקה

לימודים מקצועיים	בגרות	כיתה י"ב	כיתה י"א	כיתה י'	כיתה ט'	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
0.36*** (0.01)	-5.80*** (0.27)	-5.85*** (0.26)	-3.04*** (0.25)	-1.08*** (0.21)	-0.40** (0.19)	דמי למגדר (גבר = 1)
8.29*** (0.29)	57.69*** (7.70)	123.06*** (7.92)	212.29*** (7.79)	259.64*** (7.47)	276.94*** (7.29)	מגמת הזמן
-13.46*** (0.88)	76.87*** (22.40)	18.46 (19.88)	-170.02*** (17.89)	-319.54*** (15.50)	-365.12*** (14.55)	מגמת הזמן בריבוע
0.16*** (0.02)	-0.09 (0.56)	3.70*** (0.59)	2.64*** (0.57)	2.64*** (0.48)	2.81*** (0.45)	דמי לחוק משנת 1970
0.11*** (0.02)	1.88*** (0.56)	5.09*** (0.57)	4.33*** (0.52)	2.44*** (0.41)	1.82*** (0.37)	דמי לחוק משנת 1974
0.04 (0.03)	0.65 (0.67)	4.89*** (0.59)	3.30*** (0.50)	0.01 (0.38)	-0.62* (0.32)	דמי לחוק משנת 1979
0.32*** (0.04)	2.45** (1.02)	13.68*** (0.92)	10.27*** (0.81)	5.09*** (0.65)	4.02*** (0.59)	השפעת החוק
0.19*** (0.03)	19.42*** (0.69)	26.84*** (0.77)	27.75*** (0.79)	38.62*** (0.79)	40.41*** (0.78)	הקבוע
121,908 0.05	121,908 0.04	121,908 0.13	121,908 0.13	121,908 0.12	121,908 0.13	מספר התצפיות מקדם ההסבר (R ²)

לוח 5ב': לא-יהודים

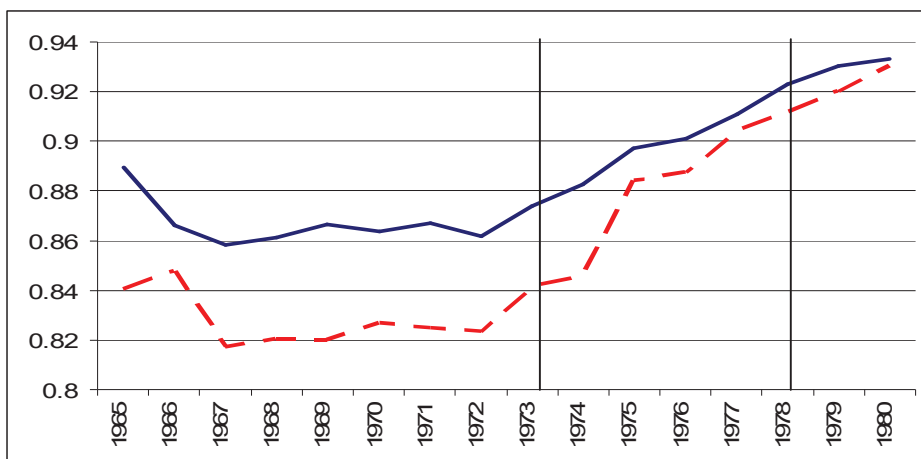
לימודים מקצועיים	בגרות	כיתה י"ב	כיתה י"א	כיתה י'	כיתה ט'	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
0.20*** (0.01)	6.75*** (0.33)	9.47*** (0.36)	10.58*** (0.36)	12.45*** (0.37)	13.69*** (0.36)	דמי למגדר (גבר = 1)
0.79*** (0.16)	86.68*** (7.71)	79.70*** (8.35)	87.65*** (8.58)	101.36*** (8.91)	140.10*** (9.05)	מגמת הזמן
0.37 (0.54)	-51.97** (24.50)	36.08 (26.18)	43.91* (26.43)	44.86* (26.39)	-3.56 (25.02)	מגמת הזמן בריבוע
0.05*** (0.02)	1.38* (0.75)	2.45*** (0.80)	2.57*** (0.82)	4.19*** (0.84)	4.88*** (0.84)	דמי לחוק משנת 1974
0.01 (0.02)	-0.06 (0.80)	1.30 (0.85)	1.47* (0.86)	1.50* (0.85)	1.25 (0.81)	דמי לחוק משנת 1979
0.06** (0.03)	4.27*** (1.25)	7.09*** (1.33)	7.63*** (1.35)	9.66*** (1.35)	12.73*** (1.29)	השפעת החוק
-0.07*** (0.01)	1.60*** (0.59)	2.86*** (0.65)	3.38*** (0.68)	4.67*** (0.73)	6.20*** (0.77)	הקבוע
65,270 0.03	65,270 0.04	65,270 0.08	65,270 0.09	65,270 0.12	65,270 0.16	מספר התצפיות מקדם ההסבר (R ²)

* נתוני מפקד 1995. המשתנה המוסבר הוא משתנה דמי לסיום מספר שנות הלימוד הרשום בראש כל עמודה. הרגרסיה היא ליניארית לכן טעויות התקן מתוקנות בגין הטרוסקדסטיות. המקדמים הוכפלו ב-100.

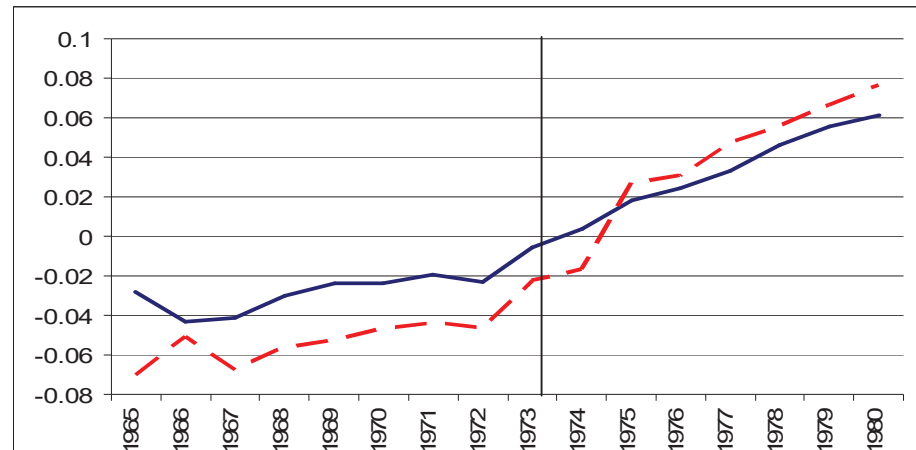
(2) גישה שנייה – השוואה בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת

בשנים 1974-1975 הוחל באופן חלקי חוק לימוד חובה בכיתה י'. בתחילת כל שנה פורסמה רשימת היישובים שבהם תהיה חובת הלימודים (קבוצת הטיפול). ביתר היישובים הוחל החוק רק בשנת 1979, והם משמשים קבוצת ביקורת כדי לנטרל את השפעתה של מגמת הזמן. איור 6' מציג את אחוז המסיימים כיתה י' בקבוצת הטיפול ובקבוצת הביקורת על פני זמן¹⁸. איור 6' מציג נתון דומה המנוכה מהשפעת המוצא והמגדר¹⁹. הקווים האנכיים מסמנים את התקופה שבה החוק חייב רק את קבוצת הטיפול.

על פי איור 6', לפני החלת החוק היה פער ניכר בין הקבוצות בשיעור מסיימי כיתה י', פער שמוסבר ברובו במשקל יוצאי עדות המזרח בקבוצת הטיפול (לוח 3). ואכן, על פי איור 6', בניכוי השפעת המוצא ההבדלים מצטמצמים במידה ניכרת. למרות הפער בין הקבוצות ניתן לזהות מגמת התפתחות דומה על פני זמן: יציבות עד שנת 1972 ועלייה מתונה בשנת 1973. עלייה זו יכולה לנבוע מהחלת החובה על כיתה ט' בשנים 1970-1973, שהובילה, כפי שצויין, להתרחבות כל רמות ההשכלה. לאחר החלת החוק בשנת 1974 נמשכה מגמת העלייה המתונה בקבוצת הביקורת ואילו בקבוצת הטיפול הייתה עלייה חדה, כך שהפער בין הקבוצות הצטמצם כמעט לגמרי. מאיור 6' עולה תמונה דומה: הפער מצטמצם ואף מתהפך. ממצא זה מחזק את ההשערה כי הגידול של מספר שנות הלימוד בתקופה זו נבע מהחלת החוק.

איור 6'א: שיעור מסיימי כיתה י' לפי שכבות גיל*¹⁸ נתוני מפקד 1983.¹⁹ שארית מרגרסיה שבה המשתנה המוסבר הוא משתנה דמי לסיום כיתה י', והמסבירים הם משתני דמי למוצא והמגדר.

איור 6 ב': שיעור מסיימי כיתות י' לפי שכבות גיל* (בניכוי השפעת מוצא ומגדר)¹



* על הציר האופקי מופיעה השנה שבה הפרט היה בגיל 16.

* קבוצת הביקורת — קבוצת הטיפול
¹ שארית מרגרסיה המפקחת על מגדר ומוצא.

המקור: נתוני מפקד 1983.

לוח 6 מציג אמידה בשיטת הפרש הפרשים של השפעת החלתו של חוק לימוד חובה בכיתה י' על ההסתברות לסיים כיתה י'²⁰. המשתנים המסבירים הם: (1) משתני דמי המפקחים על המוצא והמגדר. (2) משתני מגמת זמן. (3) משתנה דמי לקבוצת הטיפול — קבוצת היישובים שנהנתה מהחוק; משתנה זה מפקח על הפערים ההתחלתיים בשיעורי הלמידה בין הקבוצות. (4) משתנה דמי לשנות הטיפול — התקופה שלאחר יישום החוק; משתנה זה מפקח על מגמת הזמן המשותפת לשתי הקבוצות (5) משתנה דמי להשפעת החוק — משתנה אינטראקציה בין קבוצת הטיפול לשנות הטיפול, המבטא את מגמת הזמן הייחודית לקבוצת הטיפול, מגמה המוסברת על ידי החוק. בעמודה הראשונה בלוח המדגם הוגבל לפרטים שהגיעו לגיל 16 שנה לפני החלת החוק (שלא נהנו ממנו) או שנה אחרי החלת החוק (שכן נהנו ממנו). בעמודות הבאות נעשה שימוש במדגם המלא של גילאי 19 עד 34 (8 שכבות גיל לפני החוק ו-8 שכבות לאחריו).

מהלוח עולה שהחוק גרם לעלייה של כ-3.0 נקודות אחוז בשיעור מסיימי כיתה י', מההווים כ-20 אחוזים מהנושרים לולא החוק²¹ — מעט גבוה יותר מזה שנאמד בשיטה הראשונה. שיעור המסיימים נמוך יותר בקבוצת הטיפול ב-2 נקודות האחוז בלבד

²⁰ נתוני מפקד 1983.

²¹ השורה האחרונה בלוח מציגה את אחוז הירידה בנשירה: שיעור העלייה במסיימי כיתה י' בעקבות החוק מחולק בשיעור האוכלוסייה הנושרת לולא החוק.

משיעורם בקבוצת הביקורת, ועיקר הפערים בשיעור המסיימים נובע ממוצא ומגדר. תוצאות אלה נשמרות הן במדגם המצומצם והן במדגם הרחב. כמו כן, בניגוד לממצאים בפרק הקודם, נמצאה השפעה דומה של החוק על נשים וגברים ועל מזרחיים ואשכנזים.

לוח 6: השפעת חוק לימוד חובה בכיתה י' על ההסתברות לסיים כיתה י'*

כל המדגם	שנה לפני ושנה אחרי	שנה לפני	שנה אחרי
-0.14*** (0.002)	-0.14*** (0.002)	-0.12*** (0.004)	דמי ליוצאי אסיה-אפריקה
0.03*** (0.002)	0.03*** (0.002)	0.04*** (0.005)	דמי למגדר (אישה = 1)
0.0002 (0.0009)			מגמת הזמן
0.0004*** (0.00004)			מגמת הזמן בריבוע
-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.02** (0.008)	דמי לקבוצת הטיפול
0.005 (0.003)	0.06*** (0.002)	0.02*** (0.006)	דמי לשנות הטיפול
0.032*** (0.004)	0.033*** (0.004)	0.026** (0.012)	דמי להשפעת החוק
0.89*** (0.004)	0.91*** (0.002)	0.91*** (0.005)	הקבוע
0.21	0.25	0.17	שיעור ההתרחבות של ההשתתפות¹
127,813	127,813	16,340	מספר התצפיות
0.057	0.055	0.039	מקדם ההסבר (R ²)

* נתוני מפקד 1983. המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן מתוקנות בגין הטרוסקדסטיות.
¹ שיעור העלייה במסיימי כיתה י' בעקבות החוק מחולק בשיעור האוכלוסייה הנושרת לולא החוק.

אמידת הפרש הפרשים מניחה כי ההבדלים בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת הם מקריים, או, לפחות – שמגמות הזמן המאפיינות את שתי הקבוצות זהות. ולכן ניתן להשתמש בקבוצת הביקורת כמעייין עולם אלטרנטיבי לבחינת המצב לולא החוק. מלוח 3 בפרק הנתונים עולים הבדלים בין הקבוצות ברמת ההשכלה הממוצעת, בהכנסה הממוצעת ובמיוחד בשיעור יוצאי עדות המזרח, אשר מעידים על מצב סוציו-אקונומי נמוך יותר בקבוצת הטיפול. ההבדלים נובעים, ככל הנראה, מבחירת יישובים סלקטיבית, ולכן עולה חשש כי אפקט הטיפול הנאמד אינו נובע מהחוק, אלא מהבדל במגמה בין הקבוצות. כנגד זאת, על פי איור 5 נראה שאין הבדל במגמה בין הקבוצות. כדי לבחון סטטיסטית הבדלים במגמות, נאמד המודל בלוח 6 עבור טיפול "פלסבו": במקום שנות הטיפול 1974-1975 נבחרו ארבע שנות טיפול פיקטיביות – 1969 עד 1972 – ובעזרת המדגם של שנה לפני ושנה אחרי, נבדקה ההשערה שחל שינוי לטובת

קבוצת הטיפול (רגרסיה זהה לזו בעמודה הראשונה של לוח 6). תוצאות האמידה מופיעות בנספח ה'. בכולן אומד השפעת הטיפול הפיקטיבי היה זניח ולא מובהק, ממצא המאשש את ההשערה כי קבוצת הביקורת יכולה לשמש קבוצת השוואה. בשנת 1979 הוחלו במקביל החינם בכיתות י"א-וי"ב בכל הארץ והחובה בכיתות י" באזורים שבהם הוא לא הוחל בשנת 1974 (קבוצת הביקורת בלוח 6). כדי להבחין בין השפעת החובה של חוק זה להשפעת החינם שלו אמדתי את השפעת החוק על קבוצת הטיפול והביקורת. השפעת החוק על קבוצת הטיפול מבטאת את השפעת החינם, משום שהחובה כבר חלה עליה מספר שנים קודם לכן, ואילו השפעת החוק על קבוצת הביקורת מבטאת את השפעת החובה והחינם יחדיו; הפער ביניהן מבטא את השפעת החובה מעבר לחינם. לוח 7 מציג את השפעת החוק משנת 1979 על ההסתברות לסיים כיתה י"ב²². המדגם הוגבל לשנה לפני החוק ושנה אחרי החוק. המשתנים המסבירים הם: משתנה דמי ליוצאי אסיה-אפריקה, משתנה דמי למגדר, משתנה דמי לקבוצת ה"טיפול" שהופיעה לעיל, משתנה דמי לשנת החלת החוק, המבטא את השפעת החוק על קבוצת הביקורת (חובה וחינם יחד), ומשתנה אינטראקציה בין קבוצת הטיפול לשנת החלת החוק. משתנה זה הוא הפער בין ההשפעה על קבוצת הטיפול להשפעה על קבוצת הביקורת, ומבטא את השפעת החובה. ככל שאומד זה שלילי יותר חלקה של השפעת החובה היה גדול יותר.

לוח 7 : השפעת חוק לימוד חינם על ההסתברות לסיים כיתה י"ב*

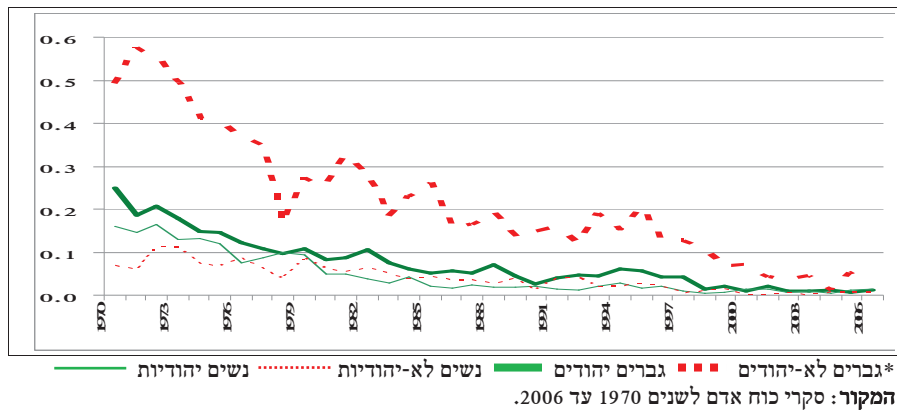
יוצאי עדות המזרח			כל	
נשים	גברים	סך הכול	המדגם	
			-0.19*** (0.006)	דמי ליוצאי אסיה-אפריקה
		0.10*** (0.009)	0.07*** (0.006)	דמי למגדר (אישה = 1)
-0.03 (0.021)	-0.01 (0.021)	-0.02 (0.015)	-0.03*** (0.011)	דמי לקבוצת הטיפול
0.081*** (0.016)	0.066*** (0.016)	0.074*** (0.011)	0.041*** (0.007)	דמי להשפעת החוק
-0.00 (0.028)	-0.03 (0.029)	-0.02 (0.020)	-0.00 (0.015)	דמי לפער בין השפעת החובה להשפעת החינם
0.69*** (0.011)	0.60*** (0.012)	0.60*** (0.010)	0.814*** (0.007)	הקבוע
0.24	0.09	0.20	0.13	שיעור התרחבות של ההשתתפות¹
4,791	4,890	9,681	16,917	מספר התצפיות
0.009	0.004	0.009	0.057	מקדם ההסבר (R ²)

* נתוני מפקד 1983. המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן מתוקנות בגין הטרוסקדסטיות.
¹ שיעור העלייה במסיימי כיתה י"ב בעקבות החוק מחולק בשיעור האוכלוסייה הנושרת לולא החוק.

²² נתוני מפקד 1983.

מהלוח עולה כי ההסתברות לסיים כיתה י"ב אינה שונה באופן מובהק בין קבוצת הטיפול לקבוצת הביקורת. מכאן שהירידה בנשירה מכיתות י"ב בשנה זו נבעה רק מהחלת החינם. ממצא זה אינו מפתיע, מפני שעד שנת 1979 שיעורי הנשירה מכיתות י"ב התייצבו על רמה נמוכה מאוד. החוק הוביל לירידה של כ-4.1 נקודות האחוז בנשירה מכיתות י"ב, המהווים 13 אחוזים מכלל הנושרים לולא החוק. בקרב הנשים ממוצא מזרחי ההשפעה הייתה חזקה יותר ועמדה על 24 אחוזים מהנושרים, ואילו בקרב הגברים ממוצא מזרחי ההשפעה הייתה מצומצמת יותר ועמדה על 9 אחוזים. בהשוואה לאומדן של השפעת החובה, החינם היה פחות אפקטיבי בקרב הגברים. סיכום הממצאים בסעיף 5' מעיד שהן להחלת החינם והן להחלת החובה הייתה השפעה על היקף הלימודים בשלבי הלימודים הרלוונטיים לחוק, וכך שהשפעתה של החלת החובה חזקה מזו של החלת החינם, בעיקר בקרב הלא-יהודים והגברים. ממצאים אלו מעידים על קיומה של מגבלת נזילות בהשקעה בהון אנושי. נראה שהמגבלה הכספית, המתבטאת בקשיים במימון הלימודים, היא אפקטיבית, והסרתה הקטינה את שיעורי הנשירה באופן מובהק. עם זאת, השפעת החובה מעבר לחינם מלמדת שעבור חלק מהפרטים קיימת מגבלה נוספת המונעת מהם ללמוד גם לאחר החלת החינם. אינדיקציה מסוימת לסוג המגבלה נובעת מהשוני בהשפעה של החלת החינם בין גברים לנשים ובין לא-יהודים למזרחיים. זו מעידה על העלות האלטרנטיבית הגבוהה יותר של רכישת השכלה לגברים, במיוחד לא-יהודים, הנובעת מאפשרויות התעסוקה בגיל צעיר. אישוש לטענה זו מתקבל מבחינת שיעור בני הנוער בגיל 17 העובדים במשרה מלאה (איור 7)²³. בשנת 1970 50 אחוזים מהנערים הלא-יהודים עבדו במשרה מלאה, לעומת 25 אחוזים בלבד בקרב הנערים היהודים. בקרב הנשים אחוז העובדות עמד על 15 אחוזים אצל היהודיות ורק על 7 אחוזים אצל הלא-יהודיות.

איור 7: שיעור בני הנוער בגיל 17 העובדים במשרה מלאה לפי מגדר*



²³ המקור: סקרי כוח אדם לשנים 1970 עד 2006.

ב. התשואה להשכלה

הפרק הקודם בחן את השפעת שלוש האפיוזודות בחוק על שיעור הנשירה ועל מספר שנות הלימוד, ומצא שמלבד המגבלה המימונית קיימת מגבלה נוספת המונעת מחלק מהפרטים לרכוש השכלה. פרק זה ינסה לבדוק מה המאפיין של מגבלה זו באמצעות השוואה בין התשואה להשכלה הנגזרת מהחלת החובה לזו הנגזרת מהחלת החינם. אם המגבלה היא מהסוג המוגדר בספרות כמגבלת הטווח הארוך, יש לצפות כי התשואה של חוק הכופה על פרטים לרכוש השכלה לא אופטימלית עבורם תהיה נמוכה מהתשואה של חוק המאפשר למי שמעוניין לרכוש השכלה חינם. לעומת זאת אם מדובר במגבלת נזילות של טווח קצר, הנובעת למשל מקבלת החלטות במסגרת משפחתית ולא באופן אישי, סביר שכפיית לימודים נוספים, שאמנם איננה אופטימלית עבור המשפחה אך אופטימלית עבור הילד, תניב גם היא תשואה גבוהה.

לאחר שנמצא כי אכן יש לחוקים אלה השפעה על היקף הלימודים, ניתן להשתמש בהם כמשתני עזר כדי לאמוד את התשואה להשכלה הנגזרת מהחוק. התנאי הראשוני לתקפותו של משתנה עזר הוא שיש לו השפעה אקסוגנית חזקה במידה מספקת על המשתנה האנדוגני (מספר שנות הלימוד). ברור שבמקרה זה יש לחוק השפעה אקסוגנית על מספר שנות הלימוד, אך יש מקום להבחנה בין ההשפעה של החלת החינם להחלת החובה. בשני המקרים האומד לתשואה יבטא קשר סיבתי, אך בכל אחד מהמקרים התשואה תהיה עבור אוכלוסייה מסוג שונה, השוואה בין שני האומדנים שיתקבלו תענה על שאלת המחקר. התנאי השני לתקפותו של משתנה עזר הוא העדר השפעה ישירה שלו על המשתנה המוסבר (השכר). הנחה זו לא ניתן לבדוק באופן ישיר, אך ניתן להעריך כי היא יכלה להתקיים אם לחוק הייתה השפעת מקרו. אם ברמת המקרו קיימת תפוקה שולית פוחתת להון אנושי, עלייה במספר הממוצע של שנות הלימוד יכולה להוביל לירידה בתשואה להשכלה, ובכך לגרום להטיה כלפי מטה של אומדי התשואה הפרטית.

לוח 8 מציג את אמידת התשואה להשכלה בשני שלבים, באמצעות שימוש בשלוש האפיוזודות של החוק כמשתני עזר. האמידה היא בעזרת נתוני מפקד 1995, המשתנה המוסבר הוא לוג השכר²⁴, והמסביר הוא מספר שנות הלימוד, אשר הוגבל, כמו ביתר העבודה, לבעלי 8 עד 12 שנות לימוד. הפאנל הימני (עמודות 1 עד 4) מציג את התשואה הנגזרת מהחלת שנות החינם בשנת 1979, והפאנל השמאלי (עמודות 5 עד 8) מציג את התשואה הנגזרת מהחלת שנות החובה בשנים 1970 עד 1974. בכל פאנל שתי העמודות הראשונות מציגות את השלב הראשון – השפעת החוק על מספר שנות הלימוד: העמודה הראשונה על יוצאי אסיה-אפריקה והעמודה השנייה על הלא-

²⁴ במפקד הוצגה שאלה לגבי השכר בחודש ספטמבר 1995, וכן לגבי מספר ימי העבודה בחודש זה. כמו כן הוצגה שאלה לגבי שעות העבודה החודשיות בחודש ממוצע. התשואות הנאמדות באמצעות שלושת המשתנים – סך השכר, השכר ליום עבודה והשכר לשעה – הן באמידת OLS והן באמידת TSLS – דומות מאוד. (ראו נספח ו'). השכר הכולל נתן תוצאות קונסיסטנטיות יותר בספציפיקציות שונות, ועל כן הוא הובא בעבודה.

יהודים. שתי העמודות הבאות מציגות את השלב השני – אמידת התשואה להשכלה עבור אותן רגרסיות של השלב הראשון.

לוח 8: התשואה להשכלה הנגזרת מהשינויים בחוק חינוך חובה-חינם*

התשואה משנות החובה				התשואה משנות החינם				
השלב השני		השלב הראשון		השלב השני		השלב הראשון		
(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
לא-יהודים	אסיה-אפריקה	לא-יהודים	אסיה-אפריקה	לא-יהודים	אסיה-אפריקה	לא-יהודים	אסיה-אפריקה	
		0.15*** (0.04)	0.21*** (0.02)	-0.1 (0.42)	-0.1 (0.22)	-1.2 (0.81)	-0.5 (0.38)	דמי לחוק משנת 1970
				0.4 (1.93)	0.4 (1.02)	5.5 (3.72)	2.7 (1.77)	דמי לחוק משנת 1970 × מגמת הזמן
		0.21*** (0.04)	0.22*** (0.02)	0.0 (0.49)	0.1 (0.25)	3.20*** (0.84)	1.93*** (0.40)	דמי לחוק משנת 1974
				0.0 (2.13)	-0.6 (1.08)	-12.98*** (3.74)	-7.41*** (1.79)	דמי לחוק משנת 1974 × מגמת הזמן
0.0 (0.02)	0.0 (0.01)	0.10*** (0.03)	0.12*** (0.02)			0.18*** (0.04)	0.18*** (0.03)	דמי לחוק משנת 1979
0.60*** (0.02)	0.62*** (0.01)	0.12*** (0.02)	-0.13*** (0.01)	0.61*** (0.05)	0.63*** (0.02)	0.12*** (0.02)	-0.13*** (0.01)	דמי למגדר (גבר = 1)
1.10*** (0.31)	0.52** (0.23)	-1.57*** (0.56)	4.23*** (0.29)	1.33* (0.69)	0.2 (0.41)	-5.44*** (1.27)	1.72*** (0.65)	מגמת הזמן
-5.38*** (0.66)	-5.40*** (0.43)	9.22*** (1.28)	-0.050 (0.78)	-6.46** (3.11)	-4.70*** (1.56)	26.25*** (5.23)	10.58*** (2.61)	מגמת הזמן בריבוע
0.08** (0.04)	0.14*** (0.03)			0.10 (0.09)	0.15** (0.08)			ההשכלה
6.72*** (0.37)	6.46*** (0.28)	9.28*** (0.06)	9.62*** (0.03)	6.51*** (0.85)	6.30*** (0.75)	9.45*** (0.07)	9.73*** (0.04)	הקבוע
		39.1	198.2			19.6	47.3	מבחן F לתקפות משתנה העזר
17,394	57,214	37,413	87,388	17,394	57,214	37,413	87,388	מספר התצפיות
0.13	0.23	0.06	0.16	0.12	0.23	0.06	0.16	מקדם ההסבר (R ²)

* נתוני מפקד 1995. אמידה בשיטת TsIs. המשתנה המוסבר הוא לוג השכר. המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות הלימוד, המדגם הוגבל לאוכלוסייה עם השכלה של 8 עד 12 שנות לימוד. המספרים בסוגריים מתחת למקדמים הם טעויות התקן.

בפאנל השמאלי משתני העזר הם משתני הדמי לחוקים משנת 1970 ו-1974 (שני חוקי החובה), והמשתנים המפקחים הם שני משתני המגמה – משתנה הדמי לגברים

ומשתנה הדמי לחוק החינם משנת 1979²⁵. כפי שאפשר לראות בלוח, השפעתם של משתני העזר על פי מבחן F מובהקת במידה מספקת כדי להשתמש בהם כמשתני עזר, הן לגבי המזרחיים והן לגבי הלא-יהודים. התשואה הנאמדת כתוצאה מהחוק היא 14 אחוזים עבור המזרחיים ו-8 אחוזים עבור הלא-יהודים.

בפאנל הימני משתנה העזר הוא משתנה הדמי לחוק משנת 1979 (חוק החינם) והמשתנים המפקחים הם שני משתני המגמה – משתנה דמי לגברים וארבעה משתני דמי לחוקי החובה לשנים 1970-1974, שניים עבור הרמה ושניים עבור המגמה²⁶. כפי שאפשר לראות בלוח, השפעת משתנה העזר על פי מבחן F מובהקת במידה מספקת כדי להשתמש בהם כמשתני עזר, אף כי הם פחות מובהקים במידה משמעותית מאשר חוקי החובה. התשואה הנאמדת כתוצאה מהחוק היא 15 אחוזים עבור המזרחיים ו-10 אחוזים עבור הלא-יהודים.

הפער בין התשואה הנגזרת מחוקי החובה לזו הנגזרת מחוק החינם קטן ולא מובהק, ולכן ניתן לדחות את ההשערה שחוק לימוד חובה כופה על חלק מהתלמידים לימודים לא פרודוקטיביים שאינם מובילים לתשואה בשוק העבודה. פירושו של דבר שלפי הממצאים לא מגבלת הטווח הארוך מניעה חלק מהפרטים להחליט שלא ללמוד, אלא מגבלת טווח קצר מהסוג שהוצע; זו נובעת מהעובדה שההחלטה לגבי ההשקעה בהון אנושי איננה מתבצעת משיקולי אופטימיזציה של שכר אלא משיקולים אחרים, כגון צורך לסייע בפרנסת המשפחה, העדר מידע על התועלת מלימודים, סלידה מלימודים כתוצאה מהישגים נמוכים או אפילו "העדפת הווה" חזקה של הפרט.

השוואה מעניינת נוספת היא לתשואה המתקבלת בשיטת OLS, המוצגת בלוח 9. אוכלוסיית המדגם היא גילאי 30 עד 40 במפקד 1995 (הגילאים הרלוונטיים לתקופת החוק). עמודה 1 היא עבור המדגם כולו, יתר העמודות הן עבור בעלי השכלה של 8 עד 12 שנות לימוד. התשואה הממוצעת להשכלה שנאמדה בשיטת OLS עומדת על 9 אחוזים, אך נתון זה אינו בר השוואה עם התשואה שנאמדה בשיטת ה-IV, מפני שמשתנה העזר הוביל לתוספת של כיתות ט' עד י"ב, שבהן התשואה גבוהה מהממוצע. התשואה עבור שנים אלה ב-OLS מגיעה בממוצע ל-13 אחוזים בקרב האוכלוסייה כולה ול-17 אחוזים בקרב הנשים יוצאות עדות המזרח (הקבוצה שהושפעה באופן מרבי מהחוק). איור 8 מציג את התשואה השולית משנות לימוד שנאמדה בשיטת OLS באמצעות הכללת משתנה דמי לכל רמת השכלה ברגרסיה²⁷.

²⁵ זאת כדי שמשתני העזר לא יבטאו גם את השפעת החינם. חלופה נוספת שנבדקה היא הגבלת המדגם לתקופה שלפני חוק החינם, והתוצאות היו דומות.

²⁶ זאת כדי שמשתנה העזר לא יבטא גם את השפעת החובה. בניגוד ללוח הקודם לא ניתן היה להגביל את המדגם לתקופה שאחרי החלת החובה וגם לפקח על המגמה; לכן נאמד מודל חלופי של שנה לפני החוק ושנה אחרי, בלי השפעת המגמה, והתוצאות היו דומות.

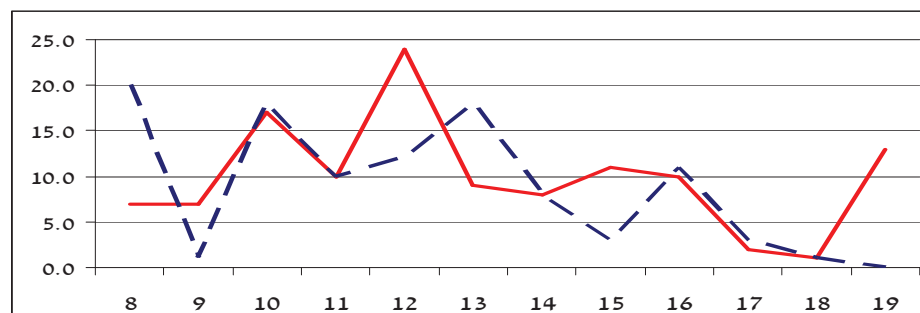
²⁷ לאמידה המלאה ראו נספח ו'.

לוח 9: התשואה להשכלה – OLS*

בעלי 8 עד 12 שנות לימוד						
גברים- לא-יהודים (6)	גברים- אסיה- אפריקה (5)	נשים- לא-יהודים (4)	נשים- אסיה- אפריקה (3)	כל המדגם (2)	כל המדגם (1)	
0.04*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.09*** (0.01)	0.17*** (0.01)	0.13*** (0.00)	0.09*** (0.00)	ההשכלה
0.1 (0.09)	0.0 (0.07)	-0.2 (0.25)	0.20** (0.08)	0.0 (0.04)	0.06* (0.03)	הגיל
0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	-0.0* (0.00)	0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	הגיל בריבוע
				0.58*** (0.01)	0.55*** (0.01)	דמי למגדר (גבר = 1)
6.35*** (1.48)	6.59*** (1.16)	9.65** (4.38)	1.8 (1.48)	5.42*** (0.71)	5.34*** (0.55)	הקבוע
5,229	10,293	916	8,565	32,516	57,686	מספר התצפיות
0.020	0.050	0.070	0.070	0.200	0.230	מקדם ההסבר (R ²)

* נתוני מפקד 1995. המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן.

ניתן לראות שבאופן כללי התשואה השולית יורדת ירידה מתונה, המבטאת תשואה שולית פוחתת להון אנושי. עם זאת התנודתיות גבוהה, ומעידה על החשיבות של הלימודים כאיתות בשוק העבודה. אצל הגברים התשואה הגבוהה מתקבלת עבור סיום כיתה ח' (בית ספר יסודי), עבור שנות התיכון ועבור 16 שנות לימוד (סיום תואר ראשון), יתר השנים מקנות תשואה נמוכה ביותר. אצל הנשים התשואה הגבוהה ביותר מתקבלת עבור 12 שנות לימוד (סיום תיכון) ומגיעה ל-24 אחוזים, ואילו התשואה לשנה ה-13 היא רק 9 אחוזים.

איור 8: התשואה השולית להשכלה – OLS*

* על הציר האופקי מספר שנות הלימוד, על הציר האנכי התשואה השולית באחוזים.

— גברים — נשים
המקור: נתוני מפקד 1995.

החוקים הובילו לתוספת שלבי הלימוד של כיתות ט' עד י"ב בקבוצות שונות של האוכלוסייה (נשים, גברים, מזרחיים ולא-יהודים). לכן קשה למצוא את התשואה השולית הספציפית מאמידת ה-OLS שהיא בת השוואה לזו המתקבלת מ-TSLS. התחום הרלוונטי נע בין 10 אחוזים ל 20 אחוזים. על פי לוח 9 התשואה הממוצעת של המזרחיים היא 14 אחוזים, בדומה לזו שנאמדה ב-TSLS עבור קבוצה זו, והתשואה הממוצעת של הלא-יהודים היא 7 אחוזים, נמוכה באחוז מזו שנאמדה ב-TSLS. על כן ניתן לומר כי בתשואה הנאמדת בשיטת OLS אין הטיה כלפי מעלה למרות השמטת משתני היכולת, שאמורים להיות מתואמים הן עם ההשכלה והן עם השכר.

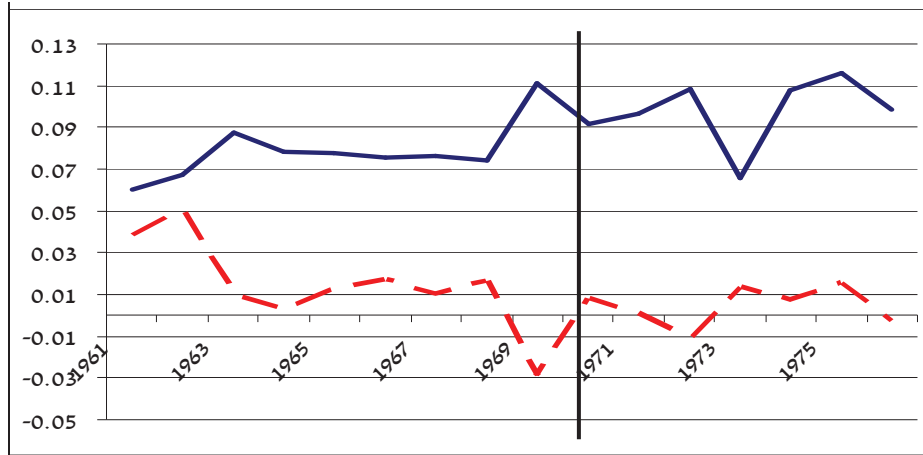
ג. הטרוסקדסטיות בתשואה להשכלה

עדות נוספת לקיומן של מגבלות נזילות היא הרמה הקבועה יחסית של ההטרוסקדסטיות במשוואת השכר על פני זמן. אם השונות ברמת ההשכלה איננה נובעת ממגבלות נזילות אלא מהטרוגניות ביכולות הפרטים, יש לצפות שעם עליית רמת ההשכלה על פני זמן תגדל השונות ביכולות המשכילים ותקטן השונות ביכולותיהם של הבלתי משכילים (בייחוד אם היא נובעת מהחלת חוק חינוך חובה). זאת בעקבות מעבר של בעלי יכולות נמוכות מקבוצת הלא-משכילים לקבוצת המשכילים. תהליך זה אמור להתבטא בעלייה בהטרוסקדסטיות בעת אמידת התשואה להשכלה על פני זמן.

כדי לבחון תופעה זו נאמדה התשואה להשכלה על פני זמן בשיטת OLS על ידי קובץ המאחד את סקרי ההכנסות מהשנים 1991 עד 2006. איחוד הסקרים נועד לאפשר אמידה של התשואה להשכלה לכל קוהורטה (שנת לידה) תוך פיקוח על משתנה הגיל, שהוא אינדיקציה לניסיון של הפרט. לאחר אמידת רגרסיית השכר, נאמד הקשר בין השונות של הטעות למשתנים המסבירים ברגרסיית השכר. הקשר החיובי המתקבל בין השונות של הטעות לבין ההשכלה יכול להעיד שהשונות ביכולות של משכילים גדולה מהשונות ביכולות של מחוסרי השכלה.

איור 9 מציג את התשואה להשכלה וההטרוסקדסטיות בקרב יוצאי אסיה-אפריקה על פני זמן. על הציר האופקי מופיעה השנה שבה הקוהורטה הייתה בגיל 15, והקו האנכי מסמן את השנה שבה הוחל חוק חינוך חובה בכיתה ט'. ניתן לראות שלא חל כל שינוי על פני זמן בהטרוסקדסטיות, בפרט לא לאחר החלת חוק חינוך חובה. ניתן להסיק כי לא חל שינוי משמעותי בהתפלגות התשואות בעקבות התרחבות ההשכלה, ומכאן שהפערים בהשכלה לא נבעו מפערים ביכולת ליהנות מפירותיה.

איור 9: התשוואה להשכלה והטרוסקדסטיות על פני זמן*



*המדגם הוגבל ליוצאי עדות המזרח בלבד. הציר האופקי הוא השנה שבה שכבת הגיל הייתה בגיל 15.

תשוואה להשכלה — הטרוסקדסטיות —
 התשוואה להשכלה נאמדה בעזרת סקרי הכנסות לשנים 1991 עד 2006. המשתנה המוסבר הוא לוג השכר לשעה, והמסביר הוא מספר שנות הלימוד (בין 8 ל-12 שנות לימוד). המשתנים המפקחים הם הגיל, הגיל בריבוע והמגדר.
 ההטרוסקדסטיות נאמדה על ידי רגרסיה שבה המשתנה המוסבר הוא השונות של הטעות מרגרסיית השכר, והמשתנים המסבירים הם ההשכלה, הגיל, הגיל בריבוע והמגדר. האומד המוצג הוא האומד להשפעת ההשכלה.

6. סיכום

עבודה זו בחנה את השפעת השינויים בחוק חינוך חובה-חינם על ההשכלה והשכר. זאת כדי לאפיין את סוג המגבלות העומדות בפני הפרט בעת קבלת החלטות לגבי היקף ההשקעה בהון אנושי, תוך הבחנה בין שני סוגי מגבלות עיקריים: מגבלת נזילות של טווח קצר, המתאפיינת בקשיים במימון הלימודים, או בצורך בהשתתפות בפרנסת המשפחה, לעומת מגבלת נזילות של טווח ארוך, המתאפיינת בחסכים חינוכיים של הילד כבר בגיל צעיר, אשר מונעים ממנו להפיק תועלת מהמשך הלימודים. כדי לבדוק זאת נערך מחקר אמפירי המשווה בין השפעת ההחלה של חוק חינוך חובה לבין השפעת ההחלה של חוק חינוך חינם בישראל. החוק הנ"ל עבר מספר שינויים במהלך שנות השבעים: בשנים 1970 עד 1974 הוסיף המחוקק את כיתות ט'-י' למסגרת לימודי החובה-חינם, ובשנת 1979 הוסיף את כיתות י"א-י"ב למסגרת החינם.

נמצא שחוק לימוד חובה-חינם הביא לעלייה משמעותית בשיעור המסיימים 9 עד 12 שנות לימוד. נמצא כי העלייה נבעה הן מהחלת החובה על כיתות ט'-י' והן מהחלת החינם על כיתות י"א-י"ב. עם זאת נמצא שהשפעת החלתה של החובה הייתה גבוהה יותר, והתבטאה לא רק בשלבי לימוד החובה אלא גם בכיתות י"א-י"ב, שהלימודים בהן לא היו חובה או חינם באותה תקופה. כמו כן נמצא כי התשוואה להשכלה הנגזרת

משינויים אלה מגיעה ל-14 אחוזים. תשואה זו מתקבלת הן מהחלת החובה והן מהחלת החינם, והיא דומה לתשואה הנאמדת ברגרסיית שכר פשוטה עבור שנות לימוד תיכוניות.

ממצאים אלו מעידים על קיומה של מגבלת נזילות של טווח קצר בהשקעה בהון אנושי. נראה שהמגבלה הכספית, המתבטאת בקשיים במימון הלימודים, היא אפקטיבית, שכן הסרתה הקטינה את שיעורי הנשירה באופן מובהק. עם זאת, נוסף על מגבלת המימון, קיימת מגבלה נוספת שמונעת מחלק מהפרטים ללמוד גם לאחר החלת החינם. כיוון שהתשואה להשכלה מתוספת שנות החובה איננה נמוכה מהתשואה מתוספת שנות החינם, ניתן להסיק שההחלטה שלא ללמוד איננה אופטימלית במונחי שכר, ואינה נובעת ממגבלת הנזילות של הטווח הארוך; ניתן אפוא לשער שההחלטה לא ללמוד איננה של הילד, אלא של המשפחה, שעבורה הבחירה האופטימלית היא שלוח אותו לעבוד. חיזוק להשערה זו מתקבל מהשיעורים הגבוהים של תעסוקת ילדים בקרב גברים, ובמיוחד בקרב גברים לא יהודים לפני החלת החוק, קבוצות שהגיבו בעיקר להחלת החובה ופחות להחלת החינם. במקביל לירידה בנשירה, נרשמה בקבוצות אלה ירידה חדה בתעסוקת הילדים.

ממצאים אלו מובילים למסקנה שהחלת חינוך חובה-חינם עדיפה על החלת חינוך חינם בלבד. על כן יש מקום להוספת כיתות י"א-י"ב לשנות לימוד החובה, שעליה הוחלט במסגרת תקציב המדינה לשנת 2008. מעבר לכך, אם מגבלת הנזילות קיימת גם ברמות השכלה גבוהות יותר (שאותן לא סביר להפוך לחובה), ראוי למצוא דרכים חלופיות לעודד רכישת השכלה גבוהה בקרב השכבות החלשות, מעבר לסבסוד שכר הלימוד. כך, למשל, המליצה ועדת שוחט לבחינת מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל על הקמת מערך הלוואות לתשלום שכר לימוד, תוך סבסוד רכיב הסיכון בהלוואה – מערך הנותן מענה למגבלה המימונית, ולצידו מערך נוסף של סיוע כספי לסטודנטים מרקע חלש במיוחד.

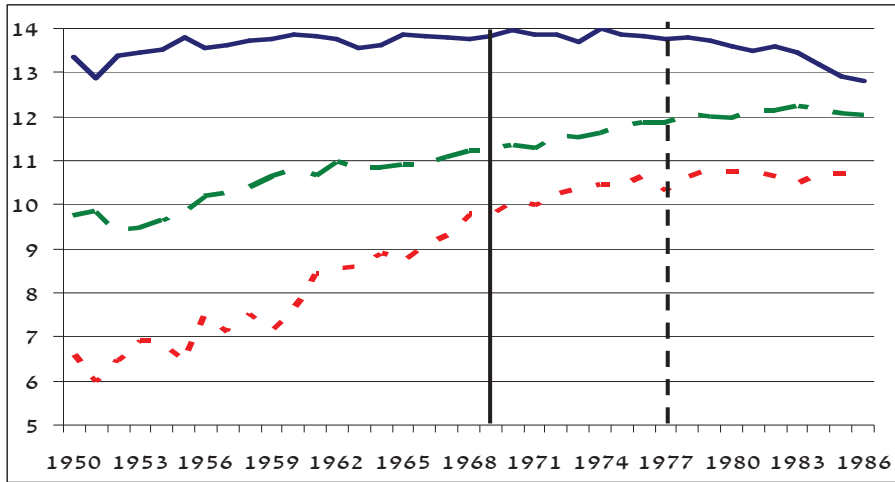
ביבליוגרפיה

- פרידמן, י' (2006). *חינוך-חובה-חינם או חינוך חינם שאיננו חובה*. בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2006.10.
- פרידמן, י' (2007). *מגבלת הנזילות בלימודי ההשכלה הגבוהה בישראל*. בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2007.07.
- פריש, ר' (2007). *התשואה להשכלה – הקשר הסיבתי בין ההשכלה לשכר*. בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2007.03.

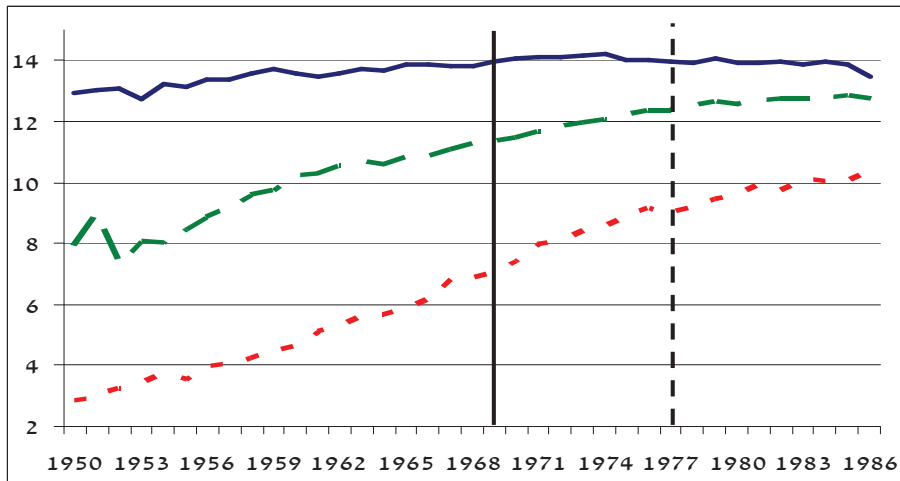
- Angrist, J.D. and A.B. Krueger (1991). "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" *Quarterly Journal of Economics* 106, 979-1014.
- Ashenfelter, O. and A. Krueger (1994). "Estimates of the Economic Returns to Schooling from a new Sample of Twins", *American Economic Review* 84(5), 1157-73.
- Carneiro, P. and J.J. Heckman (2002). "The Evidence on Credit Constraints in Post-secondary Schooling", *Economic Journal* 112(482), Royal Economic Society, 705-734
- Card, D. (1995). "Using Geographic Variation in College Proximity to estimate the Return to Schooling", in: Louis N. Christofides, E. Kenneth Grant, and Robert Swidinsky, editors, *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp*. Toronto: University of Toronto Press, 201-222.
- Card, D. (2000). "Estimating The Return Schooling: Progress On Some Persistent Econometric problems", *Econometrica* 69(5), 1127-1160.
- Galor, O. and J. Zeira (1993). "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies* 60(1), 35-52.
- Griliches, Z. (1977). "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems". *Econometrica* 45(1), 1-22.
- Harmon, C., V. Hogan and I. Walker (2002). "Dispersion in the Economic Return to Schooling". Institute of Study of Social Change, Discussion Paper 2002/08.
- Hungerford, T. and G. Solon, (1987). "Sheepskin Effects in the Return to Education". *Review of economics and Statistics* 69(1), 175-177.
- Oreopoulos, P. (2006). "Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter", *American Economic Review* 96(1), 152-175.
- Reid, J.E. (2005). *The effects of Mandatory Education and Child Allowance Programs on Arab Women's Labor Force Activity and Fertility in Israel*, UC Berkeley, PhD dissertation.

נספח א': מספר שנות הלימוד הממוצע לפי שכבות גיל*

גברים



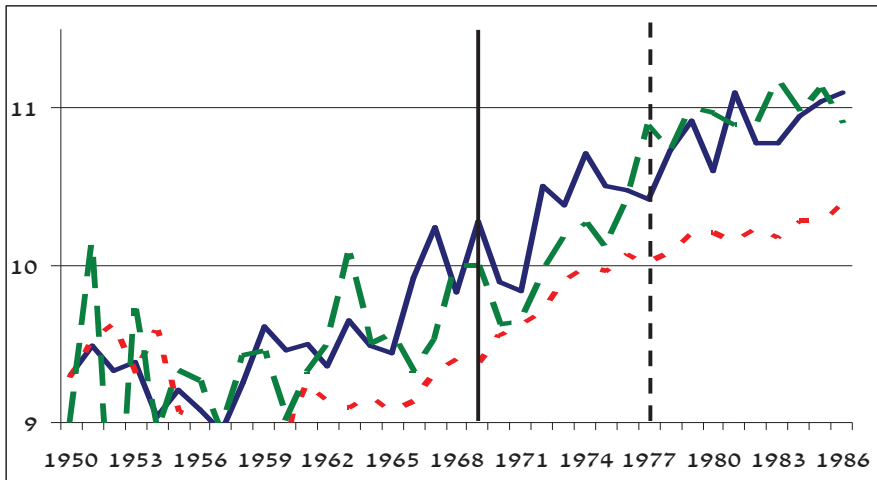
נשים



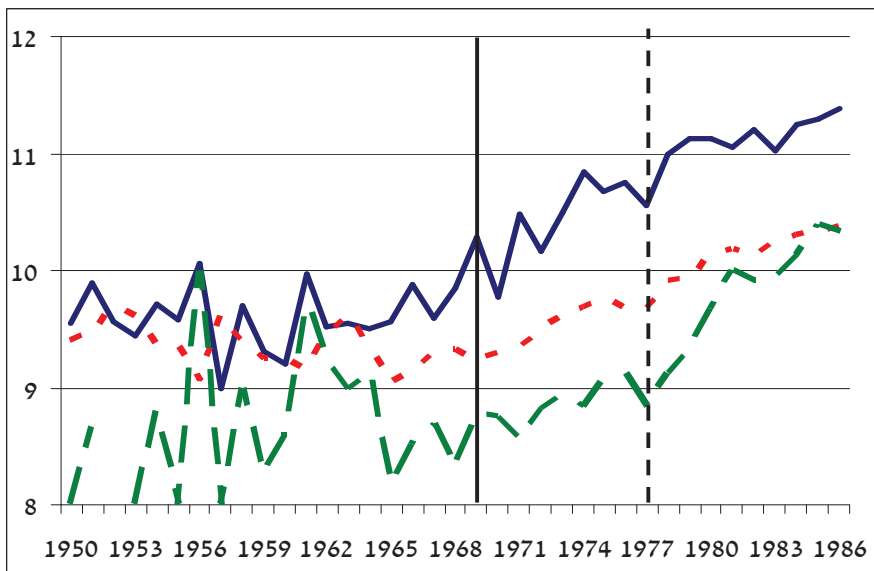
* אירופה-אמריקה — אסיה-אפריקה — לא-יהודים
 הצייר האופקי הוא השנה שבה שכבת הגיל הייתה בגיל 15.
 המקור: נתוני מפקד 1995.

נספח ב': מספר שנות הלימוד הממוצע לפי שכבות גיל בקרב הלא-יהודים*

גברים



נשים



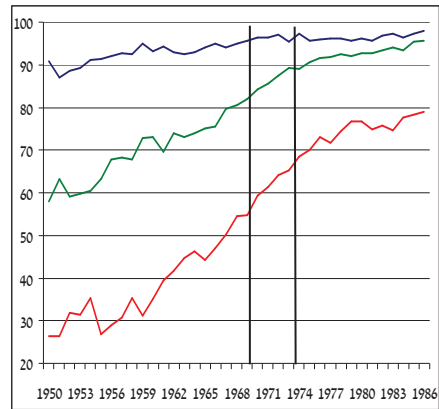
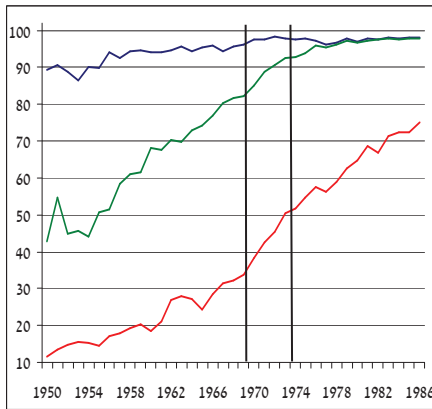
*נוצרים — דרוזים — מוסלמים
 הציר האופקי הוא השנה בה שכבת הגיל הייתה בגיל 15.
 מספר שנות הלימוד הוא בין 8 ל-12 שנות לימוד.
 המקור: נתוני מפקד 1995.

נספח ג': אחוז מסיימי כיתות ט' עד י"ב לפי שכבות גיל*

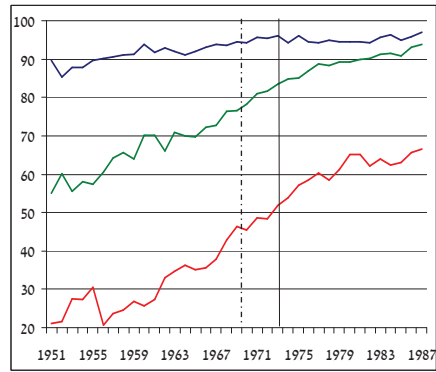
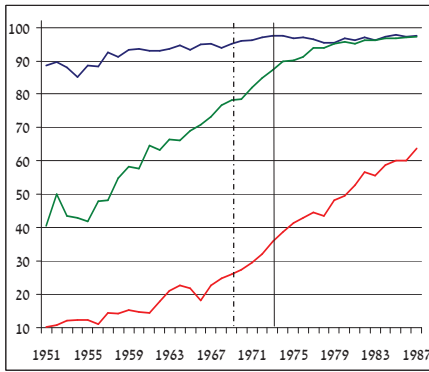
נשים

גברים

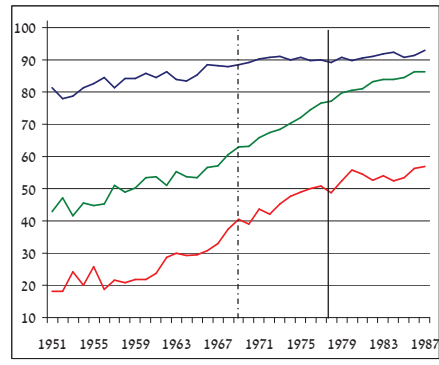
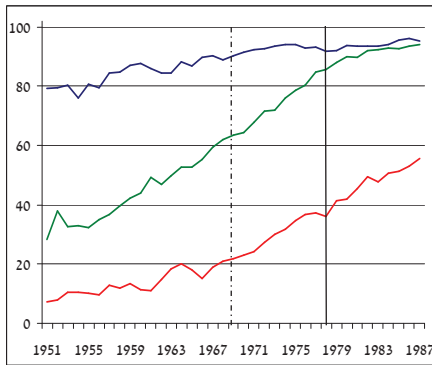
אחוז מסיימי כיתה ט'



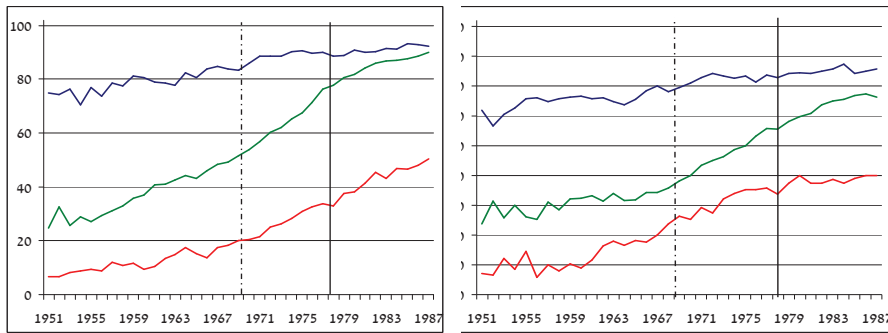
אחוז מסיימי כיתה י'



אחוז מסיימי כיתה י"א



אחוז מסיימי כיתה י"ב*



* אחוז המסיימים שנת לימוד נתונה מתוך כלל האוכלוסייה.
המקור: נתוני מפקד 1995.

נספח ד': השפעת הרפורמה על המגמה של מספר שנות הלימוד*

דרוזים (6)	מוסלמים (5)	נוצרים (4)	לא-יהודים (3)	אסיה- אפריקה (2)	אירופה- אמריקה (1)	
-0.35 (0.47)	-0.48*** (0.15)	-0.48** (0.20)	-0.55*** (0.11)	0.53*** (0.05)	0.03 (0.05)	דמי למגדר (גבר = 1)
-9.62*** (3.61)	-4.22*** (1.13)	1.37 (1.68)	-3.93*** (0.86)	7.43*** (0.44)	3.12*** (0.53)	מגמת הזמן
33.99*** (7.98)	11.82*** (2.60)	2.15 (5.91)	12.19*** (2.23)	-7.33*** (1.40)	0.45 (2.08)	מגמת הזמן בריבוע
15.33*** (4.29)	4.43*** (1.42)	3.41 (2.43)	5.55*** (1.13)	-4.40*** (0.61)	-1.15 (0.74)	מגמת הזמן × דמי למגדר
-40.47*** (10.32)	-10.70*** (3.53)	-1.78 (8.51)	-12.54*** (3.08)	6.75*** (1.97)	0.36 (2.87)	מגמת הזמן בריבוע × דמי למגדר
-0.27 (1.04)	0.53 (0.35)	1.13* (0.63)	0.49* (0.30)	0.99*** (0.13)	0.11 (0.20)	דמי לחוק משנת 1970
-0.06 (0.79)	0.81*** (0.26)	1.49*** (0.54)	0.67*** (0.23)	1.04*** (0.11)	-0.30 (0.19)	דמי לחוק משנת 1974
0.60 (0.58)	0.61*** (0.20)	0.40 (0.49)	0.55*** (0.18)	0.28*** (0.11)	-0.39** (0.18)	דמי לחוק משנת 1979
-0.22 (1.30)	1.21** (0.47)	-0.93 (0.94)	0.71* (0.40)	0.12 (0.18)	0.36 (0.28)	דמי לחוק משנת 1970 × דמי למגדר
2.22** (1.02)	0.15 (0.36)	-0.88 (0.81)	0.36 (0.32)	-0.48*** (0.16)	-0.33 (0.27)	דמי לחוק משנת 1974 × דמי למגדר
0.43 (0.78)	-0.65** (0.28)	-0.40 (0.71)	-0.51** (0.25)	-0.10 (0.16)	0.50* (0.25)	דמי לחוק משנת 1979 × דמי למגדר
9.25*** (0.42)	9.63*** (0.12)	9.47*** (0.13)	9.65*** (0.09)	9.23*** (0.04)	10.71*** (0.04)	הקבוע
3,316	28,952	5,108	37,413	87,388	34,408	מספר התצפיות
0.21	0.06	0.14	0.06	0.17	0.04	מקדם ההסבר (R ²)

* המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן.
המקור: נתוני מפקד 1995.

נספח ה': השפעת פלטיבו על ההסתברות לסיים כיתה י'

1972	1971	1970	1969	
0.18*** (0.006)	-0.20*** (0.006)	-0.19*** (0.006)	-0.22*** (0.006)	דמי ליוצאי אסיה-אפריקה
0.02*** (0.005)	0.01** (0.005)	0.02*** (0.005)	0.01* (0.005)	דמי למגדר (אישה = 1)
-0.02** (0.009)	-0.02** (0.009)	-0.02** (0.009)	-0.02* (0.010)	דמי לקבוצת הטיפול
0.01 (0.006)	0.01 (0.006)	0.01 (0.006)	0.025*** (0.006)	דמי לשנות הטיפול
0.00 (0.013)	0.006 (0.013)	0.00 (0.013)	0.00 (0.013)	דמי להשפעת החוק
0.93*** (0.005)	0.94*** (0.005)	0.93*** (0.005)	0.93*** (0.005)	הקבוע
0.00	0.03	0.00	0.00	שיעור ההתרחבות של ההשתתפות¹
16,299	16,438	16,579	16,195	מספר התצפיות
0.059	0.080	0.073	0.097	מקדם ההסבר (R ²)

* המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן.
המקור: נתוני מפקד 1995.

נספח ו': התשואה להשכלה בשיטות OLS ו-TSLS לפי משתני הכנסה שונים*

ריבועים פחותים (TSLS)			ריבועים פחותים (OLS)			
לוג השכר לשעה (6)	לוג השכר ליום (5)	לוג השכר הכולל (4)	לוג השכר לשעה (3)	לוג השכר ליום (2)	לוג השכר הכולל (1)	
0.15*** (0.04)	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.12*** (0.00)	0.12*** (0.00)	0.13*** (0.00)	ההשכלה
			-0.1 (0.06)	0.0 (0.04)	0.0 (0.04)	הגיל
			0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	הגיל בריבוע
0.25*** (0.01)	0.58*** (0.01)	0.62*** (0.01)	0.18*** (0.01)	0.54*** (0.01)	0.58*** (0.01)	דמי למגדר (גבר = 1)
0.1 (0.31)	0.49** (0.22)	0.55** (0.21)				מגמת הזמן
-5.00*** (0.49)	-5.04*** (0.32)	-5.52*** (0.32)				מגמת הזמן בריבוע
1.37*** (0.42)	3.23*** (0.29)	6.46*** (0.28)	1.91* (1.09)	2.18*** (0.72)	5.42*** (0.71)	הקבוע
55,733	51,144	57,214	31,635	28,992	32,516	מספר התצפיות
0.040	0.230	0.230	0.030	0.190	0.200	מקדם ההסבר (R ²)

המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן.
 בטורים הראשון והרביעי המשתנה המוסבר הוא לוג סך השכר, בטורים השני והחמישי המשתנה המוסבר הוא השכר ליום, ובטורים השלישי והשישי – השכר לשעה. המדגם הוגבל ליוצאי אסיה-אפריקה בעלי 8 עד 12 שנות לימוד.
המקור: נתוני מפקד 1995.

***OLS – נספח ז': התשואה השולית להשכלה – *OLS**

גברים			נשים			כל המודגם	
לא-יהודים	אסיה-אפריקה	כל המודגם	לא-יהודים	אסיה-אפריקה	כל המודגם		
0.1 (0.08)	0.0 (0.06)	0.0 (0.04)	-0.1 (0.17)	0.14** (0.07)	0.1 (0.05)	0.06** (0.03)	הגיל
0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	-0.00* (0.00)	0.0 (0.00)	0.0 (0.00)	הגיל בריבוע
						0.57*** (0.01)	דמי למגדר (גבר = 1)
							משתנה דמי לסיום:
0.17*** (0.02)	0.12** (0.05)	0.20*** (0.02)	0.1 (0.07)	0.0 (0.08)	0.1 (0.05)	0.17*** (0.02)	8 שנות לימוד
0.14*** (0.03)	0.24*** (0.05)	0.21*** (0.02)	0.1 (0.08)	0.21*** (0.08)	0.14*** (0.05)	0.19*** (0.02)	9 שנות לימוד
0.26*** (0.03)	0.30*** (0.04)	0.39*** (0.02)	0.26*** (0.08)	0.29*** (0.07)	0.31*** (0.04)	0.36*** (0.02)	10 שנות לימוד
0.26*** (0.03)	0.39*** (0.04)	0.49*** (0.02)	0.2 (0.10)	0.44*** (0.07)	0.41*** (0.04)	0.46*** (0.02)	11 שנות לימוד
0.32*** (0.02)	0.51*** (0.04)	0.61*** (0.02)	0.42*** (0.06)	0.66*** (0.07)	0.65*** (0.04)	0.63*** (0.02)	12 שנות לימוד
0.41*** (0.05)	0.70*** (0.05)	0.79*** (0.02)	0.42*** (0.09)	0.73*** (0.07)	0.74*** (0.04)	0.77*** (0.02)	13 שנות לימוד
0.35*** (0.04)	0.76*** (0.05)	0.87*** (0.02)	0.53*** (0.07)	0.84*** (0.07)	0.82*** (0.04)	0.85*** (0.02)	14 שנות לימוד
0.53*** (0.03)	0.77*** (0.05)	0.90*** (0.02)	0.91*** (0.06)	0.97*** (0.07)	0.93*** (0.04)	0.92*** (0.02)	15 שנות לימוד
0.41*** (0.03)	0.93*** (0.05)	1.01*** (0.02)	0.80*** (0.07)	1.07*** (0.07)	1.03*** (0.04)	1.02*** (0.02)	16 שנות לימוד
0.51*** (0.05)	0.96*** (0.05)	1.04*** (0.03)	0.91*** (0.11)	1.12*** (0.08)	1.05*** (0.04)	1.05*** (0.02)	17 שנות לימוד
0.56*** (0.05)	0.90*** (0.06)	1.05*** (0.03)	0.81*** (0.12)	1.08*** (0.08)	1.06*** (0.04)	1.05*** (0.02)	18 שנות לימוד
0.72*** (0.06)	1.02*** (0.07)	1.05*** (0.03)	1.09*** (0.18)	1.25*** (0.09)	1.19*** (0.05)	1.11*** (0.03)	19 שנות לימוד
0.61*** (0.08)	0.92*** (0.09)	1.03*** (0.04)	1.05*** (0.23)	1.01*** (0.10)	1.07*** (0.06)	1.04*** (0.03)	20 שנות לימוד
0.1 (0.19)	0.65*** (0.13)	0.88*** (0.06)	0.82* (0.45)	0.92*** (0.19)	1.08*** (0.09)	0.95*** (0.05)	21 שנות לימוד
0.55*** (0.13)	1.11*** (0.15)	0.95*** (0.06)	0.0 (0.00)	0.81*** (0.20)	0.98*** (0.08)	0.96*** (0.05)	22 שנות לימוד
0.62*** (0.21)	0.94*** (0.34)	0.90*** (0.12)	0.0 (0.00)	1.95*** (0.64)	0.89*** (0.21)	0.90*** (0.11)	23 שנות לימוד
-0.1 (0.28)	0.3 (0.29)	0.66*** (0.14)	0.0 (0.00)	1.0 (0.64)	1.21*** (0.18)	0.88*** (0.11)	24 שנות לימוד
6.52*** (1.31)	6.71*** (1.01)	6.50*** (0.71)	7.75** (3.01)	4.30*** (1.15)	5.59*** (0.85)	5.64*** (0.55)	הקבוע
7,971	14,338	32,696	1,940	13,182	24,990	57,686	מספר התצפיות
0.08	0.13	0.18	0.20	0.15	0.15	0.25	מקדם ההסבר (R ²)

* המספרים מתחת למקדמים הם טעויות התקן.

המקור: נתוני מפקד 1995.