



**התשואה להשכלה – הקשר הסיבתי
בין ההשכלה לשכר**

רוני פריש¹

סדרת מאמרים לדיון 2007.03
פברואר 2007

¹ תודה מיוחדת לאנשי הלמ"ס: דימטרי רומנוב, ענת כץ-אברהם וליבה קרנצל שסייעו רבות ואפשרו שימוש יעיל ומהיר בנתונים. תודה לניסן לוויטן, מומי דהן, נועם זוסמן, יואב פרידמן, קובי ברוידא, עמית פרידמן וגיא נבון על הערותיהם המועילות. <http://www.boi.gov.il>

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

תקציר

עבודה זו בוחנת את הקשר הסיבתי שבין השכלה לשכר בישראל. האומד לתשואה להשכלה המתקבל ברגרסיה מינצריאנית רגילה, שאינה מתחשבת בתכונות כאינטליגנציה, מוטיבציה והתמדה, עשוי להיות אומדן יתר; זאת משום שתכונות אלה מתואמות עם ההשכלה. כדי לאמוד את הקשר הסיבתי השתמשנו בשתי שיטות. הראשונה – הכללת משתנים המתואמים עם התכונות הבלתי נצפות של הפרט כגון השכלת האם, שכר האב והשכלת האב ברגרסיה (משתני Proxy); השנייה – איתור מאורע חיצוני שגרם לפרטים להגדיל את השכלתם. המאורע שנבדק הוא החלת חוק חינוך תיכון חינוך והעלאת סף חינוך החובה בשנה נוספת. מאורע זה הגדיל את מספר שנות הלימוד של התלמידים שהוריהם נולדו באסיה-אפריקה, ולכן הוא משמש משתנה עזר, המאפשר לאמוד את הקשר הסיבתי שבין שכר להשכלה. נמצא שהקשר הסיבתי בין השכלה לשכר הנאמד באמצעות משתנה עזר אינו שונה מזה הנאמד ברגרסיית ריבועים פחותים: התשואה לשנת לימוד (בקרב יוצאי אסיה-אפריקה) שנאמדה בעזרת משתנה עזר היא 12.4 אחוזים בשנת 1995 ו-8 אחוזים בשנים 1996 עד 2005, אומדן שאינו שונה באופן מובהק מזה שהתקבל ברגרסיית ריבועים פחותים רגילה – 9.5 אחוזים. מכאן שתוספת השכר המתקבלת מרכישת השכלה תיכונית בהשפעת המעורבות הממשלתית איננה נופלת מהתוספת המתקבלת ללא עידוד כזה.

The Causal Effect of Education on Earnings in Israel¹

Roni Frish

Abstract

This paper examines the causal effect of education on earnings in Israel. The Ordinary Least Squares coefficient of earnings on schooling (the "Mincer" coefficient) is likely to be biased upwards because it ignores the unobserved 'ability' which is correlated with schooling and has a positive effect on earnings. We use two methods to estimate the causal effect of education on earnings: The first is to use proxy variables - variables that are correlated with the unobserved "ability" of the individual, such as his mother's education and his brother's wage. The second method is to use the "Free High School Law" as an instrumental variable, a Law which also raised the minimal age limit for compulsory education by one year. This Law increased the years of schooling of students whose father was born in Asia or Africa. We find that the causal effect estimated by the instrumental variable was not different from that obtained using Ordinary Least Squares regressions: the return to one year of education (among Asian-Africans) obtained using the instrumental variable was 12.4 percent in 1995, and 8 percent in the years 1996–2005. These estimates are not significantly different from those received using the OLS regression, 9.5 percent. Thus, the additional wage earned by receiving an extra year of education with government support is no less than that earned without such support.

¹ The research was carried out in the research room of the Central Bureau of Statistics. I thank Dmitri Romanov, Anat Katz-Avram and Libe Krenzil from the Central Bureau of Statistics. I also thank Momi Dahan and to Nissan Liviatan, Noam Zussman, Yoav Friedman, Braude Kobi, Amit Friedman and Guy Navon from Research Department of the Bank of Israel.

1. מבוא

עבודה זו אומדת את התשואה להשכלה בישראל. נבחן עד כמה עלייה בהשכלה תורמת לגידול שכרם של העובדים בישראל. כדי לבחון את הקשר הסיבתי בין השכלה לשכר, לא די להשוות את השכר של בעלי השכלה גבוהה לזה של בעלי השכלה נמוכה. העלאת רמת ההשכלה של בעלי השכלה נמוכה והשוואתה לזו של בעלי השכלה הגבוהה אמנם תגדיל את שכרם של בעלי השכלה הנמוכה, אך ספק אם פערי השכר בין שתי הקבוצות יתבטלו; זאת משום שההחלטה של בעלי השכלה גבוהה ללמוד נבעה, בין היתר, מציפיתם כי יוכלו להשיג תשואה גבוהה עבור לימודיהם; בעוד שפרטים אשר בחרו שלא ללמוד עשו כן משום שצפו ששיגו תשואה נמוכה ללימודיהם. במילים אחרות, הקשר שבין השכלה לשכר חשוף לבעיה הקלאסית של אנדוגניות: הן רמת ההשכלה והן רמת השכר מושפעות מגורמים אחרים, לדוגמה משתני יכולת הנמדדים במבחני מנת משכל. זאת ועוד, הן ההשכלה והן השכר מושפעים ממשתנים שאינם נצפים – כגון העדפות הפרטים. פרטים בעלי העדפת פנאי נמוכה (בעלי מוטיבציה גבוהה) ירכשו יותר השכלה וגם ישקיעו מאמץ רב יותר בעבודה. מכאן, ששכרם הגבוה של המשכילים משקף לא רק את פערי השכלה אלא גם פער באינטליגנציה, בהתמדה, במאמץ בעבודה ובתכונות נוספות.

התשואה להשכלה הנאמדת ברגרסיות השכר הרגילות (רגרסיות נוסח מנצר) משקפות

מלבד התשואה לשנת לימוד גם תשואה לתכונות המתואמות עם ההשכלה, לדוגמה – יכולת ומוטיבציה. הבעיה האקונומטרית היא בעיה של השמטת משתנים מסבירים רלוונטיים (שקובעים את השכר) המתואמים עם רמת ההשכלה, דבר הגורם להטיה כלפי מעלה באומדן התשואה להשכלה. באופן מהותי, הבעיה נוגעת למדיניות הממשלתית בתחום החינוך ולתרומתה להקטנת אי-השוויון הכלכלי ולהגדלת הפיריון במשק. במידה שלהשמטת משתני היכולת והסביבה אין השפעה של ממש על האומדן של התשואה להשכלה הרי שהעלאת רמת ההשכלה של קבוצות ופרטים בעלי השכלה נמוכה תביא להגדלת התוצר ולהקטנת אי-השוויון הכלכלי. לעומת זאת, אם אומדן התשואה להשכלה מוטה כלפי מעלה הרי שההשקעה הממשלתית בחינוך לפרטים ולקבוצות שהשכלתם נמוכה לא תשפר את מצבם כמקווה, משום שמיעוט ההשכלה הוא סממן של הבעיה ולא הבעיה עצמה.

החשיבות של אמידת הקשר הסיבתי שבין השכלה להכנסה גברה לנוכח העלייה הרבה של התשואה להשכלה בישראל בשנות השמונים ובראשית שנות התשעים (כפי שנמצא ברגרסיות נוסח מינצר – מעלם ופריש, 1999). העלייה בתשואה להשכלה נבעה מגידול מתמשך בפיריון היחסי של ענפים עתירי חדשנות טכנולוגית (מעלם ופריש, 1999) ובפיריון היחסי של העובדים המשכילים (ברגמן ומרום, 2005). העלייה בפיריון היחסי של הענפים המתקדמים תרמה לצמיחת המשק, אך היא הייתה גם הגורם העיקרי לעליית אי-השוויון בישראל באותן שנים. ממצאים אלה משתמע שגברה הכדאיות בהשקעה בחינוך, ושבאמצעות השקעה זו הממשלה יכולה לשפר במידה ניכרת את הפיריון ואת רמת החיים של האוכלוסייה הלא-משכילה. אך יתכן שהעלייה בתשואה להשכלה משקפת עלייה בתשואה לתכונות אחרות המתואמות עם ההשכלה (כגון יכולת, מוטיבציה, התמדה וכו'); עדות עקיפה לכך היא גידול אי-השוויון בתוך קבוצות שוות השכלה (דהן, 2001; יוטב-סולברג, 2002) תופעה המרמזת על עלייה בתשואה ליכולת.

מחקרים רבים (בעיקר בארה"ב) ניסו לבחון אם התשואה להשכלה הנאמדת ברגרסיות OLS רגילות (מינצריניות) מוטה כלפי מעלה, כלומר אם השכר הגבוה יותר של בעלי השכלה נובע מההשכלה עצמה או שחלקו משקף תשואה על תכונות אחרות המתואמות עם ההשכלה. התכונה החשובה ביותר שעליה ביקשו החוקרים לפקח הייתה האינטליגנציה המולדת. לשם כך השתמשו בתוצאות של מבחני IQ. Griliches (1977) בחן את התשואה להשכלה על מדגם של 3,025 צעירים בני 30. הוא מצא שהוספת ציון ה-IQ (של בחינה שנערכה בתיכון) כמשתנה מסביר אכן הקטינה את המקדם של ההשכלה ברגרסיה מ-6.8 אחוזים ל-5.9 אחוזים. Griliches לא הסתפק בהוספת ציון ה-IQ, הן משום שלדעתו ציון זה מתואם עם משתני הסביבה (ואיננו מעיד על יכולת מולדת טהורה) והן משום שישנם משתנים בלתי נצפים נוספים, כגון מוטיבציה, המשפיעים באופן סימולטאני על רמת ההשכלה והשכר. כדי להתגבר על בעיות אלו הוא נעזר במדגם של אחים, שכן קיים דמיון רב במשתני הסביבה הבלתי נצפים בין אחים שגודלו באותה סביבה ועל ידי אותם ההורים. Griliches אמד את התשואה להשכלה במדגם של אחים והמשתנים המוסברים כללו גם תוצאות של מבחני IQ ומשתני רקע (השכלת האם, משלח היד של האב, מספר אחים ועוד). הוא מצא שהתשואה להשכלה הנאמדת בקרב אחים נמוכה ב-0.9 נקודת אחוז מהתשואה להשכלה הכוללת תוצאות של מבחני IQ ומשתני רקע נוספים. תוצאות דומות התקבלו באמידה בשיטת TSLS (במדגם רגיל שאיננו של אחים), שהניחה כי תנאי הסביבה כגון השכלת האם, משלח היד של האב, והסביבה התרבותית משפיעים אף הם על תוצאות מבחני ה-IQ הנערכים בתיכון. Griliches טען שכנגד ההטיה הנובעת מהמיתאם שבין השכלה ליכולת קיימת הטיה הפוכה הנובעת מטעויות מדידה בהשכלה. בארה"ב נמצא ש-10-15 אחוזים מדיווחי הפרטים על השכלתם היו מוטעים, טעויות מדידה בסדר גודל כזה מקטינות את האומד של התשואה להשכלה ברגרסיה רגילה ב-10-15 אחוזים.

השאיפה לנטרל עד תום את ההשפעות הגנטיות ואת השפעות הסביבה (שבחלקן אינן נצפות) על רמת ההשכלה הובילה לאמידת התשואה להשכלה בקרב תאומים זהים. Ashenfelter & (1994) Krueger מצאו שהתשואה להשכלה בקרב זוגות של תאומים זהים אינה שונה מהתשואה שנאמדה בקרב זוגות מקריים אחרים באוכלוסייה (ללא כל קשר משפחתי), ולכן השמטת משתני היכולת ומשתני הסביבה אינם מטים את האומדן של התשואה להשכלה. זאת ועוד, החוקרים מצאו שהתשואה להשכלה מוטה באופן משמעותי כלפי מטה בשל טעויות מדידה בהשכלה¹. Ashenfelter & Zimmerman (1993) בחנו את התשואה להשכלה בקרב אחים שלהם רקע משפחתי משותף. הם מצאו שההשמטה של משתני הרקע המשפחתי מטה כלפי מעלה את האומדן תשואה להשכלה, אך הטיה זו מתקזזת על ידי הטיה כלפי מטה כתוצאה מטעויות המדידה.

מחקרים מאוחרים יותר התמקדו בצד ההיצע של ההשכלה. בדרך זו ניסו החוקרים לעקוף את הקשר הגורדי שבין השכלה, יכולת מולדת, יכולת נרכשת, מוטיבציה ומשתנים בלתי נצפים אחרים. מחקרים אלה ניסו לזהות את השפעת ההשכלה באמצעות שינויי מדיניות משמעותיים, משום שהללו אינם מתואמים עם יכולת, מוטיבציה וכו'. Harmon & Walker (1995) בחנו את ההשפעה של הנהגת חוק

¹ החוקרים שאלו כל תאום לגבי השכלתו שלו ושל אחיו התאום. המידע הצולב שימש משתנה עזר ואיפשר לתקן את ההטיה הנובעת מדווחים מוטעים על רמת ההשכלה.

חינוך חובה באנגליה, שינוי שהביא לגידול משמעותי של מספר שנות הלימוד. השינויים בחוק חינוך חובה שימשו משתני עזר למספר שנות הלימוד, ונמצא שהתשואה להשכלה שנאמדה ברגרסיה עם משתנה העזר (15-16 אחוזים) הייתה גבוהה בהרבה מזו שנאמדה ברגרסיה רגילה (6 אחוזים). Lemieux and Card (1998) בחנו את ההשפעה של פתיחת שערי האוניברסיטאות שבקנדה לצעירים שהתנדכו לשירות צבאי בזמן מלחמת העולם השנייה. שיעור ההתנדבות היה גבוה מאוד בקרב צעירים דוברי אנגלית ונמוך מאוד בקרב דוברי הצרפתית, דבר שאפשר לחוקרים להשתמש באינטראקציה של שפת האם ושנת הלידה כמשתנה עזר לשנות לימוד. בדרך זו נבחנה התשואה לתוספת ההשכלה של דוברי האנגלית שהיו בגיל הגיוס בשנות המלחמה ביחס לדוברי צרפתית (ודוברי אנגלית שהיו צעירים או מבוגרים בכדי להתנדב). נמצא שהתשואה להשכלה שנאמדה באמצעות משתנה העזר הייתה גבוהה (16.4 אחוזים בסקר משנת 1971 ו-7 אחוזים בסקר משנת 1981) מזו שנאמדה ברגרסיה רגילה (7 ו-6.2 אחוזים בהתאמה).

Angrist and Krueger (1991) מצאו דרך מקורית לאמידת התשואה להשכלה. הם גילו שההשכלה של אמריקאים שנולדו בתחילת השנה הייתה נמוכה מזו של אלה שנולדו בסוף השנה וייחסו זאת להשפעתו של חוק חינוך חובה – משום שהחוק מגדיר את לימוד החובה לפי גיל ולא לפי שנות לימוד, הרי שתלמידים שנולדו בסוף השנה חויבו ללמוד שנת לימודים אחת יותר מזו של תלמידים שנולדו בתחילת השנה. Angrist and Krueger הניחו שרביע הלידה הוא משתנה מקרי והשתמשו בו כמשתנה עזר להשכלה; הם מצאו שהתשואה להשכלה גדולה מזו שנמצאה ברגרסיה רגילה.

עבודה זו בוחנת את התשואה להשכלה של הפרט ולא את התשואה למשק. התשואה למשק זהה לתשואה לפרט במודל תחרותי, אך היא עשויה להיות גדולה יותר אם קיימות השפעות חיצוניות להשכלה (כך למשל במודל של תחרות מונופוליסטית), או קטנה יותר, אם ההשקעה בלימודים משמשת איתות ליכולת. עבודה זו גם איננה בוחנת את הגמישות של התשואה להשכלה ביחס לשיעור המשכילים. זאת אף על פי שעלייה בהיצע המשכילים עשויה להקטין את התשואה להשכלה במשק. המגבלה העיקרית באמידת התשואה להשכלה בישראל ביחס למחקרים שנערכו בעולם נובעת מהעדר נתונים זמינים על מבחני IQ של פרטים – שימוש בנתונים כאלה בעתיד ישפר את הבנתנו בנושא². נבהיר שהיקף ההטיה באמידת התשואה להשכלה בישראל איננו דומה בהכרח לזה שנמצא בעולם; התשואה להשכלה, התשואה ליכולת והקשר ביניהן מושפע מאיכות מערכת החינוך המקומית, מההרכב הענפי של המשק, מהמבנה החברתי וכו', ואלה משתנים בין המדינות.

בעבודה שבעה פרקים. בפרק 2 מוצגים הנתונים ואסטרטגיית המחקר. בפרק 3 נאמדת התשואה להשכלה תוך פיקוח על תנאי הסביבה של הפרט (למשל השכלת האם, הכנסת האב ומספר האחים) וכן הוא נבחן את התשואה להשכלה בקרב אחים. בפרקים 4 ו-5 נאמוד את התשואה להשכלה באמצעות משנה עזר; בפרק 4 נעזר בעובדה שהינוך התיכון הפך בשנת 1979 מחינוך בתשלום מדורג לחינוך חינם (בנוסף הורחב חוק חינוך חובה בשנה נוספת), דבר שהגדיל את השכלתם של קבוצות אתניות מעוטות ההכנסה – ערבים ויוצאי עדות המזרח; בפרק 5 נעזר במשתנה של עיתוי הלידות במהלך השנה כמשתנה

² בידי צה"ל נתונים של תוצאות מבחני המיון של מועמדים לשירות ביטחון, שימוש מושכל בנתונים אלה יאפשר לשפר מאוד את אמידת התשואה להשכלה בישראל.

עזר, כפי שעשו Angrist and Krueger (1991). בפרק 6 נציג ממצאים כלליים על התשואה להשכלה בישראל – נאמוד את התשואה להשכלה על פי התעודה הגבוהה ביותר, ונבחן את התפתחות התשואה להשכלה בין השנים 1995 עד 2005. בפרק 7 נסכם.

2. הנתונים ואסטרטגיית המחקר

בסיס הנתונים שברשותנו כלל את מפקד האוכלוסייה והדיוור שנערך בשנת 1995. ההסתברות לענות על השאלון המלא הייתה 20 אחוזים – מדגם מייצג של האוכלוסייה בישראל. במפקד נתונים מפורטים על הפרטים ובכללם: השכר בחודש ספטמבר 1995, מספר ימי העבודה ושעות העבודה באותו חודש, מספר שנות הלימוד, התעודה הגבוהה ביותר שהשיג הפרט, שנת הלידה, ההשתייכות הדתית, ארץ הלידה של הפרט ושל הוריו, מצב משפחתי ועוד. נתוני המפקד זווגו עם מרשם האוכלוסין, ובכך התאפשר לאתר קרובי משפחה מדרגה ראשונה שנדגמו במפקד (ניתן להתחקות אחר אחים המתגוררים במשקי בית שונים וכן לאתר הורים וילדים הגרים במשקי בית שונים). בנוסף כלל בסיס הנתונים שבידנו את קבצי השכר השנתיים של הביטוח הלאומי לשנים 1983 עד 1995. לצורך עבודה זו נעזרנו גם בסקרי הכנסות ובסקרי כוח אדם לשנים 1996 עד 2005.

להלכה, ניתן לאמוד את התשואה לשנת לימוד (התשואה להשכלה) באמצעות המשוואה הבאה:

$$1. y_i = \alpha + \beta_1 s_i + \beta_2 X_i + \beta_3 A_i + \mu_i$$

כאשר y הוא לוג השכר, s הוא מספר שנות הלימוד, X הוא וקטור של משתנים ידועים (כגון גיל, מגדר וכו') ו- A הוא משתנה יכולת (או וקטור של משתנים בלתי נצפים הכולל מלבד יכולת גם מוטיבציה, ערכים ועוד). הבעיה נובעת מכך שאין בידנו מידע על משתנה היכולת (משתנה מושמט), ומשתנה זה מתואם עם ההשכלה. אם נניח ש:

$$2. s_i = \delta_1 A_i + \delta_2 X_i + v_i$$

אזי מאמידת משוואה 1 ללא משתנה היכולת נקבל אומד מוטה לתשואה להשכלה.

$$3. E\hat{b}_{ys} = \beta_1 + \beta_3 \text{cov}(A_i, s_i) / \text{var}(s_i)$$

הספרות מציעה שתי דרכים להתמודד עם בעיה זו. דרך אחת היא לכלול בגרסיה משתנים נצפים המתואמים עם המשתנה המושמט (Proxy for the Unobservable Variable). לדוגמה, ניתן להשתמש במשתני סביבה של הפרט כתחליף למשתני היכולת והמוטיבציה (דרך זו משמשת בפרק 2). דרך אלטרנטיבית להתמודד עם הבעיה היא לאתר משתנה עזר Z המשפיע על ההשכלה אך איננו מתואם עם השכר (פרקים 3 ו-4). דוגמה למשתנה כזה הוא החלת חוק חינוך חובה או הפחתת שכר הלימוד. נאמוד את משוואת ההשכלה ואת משוואת השכר, כאשר במשוואת השכר יחליף משתנה העזר את משתנה שנות הלימוד.

$$4. s_i = \pi_1 Z_i + \delta_1 A_i + \delta_2 X_i + \eta_i$$

$$5. y_i = \alpha + \pi_2 s_i + \beta_2 X_i + \beta_3 A_i + \varepsilon_i$$

האומד לתשואה להשכלה יחושב כך: $\hat{\beta}_1 = \pi_2 / \pi_1$. אומד זה יהיה אומד עקיב לתשואה להשכלה במידה והתשואה להשכלה זהה לכל הפרטים.

3. התשואה להשכלה תהרצע המשפחתי:

נאמוד תחילה את התשואה להשכלה באמצעות רגרסית OLS סטנדרטית. המשתנה המוסבר הוא לוג השכר בחודש ספטמבר 1995 והמשתנים המסבירים הם: מספר שנות הלימוד, גיל, גיל בריבוע, מגדר, שעות עבודה, משתני דמי למצב משפחתי (נשוי, רווק, גרוש ואלמן) ולמוצא אתני (לא-יהודים ו-3 קבוצות של יהודים: צאצאים לאב יליד אסיה-אפריקה, אמריקה-אירופה, וישראלים דור שני); משתנים מסבירים אלה ישמשו אותנו גם ברגרסיות הבאות. האמידה מתייחסת לפרטים שנדגמו במפקד האוכלוסין והדיוור של שנת 1995; מאחר שהמחקר מתמקד באמידת התשואה להשכלה הנרכשת במערכת החינוך המקומית הגבלנו את המדגם לפרטים שנולדו בישראל ושהיו בגילאי 26-45 בשנת 1995. מהמדגם הושמטו פרטים שלא עבדו במשרה מלאה בשנת 1995 וכאלה שדווחו על יותר מ-23 שנות לימוד; שנות הלימוד אינן כוללת שנות לימוד בישיבה גדולה ובבית-ספר אחר³. בסך הכול כלל המדגם כ-66 אלף פרטים. התשואה להשכלה שנאמדה בספציפיקציה זו (רגרסיה 1 בלוח 1) היא 7.2 אחוזים.

לתנאי הסביבה וליכולת של הפרט יש השפעה כפולה – הן על ההשכלה והן על יכולת ההשתכרות – דבר המטה את אומדני התשואה להשכלה. לקבוצות האתניות המבוססות יש גם השכלה גבוהה מהממוצע וגם יכולת השתכרות גבוהה מהממוצע (עבור רמת השכלה נתונה): לערבים, שלהם יכולת השתכרות נמוכה (בכל רמת השכלה) יש השכלה נמוכה, ואילו ליהודים אשכנזים שלהם יכולת השתכרות גבוהה (בהינתן רמת השכלתם) יש השכלה גבוהה. הכללת משתני דמי לשייכות האתנית מאפשרת לאמוד את התשואה להשכלה בקרב קבוצה הומוגנית; ובכך קטנה ההטיה הנובעת מהמתאם שבין השכלה ויכולת השתכרות⁴.

על מנת לפקח על מאפיינים חברתיים – כלכליים נוספים של הפרט זיווגנו את הפרטים שנדגמו במפקד 1995 (המדגם ששימש ברגרסיה 1 – וכלל כ-66 אלף פרטים) עם הוריהם שנדגמו במפקד 1995; המדגם הבין-דורי מכיל כ-12 אלף תצפיות. בעזרת המדגם הבין-דורי נפקח על התכונות של הורי הפרט: השכלת האם, הכנסת האב ומספר האחים והאחיות של הפרט. תחילה אמדנו את התשואה להשכלה במדגם באמצעות תכונות הפרט בלבד (רגרסיה 2 בלוח 1 ולוח נ'1-1 בנספח). המשתנה המוסבר הוא לוג השכר החודשי והמשתנים המסבירים הם מספר שנות הלימוד, גיל, גיל בריבוע, מגדר, מוצא אתני, שעות עבודה ומצב משפחתי. האומדן לתשואה להשכלה מרגרסיה זו הוא 7.0 אחוזים והוא נמוך מזה שהתקבל במדגם המיצג (7.2 אחוזים ברגרסיה 1). רגרסיה 3 מתייחסת אף היא למדגם הבין-דורי, אך היא כללה בנוסף למשתנים המסבירים מרגרסיה 2 גם את המשתנים המסבירים הנוגעים להורי הפרט: השכלת האם, הכנסת האב בשנת 1988, גיל האב ומספר הילדים במשפחה. הכללת ארבעת המשתנים הנוספים הקטינה

³ פרטים שלמדו בישיבה כבית ספר אחרון נכללו במדגם, שנות הלימוד שצברו בישיבה (ובבית ספר אחר) אינם נכללים במניין שנות הלימוד.

⁴ השמטת משתני הדמי לשייכות אתנית הגדילה את המקדם של שנות הלימוד ברגרסיה ב-0.6 נקודות אחוז.

את התשואה להשכלה ב-0.8 נקודת אחוז ל-6.2 אחוזים.⁵ מרגרסיה 3 נמצא שעלייה בהשכלת האם, בהכנסת האב וירידה במספר האחים הביאו להגדלת הכנסת הבן, זאת מעבר להשפעה העקיפה הפועלת דרך ההשכלה וממנה לשכר – התעלמות מההשפעה הישירה של הרקע המשפחתי על יכולת ההשתכרות של הילדים מטה את התשואה להשכלה; ואילו הכללת משתני הדמי לרקע המשפחתי מאפשרת לאמוד את התשואה להשכלה בקרב קבוצה הומוגנית ולכן מקטינה את ההטיה.

דרך אלטרנטיבית לפקח על הסביבה החברתית – כלכלית שבה גדל הפרט היא באמצעות פיקוח על מאפייני האחים של הפרט. רגרסיות 4 ו-5 מתייחסות לתת מדגם הכולל זוגות של אחים ששניהם נדגמו במפקד – כ-4,000 זוגות. רגרסיה 4 אומדת את לוג השכר באמצעות המשתנים המסבירים ששמשו ברגרסיה 1: מספר שנות הלימוד, גיל, גיל בריבוע, מגדר, מוצא אתני, שעות עבודה ומצב משפחתי, האומדן לתשואה להשכלה מרגרסיה זו הוא 7.5 אחוזים. במדגם האחים יש ייצוג ייתר למשפחות הגדולות, הסובלות ממגבלות נזילות, ולכן התשואה להשכלה המתקבלת במדגם זה גבוהה מזו שהתקבלה במדגם המייצג (7.2 אחוזים – ברגרסיה 2 מלוח 1). רגרסיה 5 כוללת מספר משתנים מסבירים נוספים שנועדו לפקח על הסביבה החברתית-כלכלית שממנה צמח הפרט והם: שנות הלימוד של האב, הכנסת האב, גיל האב, מגדר האב ומספר האחים והאחיות במשפחה; בנוסף נכללו משתני דמי למצבו המשפחתי של האב. הכללת משתנים אלה הקטינה את אומדן התשואה להשכלה בנקודת אחוז ל-6.4 אחוזים. השימוש במשתני האחים הביא לירידה משמעותית יותר באומדן התשואה להשכלה ביחס למדגם הבין-דורי. הסיבה לכך, ככול הנראה, היא שבקרב בני המהגרים (ואף בקרב בני המיעוטים) ההשכלה וההכנסה של האחים מהווה קירוב טוב יותר ליכולת מאשר ההשכלה וההכנסה של ההורים.

רגרסיות 6 ו-7 מתייחסות לתת מדגם הכולל זוגות של אחים שנדגמו במפקד ושלהוריהם הייתה הכנסה משכר בשנת 1988. רגרסיה 6 אומדת את התשואה לשנת לימוד באמצעות המשתנים הבסיסיים ששימשו ברגרסיות 1 ו-3; האומדן לתשואה להשכלה בתת מדגם זה קרוב לזה שהתקבל במדגם המייצג – 7.1 אחוזים. רגרסיה 7 כוללת משתנים מסבירים נוספים המפקחים על מאפייני האב (השכלה, שכר, גיל ומגדר), על מספר האחים ועל הכנסת האב בשנת 1988 (מנתוני הביטוח הלאומי). האומדן לתשואה להשכלה ברגרסיה זו הוא 5.8 אחוזים בלבד. הכללת משתני הבקרה של האב והאב מקטינים את אומדן התשואה להשכלה ב-1.3 נקודות אחוז. רגרסיות 8 ו-9 מתייחסות לתת מדגם הכולל חיתוך של מדגם האחים והמדגם הבין דורי, בתת מדגם זה 1,234 תצפיות בלבד. בעקבות הכללת משתנים המפקחים הבאים: השכלת האם, השכלת האב, הכנסת האב, הכנסת האב ומספר האחים ירד האומדן של התשואה להשכלה ב-1.7 נקודות אחוז (מ-6.7 אחוזים ברגרסיה 8 ל-5.0 אחוזים ברגרסיה 9).

⁵ נציין שירידה דומה בתשואה להשכלה התקבלה כאשר החלפנו את משתנה השכר של האב משנת 1988 בזה של שנת 1995 (מנתוני ביטוח לאומי), אך החלפה זו הקטינה את מספר התצפיות ב-25 אחוזים משום שרבים מהאבות פרשו בינתיים מעבודה.

לוח 1 – האומד לתשואה להשכלה במדגם בין דורי ובמדגם של אחים

מדגם של אחים ובין-דורי		מדגם של אחים והכנסת האב		מדגם של אחים		מדגם בין-דורי		כלל המדגם	
9	8	7	6	5	4	3	2	1	
0.050 0.007	0.067 0.006	0.058 0.003	0.071 0.003	0.064 0.002	0.075 0.002	0.062 0.002	0.070 0.003	0.072 0.001	שנות לימוד ¹
+	+	+	+	+	+	+	+	+	גיל, מוצא אתני, מגדר, שעות עבודה ומצב משפחתי.
									שכר וגיל האב, השכלת האם ומספר אחים
+		+		+					שכר, השכלה, מגדר וגיל האח ומספר האחים
		+							שכר האב בשנת 1988
0.361	0.321	0.342	0.320	0.340	0.321	0.283	0.273	0.299	R ²
1,234		5,692		10,748		12,384		66,349	מספר תצפיות

1. סטיות התקן בשורה התחתונה. פרוט מלא של התוצאות מופיע בלוח נספח מספר 1.

ההשפעה הישירה של ההורים על הכנסת הפרט נתפסת רק בחלקה באמצעות משתני ההשכלה וההכנסה של ההורים ושל האחים. להלכה, ניתן לתאר שני פרטים שגדלו בסביבה חינוכית ותרבותית שונה לחלוטין אך המשתנים הנצפים של הכנסת והשכלת בני המשפחה יהיו דומים, ולהפך. Ashenfelter and Krueger ביקשו לנטרל עד תום את השפעת הסביבה. הם הציגו מודל המניח ששני האחים נהנים מהתכונה המשפחתית המשותפת (נוסף על תכונות ייחודיות לכל אחד מהם), ומצאו שהדרך לאמוד את התשואה להשכלה היא באמצעות רגרסית הפרשים – כלומר לאמוד את פער השכר בין האחים כפונקציה של פער ההשכלה ביניהם. השימוש ברגרסית הפרשים מגביל את המקדמים ברגרסיה על סמך ההנחה שתכונות משפחתיות משותפות, הנובעות מגורמי סביבה ותורשה, משפיעות באופן זהה על ההכנסה וההשכלה של כל אחד מהאחים⁶. התשואה להשכלה המתקבלת ברגרסית הפרשים כזו (ראו לוח נ-2 בנספח) היא 5.4 אחוזים בלבד (בהשוואה ל-7.5 אחוזים ברגרסית OLS).

Griliches (1977) טען שכנגד ההטיה הנובעת מהשמטת משתנה היכולת ישנה הטיה בכיוון ההפוך הנובעת מטעויות מדידה אקראיות של שנות הלימוד. טעויות לא גדולות במדידת שנות הלימוד עשויות לגרום להטיה משמעותית בתשואה להשכלה. הטיה זו גדולה יותר ככול שמוסיפים משתנים מפקחים המתואמים עם ההשכלה כגון קבוצה אתנית, השכלת האם, הכנסת האב וכו'. בכדי לאמוד את ההטיה הנובעת מטעויות המדידה יש צורך במידע צולב על השכלת הפרטים, למשל שכל אח ידווח על השכלת אחיו, מידע שאיננו בידנו.

לסיכום: הכללת המשתנים מסבירים שנועדו לפקח על תנאי הסביבה והיכולת של הפרט הקטינו את האומדן לשנות הלימוד בכ-1.3 עד 2 נקודות אחוז ביחס לרגרסיה מינצריאנית רגילה; זאת בדומה לירידה שנמצאה במחקרו של Griliches (1977) בארה"ב. Griliches טען שפער זה איננו מעיד על הטיה באמידה המינצריאנית, אלא על טעויות במדידת שנות הלימוד, זאת על סמך מחקרים שאמדו את היקף הטעויות במדידת שנות הלימוד בארה"ב. לצערנו אין בידנו דרך לבחון את היקף הטעויות במדידת שנות הלימוד בסקרים בישראל, אך בהנחה שהיקף הטעויות בישראל דומה לזה שנמצא בארה"ב, הרי שאין הטיה של ממש באומדן התשואה להשכלה ברגרסיות נוסח מינצר.

אמידת התשואה להשכלה הייתה משתפרת לו היה בידנו מידע צולב על השכלת הפרטים וכן נתונים על רמת ה-I.Q שלהם. עם זאת, גם מידע זה היה משאיר את שאלת התשואה להשכלה כשאלה פתוחה, שכן ישנו מיגוון רחב מאוד של תכונות (מלבד I.Q) המשפיעות באופן סימולטאני על הצלחת הפרט בלימודים ובשוק העבודה. תכונות אלה, שבחלקן אינן נצפות ובחלקן אינן מדידות (כגון מוטיבציה, התמדה, יכולת לשתף פעולה עם הסביבה, כושר ביטוי ועוד), הביאו את החוקרים לאמוד את התשואה להשכלה בדרך שונה לחלוטין – אמידת התשואה להשכלה באמצעות בידוד שינויים אקסוגניים בצד ההיצע.

6 אמידת רגרסית הפרשים זהה לאמידת ספציפיקציה 5 (בלוח 1), תוך כפיה שהמקדם של לוג שכר האח שווה ל-1 ושהמקדמים של ההשכלה של שני האחים שווים בגודלם. הביקורת על המודל היא שהפער בהשכלה בין אחים מעיד ככל הנראה על פער ביכולת המולדת ובמוטיבציה ולא על פער בהזדמנויות לרכוש השכלה, שכן תנאי הסביבה הדומים שבה גדלו האחים מקטנים מאוד את אי-השוויון בהזדמנויות לרכוש השכלה (זאת ביחס לזוג מקרי של אנשים בעלי פער השכלה דומה).

4. חוק חינוך תיכון חינוך – השפעת צד ההיצע

עלייה בהיצע ההשכלה עשויה להקל על ניתוק הקשר הסבוך שבין השכלה ויכולת, משום שעלייה בשיעור המשכילים מאפשרת לבחון האם הדור שנהנה מהרחבת ההשכלה נהנה גם מעלייה בשכרו. בחינה שכזו מחייבת לאתר מאורע שיגדיל את השכלת הפרטים באופן מהיר ומשמעותי (אך לא תהיה לו השפעה נוספת על הפרטים והכלכלה). בנוסף יש צורך שהנהגים מהרחבת ההשכלה יהיו די זמן בשוק העבודה בכדי ששכרם ישמש אומדן טוב ליכולת ההשתכרות ארוכת הטווח שלהם. בישראל התרחשו שני מאורעות שעשויים היו להשפיע באופן משמעותי על צד ההיצע של ההשכלה. המאורע הראשון הוא חקיקת חוק חינוך תיכון חינוך, ולפיו הוענקה החל משנת 1979 השכלה תיכונית חינוך בכיתות י' עד יב'; באותה שנה הורחב חוק חינוך חובה בשנה נוספת וכלל את כיתה י'. המאורע השני היה הרחבת ההיצע של המכללות האקדמאיות שהביא לגידול ניכר במספר תלמידי מוסדות אלה בסוף שנות התשעים: מ-20 אלף בשנת 1995 ל-68 אלף בשנת 2003. במידה ששינויים אלה הגדילו את ההשכלה בקרב שנתון מסוים ביחס לקודמו הדבר יאפשר לאמוד את התרומה של אותו גידול בהשכלה לשכר של כלל השנתון – ההתייחסות לכלל השנתון מאפשרת לבחון את התשואה להשכלה לכלל הקבוצה שנהנתה מעלייה בהשכלה (ולא את התשואה לפרטים בעלי יכולת ומוטיבציה גבוהים במיוחד). כפי שרואים מלוח נספח נ-3, העלייה בהשכלה הממוצעת של כלל האוכלוסייה הייתה הדרגתית ואיטית, ההשכלה של ילידי אמצע שנות השבעים גבוהה מזו של ילידי סוף שנות החמישים בשנת לימוד אחת בלבד. ההשפעה של פתיחת המכללות על שיעור בעלי ההשכלה האקדמית במשק לא הייתה חדה מספיק, ומשך הזמן שחלף מאז שבוגרי המכללות נמצאים בשוק העבודה איננו ארוך מספיק⁷; לפיכך נתמקד בבחינת ההשפעה של חוק חינוך חינוך.

בשנת 1978 החליטה הממשלה להנהיג חינוך תיכון חינוך בכיתות י' עד יב', והחוק ניכנס לתוקפו בשנת 1979. עד אז הונהג שכר לימוד מדורג בהתאם להכנסת ההורים ולגודל המשפחה, וניתנו הנחות ופטורים לאוכלוסיות שונות. יוגב ואיילון (1985) אשר בחנו את השפעת חוק חינוך תיכון חינוך במגזר היהודי מצאו שלחוק לא הייתה השפעה על שיעורי הלמידה בתיכון באופן כללי, אך הם מוסיפים ואומרים כך: "ממצאנו מעידים, ללא ספק, על השפעה ספציפית של החוק, המתבטאת בשיפור ההתמדה בלימודים התיכוניים במסלול העיוני, ובהעלאת השוויון בין תלמידים ממוצא מזרחי ואשכנזי, בפרט בנים, בהתמדה במסגרת לימודים זו. ממצאים אלה נוגדים חלק מן התחזיות שקדמו להחלת החוק, ואשר ניבאו שהחוק לא ישפיע כיוון של העלאת שוויון ההזדמנויות בחינוך התיכון. תחזיות אלה נשענו בעיקר על שיקולים כלכליים, הקשורים לקיומו של שכר לימוד מדורג בחינוך התיכון קודם להחלת החוק" (שם, עמוד 73)⁸. המסקנות של יוגב ואיילון נתמכות בלוח נספח נ-3, הלוח מציג את מספר שנות הלימוד הממוצע לפי שנת הלידה וההשתייכות האתנית על פי מפקד 1995. נמצא שמספר שנות הלימוד הממוצע בקרב ילידי ישראל

⁷ לגבי התשואה להשכלה של בוגרי במכללות ביחס לזו של בוגרי האוניברסיטה ראה עבודתם של זוסמן נעם, פורמן אורלי, קפלן טום ורומנוב דימטרי "הבדלים באיכות ההשכלה בין אוניברסיטאות ובהשוואה למכללות: בחינה באמצעות התשואה בשוק העבודה" טרם פורסם.

⁸ יוגב ואיילון בחנו את השפעת החוק על המגזר היהודי בלבד אך הם מציינים כי במגזר הערבי חלה ירידה גדולה בשיעורי הנשירה בבתי הספר התיכוניים - מ-27 אחוזים בשנת 1978 ל-21 אחוזים בשנת 1981.

שהוריהם נולדו באסיה ואפריקה (להלן מזרחיים) היה יציב מאוד בקרב ילידי 1955 עד 1960 (12.1-12.2 שנות לימוד), הוא עלה בכחצי שנת לימוד בקרב ילידי 1961 עד 1963 (שהיו בגיל תיכון בזמן שהחוק ניכנס לתוקף), ושב והתייצב בקרב חמשת המחזורים הבאים (12.6-12.8 שנות לימוד). מסקנה דומה התקבלה במחקר של פרידלנדר ואחרים (2002)⁹ שבחנו את שיעורי הזכאות לתעודות בגרות: "לגבי אלה שנבחנו החל מהתקופה שסביב 1970 ועד אלה שנבחנו סביב 1980, הייתה מגמה ברורה של עלייה בזכאות לכל קבוצות המוצא. הגידול באחוז הזכאות של התלמידים ממוצא אסיה ואפריקה היה מהיר וחזק יותר בהשוואה לאלה ממוצא אירופה ואמריקה. כתוצאה מכך התרחש תהליך של צמצום פערים בין קבוצות המוצא. לגבי התלמידים שנבחנו לאחר מכן, סמוך יותר ל-1985, חל שינוי. הגידול בזכאות החל להתמתן, הן לגבי נבחנים ממוצא אסיה ואפריקה, והן לגבי קבוצות אחרות (פרידלנדר ואחרים 2002)" מתוך פרידלנדר ואחרים 2007 (ע"מ 104).

לצורך בדיקת השפעת החוק על שיעור מסיימי התיכון ועל שנות הלימוד באוכלוסיה נעזרנו גם בסקרי כוח אדם לשנים 2002-2005, והבחנו בין הקבוצות האתניות השונות ובין גברים לנשים. מלוח 2 עולה שלאחר חקיקת החוק חל גידול בשיעור בוגרי התיכון ובמספר שנות הלימוד הממוצע בקרב השכבות החלשות – הערביים והמזרחיים. לעומת זאת החוק לא השפיע על הקבוצות האתניות האחרות – ילידי ישראל שהוריהם נולדו באירופה, באמריקה ובישראל – שבהן שיעור בוגרי התיכון היה גבוה מאוד גם לפני החוק. השפעת החוק הייתה בולטת במיוחד על הנשים הערביות ועל הנשים המזרחיות; שיעור בוגרות התיכון הערביות הכפיל את עצמו (מ-19 ל-39 אחוזים בתוך 6 שנים בלבד) ושיעור בוגרות התיכון בקרב הנשים המזרחיות גדל מאוד (ב-13 נקודות אחוז בתוך 4 שנים בלבד) והתקרב לזה של הנשים היהודיות שאינן מזרחיות. בעקבות החוק גדל גם שיעור בוגרי התיכון בקרב הגברים המזרחיים והערבים, אך הגידול היה מתון יותר מזה של הנשים והסתכם בכ-7 נקודות אחוז.

לוח 2: מספר שנות הלימוד הממוצע ושיעור בוגרי תיכון (בסוגרים), בקרב ילידי ישראל, על פי יבשת המוצא של האב ושנת הלידה

שנת לידה	ערביי ישראל		אסיה-אפריקה		אירופה-אמריקה וישראל	
	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	נשים
1958-1959	9.3 (37%)	6.3 (16%)	12.0 (71%)	12.6 (78%)	14.1 (85%)	14.4 (93%)
1960-1961	9.8 (40%)	6.2 (19%)	12.1 (71%)	12.5 (77%)	14.3 (86%)	14.2 (92%)
1962-1963	9.6 (39%)	7.2 (29%)	12.6 (79%)	13.1 (88%)	14.3 (89%)	14.0 (90%)
1964-1965	10.6 (47%)	8.0 (28%)	12.3 (76%)	12.9 (90%)	14.0 (86%)	14.1 (93%)
1966-1967	10.0 (46%)	8.8 (39%)	12.4 (78%)	13.0 (90%)	14.7 (88%)	14.5 (96%)
1968-1969	10.1 (46%)	8.6 (40%)	12.7 (82%)	13.1 (91%)	14.3 (90%)	14.7 (94%)

מקור: נתוני סקרי כוח אדם 2002-2005.

⁹ פרידלנדר ואחרים (2002) "תהליכי שינוי בהישגי השכלה בישראל מאז שנות החמישים: השפעת הדת, המוצא ומאפייני המשפחה". ירושלים: הוצאת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, 2002.

לצורך בחינת התשואה להשכלה או מתעניינים בהשפעת החוק על תת מדגם של העובדים שלגביהם יש נתוני שכר (לוח 3). בעוד שבקרב כלל המדגם היה גידול נאה בשיעור מסיימי התיכון בקרב האוכלוסיות החלשות – נשים ערביות ומזרחיות וגברים מזרחיים וערבים – הרי שהגידול במספר שנות הלימוד בקרב העובדים במשרה מלאה בלט בעיקר בקרב הגברים והנשים המזרחיים, בעוד שבקרב הערבים העובדים והערביות העובדות לא נימצא גידול משמעותי בממוצע שנות הלימוד. חוסר הגידול בשנות הלימוד בקרב הגברים הערביים מוסבר בכך שהגידול בשנות הלימוד בקרב כלל הגברים הערביים היה מתון וזמני (בקרב ילידי 1964-1965). הגידול הצנוע בהשכלתן של הערביות העובדות משקף את היותן קבוצה קטנה ומשכילה מאוד, בעוד שמרבית הנשים הערביות אינן משתתפות בשוק העבודה. ההשפעה הדיפרנציאלית של חוק חינוך תיכון חינם על האוכלוסיות השונות מחייב אותנו להתמקד בקבוצות שהושפעו ממנו במיוחד – ילידי ישראל שהוריהם נולדו באסיה ובאפריקה.

לוח 3: שנות הלימוד והשכר בשנת 1995 של שנתונים שנהנו ולא נהנו מחוק חינוך חובה, לפי יבשת מוצא האב ומגדר (עובדים במשרה מלאה בלבד)

	הורים ילידי אסיה-אפריקה		ערביי ישראל			
	נשים	גברים	נשים	גברים		
ילידי 59-61 לעומת ילידי 64-66	שינוי בהשכלה	0.3	-0.1	0.4	0.2	0.0
	שינוי בשכר	-14%	-13%	-8%	-13%	-9%
	מספר תצפיות	259	1,620	2,762	3,058	2,115
ילידי 60-61 לעומת ילידי 64-65	שינוי בהשכלה	0.0	0.0	0.2	0.1	-0.2
	שינוי בשכר	-11%	-11%	-6%	-10%	-6%
	מספר תצפיות	1,131	184	1,838	2,029	1,393

המקור: מפקד האוכלוסין והדיר 1995.

נעזר בהשפעת חוק חינוך תיכון חינם על ההשכלה כמשתנה עזר לאמידת התשואה להשכלה בשיטת Reduced forms. רגרסיה 1 בלוח 4 בוחנת את השפעת חוק חינוך חובה על מספר שנות הלימוד באמצעות המדגם הכולל שישה שנתונים סמוכים לשינוי החוק (ילידי 1959-61 וילידי 1964-66) של פרטים שעבדו חודש מלא בשנת 1995 (נתוני מפקד 1995). המשתנים המסבירים כוללים משתני דמי לקבוצות אוכלוסיה השונות (בנים ליוצאי אירופה-אמריקה, בנים ליוצאי אסיה-אפריקה, בנים ליוצאי אירופה-אמריקה, בנות ליוצאי אסיה-אפריקה, בנים ערבים, בנות ערביות, בנים לילידי ישראל ובנות לילידי ישראל), משתני דמי לשנת הלידה של הפרט (לכל שנה בניפרד) ואינטראקציה של קבוצות אוכלוסייה עם דמי לתקופה שאחרי חקיקת החוק. נמצאה עלייה מובהקת בהשכלה של המזרחים (נשים וגברים) בתקופת החוק, אך לא הייתה עלייה כזו בקרב הגברים הערבים והנשים הערביות¹⁰. ברגרסיה 2 אמדנו את השכר בשנת 1995 באמצעות המשתנים המסבירים ששימשו ברגרסיה הקודמת, כאשר משתנה שנות הלימוד איננו נכלל במשתנים המסבירים; נימצא ששכרם של המזרחיים שנהנו מהחוק גדל ב-4.8 אחוזים; את הגידול העודף בשכרם אנו מיחסים לעלייה העודפת בהשכלתם בהיקף של 0.4 שנות לימוד.

¹⁰ במדגם שכלל עובדים ולא עובדים נמצא גידול מובהק בהשכלה של גברים ערבים ונשים ערביות. ההשכלה בקרב הנשים הערביות העובדות לא גדלה משום ששיעור הנשים העובדות נמוך והשכלתן גבוהה בהרבה מהממוצע.

מכאן שהתשואה לשנת לימוד שלמה היא לערך 11.6 אחוזים. רגרסיה 3 בוחנת האם הגידול בשכר של המזרחיים אכן נבע מעלייה בשנות הלימוד: ניתן לראות שהתשואה העודפת למזרחיים שהיו בגיל תיכון בזמן שהחוק היה בתוקף נעלמת ברגע שמוספים את משתנה שנות הלימוד. מאחר שבוגרי חוק חינוך חנים היו צעירים למדי בשנת 1995 (גילאי 29 עד 31), ביקשנו לבחון את התשואה להשכלה של הנהנים מהחוק בגיל מבוגר יותר. לצורך זה נעזרנו בסקרי הכנסות לשנים 1996 עד 2005. גם כאן השווינו את ילידי 1964 עד 1966, שיכלו ליהנות מהחוק, לילדי 1959 עד 1961 שלא יכלו ליהנות ממנו. הגידול בהשכלה של מזרחיים שהיו בגיל תיכון בתקופה שהחוק היה בתוקף הייתה גדולה מזו שנמצאה במפקד 1995, והעלייה בשכרם הייתה נמוכה מזו שנמצאה בשנת 1995. משום כך האומד לתשואה להשכלה בסקרי הכנסות היה נמוך מזו שנאמד בשנת 1995 – כ-8.5 אחוזים.

לוח 4: אמידת השפעת חוק חינוך חנים על ההשכלה והשכר – Reduced form.
מדגם של ילידי 1959 עד 1961 ושל ילידי 1954 עד 1966

6	5	4	3	2	1	מקור הנתונים
סקרי הכנסות 1996-05			מפקד 1995			משתנה מוסבר
לוג שכר	לוג שכר	שנות לימוד	לוג שכר	לוג שכר	שנות לימוד	
-0.003 (0.087)	**0.039 (0.020)	***0.460 (0.119)	0.019 (0.014)	***0.048 (0.015)	***0.414 (0.077)	חוק חינוך חנים * מזרחים (גברים ונשים)
--	--	-0.102 (0.170)	--	--	0.025 (0.106)	חוק חינוך חנים * גברים ערביים
--	--	0.090 (0.279)	--	--	*0.403 (0.241)	חוק חינוך חנים * נשים ערביות
+	--	--	+	--	--	שנות לימוד
+	+	+	+	+	+	משתני דמי לקבוצה אתנית
+	+	+	+	+	+	משתני דמי לשנת לידה
+	+	--	+	+	--	מספר שעות עבודה
+	+	+	+	+	--	משתני דמי למצב משפחתי
+	+	+	-	--	--	משתני דמי לשנת הסקר
0.4816	0.3395	0.1556	0.3244	0.2330	0.1833	R בריבוע
11,101	11,101	11,101	22,315	22,315	22,315	מספר תצפיות

סטיית התקן בסוגריים. *** רמת מובהקות של אחוז אחד. ** רמת מובהקות של 5 אחוזים. * רמת מובהקות של 10 אחוזים.

דרך דומה לבחון את השפעת החוק על התשואה להשכלה היא באמצעות שיטת (Two Stage Least Square); שיטה זו עדיפה על שיטת ה-Reduced form משום שהיא מאפשרת להשתמש במספר משתני עזר במקביל. בשלב הראשון מריצים את שנות הלימוד כנגד משתנה העזר ומשתנים נוספים שעשויים לקבוע את מידת ההשפעה של משתנה העזר על השכלת הפרט. בשלב השני מריצים רגרסיה של לוג השכר כנגד האומד לשנת הלימוד המחושב מהרגרסיה הראשונה ומשתנים נוספים המשפיעים על השכר.

התוצאות של אמידת התשואה להשכלה בשיטת ה-TSLS מופיעות בלוח 5 (ובלוחות נספח נ'4-ונ'5). בכול הרגרסיות נכללו המשתנים המסבירים הבסיסים (דמי לקבוצות האתניות השונות, לשנת לידה, למצב משפחתי, ושעות עבודה) ושני משתני עזר: אינטראקציה של תקופת החוק וגברים מזרחים

ואינטראקציה של תקופת החוק ונשים מזרחיות. שתי הרגרסיות הראשונות מתייחסות למפקד האוכלוסין והדיוור של 1995. הרגרסיה הראשונה התייחסה לילידי 1959-61 וילידי 1964-66 (ששימשו גם באמידת ה-Reduced forms); התשואה להשכלה הנאמדת בשלב השני היא 12.4 אחוזים. רגרסיה 2 מתייחסת לשני השנתונים הראשונים שנהגו מהחוק (ילידי 1964-1965) ולשני השנתונים האחרונים שלא נהגו ממנו (ילידי 1960-1961). צמצום מספר השנתונים הגדיל את האומדן של התשואה להשכלה ואת סטיית התקן.

לוח 5 : אומדני התשואה לשנת לימוד מרגרסיות OLS ו-TSLS ומקדמי משתני העזר ברגרסית השלב הראשון

4	3	2	1	המקור
סקרי הכנסות 1996-2005				מפקד 1995
1957-61 1964-68-ו	1959-61 1964-66-ו	1960-61 1964-65-ו	1959-61 1964-66-ו	שנת הלידה של הפרטים
***0.080 (0.032)	**0.081 (0.041)	**0.142 (0.067)	***0.124 (0.036)	TSLS שנות לימוד
רגרסית העזר - מקדמי משתני העזר				
4	3	2	1	
***0.571 (0.100)	***0.564 (0.129)	*0.177 (0.102)	***0.322 (0.083)	גברים מזרחים*חוק
***0.350 (0.103)	***0.379 (0.134)	***0.330 (0.107)	***0.487 (0.087)	נשים מזרחיות*חוק
0.164	0.156	0.197	0.195	R בריבוע
18,457	11,101	14,822	22,315	תצפיות

המשתנים המסבירים בכל המודלים הם: משתני דמי לקבוצות האתניות, משתני דמי לשנת הלידה, משתני דמי למצב המשפחתי (נשוי, רווק, גרוש, אלמן) ואת מספר שעות עבודה. מודלים 3 ו-4 כוללים משתני דמי לשנת הסקר. סטיות תקן בסוגריים. *** רמת מובהקות של אחוז אחד. ** רמת מובהקות של 5 אחוזים. * רמת מובהקות של 10 אחוזים.

רגרסיות 3 ו-4 בוחנות את התשואה להשכלה שהשיגו הנהנים מהחוק לאורך תקופת זמן ארוכה, זאת באמצעות סקרי הכנסות לשנים 1996 עד 2005¹¹. רגרסיה 3 מתייחסת לאותם השנתונים שאליהם התייחס המודל הראשון (ילידי 1959-61 וילידי 1964-66). גם כאן נמצא גידול מובהק בהשכלה של הגברים המזרחיים והנשים המזרחיות, שהיו בגיל תיכון בזמן שהחוק חינוך חינם היה בתוקף, אם כי הגידול בהשכלה של הגברים המזרחיים היה גבוה מזה שנמצא במפקד 1995. התשואה להשכלה שנאמדה במהלך השנים 1996 עד 2005 הייתה 8.1 אחוזים, והיא נמוכה בהרבה מזו שהתקבלה בשנת 1995 (12.4 אחוזים). ברגרסיה 4 נוספו ארבעה שנתונים נוספים – הדבר כמעט ולא השפיע על האומדן לתשואה להשכלה, אך הקטין את שונותו.

התשואה להשכלה שנאמדה בלוחות 4 ו-5 תקפה גם אם העלייה בהשכלה של המזרחיים לא נבעה מחוק חינוך תיכון חינם אלא ממשנתה אחר שהשפיעה על צד ההיצע¹². אחד הגורמים שעשוי היה

¹¹ ברגרסיות אלה נכללו בנוסף גם משתני דמי לשנת המדגם.

¹² התוצאות אינן תקפות במידה שהעלייה בהשכלה של המזרחיים נבעה מעלייה מגורמי ביקוש שאינם מפקחים במודל (כגון עלייה בהשכלת ההורים), ובמידה שגורמים אלה הגדילו במקביל הן את השכלת הפרטים והן את יכולת ההשתכרות שלהם – לדוגמה באמצעות השפעה ישירה על כישורי השפה, ה-IQ, המוטיבציה וכו'. הסבירות של שינויים משמעותיים כגון אלה בפרק זמן קצר קלושה למדי.

לערער את תקפות האמידה הוא תהליך של העמקת האינטגרציה של המזרחים בחברה הישראלית, תהליך שכרוך בעלייה מקבילה בהשכלה ובשכר שלהם לאורך השנים¹³. על מנת לשלול אפשרות כזאת בחנו את השפעת החוק בדרך אלטרנטיבית – התמקדות ברקע הכלכלי של הפרט ולא במוצאו האתני.

לוח 6 : אומדני התשואה לשנת לימוד מרגרסיות TSLS ומקדמי משתני העזר ברגרסית השלב הראשון, נתוני מפקד 1995

2	1	
1960-61 1964-65-ו	1959-61 1964-66-ו	שנת הלידה של הפרטים
0.162 (0.057)	*0.145 (0.040)	TSLS שנות לימוד
רגרסית העזר - מקדמי משתני העזר.		
2	1	
** -0.004 (0.002)	*** -0.004 (0.001)	חוק חינוך חינם * שכר האב בשנת 1988
***0.049 (0.017)	***0.060 (0.001)	חוק חינוך חינם * מספר אחים
***0.012 (0.001)	***0.012 (0.001)	שכר האב בשנת 1988
*** -0.220 (0.015)	*** -0.228 (0.012)	מספר אחים
0.197	0.195	R בריבוע
9,131	13,829	תצפיות

סטיות תקן בסוגריים. *** רמת מובהקת של אחוז אחד. ** רמת מובהקת של 5 אחוזים. * רמת מובהקת של 10 אחוזים.

ההשערה הנבחנת היא שחוק חינוך חינם פעל בעיקר להגדלת ההשכלה של האוכלוסייה הענייה ומרובת הילדים; משום כך ניתן להשתמש באינטראקציה של הרקע המשפחתי עם החוק כמשתנה עזר לאמידת ההשכלה¹⁴. לצורך אמידה זו נעזרנו בנתוני מפקד 1995 שזווגו למרשם האוכלוסין ולנתוני השכר מהביטוח הלאומי. תוצאות האמידה מופיעות בלוח 6 (ובלוח נ' 3-בנספח). המודל נאמד בשיטת ה-TSLS, הרגרסיות כוללת מלבד המשתנים הבסיסיים (גיל, גיל בריבוע, מגדר, מוצא אתני, מצב משפחתי ושעות עבודה) את משתני הרקע המשפחתי – מספר האחים והכנסת האב בשנת 1988, וכן שני משתני אינטראקציה: שכר האב (בשנת 1988) של פרטים שהגיעו לגיל תיכון בזמן שהחוק היה בתוקף ומספר האחים של פרטים שהגיעו לגיל תיכון בזמן שהחוק היה בתוקף. ברגרסיות העזר נמצא שלגידול בשכר האב השפעה חיובית על השכלת הפרט ולגידול במספר האחים השפעה שלילית על השכלת הפרט (ראו לוח נ' 4-בנספח). שתי ההשפעות הללו נחלשו בתקופת החוק; בתקופת החוק היה גידול מובהק בהשכלה של פרטים שלהם מספר רב של אחים והכנסת אביהם נמוכה. אומדני התשואה להשכלה גדלו

¹³ בכדי לאשש את הטענה שהגידול בהשכלה של המזרחיים בשנים הרלוונטיות קשור בחוק בדקנו האם היה גידול בשכר ובהשכלה בשנה מקרית שקדמה לחוק (השונו את ילידי 1948-1954 לילידי 1956-1962). נימצא שההשכלה והשכר של הגברים המזרחיים מהדור הצעיר לא היו שונים מאלה של הדור שקדם לו.

¹⁴ ראו Card & Lemieux (2001) שבחנו את השפעת הפחתת שכר הלימוד באוניברסיטה לחיילים קנדיים ששרתו מלחמת העולם השנייה. נדגיש שמשתנים של רקע משפחתי אינם מהווים כשלעצמם משתני עזר, ולכן המתאם הקיים בינם وبين משתנה השכר איננו מהווה בעיה אקונומטרית.

מאוד: 14.5 אחוזים ברגרסיה 1 (המתייחסת לילידי ילידי 1959-61 וילידי 1964-66) ו-16.2 אחוזים ברגרסיה 2 (מתייחסות לילידי 1960-61 וילידי 1964-65)¹⁵. האומדנים שהתקבלו ברגרסיות אלו מהווים אומדי ייתר לתשואה להשכלה משום שהם מתייחסים לאוכלוסייה ששיעור מוגבלי הנזילות בקרבה גבוה בהרבה מזה שבכלל האוכלוסייה. מגבלת נזילות מבליטה את הטרוגניות בתשואה להשכלה – התשואה הנדרשת על ידי מוגבלי הנזילות גבוה מזו של האחרים ולכן השכלתם נמוכה יותר והתשואה להשכלה בקרבם גבוה יותר. מכאן שלא ניתן ללמוד מתוצאות אלה על התשואה הממוצעת להשכלה בכלל האוכלוסייה אך ניתן ללמוד מהן על התשואה להשכלה בקרב מוגבלי הנזילות.

האומד המתקבל ממשנתה עזר של המזרחיים איננו אומד עקיב לתשואה להשכלה במשק משום שאמדנו את השפעת חוק חינוך תיכון חינם על המזרחיים בלבד שלהם תשואה גבוהה יותר מזו של יתר האוכלוסייה. לוח 7 משווה את התשואה להשכלה שהשיג פרט ממוצא מזרחי שבחר לרכוש לעצמו השכלה בשל כישורו, חריצותו או כל סיבה אחרת (רגרסיית OLS) לבין התשואה שהשיג פרט שהגדיל את השכלתו כתוצאה מהחלת חוק חינוך תיכון חינם (שיטת משנתה עזר). התוצאות אינן אחידות, בשנת 1995 מתקבלת תשואה גבוהה יותר להשכלה שנרכשה בגלל החוק (לערך ב-3 נקודות אחוז) ביחס להשכלה אחרת, לעומת זאת התשואה של ההשכלה שנרכשה בגלל החוק הייתה נמוכה יותר בשנים 1996 עד 2005 (ב-1.7 נקודות אחוז). אומנם הפער בשנת 1995 הוא משמעותי מאוד, אך יש ליחס משקל יתר דווקא לתוצאות שהתקבלו מסקרי הכנסות המייצגים תקופה ארוכה. בכל אופן, האומדנים המתקבלים באמצעות משתני העזר משתי מקורות המידע הם בעלי שונות גבוהה והם אינם שונים באופן מובהק מאלה המתקבלים ברגרסיה בנוסח מייצר.

לוח 7: השוואה של אומדני התשואה להשכלה של המזרחיים המתקבלת מרגרסיה מייצריאנית ובשיטת TSLS, על פי מפקד 1995 וסקרי הכנסות לשנים 1996-2005

משתנה עזר – TSLS	רגרסיה מייצריאנית – OLS	
12.4 אחוזים	9.5 אחוזים	מפקד 1995
8.0 אחוזים	9.7 אחוזים	סקרי הכנסות לשנים 1996 עד 2005

1. ילידי השנים 1959 עד 1961 וילידי 1964 עד 1966.

כאמור, התוצאות המתקבלות באמצעות משתני העזר אינן מושפעות מהמתאם בין יכולת והשכלה המטה את אומדני ה-OLS כלפי מעלה, והן אף אינן חשופות להשפעת טעויות המדידה המטות את אומדני ה-OLS כלפי מטה. מאידך האומד הנאמד בעזרת משנתה העזר עלול לסבול מבעיה אחרת – שכן ככלל האומד המתקבל ממשנתה העזר הוא אומד עקיב לתשואה להשכלה בקרב אלו שהושפעו משינוי המדיניות אך יתכן שהוא איננו אומד עקיב לתשואה להשכלה של אלה שלא הושפעו מהחוק (כלומר – המזרחיים האחרים). במקרה של חוק חינוך חינם וחוק חינוך חובה ניתן לטעון שחוקים אלה משפיעים בעיקר על

¹⁵ ביקשנו לבחון את ההשערה שהחוק לא השפיע על האוכלוסייה הענייה ביותר שהייתה פטורה מתשלום שכר לימוד גם לפני החוק. לשם כך כללנו שני משתנים מסבירים נוספים: משתני האינטראקציה של החוק עם השכר בריבוע ושל החוק עם מספר האחים בריבוע. המשתנים לא נמצאו מובהקים ברגרסית העזר.

שהוריהם נולדו באסיה-אפריקה ומוסלמים. לעומת זאת לא היו פערי ההשכלה מובהקים בקרב הקבוצות שהשכלתם גבוהה יחסית: יהודים שהוריהם נולדו באמריקה-אירופה ונוצרים ובקרב ישראלים מדור שני.

לוח 8 - ממוצעי ההשכלה, ההכנסה ומספר האחים לפי עונת הלידה (ילידי החורף וילידי הקיץ) והשייכות האתנית – ילדי ישראל בשנים 1956-1973

אוכלוסיה 'חזקה'		אוכלוסיה 'חלשה'		כל האוכלוסייה		
ילידי החורף	ילידי הקיץ	ילידי החורף	ילידי הקיץ	ילידי החורף	ילידי הקיץ	
13.37 (2.35)	13.41 (2.37)	11.73 (2.52)	11.82 (2.51)	12.34 (2.59)	12.45 (2.58)	השכלה
3,331 (3,820)	3,243 (3,564)	2,803 (2,701)	2,800 (2,783)	3,016 (3,210)	2,989 (3,148)	הכנסה משכר
3.40 (1.88)	3.38 (1.82)	5.75 (2.82)	5.62 (2.76)	4.88 (2.84)	4.73 (2.67)	מספר אחים
57,015		90,833		147,848		תצפיות
48.8		51.3		50.3		אחוז ילידי החורף

בסוגריים סטיות התקן. השכר הממוצע מתייחס לתת מדגם של פרטים עובדים המהווים 25 אחוז מהמדגם. אוכלוסייה 'חזקה' – יהודים שהוריהם נולדו בישראל, באירופה או באמריקה וכן לנוצרים. אוכלוסייה 'חלשה' – מוסלמים, דרוזים ויהודים שהוריהם נולדו באסיה או באפריקה.

Bound and Jaeger (1996) טענו שעונת הלידה מתואמת עם הרקע הסוציו-כלכלי של המשפחה ולכן השימוש בתאריך הלידה כמשתנה העוזר אינו תקף. בדיקה שערכנו מאששת טענה זו לגבי ישראל – נמצא שמספר האחים של ילידי החורף גבוה באופן מובהק מזה של ילידי הקיץ. זאת ועוד, ההסתברות של ילידי החורף להשתייך לקבוצות האתניות מעוטות ההשכלה (מוסלמים, דרוזים ויהודים שהוריהם נולדו באסיה – אפריקה) גבוה מזה של ילידי הקיץ (ראו לוח 8 לעיל). מכאן שהבדלים בין ילידי הקיץ והחורף אינם משתקפים רק בפער ההשכלה אלא גם בתנאי סביבה עדיפים שעשויים להעניק להם יתרונות נוספים (מלבד השכלה). המתאם שבין משתנה העוזר והרקע החברתי-כלכלי (מספר האחים ועדה) מערער את תוקפו של משתנה העוזר; זאת למרות שפער ההשכלה בין ילידי הקיץ והחורף נותר מובהק גם כאשר מנטרלים את השפעת המוצא האתני ומספר הילדים, שכן אין דרך לקבוע שפער זה אינו משקף פער במשתנים הבלתי נצפים.

6. ממצאים משלימים.

נבחן קשר נוסף שבין השכלה לשכר: היחס שבין התעודה הגבוהה ביותר שהשיג הפרט לבין שכרו כפי שעולה ממפקד האוכלוסין והדיוור של שנת 1995. מלוח 9 ניתן ללמוד על השכר היחסי של בעלי כל תעודה ועל מספר שנות הלימוד בפועל לכל קבוצה. התשואה לתעודה ביחס לקודמתה (הטור השמאלי) מחושבת מתוך רגרסיה. המשתנה המוסבר ברגרסיה הוא לוג השכר והמשתנים המוסברים כוללים 7 משתני דמי – אחד לכל תעודה וכן משתני בקרה לגיל, מגדר, מוצא אתני ושעות עבודה. התשואה לתעודה היא ההפרש בין התשואה לתעודה לזו שקדמה לה (תעודת הבגרות קודמת הן לתואר ראשון והן לתעודה על תיכונות לא אקדמית).

לוח 9 - התשואה להשכלה על פי התעודה הגבוהה ביותר

תעודה	מדד שכר יחסי (בגרות = 100)	שנות לימוד	תשואה לתעודה ביחס לקודמתה ¹
אף תעודה	72	8.5	-
סיים ביי"ס יסודי/ חט"ב	76	9.3	4%
סיים ביי"ס תיכון	94	11.8	20%
בגרות	100	12.5	15%
על-תיכונית לא-אקדמית	113	14.3	10%
תואר ראשון	146	16.2	29%
תואר שני	181	18.3	7%
תואר שלישי	198	19.9	-2%

1. למעט התשואה לתואר ראשון העומדת ביחס לתעודת בגרות. התשואה לכל אחת מהתעודות נאמדה באמצעות רגרסיה שכללה 7 משתני דמי – אחד לכל תעודה ואת המשתנים המסבירים הבאים: מגדר, גיל, גיל בריבוע, שעות עבודה ושלושה משתני דמי לקבוצה האתנית (לא יהודים, אשכנזים ומזרחיים). הרגרסיה כללה 70.5 אלף תצפיות. כל המקדמים מובהקים ברמת מובהקות של 1 אחוז, למעט התשואה לתואר שלישי שאינה מובהקת.

לוח 9 מבליט את התשואה הגבוהה עבור השגת תעודת בגרות ובעבור לימודי תואר ראשון. התשואה יוצאת הדופן לשנת השכלה בתואר ראשון אינה מלמדת בהכרח על התשואה לשנת השכלה כשלעצמה והיא עשויה לשקף את היותם של האקדמיים קבוצה נבחרת בעלת יכולת ומוטיבציה גבוהים מהמוצא¹⁷ (כידוע, האוניברסיטאות נעזרות במבחני כניסה על מנת לבחור תלמידים שכאלה). לוח זה מבליט את העובדה שהתשואה להשכלה (עבור שנת לימוד) אינה אחידה – היא נמוכה למדי בבית הספר היסודי, גבוה מאוד בתואר הראשון, ושבה ויורדת לאחר מכן.

התשואה להשכלה אינה קבועה והיא משתנה עם הגיל, המגדר והקבוצה אתנית. מהרגרסיה המוצגת בלוח 10 ובנספח נ' 6- נמצא שהתשואה להשכלה עולה עם הגיל והיא מגיעה לשיאה בסביבות גיל 44; התשואה להשכלה גבוהה יותר בקרב נשים מאשר בקרב גברים. בחינה על פי המוצא האתני מעלה שהתשואה להשכלה שהשיגו יוצאי אסיה-אפריקה הייתה גבוהה מזו של הקבוצות האתניות האחרות. השילוב של תשואה גבוהה להשכלה ושל הכנסה נמוכה בקרב המזרחיים עולה בקנה אחד עם מגבלות נזילות, שכן מגבלות כאלה מקטינות את הכדאיות ברכישת השכלה בעלת תשואה נמוכה.

לוח 10 – אמידת התשואה להשכלה בשיטת ריבועים פחותים

מספר תצפיות	R בריבוע	משתנה אינטראקציה של שנות לימוד כפול המשתנה:						שנות לימוד
		אסיה-אפריקה	אירופה-אמריקה	לא יהודי	גיל בריבוע	גיל	מגדר (גבר)	
71,569	0.34	0.023 (0.002)	[#] -0.003 (0.003)	[#] 0.004 (0.003)	-0.00012 (0.00002)	0.010 (0.002)	-0.013 (0.002)	0.009 (0.005)

[#] סטיות התקן בסוגריים. משתנה שאיננו מובהק ברמת מובהקות של 10 אחוז. הרגרסיות כללו גם את המשתנים המסבירים הבאים: גיל, גיל בריבוע, משתנה דמי למגדר ושלושה משתני דמי למוצא אתני (לא יהודי, אסיה-אפריקה ואירופה-אמריקה).

¹⁷ אם כי ניתן ליחס חלק מהתשואה העודפת של בוגרי תואר ראשון לטיב ההוראה בקרב המוסדות האקדמיים ולמשאבים הכספיים העדיפים שבידם.

בחינת התפתחות התשואה להשכלה בשנים 1995 עד 2005 (באמצעות סקרי הכנסות – לוח 11) מלמדת שהתשואה להשכלה הייתה יציבה למדי במהלך העשור; התשואה להשכלה הממוצעת בשנים 1996-1997 הייתה דומה לזו הממוצעת בשנים 2004-05. נציין שהתשואה להשכלה הנאמדת באמצעות סקרי הכנסות בשנת 1995 גבוהה בנקודת אחוז מזו הנאמדת באמצעות מפקד 1995.

לוח 11 – אמידת התשואה להשכלה¹ בשנים 1995 עד 2005 של ילדי ישראל בגילאי 26 עד 45¹

שנת הסקר	מודל 1	מודל 2	מודל 3	מודל 4	מודל 5	מודל 6
1995	1996-97	1998-99	2000-01	2002-03	2004-05	
0.083 (0.004)	0.087 (0.003)	0.082 (0.002)	0.088 (0.002)	0.081 (0.002)	0.086 (0.002)	
2,556	5,151	9,842	9,834	10,408	10,873	

1. המשתנים המסבירים בכל הרגרסיות הם מגדר, גיל, גיל בריבוע, מספר ימי עבודה בחדש ודמי לקבוצה האתנית (אשכנזים, מזרחיים, ישראלים דור שני וערבים). בסוגריים סטיות התקן.

7. סיכום:

מטרת עבודה זו היא לבודד את הקשר הסיבתי שבין השכלה לשכר בישראל. האומד לתשואה להשכלה הנאמד ברגרסיה רגילה, שאינה מתחשבת בתכונות כאינטליגנציה, מוטיבציה והתמדה, עשוי להיות אומדן ייתר. זאת משום ששוק העבודה מתגמל תכונות אלה ומשום שהן מתואמות עם ההשכלה, ומכאן שהתשואה להשכלה כנראה מכילה בתוכה גם תשואה ליכולת ולמוטיבציה. כדי לאמוד את הקשר הסיבתי שבין השכלה לשכר השתמשנו בשתי דרכים שונות המקובלות בספרות. הדרך הראשונה היא לכלול ברגרסיה משתנים המתואמים עם תכונות בלתי נצפות של הפרט (Proxy). מקובל להניח שהתכונות הבלתי נצפות של הפרט מתואמות עם התכונות הנצפות של בני המשפחה; תכונות כגון השכלת האם, שכר האב והשכלת האב, שעליהן פיקחנו. הדרך השנייה לאמוד את הקשר הסיבתי בין השכלה לשכר היא לאתר מאורע חיצוני שגרם לפרטים להגדיל את השכלתם. המאורע שנבדק בעבודה זו התרחש בשנת 1979 וכלל את החלת חוק חינוך תיכון חינוך ואת העלאת סף חינוך החובה בשנה נוספת (עד כיתה י'). מאורע זה הוביל לעלייה במספר שנות הלימוד של בנים ובנות להורים שנולדו באסיה ואפריקה אשר הגיעו לגיל תיכון לאחר החלת החוק. השוואת השכר של הדור שהושפע מהחוק לדור שקדם לו מאפשר לאמוד את הקשר הסיבתי בין שכר להשכלה, זאת בהנחה שהתכונות הבלתי נצפות של שני הדורות שוות בממוצע.

המסקנה העולה ממגוון הבדיקות שערכנו היא, שאף כי הרגרסיות הרגילות משמטות משתנים בלתי נצפים ובלתי מזידיים חשובים, התשואה להשכלה הנאמדת באמצעותן משקפת בקירוב טוב את הקשר הסיבתי בין השכלה לשכר. מסקנה זו איננה חורגת מהמקובל בספרות בעולם. גם התוצאות שהתקבלו מפיקוח על תכונות בני המשפחה אינן חורגות מאלה שהתקבלו בעולם. הכללת משתנים כגון השכלת האב, השכלת האם, הכנסת האב, הכנסת האם ומספר האחים והאחיות במשפחה אמנם הקטינה את התשואה להשכלה בכ-1.3 עד 2 נקודות אחוז. אך פער דומה של 1.8 נקודות אחוז התקבל במחקרו של Griliches (1977) בארה"ב, שפיקח על תכונות האחים ועל ה-Griliches .I.Q. הראה שפער כזה איננו

מעיד על הטיה באמידה המינצריאנית אלא על טעויות במדידת מספר שנות הלימוד. בהנחה שהיקף הטעויות במדידת שנות הלימוד בסקרים בישראל דומה לזה שנמצא בארה"ב, הרי שגם בישראל ההטיה הנובעת מהשמטת משתנים מתקוזת עם ההטיה הנובעת מטעויות במדידת שנות הלימוד.

לשימוש במשתנה עזר שני יתרונו בולטים: הוא אינו חשוף להטיה הנובעת מטעויות מדידה ולא להטיה הנובעת מהשמטת תכונות בלתי נצפות של הפרט. נעזרנו בחוק חינוך תיכון חינוך כמשתנה עזר. בעקבות החוק הגדילו פרטים שהוריהם נולדו באסיה ואפריקה את השכלתם בסצני שנת לימוד ביחס למזרחיים הבוגרים מהם. במקביל עלה גם שכרם של הראשונים ביחס לשכרם של המזרחיים שלא יכלו ליהנות מהחוק. התשואה שהשיגו המזרחיים הצעירים על תוספת ההשכלה נאמדה ב-8 אחוזים בשנים 1996 עד 2005 (בממוצע) וב-12.4 אחוזים (ואף למעלה מכך) בשנת 1995. התשואה להשכלה הנאמדת ברגרסיית OLS רגילה עבור אותה קבוצה ואותן השנים היא 9.5 אחוזים. שני האומדנים המתקבלים ממשנתה העזר (8 ו-12.4 אחוזים) אינם שונים באופן מובהק מזה שמתקבל ברגרסיית ה-OLS (9.5 אחוזים). מכאן שהשימוש במשתנה עזר אינו מצביע על הטיה באומדן לתשואה להשכלה ברגרסיה רגילה.

הן אמידת התשואה להשכלה בעזרת חוק חינוך תיכון חינוך כמשתנה עזר והן השימוש בתכונות בני המשפחה של הפרט לא סתרו את התשואה להשכלה הנאמדת ברגרסיה נוסח מינצר. אמנם, האומדן מהרגרסיה המינצריאנית מוטה, משום שפערי השכר בין המשכילים ולא משכילים משקפים מלבד פערי ההשכלה גם את היותם של המשכילים בעלי מוטיבציה, מנת משכל ויכולת השתכרות גבוהות יותר; אך כנגד הטיה זו ישנה הטיה הפוכה הנובעת מטעויות במדידת שנות הלימוד. העובדה שלא נמצא פער מובהק בין האומדנים המתקבלים בעזרת משתני עזר לבין האומדנים המתקבלים בשיטת ה-OLS מעידים על כך ששני האפקטים הללו מקוזזים זה את זה.

ניתן אפוא לקבוע שהתשואה שהושגה באמצעות מדיניות ממשלתית להגדלת ההשכלה לא נפלה מהתשואה להשכלה הנאמדת ברגרסית OLS – שהיא כידוע גבוהה בהרבה מהתשואה של השקעות אחרות במשק. הדבר מרמז על כך שהנשירה מבית הספר התיכון לא נבעה מיכולת נמוכה של הנושרים אלא ממגבלת נזילות. העלאת רמת ההשכלה באמצעות חוק חינוך תיכון חינוך הגדילה את ההכנסה של השכבות החלשות ולכן היא תרמה לירידה באי השוויון הכלכלי מחד ולהגדלת התוצר מאידך. זאת בניגוד לכלי מדיניות אחרים שנועדו להקטין את אי השוויון הכלכלי וכרוכים בפגיעה בתוצר.

ביבליוגרפיה

- ברגמן אריה, מרום אריה (2005) 'תרומת ההון האנושי לצמיחה ולפריון במגזר העסקי בישראל, 1970 עד 1999' בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2005.14.
- דהן מומי (2001) 'עליית אי השוויון הכלכלי', בתוך: בן בסט, אבי (עורך), ממעורבות ממשלתית לכלכלת שוק – המשק הישראלי 1985-1998.
- דהן מומי (2002) 'האם הצטמצמו הפערים בחינוך?', רבעון לכלכלה 1:49 עמ' 159-188.
- זוסמן נעם, פורמן אורלי, קפלן טום ורומנוב דימטריו 'הבדלים באיכות ההשכלה בין אוניברסיטאות ובהשוואה למכללות: בחינה באמצעות התשואה בשוק העבודה' טרם פורסם.
- יוגב אברהם ואילון חנה (1985) 'חוק חינוך חובה ושוויון ההזדמנויות בחינוך התיכון' המרכז לפיתוח על שם מרכז ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב, נייר לדיון מס' 85-12.
- יוטב סולברג עידית (2002) 'השפעת השינויים הטכנולוגיים על מבנה השכר בישראל, 1980 עד 1999' סקר בנק ישראל 74 עמ' 131-176.
- מארק גילי (2000), 'תרומת ההשכלה לפערים הבין-עדיים בישראל', המרכז לפיתוח על-שם פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב, נייר לדיון מספר 07-00.
- מעלם יוסי, פריש רוני (1999) 'העלייה בתשואה להשכלה בישראל בשנים 1976-1997' בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון – 99.06.
- Angrist, Joshua D., and Alan B. Krueger (1991): 'Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings.' *Quarterly Journal of Economics*, 106, 979-1014.
- _____ (1995): 'Split Sample Instrument Variables Estimating of the Return to Schooling,' *Economics Journal*, 12, pp. 74-97.
- Ashenfelter, Orley and Alan Krueger (1994): 'Estimates of the Economic Returns to Schooling from a new Sample of Twins,' *American Economic Review*, 84(5), 1157-73.
- Ashenfelter, Orley and David J. Zimmerman (1977): 'Estimates of the Returns to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons, and Brothers' *The Review of Economics and Statistics* 79, 1-9.
- Ashenfelter, Orley and Cecilia E. Rouse (1998): 'Income, Schooling and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins,' *Quarterly journal of Economics*, 113, 253-284.
- Bound, John, and David A. Jaeger (1996): On the Validity of Season of Birth as an Instrument in Wage Equations: A Comment on Angrist and Krueger 'Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?' NBER Working paper #5835.
- Card, David (1995): 'Using Geographic Variation in College Proximity to estimate the Return to Schooling,' in *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp*, ed, by Louis N. Christofides , E. Kenneth Grant, and Robert Swidinsky. Toronto: University of Toronto Press, 201-222.
- _____ (1999): "The Causal Effect of Education on Earnings" in *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, ed. by Orley Ashnfelter and David Card. Amsterdam and New York North Holland.

- Conneely, Karen and Roope Uusitalo (1997) 'Estimating Heterogeneous Treatment Effects in the Becker Schooling Model,' Unpublished Discussion Paper, Princeton University Industrial Relation Section.
- Dahan Momi, Eyal Dvir, Natalie Mironichev and Samuel Shye (2003) "Have the Gaps in Education Narrowed?", *Israeli Economic Review*, Vol 1(2): 37-69.
- Griliches, Z., (1977) 'Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems' *Econometrica*, 45 (1), pp. 1-22.
- _____ (1979) 'Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey' *Journal of Political Economy*, Vol.87 No 5, pt. 2. pp S37-S64.
- Griliches, Z., and W. Mason (1972) "Education, Income and Ability," *Journal of Political Economy*, Vol 80 No 3, pt. 2 pp S74-S103.
- Harmon, Colm, and Ian Walker (1995): 'Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom,' *American Economic Review*, 85,1278-1286.
- Ichino, Andrea and Rudolf Winter-Ebmer (1998): 'The Long-Run Educational Cost of World War II: An Example of Local Average Treatment Effect Estimation,' Center for Economic Policy Research Discussion Paper No.1895.
- Kane, Thomas J., and Cecilia E. Rouse (1993): 'Labor Market Returns to Two-and Four-Year Colleges: Is a Credit a Credit and Do Degrees Matter?' NBER Working Paper 4268.
- Lemieux, Thomas, and David Card (1998): Education, Earning and the 'Canadian G.I Bill' National Bureau of Economic Research Working Paper #6718.
- Mincer, Jacob (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Reid, Jason Eis (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.
- Staiger, Douglas, and James H. Stock (1977): 'Instrumental Variable Regression with Weak Instruments.' *Econometrica*, 65,557-586.

לוח 1-1 – התשוואה להשכלה במדגם בין דורי ובמדגם של אחים
 משתנה מוסבר: לוג השכר. המדגם: גילאי 26 עד 45 ילידי ישראל, נתוני מפקד 1995

חיתוך אחים ובין-דורי		מדגם אחים ושכר האב		מדגם אחים		מדגם בין-דורי		
9	8	7	6	5	4	3	2	
0.050 0.007	0.067 0.006	0.058 0.003	0.071 0.003	0.064 0.002	0.075 0.002	0.062 0.002	0.070 0.003	שנות לימוד
1.3*E-9 2.3*E-10		1.3*E-9 2.3*E-10				1.2*E-9 1.5*E-10		שכר האב 1988
						0.0007 (0.0009)		גיל האב
0.011 (0.005)						0.007 (0.001)		השכלת האם
-0.017 (0.007)		-0.023 (0.003)		-0.019 (0.002)		-0.014 (0.003)		מספר אחים
0.133 (0.027)		0.090 (0.013)		0.119 (0.009)				לוג שכר האב
0.004 (0.007)		0.007 (0.003)		0.005 (0.002)				השכלת האב
-0.003 (0.004)		-0.004 (0.002)		-0.004 (0.001)				גיל האב
-0.063 (0.033)		-0.066 (0.016)		-0.081 (0.012)				מגדר האב
0.42 (0.03)	0.41 (0.03)	0.48 (0.02)	0.48 (0.02)	0.48 (0.01)	0.48 (0.01)	0.38 (0.01)	0.38 (0.01)	מגדר
0.081 (0.05)	0.083 (0.05)	0.083 (0.02)	0.077 (0.02)	0.068 (0.02)	0.065 (0.02)	0.038 (0.02)	0.030 (0.015)	גיל
-0.0007 (0.0006)	-0.0008 (0.0007)	-0.0008 (0.0003)	-0.0007 (0.0003)	-0.0007 (0.0002)	-0.0006 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0008 (0.0002)	גיל ברביע
-0.07 (0.05)	-0.07 (0.05)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.03 (0.02)	0.05 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.04 (0.02)	אשכנזי
-0.05 (0.04)	-0.13 (0.04)	-0.04 (0.02)	-0.12 (0.02)	-0.06 (0.02)	-0.12 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.07 (0.01)	מזרחי
-0.22 (0.07)	-0.39 (0.07)	-0.15 (0.03)	-0.31 (0.03)	-0.24 (0.02)	-0.37 (0.02)	-0.20 (0.02)	-0.33 (0.02)	לא יהודי
0.18 (0.01)	0.19 (0.02)	0.17 (0.01)	0.17 (0.01)	0.16 (0.01)	0.16 (0.01)	0.15 (0.01)	0.15 (0.01)	לוג שעות עבודה
-0.19 (0.08)	-0.17 (0.08)	-0.13 (0.04)	-0.12 (0.05)	-0.15 (0.03)	-0.15 (0.03)	-0.15 (0.03)	-0.14 (0.03)	דמי גרוש
-0.23 (0.35)	-0.12 (0.37)	-0.09 (0.13)	-0.11 (0.13)	0.02 (0.09)	-0.02 (0.09)	-0.19 (0.12)	-0.19 (0.13)	דמי אלמן
-0.11 (0.04)	-0.10 (0.03)	-0.08 (0.03)	-0.06 (0.03)	-0.09 (0.02)	-0.08 (0.02)	-0.15 (0.01)	-0.15 (0.01)	דמי רווק
				-0.01 (0.03)				דמי אב גרוש
				-0.16 (0.08)				דמי אב אלמן
				0.02 (0.02)				דמי אב רווק
3.94 (0.79)	4.78 (0.78)	4.28 (0.39)	4.84 (0.38)	4.35 (0.27)	5.07 (0.27)	5.68 (0.25)	5.78 (0.26)	קבוע
1,234	1,234	5,692	5,692	10,748	10,748	12,384	12,384	מ' תצפיות
0.361	0.321	0.340	0.320	0.340	0.321	0.282	0.273	R ²

לוח נ'2 – התשוואה להשכלה במדגם האחים – רגרסיית הפרשים
 משתנה מוסבר: הפרש השכר. המדגם: גילאי 26-45 ילידי ישראל, נתוני מפקד 1995

2	1	
0.054 0.004	0.054 0.004	הפרש בשנות לימוד
0.137 (0.011)	0.137 (0.011)	הפרש בשעות עבודה
0.025 (0.002)	0.025 (0.002)	הפרש גלמים
0.500 (0.021)	0.500 (0.021)	מגדר אח 1
-0.501 (0.021)	-0.501 (0.021)	מגדר אח 2
-0.203 (0.058)		אח 1 גרוש
-0.080 (0.191)		אח 1 אלמן
-0.122 (0.038)		אח 1 רווק
-0.103 (0.059)		אח 2 גרוש
-0.266 (0.156)		אח 2 אלמן
0.087 (0.035)		אח 2 רווק
0.021 (0.018)	0.013 (0.018)	קבוע
5,154	5,154	מספר תצפיות
0.272	0.267	R ²

לוח נ'3 – מספר שנות הלימוד ושיעור בוגרי התיכון בקרב ילידי ישראל לפי שנת לידה ומוצא האב:

ישראל-ערבים		ישראל-יהודים		אירופה אמריקה		אסיה-אפריקה		כל ילידי ישראל		שנת לידה
שנות לימוד	בוגרי תיכון	שנות לימוד	בוגרי תיכון	שנות לימוד	בוגרי תיכון	שנות לימוד	בוגרי תיכון	שנות לימוד	בוגרי תיכון	
5.9	15%	14.0	91%	14.5	67%	12.1	62%	11.4	62%	1955
6.9	24%	13.4	86%	14.0	68%	11.8	65%	11.5	65%	1956
7.0	23%	14.3	93%	14.6	75%	12.2	69%	11.9	69%	1957
6.8	23%	13.6	89%	14.0	73%	12.2	67%	11.6	67%	1958
8.7	30%	14.3	92%	14.4	75%	12.2	70%	12.2	70%	1959
7.9	30%	13.2	91%	14.4	73%	12.1	66%	11.5	66%	1960
8.0	29%	14.5	93%	14.6	75%	12.4	67%	11.8	67%	1961
8.3	30%	14.1	91%	14.3	79%	12.5	70%	12.0	70%	1962
8.5	35%	14.5	88%	14.1	83%	12.7	72%	12.0	72%	1963
8.6	31%	14.3	90%	13.9	81%	12.6	71%	12.0	71%	1964
9.8	43%	13.8	91%	14.0	85%	12.6	76%	12.4	76%	1965
9.4	43%	14.1	91%	14.6	83%	12.6	75%	12.3	75%	1966
9.3	40%	14.8	91%	14.7	85%	12.8	76%	12.6	76%	1967
8.9	38%	14.4	96%	15.1	85%	12.8	76%	12.4	76%	1968
9.7	45%	14.3	92%	14.2	87%	13.0	79%	12.7	79%	1969
9.3	41%	14.6	94%	14.6	89%	13.3	78%	12.7	78%	1970
8.7	40%	14.4	88%	14.3	86%	13.1	74%	12.3	74%	1971
9.9	45%	14.3	89%	14.3	90%	13.2	79%	12.8	79%	1972
9.7	47%	14.3	93%	14.4	82%	13.0	77%	12.7	77%	1973
10.1	51%	13.8	85%	13.9	84%	12.9	78%	12.7	78%	1974
9.7	49%	13.7	87%	14.1	85%	13.1	77%	12.6	77%	1975

מקור: נתוני מפקד האוכלוסין.

לוח נ'4- – התשואה להשכלה בשיטת 2SLS – משתנה העזר : חוק הינוך תיכון הינם
 רגרסיות השלב הראשון - המשתנה המוסבר: שנות הלימוד, נתוני מפקד 1995

מודל 4		מודל 3		מודל 2		מודל 1		
1964-1965 יילידי		1960-1961 יילידי		1964-1966 יילידי		1959-1961 יילידי		
קבוע	ס. תקן	קבוע	ס. תקן	קבוע	ס. תקן	קבוע	ס. תקן	
18.894	0.467	19.258	0.380	18.856	0.378	18.949	0.309	קבוע
-	-	0.177	0.103	-	-	0.322	0.083	מזרחים * החוק
-	-	0.330	0.107	-	-	0.487	0.087	מזרחיות * החוק
-0.004	0.002	-	-	-0.004	0.001	-	-	שכר האב * החוק
0.049	0.017	-	-	0.060	0.014	-	-	מס' אחים * החוק
0.012	0.001	-	-	0.012	0.001	-	-	שכר האב ב-88
-0.220	0.015	-	-	-0.228	0.012	-	-	מס' אחים
-0.130	0.113	-0.240	0.099	-0.069	0.092	-0.145	0.080	דמי אשכנזיות
-1.412	0.099	-2.113	0.093	-1.320	0.080	-2.107	0.075	דמי מזרחים
-1.165	0.106	-1.943	0.100	-1.100	0.086	-1.935	0.081	דמי מזרחיות
0.094	0.107	-0.106	0.097	0.121	0.088	-0.079	0.079	ישראלים דור שני
0.046	0.121	-0.156	0.107	0.140	0.097	-0.072	0.087	ישראליות דור שני
-1.899	0.138	-3.569	0.083	-1.776	0.112	-3.477	0.068	דמי ערבים
-1.010	0.224	-2.085	0.158	-0.662	0.181	-1.820	0.128	דמי ערביות
0.093	0.075	0.199	0.065	0.184	0.060	0.276	0.052	דמי רווק
-0.662	0.151	-0.560	0.126	-0.584	0.117	-0.493	0.098	דמי גרוש
-0.807	0.581	-1.127	0.495	-0.773	0.492	-0.620	0.405	דמי אלמן
-1.077	0.117	-1.274	0.095	-1.111	0.094	-1.236	0.077	שעות עבודה
-	-	-	-	0.147	0.088	0.135	0.069	דמי יילידי 1959
0.037	0.095	0.007	0.073	0.149	0.088	0.124	0.068	דמי יילידי 1960
0.088	0.093	0.144	0.072	0.196	0.086	0.259	0.068	דמי יילידי 1961
0.066	0.068	0.047	0.058	0.151	0.067	0.088	0.057	דמי יילידי 1964
-	-	-	-	0.081	0.066	0.037	0.057	דמי יילידי 1965
0.1965		0.1965		0.1947		0.1946		R בריבוע
9,131		14,822		13,829		22,315		תצפיות

לוח נ'4-ב' – רגרסיות השלב השני ב-2SLS – המשתנה המוסבר: שכר בשנת 1995

מודל 4		מודל 3		מודל 2		מודל 1		
1964-1965 יילידי		1960-1961 יילידי		1964-1966 יילידי		1959-1961 יילידי		
קבוע	ס. תקן	קבוע	ס. תקן	קבוע	ס. תקן	קבוע	ס. תקן	
3.172	1.087	3.705	1.030	3.549	0.764	4.075	0.679	קבוע
0.162	0.057	0.142	0.067	0.145	0.040	0.124	0.036	שנות לימוד
0.001	0.012	-	-	-0.001	0.009	-	-	מס' אחים
0.000	0.001	-	-	0.000	0.000	-	-	שכר האב ב-88
-0.230	0.026	-0.254	0.027	-0.266	0.020	-0.273	0.018	דמי אשכנזיות
0.099	0.078	0.039	0.137	0.045	0.051	-0.021	0.070	דמי מזרחים
-0.167	0.066	-0.233	0.121	-0.220	0.044	-0.287	0.062	דמי מזרחיות
0.027	0.024	0.024	0.022	0.032	0.020	0.023	0.017	ישראלים דור שני
-0.209	0.027	-0.244	0.026	-0.227	0.022	-0.255	0.019	ישראליות דור שני
-0.034	0.120	-0.113	0.242	-0.088	0.081	-0.189	0.125	דמי ערבים
-0.369	0.080	-0.431	0.145	-0.432	0.050	-0.516	0.071	דמי ערביות
-0.160	0.018	-0.158	0.019	-0.142	0.015	-0.147	0.015	דמי רווק
-0.084	0.050	-0.093	0.047	-0.070	0.035	-0.084	0.028	דמי גרוש
-0.075	0.138	-0.043	0.132	-0.120	0.113	-0.050	0.090	דמי אלמן
0.799	0.067	0.741	0.088	0.765	0.049	0.715	0.047	שעות עבודה
-	-	-	-	0.202	0.017	0.181	0.013	דמי יילידי 1959
0.149	0.017	0.137	0.015	0.155	0.017	0.147	0.013	דמי יילידי 1960
0.127	0.017	0.110	0.013	0.133	0.017	0.122	0.013	דמי יילידי 1961
0.042	0.016	0.029	0.013	0.048	0.016	0.042	0.013	דמי יילידי 1964
-	-	-	-	0.004	0.015	0.012	0.012	דמי יילידי 1965
0.2437		0.2268		0.2566		0.2331		R בריבוע
9,131		14,822		13,829		22,315		תצפיות

לוח נ-5 – התשואה להשכלה בשיטת 2SLS – משתנה העוזר : חוק הינוך תיכון חינם
גרגרסית השלב הראשון - המשתנה המוסבר: שנות הלימוד, נתוני סקרי הכנסות 2005-2001

מודל 6		מודל 5		
ילידי 1960-1961 וילידי 1964-1965		ילידי 1959-1961 וילידי 1964-1966		
ס. תקן	קבוע	ס. תקן	קבוע	
0.12773	15.41501	0.15811	15.29665	קבוע
0.0782	-3.53604	0.10078	-3.41269	דמי ערבים
0.11578	-2.17574	0.14776	-2.06346	דמי ערביות
0.08802	-2.42709	0.11369	-2.38769	דמי מזרחים
0.08419	-1.83825	0.10936	-1.74916	דמי מזרחיות
0.0747	-0.05216	0.09911	0.00309	דמי גברים
0.00214	-0.00882	0.00277	-0.00692	שעות עבודה
0.0909	-0.3616	0.11919	-0.36638	דמי רווק
0.11953	-0.56671	0.15454	-0.50129	דמי אלמן
0.08447	-0.08918	0.11467	-0.05721	דמי גרוש
0.09999	0.5705	0.12856	0.56421	דמי מזרחים* החוק
0.10252	0.35083	0.13354	0.3789	דמי מזרחיות* החוק
0.10047	-0.22866	-	-	דמי ילידי 1957
0.10003	-0.27827	-	-	דמי ילידי 1958
0.09886	-0.00719	0.10557	0.01758	דמי ילידי 1959
0.09818	0.0147	0.10486	0.0389	דמי ילידי 1960
0.09922	-0.01786	0.10592	0.00331	דמי ילידי 1961
0.08893	-0.14982	0.09045	-0.13031	דמי ילידי 1964
0.08754	-0.13046	0.08908	-0.11559	דמי ילידי 1965
0.08842	-0.02114	-	-	דמי ילידי 1966
0.08717	-0.0629	-	-	דמי ילידי 1967
0.10163	-0.36583	0.13156	-0.35619	דמי סקר 1996
0.10344	-0.33819	0.13391	-0.4518	דמי סקר 1997
0.08503	-0.16274	0.11116	-0.21368	דמי סקר 1998
0.08572	-0.1392	0.11143	-0.21066	דמי סקר 1999
0.08733	0.05713	0.11458	0.06927	דמי סקר 2001
0.08747	0.0541	0.11384	-0.07793	דמי סקר 2002
0.08725	0.31969	0.11385	0.24303	דמי סקר 2003
0.08705	0.19555	0.11334	0.16373	דמי סקר 2004
0.0865	0.17861	0.11109	0.08786	דמי סקר 2005
0.1642		0.1561		R בריבוע
18,457		11,101		תצפיות

לוח נ-5'ב' – רגרסית השלב השני ב-2SLS – המשתנה המוסר: שכר בשנים 2001 עד 2005

מודל 6		מודל 5		
יילידי 1960-1961 ויילידי 1964-1965		יילידי 1959-1961 ויילידי 1964-1966		
ס. תקן	קבוע	ס. תקן	קבוע	
0.49588	6.83218	0.62594	6.8929	קבוע
0.11396	-0.03432	0.13985	-0.03913	דמי ערבים
0.07315	-0.24716	0.08849	-0.25701	דמי ערביות
0.06896	0.15902	0.08649	0.16033	דמי מזרחים
0.05429	-0.08516	0.0652	-0.09945	דמי מזרחיות
0.01431	0.31036	0.01866	0.32049	דמי גברים
0.000494	0.01802	0.000595	0.01757	שעות עבודה
0.02081	-0.14364	0.02693	-0.14455	דמי רווק
0.02899	-0.1163	0.03546	-0.11524	דמי אלמן
0.01631	-0.16952	0.02173	-0.16589	דמי גרוש
0.03192	0.08031	0.04056	0.08079	שנות לימוד
0.02271	0.15624	-	-	דמי יילידי 1957
0.02355	0.14446	-	-	דמי יילידי 1958
0.01873	0.14895	0.01938	0.09875	דמי יילידי 1959
0.01836	0.13823	0.01891	0.08848	דמי יילידי 1960
0.01893	0.1255	0.01971	0.07599	דמי יילידי 1961
0.0175	0.07721	0.01779	0.02677	דמי יילידי 1964
0.01707	0.04324	0.01735	-0.00734	דמי יילידי 1965
0.01681	0.05112	-	-	דמי יילידי 1966
0.01667	0.03434	-	-	דמי יילידי 1967
0.02257	-0.3768	0.02867	-0.36818	דמי סקר 1996
0.02248	-0.27457	0.0312	-0.26604	דמי סקר 1997
0.01701	-0.15323	0.02272	-0.15988	דמי סקר 1998
0.01695	-0.09047	0.02275	-0.09834	דמי סקר 1999
0.01667	0.03033	0.0217	0.04746	דמי סקר 2001
0.0167	0.06785	0.02169	0.08281	דמי סקר 2002
0.01943	0.04732	0.02354	0.05416	דמי סקר 2003
0.0176	0.0904	0.02226	0.09227	דמי סקר 2004
0.01732	0.09644	0.02116	0.10698	דמי סקר 2005
0.3364		0.3395		R בריבוע
18,457		11,101		תצפיות

לוח נ' 6 - אמידת התשואה להשכלה בקרב גילאי 26-45 ילידי ישראל - נתוני מפקד אוכלוסין 1995

רגרסיה 2 - התשואה לשנת לימוד לפי גיל, מין והקבוצה האתנית			רגרסיה 1 - התשואה לתעודה הגבוה ביותר		
מקדם	מקדם	מקדם	מקדם	מקדם	מקדם
קבוע	קבוע	קבוע	קבוע	קבוע	קבוע
שנות לימוד	שנות לימוד	שנות לימוד	שנות לימוד	שנות לימוד	שנות לימוד
מין	מין	מין	מין	מין	מין
גיל	גיל	גיל	גיל	גיל	גיל
גיל בריבוע	גיל בריבוע	גיל בריבוע	גיל בריבוע	גיל בריבוע	גיל בריבוע
שעות עבודה	שעות עבודה	שעות עבודה	שעות עבודה	שעות עבודה	שעות עבודה
אשכנזי	אשכנזי	אשכנזי	אשכנזי	אשכנזי	אשכנזי
מזרחי	מזרחי	מזרחי	מזרחי	מזרחי	מזרחי
לא יהודי	לא יהודי	לא יהודי	לא יהודי	לא יהודי	לא יהודי
חסר תעודה	חסר תעודה	שנות לימוד * מין	חסר תעודה	חסר תעודה	חסר תעודה
בוגר יסודי	בוגר יסודי	שנות לימוד * גיל	בוגר יסודי	בוגר יסודי	בוגר יסודי
בוגר תיכון	בוגר תיכון	ש.ל * גיל בריבוע	בוגר תיכון	בוגר תיכון	בוגר תיכון
על תיכוני	על תיכוני	ש.לימוד * מזרחי	על תיכוני	על תיכוני	על תיכוני
תואר ראשון	תואר ראשון	ש.לימוד * אשכנזי	תואר ראשון	תואר ראשון	תואר ראשון
תואר שני	תואר שני	ש.לימ' * לא יהודי	תואר שני	תואר שני	תואר שני
תואר שלישי	תואר שלישי		תואר שלישי	תואר שלישי	תואר שלישי
R בריבוע	R בריבוע	R בריבוע	R בריבוע	R בריבוע	R בריבוע
תצפיות	תצפיות	תצפיות	תצפיות	תצפיות	תצפיות