אי שוויון בתשואה להשכלה

בין קבוצות אוכלוסייה שונות

מחקר לשם מילוי חלקי של הדרישות לקבלת תואר "דוקטור לפילוסופיה"

מאת: יעל מלצר

הוגש לסינאט אוניברסיטת בן גוריון בנגב

טבת תשע"ד דצמבר 2013

באר שבע

תקציר

אי השוויון בשכר ברוטו בישראל הוא מהגבוהים בין הארצות המתועשות והוא במגמת עליה. פערי הכנסה גדולים קיימים בין גברים לנשים, בין אשכנזיים למזרחים ובין ערבים ליהודים. על-פי נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה פער השכר לשעת עבודה בין גברים לנשים עמד, בשנת 2010, על 17% ובין יהודים לערבים על 38%. העבודה בוחנת את השפעת ההשכלה על אי השוויון בשכר וזאת בגלל הקשר המשמעותי בין השכלתו של הפרט להשתלבותו והצלחתו בשוק העבודה.

בהנחה שאין הבדלים טבעיים בין התפלגות היכולות של קבוצות שונות באוכלוסייה, אני מניחה שההבדלים בשכר יכולים לנבוע מהבדלים בנגישות להשכלה או מהבדלים בתשואה להשכלה בשוק העבודה. כל אחד הוא תמונת ראי של השני – נגישות להשכלה משפיעה על התשואה, והפוך, תשואות נמוכות למשל, יגרמו לפרט לבחור לא ללמוד. כדי לברר עד כמה הנגישות להשכלה היא הגורם המרכזי לפער ועד כמה התשואה, אני מתמקדת בעבודה בתשואה לשעת עבודה בישראל, כפי שהיא באה לידי ביטוי בשכר ברוטו לשעת עבודה; ובפרט, בהבדלים בתשואה בין קבוצות שונות.

בסיס הנתונים הוא הקובץ החברתי-כלכלי של מפקד האוכלוסין האחרון שנערך ב 2008. בקובץ משולב מידע ממרשם האוכלוסין יחד עם סקר של קרוב ל-20% ממשקי הבית בישראל שנפקדו בשטח. השלמת ותיקון הנתונים (בעיקר נתוני הכנסות) מנתוני מס הכנסה על-ידי הלמ"ס, הביאו לצמצום טעויות-מדידה והשגת אמידות מדויקות ואמינות יותר. מתוך האוכלוסייה הכללית התמקדתי בעבודה זו בשכירים, ילידי הארץ, שבעת עריכת המפקד היו בני 55-38 ושנמצאו נתונים על הוריהם, במפקדי האוכלוסין של 2008, 1995, 1983 ו/או 1972. החיבור עם נתוני הורים, מאפשר להוסיף משתני רקע משפחתי, המתארים את הרקע הסוציו-כלכלי ממנו הפרט מגיע. רקע זה הוא בעל השפעה גם על בחירת רמת ההשכלה וגם על כושר ההשתכרות, כך שבעזרתו ניתן להגיע לאמידות מדויקות יותר וכן לפלח את אוכלוסיית המדגם לפי הרקע המשפחתי, כדי לנסות לבדוק אם ישנם הבדלים בתשואות.

כמחצית מהמדגם הן נשים, וכתוצאה משיעור השתתפותן הנמוך של נשים ערביות בשוק העבודה (ישיב וקסיר, 2011), ישנו ייצוג נמוך של נשים לא יהודיות (מוסלמיות, נוצריות ודרוזיות) גם במדגם. חלוקת המדגם לקבוצות לפי דת, מציגה את מספר שנות הלימוד הנמוך במגזר המוסלמי (11.6), ואת הרקע הסוציו-אקונומי הנמוך יחסית ליהודים המגיעים מבתים אמידים ומשכילים יותר ובממוצע בעלי מספר שנות לימוד גבוה (14.3). בפער עצום, שלא ניתן להסבירו באמצעות הבדלים במספר שעות העבודה הממוצע, נמצא שכרם הממוצע של היהודים, כ 12,500 ₪ לחודש, בעוד השכר הממוצע, במדגם, אצל המוסלמים נמוך מ 6,800 ₪. קבוצת "האחרים", בה נכללים הנוצרים והדרוזים, נמצאים היכן שהוא באמצע והסיבה לכך היא כנראה ההתגייסות לצבא או נורמות תרבותיות קרובות יותר למגזר היהודי.

הבדלים מובהקים קיימים גם בתוך המגזר היהודי כאשר מחלקים את המדגם לפי יבשת הלידה של האב. הרקע הסוציו-אקונומי, כמו גם רמת ההשכלה, גבוהים יותר אצל פרטים שיבשת הלידה של האב היא אירופה, אמריקה או ישראל (15.3 שנות לימוד אצל האשכנזיים לעומת 13.5 אצל

המזרחיים), וכן השכר (14,790 ₪ לחודש אצל האשכנזיים לעומת 10,874 ₪ לחודש אצל המזרחיים). חלוקה נוספת של המדגם התבצעה לפי רקע סוציו-אקונומי (פעם לפי הכנסת ההורים פרמננטית ופעם לפי השכלת הורים) והציגה את הקשר החיובי שיש לרקע המשפחתי עם מספר שנות הלימוד והשכר.

אמידות התשואה להשכלה יבדקו אם הבדלים מגדרים, אתניים, הבדלים בין המגזר היהודי והלא-יהודי, כמו גם הבדלים בין פרטים המגיעים מרקע סוציו-אקונומי שונה, בשכר, נובעים גם, מהבדלים בתשואה.

ישנו קושי מתודולוגי בזהוי השפעת ההשכלה. השיטה שהציע מינסר (1974), רגרסיה של השכר על שנות לימוד, אינה לוקחת בחשבון הטיות שנובעות ממשתנים הטרוגניים בלתי נצפים, המשפיעים הן על השכר והן על רמת ההשכלה. כיוון שפרטים באוכלוסייה בוחרים את רמת ההשכלה באופן לא אקראי, גם לפי משתנים בלתי-נצפים כמו: יכולת, כושר-השתכרות, גורמים תרבותיים, נורמות ותועלת שולית מהשכלה; אנו מתמודדים עם בעיית אנדוגניות של רמת ההשכלה והטרוגניות של היכולת והתועלת השולית, כך שהאומד המתקבל בשיטה זו לתרומה מהשכלה הוא אומד מוטה.

ישנם חוקרים הטוענים שסך ההטיות קטנות (Griliches, 1977; Becker, 1964; Card, 1999; Meghir and Palm, 2003), אך חוקרים רבים ממשיכים לחפש שיטות אקונומטריות שונות כדי להתגבר על בעיית המיון העצמי ולצמצם את בעיית ההטיה. מחקר זה ממשיך בכיוון זה תוך התמקדות בהבדלים בין קבוצות אוכלוסייה שונות, לפי מגדר, דת, מוצא ורקע משפחתי.

השיטה הראשונה, בדומה ל Connely and Uusitalo (1997), Card (1995,1998), ו Brenner and Rubinstein (2011), היא שימוש במשתני הרקע המשפחתי של הפרט (הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות), המתואמים עם התכונות הבלתי נצפות של הפרט. אני אעזר במאפייני ההורים גם לצורך חלוקת המדגם לפי רקע סוציו-אקונומי והצגת ההבדלים בתשואות להשכלה בין קבוצות אלו.

שיטה שניה, אולי הנפוצה ביותר, היא איתור משתני עזר (Instrumental Variable) המשפיעים על ההשכלה אך אינם מתואמים עם השכר. משתני העזר בהם השתמשתי הם השינויים בחוק לימוד חובה בישראל על-פי הרפורמה שהונהגה ב 1969 (בעקבות הרפורמה הוקמו חטיבות הביניים, והוארכה תקופת לימוד החובה עד סיום כתה י') ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהוטרה לפי דת (יהודים ולא יהודים).

כמו כן, אבחן את התשואה להשכלה גבוהה בשיטה נוספת הבאה להתמודד עם בעיית ההטיה - התיקון של Heckman על פי השיטה שפורטה במאמר של Heckman, Tobis and Vytlacil (2000). לשיטה זו יתרון בכך שהיא מאפשרת להבדיל בין התשואה הממוצעת לחינוך בכלל האוכלוסייה, התשואה לחינוך בקרב אלו שלמדו בפועל, והתשואות השוליות לחינוך.

בשתי השיטות הראשונות, באמידות עם משתני הרקע המשפחתי, ובאמידות עם משתני העזר, התוצאות מאוד דומות. התשואה הממוצעת, ב 2008, לשנת לימודים בקרב שכירים בני 38-55

במונחי שכר לשעת עבודה היא 10.3%, עלייה ניכרת בהשוואה לתשואות שנאמדו ממפקדים קודמים. פתיחת המשק הישראלי ליבוא מתחילת שנות ה-90 ועליית ענפי טכנולוגיית העילית, פגעו בעובדים לא מיומנים והעלו את התשואה להשכלה.

בהשוואת המגזר היהודי ללא-יהודי, אנו מקבלים תשואות גבוהות יותר לגברים היהודים אך ההפך אצל הנשים. פערי התשואות לשנת לימודים ממוצעת, בין הגברים היהודים ללא-יהודיים נובעים מאפשרויות מוגבלות של האוכלוסייה הלא-יהודית בארץ בשוק העבודה, המציע הרבה פחות אופציות תעסוקתיות לבעלי השכלה במגזר זה וסיכוי פחות יותר למצוא משרה התואמת את רמת השכלתם (דהן, 2007). נשים שיצאו ללימודים במגזר זה, במיוחד בעבר, פעלו נגד המוסכמות, והן כנראה בעלות יכולות ומוטיבציה גבוהות מאוד, ולעומת-זאת, היצע העבודות והשכר לנשים שאינן משכילות היוצאות לעבוד במגזר זה מחוץ לביתן, הוא נמוך מאוד ולא מתגמל.

במגזר היהודי, תשואת המזרחיים, הקבוצה החלשה יותר במגזר היהודי, גבוהה מתשואת האשכנזים. ישנו הבדל ביחס להשכלה בין הקבוצות השונות. אצל האשכנזיים, בקבוצה ה"חזקה", רכישת ההשכלה מתבצעת יותר מטעמים חברתיים, ללא קשר לתרומתה לשכר. בקבוצה ה"חלשה" יותר, להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות והן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה האם לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות ובהנחה שהתועלת מרכישת ההשכלה מצדיקה את המהלך. שימוש בתיקון של הקמן חיזק טענה זו. התשואה הממוצעת (ATE) נמוכה יותר אצל המזרחים, קבוצה בעלת רקע סוציו-אקונומי נמוך יותר, כך שאילוצי תקציב של הטווח הארוך, המתואמים עם תורשה ונורמות חברתיות ומשפחתיות, מובילים לתשואות נמוכות יותר להשכלה, אבל התשואה לפרטים שבחרו לרכוש השכלה אקדמית (TT) גבוהה אצל ילידי הארץ להם אב שנולד באפריקה או אסיה יחסית לילידי הארץ, להם אב שנולד באמריקה, אירופה או ישראל.

חלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי של הפרט הציגה אצל השכירים היהודים תשואות נמוכות יותר לפרטים המגיעים מרקע משפחתי גבוה. בחלוקה לפי השכלת הורים נמצא שתשואת הנשים שהוריהן משכילים נמוכה במיוחד (8.1%). ממצאים אלה שתלמידים מרקע כלכלי-חברתי נמוך נהנים מתשואה להשכלה גבוהה מהממוצע, אינם חד-משמעיים, אך חוזרים על עצמם במספר לא מבוטל של מחקרים (Ashenfelter and Rouse, 1999; Krueger and Lindahl, 2001; Rivkin et al., 2005). אפשרויות התעסוקה והיכולת של פרטים מרקע כלכלי-חברתי גבוה רבות יותר, גם אם לא רכשו השכלה גבוהה ולכן התשואה עבורם נמוכה יחסית לפרטים מרקע כלכלי-חברתי נמוך שההשכלה מהווה עבורם קרש קפיצה לעתיד טוב יותר.

אצל השכירים הלא-יהודים, לעומת זאת, התשואה לפרטים בשוליים, בעלי רקע סוציו-אקונומי נמוך, נמוכה יותר. שוק העבודה בו פועל המגזר הלא-יהודי שונה ולכן אנו מקבלים מגמות שונות. במגזר הלא-יהודי, אפשרויות התעסוקה, גם למשכילים, ובהשוואה למגזר היהודי, בעיקר אצל המשכילים, הרבה יותר מצומצמות. יש חשיבות רבה להון התרבותי והחברתי ולכן התשואות הגבהות יותר יהיו בקבוצות להן הכנסת והשכלת הורים גבוהה.

נוסיף ונציין שמעבר להשפעה המובהקת של שנת לימודים, קיבלנו גם השפעה חיובית מובהקת, להשגת תעודה (אפקט הדיפלומה). התשואה לתעודת בגרות, לפרט שלמד 12 שנות לימוד, מעבר לסיום תיכון היא 16%. התשואה לשנת לימודים לתואר ראשון היא 15% בממוצע. התשואה (הפוטנציאלית) לתואר ראשון בקרב אלו שלא למדו, גבוהה יותר מהתשואה לתואר ראשון בקרב אלה שלמדו. התוצאות הראו שבכל המגזרים, רכישת תואר שלישי בנוסף לתואר שני אינה גורמת לעליה מובהקת בשכר. תוצאה זו מתקבלת כתוצאה ממיעוט תצפיות של בעלי תואר שלישי ומכך שרכישת תואר שלישי מלווה בדרך-כלל במלגות ובמשרות אקדמיות המקטינות את העלות השולית.

אמידת התשואה לשנת השכלה אקדמית באמצעות התיקון של הקמן (1976), הציגה תשואה גבוהה של 17%. ממצא זה עולה בקנה אחד עם התוצאות שקיבלנו כאשר בדקנו את התשואה לפי רמות השכלה וראינו שברמות השכלה שונות קיבלנו השפעה שונה של שנת לימודים נוספת. לשנת לימוד אקדמית השפעה שולית גדולה יותר יחסית לשנת לימודים אחרת.

לסיכום, למעט התשואה הנמוכה של גברים ערבים, המצביעה על אפליה בשוק העבודה, פערים בהכנסה בקרב שכירים נובעים בעיקר מפערים בנגישות להשכלה ובפרט להשכלה גבוהה. פרטים שסביר שלא ימשיכו ללימודים גבוהים, הם דווקא בעלי התשואה הגבוהה ביותר בשכר לשעה. השכלה גבוהה יכולה להיות מועילה במיוחד בקרב קבוצות אוכלוסייה המגיעות ממשפחות יהודיות דלות אמצעים ועם פחות השכלה וכמובן בקרב הנשים הלא-יהודיות. קבוצות אלו המגיעות מרקע חברתי או תרבותי חלש עומדות מול שוק עבודה בעל תמורות נמוכות ללא השכלה אקדמית. חישוב תשואה שולית לשנת לימוד אקדמית (MTE), לפי תכונות בלתי נצפות המשפיעות על רמת ההשכלה (כמו מוטיבציה ויכולת), גם מצביע על היתרונות בהרחבת הנגישות להשכלה, ומראה התמיינות שלילית (negative selection effect). מדיניות שתכוון לתלמידים אלו תגרום לרווחים אישים וחברתיים גדולים.

<u>מילות מפתח:</u> תשואה להשכלה, אי שוויון בשכר, פערים אתניים, פערים מגדריים, משוואת השכר, מודל רוי, תשואות הטרוגניות, משתנה עזר, משתני עזר חלשים, סלקציה שלילית, חינוך חובה, רפורמות חינוכיות, התיקון של הקמן, השפעת הטיפול הממוצעת, השפעות שוליות.

תוכן עניינים

1. מבוא 8

2. התפקיד הכלכלי של מערכת החינוך 10

3. המודל האקונומטרי לאמידת התשואה להשכלה ובעיית הזיהוי 13

4. צמצום בעיית ההטיה 19

4.1. משתני proxy 19

4.2. משתני עזר 22

4.3. התיקון של Heckman 26

5. סקירה על אמידת התשואה להשכלה בישראל 30

6. תיאור הנתונים 33

6.1. המדגם 33

6.2. מאפייני הפרט 35

6.2.1. השוואה בין המדגמים 35

6.2.2. מאפייני הפרט בקבוצות אוכלוסייה שונות 38

6.3. מאפייני הרקע המשפחתי 42

6.3.1. חישוב המשתנים 44

6.3.1.1. חישוב המשתנה "הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה" 44

6.3.1.2. חישוב המשתנה "הורים בעלי יותר השכלה" 48

6.3.2. מאפייני הרקע המשפחתי במדגם ובקבוצות אוכלוסיה שונות 49

7. אמידת התשואה להשכלה 55

7.1. אמידת התשואה לשנת השכלה ממוצעת 55

7.1.1. מקדמי OLS ושימוש במשתני proxy 55

7.1.2. אומדני 2SLS 64

7.1.2.1. חישוב משתני הדמי לשינויים בחוק לימוד חובה 64

7.1.2.2. חישוב המשתנה "שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה" 65

7.1.2.3. השלב הראשון 68

7.1.2.4. השלב השני – אומדני התשואה להשכלה 74

7.2. הבדלים בתשואה לפי רמת השכלה 77

7.3. תשואה לשנת לימודים אקדמית 87

7.3.1. השלב הראשון 88

7.3.2. השלב השני והשלישי 91

7.3.3. השלב הרביעי 92

8. מסקנות 98

9. ביבליוגרפיה 103

10. נספחים 113

10.1. תיאור סטטיסטי – ילידי הארץ שנולדו בשנים 1953-1970 113

10.2. תיאור סטטיסטי – טבלת שכיחות משותפת, לפי רקע משפחתי 114

10.3. תיאור סטטיסטי – חלוקת המדגם לפי מגדר, הכנסת הורים והשכלת הורים 115

10.4. תיאור סטטיסטי – חלוקת המדגם לפי דת, הכנסת הורים והשכלת הורים 117

10.5. חישוב התשואה להשכלה אקדמית מתוך רגרסיות ה PROXY 119

1. מבוא

אי שוויון בשכר כלכלי (שכר ברוטו) בישראל הוא מהגבוהים בין הארצות המתועשות. פער השכר בין אחוזון תשעים ואחוזון עשירי בישראל בשנת 2011, עמד על 4.9 בעוד ממוצע פערי השכר במדינות ה OECD היה 3.4 בלבד[1]. הגידול המתמשך באי השוויון משנות ה-70 הוא בעל ממדים לאומיים-אתניים-מגדריים: יש פערי הכנסה גדולים בין יהודים לערבים, בין יהודים אשכנזים למזרחיים ובין גברים לנשים. במשך השנים התמסדה היררכיה ברורה בשוק העבודה, האשכנזים נמצאים בראש, המזרחים באמצע ובתחתית הסולם נמצאים ערביי-ישראל, ובתוך כל קבוצה, הגברים נמצאים מעל לנשים. הפער בין הקבוצות השונות בישראל, גבוה מאוד יחסית למדינות אחרות. למשל, פערי השכר בין גברים מזרחיים לבין גברים אשכנזיים בישראל גבוהים מאלו שבין גברים שחורים לבין גברים לבנים בארה"ב (כהן, 2006) ונכון ל 2010, ברוב מדינות המערב שכר אישה כאחוז משכר גבר נע בטווח 80%-95% וישראל נמצאת בחלק התחתון של הטבלה עם יחס של 84%[2].

אם יוצאים מתוך הנחה שאין הבדלים טבעיים בין התפלגות היכולות של קבוצות אלה הרי שהבדלים אלה בשכר חייבים לנבוע מאחת משלש סיבות: הבדלים בנגישות להשכלה (מסיבות חיצוניות או פנימיות); הבדלים בתשואה להשכלה; או הבדלים בהיקף העבודה, כלומר במספר שעות העבודה.

בעבודה זו התמקדתי בתשואה לשעת עבודה, כפי שהיא באה לידי ביטוי בשכר ברוטו לשעת עבודה ובפרט בהבדלים בתשואה זו בין הקבוצות השונות. על-פי נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה פער השכר לשעת עבודה בין גברים לנשים עמד, בשנת 2010, על 17% ובין יהודים לערבים על 38%. אנו נשתדל להבין עד כמה הפער נובע מהבדלים בתשואה להשכלה ועד כמה מהבדלים בנגישות, שכל אחד הוא תמונת ראי של השני.

מבחינת הנגישות, הדעת נותנת שבקבוצות אוכלוסייה חזקות יש נגישות גבוהה להשכלה, "כולם לומדים" וממילא יש בין הלומדים גם בעלי יכולת נמוכה. לעומת זאת, בקבוצות חלשות מאד רק בעלי יכולת גבוהה מאד, כלומר בעלי תשואה גבוהה להשכלה, זוכים ללמוד (Hout 1984, 1988; Goldthorpe and Jackson 2008). בד בבד, קבוצות אוכלוסייה חלשות גם סובלות לעיתים מאפליה בשוק העבודה שמקטינה את התשואה שלהם להשכלה (Milgrom and Oster, 1987; Papola, 2012). השוואת התשואה לחינוך בין קבוצות אוכלוסייה שונות—בין גברים ערבים לנשים ערביות; בין גברים ערבים לגברים מזרחיים; וכיו"ב—יכולה ללמד אותנו על עצמתם היחסית של כוחות אלה ומכאן על המקורות של אי שוויון בשכר ברוטו לשעת עבודה.

---

[1] מתוך נתוני שכר המתפרסמים באתר ה OECD.

[2] עיבוד מתוך הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. שנתון סטטיסטי 2009.

לשם כך צריך להפריד בין ההשפעה של שנות לימוד או תארים על השכר לבין ההשפעה של הבדלי יכולת המתואמים עם הבדלי השכלה, בין באופן חיובי ובין באופן שלילי. רבים התמודדו עם שאלה זו ואף אנו הולכים בעקבותיהם ונוקטים בשלש גישות שונות: שימוש במשתני רקע כמצביעים על הבדלי יכולת; שימוש בשינויים בחוק לימוד חובה כמשתנה עזר לזיהוי השפעת ההשכלה; ויישום התיקון הסטטיסטי של הקמן על פי השיטה שפורטה במאמר של Heckman, Tobis and Vytlacil (2000), שיטה דו-שלבית לתיקון הטיה הנובעת מבחירה אישית של רמת ההשכלה (self-selection bias).

שתי השיטות הראשונות העלו תוצאות דומות. עליה ממוצעת בשכר לשעה של בין 10 ל 11 אחוז. גברים יהודים הם בעלי תשואות גבוהות יותר (11.3-11.5%) מגברים לא-יהודים (7.0-7.6%). תוצאות אלה עולות בקנה אחד עם מחקריהם של Lewin-Epstein and Semyonov (1994) ומיעארי, נבואני וחטאב (2011) שקיבלו תשואות גבוהות יותר אצל גברים יהודים יחסית ללא-יהודים. תשואה גבוהה לנשים יחסית לגברים, כמו שקיבלתי במגזר הלא-יהודי, נמצאה גם במדינות מתפתחות כדוגמת פקיסטן (Qureshi, 2012), ניגריה (Uwaifo Oyelere, 2007), מלזיה (Rahmah and Zulridah, 2005; Chung, 2004) ופרו (Khandker, 1990). כמו כן, קיבלנו תשואות גבוהות יותר אצל המזרחיים יחסית לאשכנזיים וזאת בדומה לפריש (2008), קריאף (2008), גוטליבובסקי ומארק (2003) ומארק (2000) שקיבלו תשואה גבוהה יותר לילידי ישראל ממוצא אסיה-אפריקה מזו של ילידי ישראל ממוצא אירופה-אמריקה.

שיטתו של הקמן, שיושמה רק עבור שנת לימודים אקדמית, מציגה תשואה ממוצעת לכלל המדגם של 17.3%. תשואת הפרטים הממוצעת (ATE) לילידי ישראל ממוצא אירופה-אמריקה גבוהה מזו של ילידי ישראל ממוצא אסיה-אפריקה (כתוצאה מסביבה חברתית ונורמות המביאות להשקעה בשנות הילדות והון חברתי המשפר את האופציות בשוק העבודה), אך התשואה עבור פרטים שבוחרים ללמוד (TT) גבוהה יותר אצל ילידי הארץ ממוצא אסיה-אפריקה כפי שקיבלנו בשתי השיטות הראשונות, אשר אינן מצליחות להתגבר על ההטיה הנובעת מהתמיינות.

חלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי של הפרט, הציגה אצל השכירים היהודים תשואות נמוכות יותר לפרטים המגיעים מרקע משפחתי גבוה, כמו במחקרים אחרים המציגים תשואות להשכלה גבוהות לתלמידים מרקע כלכלי-חברתי נמוך (Ashenfelter and Rouse, 1999; Lindahl and Krueger, 2001;). אצל השכירים הלא-יהודים התוצאות הפוכות, והקבוצה החלשה תהיה בעלת מקדם התשואה הנמוך יותר.

מכלל הממצאים האלה עולה שהשכלה גבוהה יכולה להיות מועילה במיוחד בקבוצות האוכלוסייה המגיעות ממשפחות דלות אמצעים במגזר היהודי ובקרב הנשים הלא-יהודיות. אלו קבוצות שרמת הכנסתן מושפעת בצורה הגדולה ביותר מרכישת השכלה גבוהה. שינוי רמת ההשכלה בקבוצות אוכלוסייה חלשות אחרות כמו הגברים המוסלמים, לא תביא לשינוי גדול ללא ביצוע שינויים בשוק העבודה שישפרו וירחיבו את אפשרויות התעסוקה העומדות בפני קבוצה זו.

2. התפקיד הכלכלי של מערכת החינוך

התפקיד הכלכלי של מערכת החינוך, הכשרת התלמיד לפרנס את עצמו בעתיד (Eliot, 1949), הוא נושא למידול כלכלי נרחב. המודל הרווח ביותר, לתיאור מטרתו הכלכלית של החינוך, הוא מודל ה"הון האנושי", שעל ראשוני מפתחיו נמנים שני חתני פרס נובל, תאודור שולץ (Schultz, 1960) וגארי בקר (Becker, 1964). על פי גישה זאת, אדם משקיע ברכישת מיומנויות שיש להן ביקוש בשוק העבודה ולאחר מכן קוצר את פירות השקעתו, כאשר מיומנויות אלה מזכות אותו בשכר גבוה מזה שמרוויח עובד חסר מיומנות; הפרש זה הוא התשואה על ההשקעה בהון אנושי.

תחת הנחת הראציונאליות של הפרטים ואינפורמציה מלאה, אז לפי התיאוריה הסטנדרטית הפרט שוקל את התועלות מהשכלה לעומת העלויות. התועלות קשורות בעיקר לערך הנוכחי של זרם ההכנסות המתלווה לתואר, ועלויות מורכבות מעלויות ישירות, כמו שכר לימוד ועקיפות כמו הפסד שכר אלטרנטיבי בזמן הלימודים.

נעקוב אחר Becker (1967) ו Card (2001), נניח ש t=0 הוא הגיל המינימלי לעזיבת בי"ס ושתועלת הפרט מושפעת באופן חיובי מרמת הצריכה. בתקופה בה הפרט לומד שווה התועלת ל u(c(t))-ø(t) כאשר ø(t) היא פונקציה קמורה המשקפת את חוסר התועלת מלימוד יחסית לעבודה, ופונקציית התועלת היא פונקציה קעורה עולה. לאחר סיום הלימודים התועלת של הפרט היא u(c(t)). פונקציית המטרה, אותה ממקסם הפרט, תלויה, מלבד בצריכה, גם במספר שנות הלימוד של הפרט (S) ושווה ל:

$$V(S,c(t)) = \int_0^S (u(c(t)) - \phi(t))e^{-\rho t}dt + \int_S^\infty u(c(t))e^{-\rho t}dt \quad (1)$$

ρ הוא גורם ההיוון הסובייקטיבי של הפרט.

הפרטים עומדים מול שוק עבודה המציע רמות שכר $y(S,t)$ התלויות ברמת ההשכלה. נניח ש $p(t)$ היא הכנסת הפרט שלומד ועובד במשרה חלקית, ו $T(t)$ הוא שכר הלימוד. אם R הוא שער ההיוון, נקבל שמגבלת התקציב של הפרט היא:

$$\int_0^\infty c(t)e^{-Rt}dt = \int_0^S (p(t) - T(t))e^{-Rt}dt + \int_S^\infty y(S,t)e^{-Rt}dt \quad (2)$$

כדי לבחור את רמת ההשכלה האופטימלית, הפרטים ממקסמים תועלת תחת מגבלת התקציב ביחס למשתנה ההחלטה S. תנאי סדר ראשון המתקבל הוא שהתועלת השולית (MB) משנת לימוד נוספת צריכה להיות שווה לעלות השולית משנת לימוד נוספת (MC).

$$MB = \int_0^\infty \partial y(S,S+\tau)/\partial s e^{-R\tau}d\tau \quad (3)$$

$$MC = y(S,S) - p(S) + T(S) + \frac{1}{\lambda e^{-(\rho - R)S}} \phi(S) \quad (4)$$

אם נניח שה MC עולה מהר יותר מה MB נקבל שתנאי זה הוא תנאי הכרחי ומספיק למקסום התועלת.

העלות השולית תלויה באופן חיובי בעלות העקיפה של שנת לימוד ($y(S,S) - p(S)$) פלוס שכר לימוד $T(S)$ ובהעדפות הפרט בנוגע ללימודים. ככל שחוסר התועלת שלו מלימודים יחסית לעבודה גבוה יותר כך העלות השולית גבוהה יותר. נניח שהעלות השולית אינה קבועה ובעצם עולה עם שנות ההשכלה וכן שפונקציית השכר תלויה גם בניסיון, יכולת מולדת, קשרים חברתיים וכו' ולכן היא הטרוגנית, יכולה להשתנות בין פרט לפרט. לכן ניתן לבטא את MC בצורה הבאה:

$$MC_i = r_i + kS \quad (5)$$

k– קבוע לא שלילי המבטא את העלייה בעלות השולית עם רמת ההשכלה, ו- r_i מבטא את ההטרוגניות בין הפרטים.

ה MB בביטוי (3) זה השינוי השולי בשכר כתוצאה משנת לימוד נוספת מהוון בשער הריבית. לשם פשטות, הנחתי שהתועלת השולית קבועה עבור כל רמת השכלה, ולכן Y'_S אינו תלוי במספר שנות ההשכלה. בהנחה שגם התועלת השולית הטרוגנית בהתאם לכישוריו, יכולותיו, קשריו וכו' של הפרט, נסמן את ה MB ב b_i.

$$MB = \int_0^\infty \partial y(S, S+\tau) / \partial s e^{-R\tau} d\tau = b_i \quad (6)$$

השוואת העלות השולית (5) עם התועלת השולית (6) נותנת את מספר שנות הלימוד האופטימאלי התלוי באופן חיובי בתועלת השולית (b_i) ובאופן שלילי בעלות השולית:

$$S = (b_i - r_i) / k \quad (7)$$

עבור שוק העבודה, התפלגות התועלת השולית להשכלה היא אנדוגנית, היצע גדול של עובדים משכילים יקטין את התועלת, אך היא אקסוגנית עבור פרטים צעירים הבאים להחליט על היקף השכלתם.

רמת ההשכלה האופטימלית אינה זהה לכולם. לכל פרט עלויות ותועלות שונות. אם נניח שכולם עוקבים אחר המודל, נוכל להסיק שעבור פרטים הממשיכים לרכוש השכלה, בממוצע, ערכם הנוכחי של התשואות גבוה מהעלויות ולכן ישנן שתי השלכות למודל, המסתמכות על הביטוי שקיבלנו לרמת ההשכלה האופטימלית:

1. אם הפרטים עומדים בפני אותה עלות שולית ("שוויון הזדמנויות" Becker (1967)) אלו שירכשו השכלה גבוהה יותר הם בעלי תועלת שולית גבוהה יותר מהשכלה (b_i).

2. עבור אותה רמת השכלה, פרטים עם תועלת שולית גבוהה יותר עומדים בפני עלות שולית גבוהה יותר.

יכולות להיות שתי סיבות שבגללן נקבל שרמת ההשכלה אינה רמת ההשכלה האופטימלית. הסיבה הראשונה היא אילוצי תקציב (Lochner and Monge-Narnjo, 2012; Belley and Lochner, 2007) הגורמים לרמת השכלה נמוכה מהרמה האופטימלית. גם אם שוק ההון מאפשר מתן הלוואה, ייתכן והפרטים יפחדו לקחת הלוואה משמעותית שתאפשר להם ללמוד (Oreopoulos and Petronijevic, 2013). Field (2009) השתמשה בניסוי שבוצע בבית הספר למשפטים באוניברסיטת ניו יורק להשוות את שיעור הנרשמים במקרה בו הציעו לסטודנטים הלוואה השווה לשכר הלימוד עם כניסתם ללימודים, לעומת מקרה בו מימנו להם את שכר הלימוד. בשני המקרים הערך הכספי של החבילה זהה והסטודנטים היו צריכים להחזיר את ההלוואה או את עלות שכר הלימוד עם תום הלימודים רק כאשר מקום העבודה הראשון שלהם היה בסקטור הפרטי. ההבדל הוא משך התקופה בה אתה נחשב כבעל חוב. שיעור גבוה יותר של נרשמים היה במקרה השני, שם משך התקופה בה אתה נחשב כבעל חוב נמוך יותר.

הסיבה השנייה יכולה להיות "אילוצי מידע" אינפורמציה לא מלאה לגבי התועלות והעלויות מלימודים גבוהים כמו למשל אפשרויות עזרה במימון התואר. רוב המאמרים שדנו בנושא סיכמו שסטודנטים פוטנציאלים מודעים לתועלות אך דווקא בנושא העלויות האינפורמציה אינה מלאה (Scott-Clayto, 2012; Bettinger et al., 2009). ולכן לא ברור שאכן כל הפרטים בוחרים ברמת ההשכלה האופטימאלית עבורם. מדיניות שתקטין את השפעת האילוצים כמו הנגשת האינפורמציה לגבי אפשרויות מימון התואר תוכל לשפר את המצב.

בהמשך כאשר נציג את התוצאות, נראה שבהשוואה בין קבוצות אוכלוסייה, לעיתים נקבל שהקבוצה שרוכשת השכלה גבוהה יותר, היא גם בעלת תשואה שולית גבוהה יותר, משמע, אין הוכחה למגבלת נזילות בטווח הקצר, הם לא ממשיכים ללמוד כי פשוט פחות כדאי – למשל בהשוואה בין הסקטור היהודי ללא יהודי. ההבדלים בתועלות השוליות נובעים מהשקעה גדולה יותר בתקופת הילדות (כתוצאה ממגבלת נזילות של הטווח הארוך ומנורמות תרבותיות), בנוסף לעושר הזדמנויות רחב יותר בשוק העבודה המשלים את ההשכלה ומגדיל את התועלת השולית מהשכלה.

במקרים אחרים, נקבל גם קבוצות שעבור אותה רמת השכלה, פרטים שהגיעו מרקע סוציו-אקונומי נמוך יותר, הם בעלי תשואות גבוהות יותר להשכלה – למשל יוצאי אסיה ואפריקה לעומת פרטים שהוריהם נולדו באירופה, אמריקה או ישראל. במקרה זה, הקבוצה ה"חזקה" הולכת ללמוד בכל מקרה, ואילו הקבוצה ה"חלשה" יוצאת ללמוד רק במידה וישנה כדאיות כלכלית. אוכלוסייה חלשה יותר תשלח את הילדים ללמוד, רק אם התשואות מספיק גבוהות ואינן נמוכות יותר מהעלות השולית של ההשכלה עבורם.

3. המודל האקונומטרי לאמידת התשואה להשכלה ובעיית הזיהוי

ההחלטה לרכוש השכלה נוספת מושפעת מיכולתו של הפרט, מאילוצים כלכליים, רקע משפחתי, העדפות וכדומה (Aakvik, Salvanes and Vaage, 2003). הקושי המשמעותי בזיהוי ומדידת ההשפעה הסיבתית של החינוך על כושר ההשתכרות, מקורה בקושי לכמת ולמצוא נתונים אמפיריים על חלק מגורמים אלו. גורמים בלתי נצפים משמעותיים אלו, ובראשם יכולתו של הפרט והתועלת השולית של הפרט מההשכלה, גורמים להטיה המתקבלת מאמידת OLS רגילה.

משוואה (6), משוואת התועלת השולית מהשכלה, מצביעה על מודל לוג הכנסה מהצורה:

$$\log y_i = \alpha_i + b_i S_i \quad (8)$$

כאשר α_i הוא קבוע האינטגרציה.

במשוואה זו המתארת את לוג השכר ($\log y_i$), אנו מניחים תועלת שולית קבועה לכל רמת השכלה. ישנם חוקרים כמו Hungerford and Solon (1987), Belman and Heywood (1991) שהניחו חוסר ליניאריות במשוואת השכר ואיפשרו חוסר ליניאריות עבור 8, 12 או 16 שנות לימוד. הם מצאו חוסר ליניאריות בעיקר סביב 16 שנות לימוד, מספר שנות לימוד שמקביל לסיום קולג'. במקרה זה ניתן יהיה לבטא את התועלת השולית, המופיעה במשוואה (6) באופן הבא:

$$MB = Y'_S\ H(R) = b_i - k_{mb} S \quad (9)$$

$-k_{mb}$ קבוע לא שלילי המבטא את הירידה בתועלת השולית עם רמת ההשכלה

ומודל לוג ההכנסה יהיה:

$$\log y_i = \alpha_i + b_i S_i - \frac{1}{2} k_{mb} S_i^{\ 2} \quad (10)$$

Park (1994) ו Card (1999) טוענים שהתועלות השוליות דומות ושימוש במקדם מספר שנות הלימוד (b_i) מהווה קירוב מספיק טוב. אמפירית אני אבדוק את שני המצבים. מבחינת פיתוח המודל האקונומטרי והמסקנות אין הבדל ולכן לפישוט הכתיבה נניח שהתועלת השולית לשנת השכלה הינה קבועה.

בניגוד למשוואת השכר הרגילה של מינסר (1974), ישנם שני מרכיבים הטרוגניים בלתי נצפים במשוואת לוג ההכנסה (8): האחד בחותך (a_i), הכולל את משתני היכולת וכושר ההשתכרות של

הפרט, והשני בשיפוע (b_i), שמהווה את התרומה השולית של ההשכלה (S_i)[3]. כדי להראות מדוע משתנים בלתי נצפים הטרוגניים אלו גורמים להטיה באמידת ה OLS הפשוטה, נפלג את a_i ו b_i לשני חלקים. האחד יהיה ערכם הממוצע באוכלוסייה ($\bar{a}$ ו $\bar{b}$) והשני הוא פרמטר אקראי שיכול להשתנות בין הפרטים באוכלוסייה (a_i ו b_i):

$$\log y_i = \bar{a} + \bar{b}S_i + \underbrace{(a_i - \bar{a}) + (b_i - \bar{b})S_i}_{\text{השארית}} \quad (11)$$

אם נתבונן במרכיב השאריות, נראה שישנם שני מקורות פוטנציאלים להטיות במשוואת השכר. הראשון, קורלציה בין a_i ל S_i:

$$a_i - \bar{a} = \lambda_0(S_i - \bar{S}) + u_i \quad (12)$$

אם נניח שפרט בעל יכולת גבוהה יותר הוא בעל עלות שולית נמוכה יותר לכל שנת השכלה נוספת (סובל פחות מהלימודים, צריך פחות עזרה במהלך הלימודים וכו'), הפרט יבחר ברמת השכלה גבוהה יותר ונקבל λ_0 חיובית. אם נניח שפרט בעל יכולת גבוהה יותר הוא בעל עלות שולית אלטרנטיבית גבוהה יותר (הפסד שכר אלטרנטיבי לשנת לימודים נוספת), הפרט יבחר ברמת השכלה נמוכה יותר ונקבל λ_0 שלילית.

המקור השני להטיה, הוא הקורלציה בין b_i ל S_i:

$$b_i - \bar{b} = \psi_0(S_i - \bar{S}) + v_i \quad (13)$$

פרט בעל תועלת שולית גבוהה יותר יבחר ברמת השכלה גבוהה יותר, ולכן הקורלציה במקרה זה היא חיובית.

הקשרים, בין רמת ההשכלה ליכולת הפרט ולתועלת השולית, יוצרים בעיית אנדוגניות. המשתנה מספר שנות הלימוד (S_i) אינו אקסוגני והוא תלוי ביכולת ובתרומה מהשכלה שהם משתנים הטרוגניים בלתי נצפים.

הצבת שני הקשרים שהנחנו במשוואות (12) ו (13) במשוואת השכר, משוואה (11), תיתן את הביטוי הבא:

$$\log y_i = \bar{a} + (\bar{b} + \lambda_0 - \psi_0\bar{S})S_i + \psi_0 S_i^{\,2} + u_i + v_i S_i \quad (14)$$

ולכן שיפוע משוואת השכר יהיה (השפעת ההשכלה על לוג השכר):

---

[3] משתנים נוספים נצפים כמו, נסיון תעסוקתי, מגדר, דת ורקע משפחתי משפיעים על השכר, אך אינם תורמים לבעיית ההטייה של אומדני OLS, ולכן אתעלם מהם בשלב זה.

$$\frac{d\log y_i}{dS_i} = \bar{b} + \lambda_0 - \psi_0 \bar{S}_i + 2\psi_0 S_i + v_i \qquad (15)$$

תחת ההנחה ש $E[S_i u_i] = E[S_i v_i] = 0$, נקבל שאומדן התרומה השולית להשכלה באמידת OLS פשוטה יהיה:

$$p\lim b_{ols} = \bar{b} + \lambda_0 + \psi_0 \bar{S} \qquad (16)$$

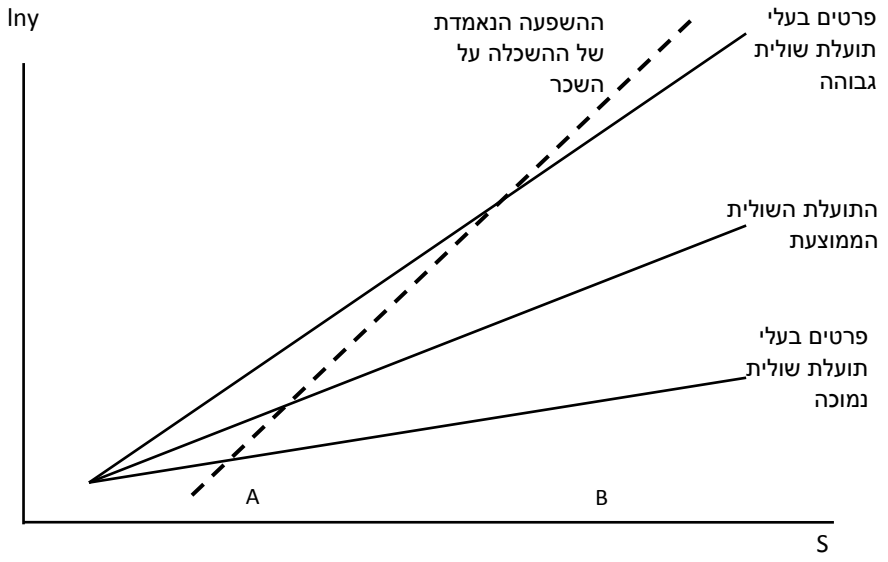
הטרוגניות המשתנים הבלתי נצפים יחד עם אנדוגניות רמת ההשכלה, הם אלו שיוצרים את בעיית הזיהוי. לכן באומד ה OLS לתועלת השולית מהשכלה, ישנם עוד שני מרכיבים מלבד התועלת הממוצעת מההשכלה: הראשון, מבטא את הקשר שבין השכלה ליכולת (λ_0); והשני, את הקשר בין התועלת השולית מהשכלה לרמת ההשכלה (ψ_0). אם נניח שהקורלציה בין כושר ההשתכרות של הפרט להשכלה היא חיובית וכך גם הקורלציה בין התרומה מהשכלה לרמת ההשכלה, נקבל הטיה חיובית של אומדן התרומה השולית להשכלה באמידת OLS פשוטה, אך הנחות אלו לא בהכרח נכונות.

גרף מספר 1 וגרף מספר 2 לקוחים מתוך מאמרם של Raaum and Aabo (2000), ומתארים באופן גרפי את ההטיות החיוביות שיכולות להיווצר. גרף מספר 1, מתאר את ההטיה שיכולה להיווצר מקורלציה חיובית בין מספר שנות הלימוד לתועלות השוליות. העקומה הגבוהה מתארת את הקשר בין השכלה לשכר עבור פרטים להם תועלת גבוהה מהשכלה ולכן שיפוע העקומה תלול יותר. העקומה הנמוכה מתארת את הקשר בין השכלה לשכר עבור פרטים להם תועלת נמוכה יותר. אם נניח שפרטים בעלי תועלת גבוהה יותר ירכשו יותר השכלה (סביב B) ואחרים סביב A, ההשפעה הנאמדת של ההשכלה על השכר תהיה שיפוע הקו המקווקו, ששיפועו תלול יותר משיפוע התועלת השולית הממוצעת.

גרף 2 מתאר את ההטיה שיכולה ליצור קורלציה חיובית בין כושר השתכרות להשכלה. העקומה העליונה מתארת את הקשר שבין השכלה לשכר לפרטים בעלי כושר השתכרות גבוה (חותך גבוה יותר) והעקומה התחתונה את הקשר עבור פרטים בעלי כושר השתכרות נמוך יותר. אם נניח שכושר ההשתכרות, מושפע מכישוריו השונים של הפרט, המשפיעים באופן שלילי גם על העלויות השוליות להשכלה, ולכן גורמים לפרטים בעלי חותך גבוה לרכוש השכלה גבוהה יותר (סביב B) יחסית לפרטים להם חותך נמוך במשוואת השכר, נקבל שוב, באמידת OLS פשוטה, הטיה כלפי מעלה.

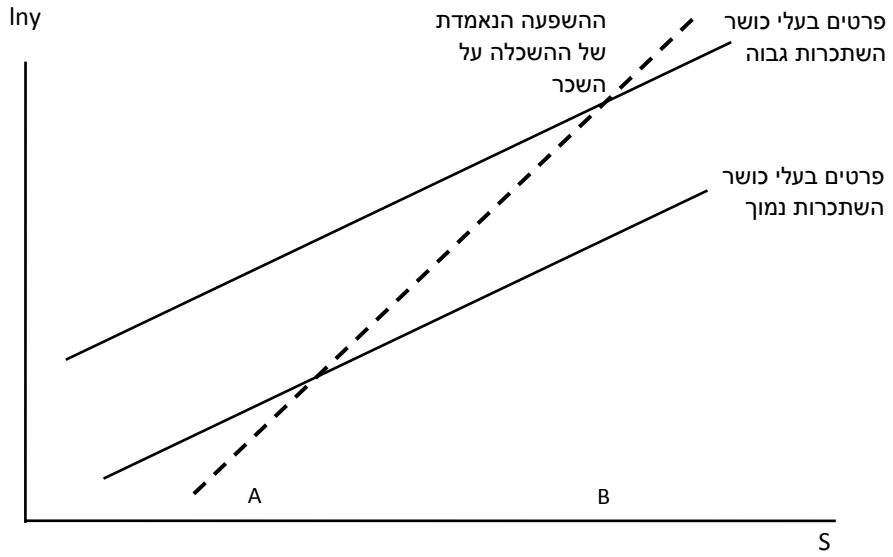
אם אנו מאמינים שפרטים מחליטים לרכוש השכלה לפי ניתוח עלות-תועלת, אז סביר שפרטים שרוכשים השכלה הם אלו שסביר וירוויחו מכך הכי הרבה, בעלי תשואה גבוהה להשכלה, או הפרטים "המוצלחים" יותר (בעלי עלות שולית נמוכה להשכלה), פרטים ששכרם יהיה גבוה בכל רמת השכלה. פרטים המאופיינים בתשואות נמוכות סביר שירוויחו פחות וההסתברות שימשיכו ללימודים קטנה יותר. כך גם פרטים בעלי עלויות גבוהות להשכלה. אנו מקבלים את בעיית הבחירה הידועה: הפרטים שבוחרים בהשכלה, הם אלו שסיכוייהם להצלחה הם הגבוהים יותר.

גרף מספר 1 – הטיה חיובית הנובעת מהטרוגניות בתועלות השוליות



מקור: Raaum and Aabo (2000)

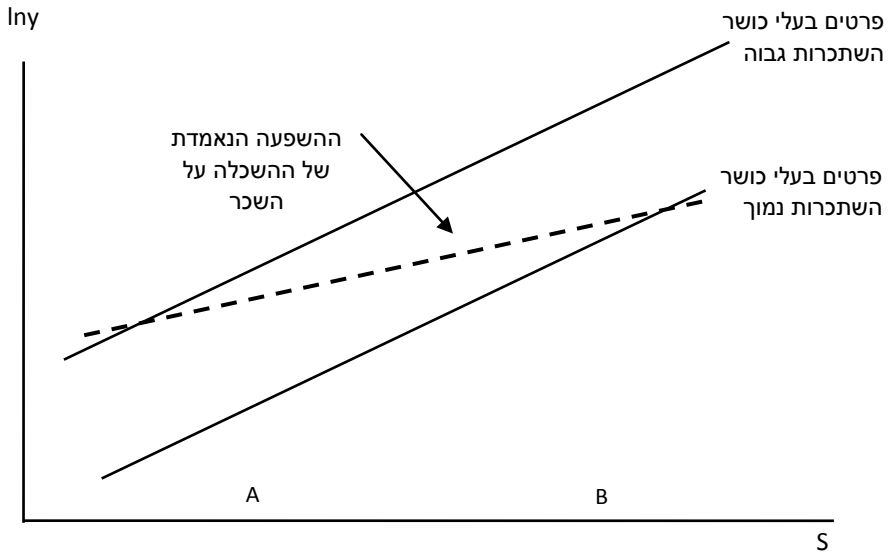
גרף מספר 2 – הטיה חיובית הנובעת מהטרוגניות בכושר ההשתכרות



מקור: Raaum and Aabo (2000)

אלו, אולי, ההטיות הנפוצות ביותר בספרות, אך ישנן גם הטיות נוספת, הפוכות. בגרף מספר 3, מתוארת הטיה שלילית הנובעת מהטרוגניות בכושר ההשתכרות כפי שתיאר Griliches (1977). לפרטים בעלי כושר השתכרות גבוה, יש עלויות אלטרנטיביות גבוהות יותר עבור כל שנת לימודים (הפסד השכר האלטרנטיבי), ולכן העלות השולית להשכלה גבוהה יותר והם יבחרו לרכוש רמת השכלה נמוכה יותר, סביב A, לעומת הפרטים להם כושר השתכרות נמוך. תחת הנחה זו נקבל אומד OLS מוטה כלפי מטה.

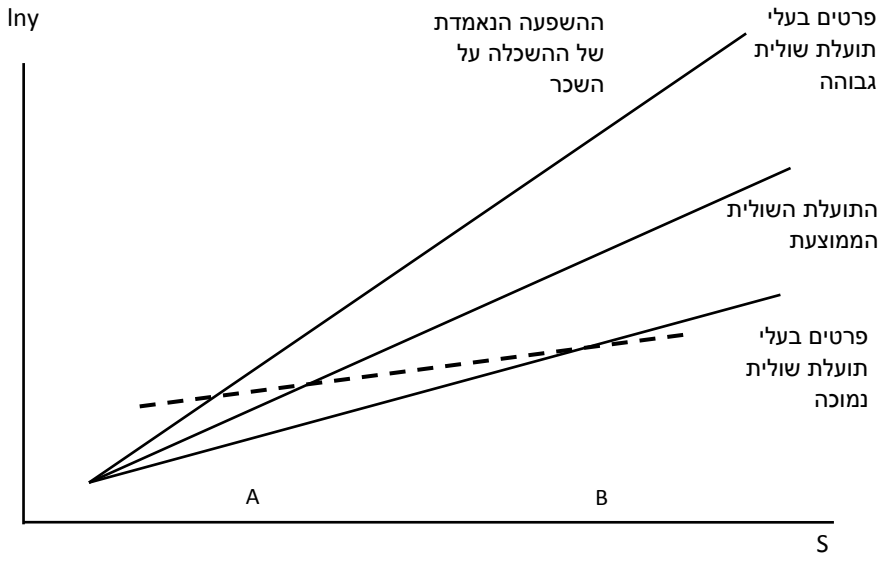
גרף מספר 3 – הטיה שלילית הנובעת מהטרוגניות בכושר ההשתכרות



Lang (1993) מדבר על כך שעקב אילוצי נזילות פרטים שדווקא היו יכולים להרוויח מההשכלה – בעלי תועלת שולית גבוהה (שהשכלה הייתה ממש יכולה לשנות את מצבם), אינם רוכשים השכלה ולכן, יכולה להיות הטיה שלילית באומדני ה OLS, כפי שמתוארת בגרף מספר 4.

Griliches (1977), בסקירתו את הספרות של שנות ה-60 וה-70 בנושא, מסכם שהטיות אלה הן קטנות – ייתכן אף קטנות יותר מהטיות אחרות המביאות לאמידת חוסר של השפעת ההשכלה. בסקירתו המוקדמת של Becker (1964) יש מסקנה דומה הגורסת שישנה הפרזה בהטיית היכולת וכך גם בעבודותיהם של Card (1999) ו Meghir and Palme (2003). Ashenfelter and Zimmerman (1997) 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 ההטיה כלפי מטה כתוצאה מטעויות המדידה.

גרף מספר 4 – הטיה שלילית הנובעת מהטרוגניות בתועלות השוליות



עבודות אחרות מציגות מסקנות מנוגדות. Leigh and Ryan (2008) השוו את אמידת OLS לשלוש אמידות שונות שמשתמשות בניסויים טבעיים, והראו שבאוסטרליה הטיית אומדני OLS נעה בין 10 ל 40 אחוזים. Dahl (2002) השתמש בנתונים ממפקד האוכלוסין של ארה"ב משנת 1990 ומצא הטיה של 10 עד 20 אחוזים. גם Trostel, Walker and Woolley (2002) הסיקו שהטיית אומדני ה OLS היא של לפחות 20%. כך שלא מעט חוקרים ממשיכים להאמין שאמידה חלקית של הקורלציה בין חינוך ושכר מפריזה בהשפעת ההשכלה, ומשתמשים בשיטות אקונומטריות שונות כדי להתגבר על בעיית המיון העצמי. היקף 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 (פריש 2008).

4. צמצום בעיית ההטיה

4.1. משתני PROXY

כמפורט בפרק הקודם, הטרוגניות המשתנים הבלתי נצפים יחד עם אנדוגניות רמת ההשכלה, הם אלו שיוצרים את בעיית הזיהוי. אם היינו יכולים לקבל נתונים כמותיים על היכולת והתועלת מהשכלה של כל פרט, בעצם לא הייתה בעיה. באמצעות משתני רקע ו/או ציוני מבחנים מנסים למצוא משתנים המהווים קירוב ליכולת ולתועלת מהשכלה. יכולת הפרט (a_i), מלבד הקשר בינה לבין מספר שנות הלימוד, כפי שמנוסח במשוואה (12), תלויה גם במשתנה ה proxy – P_i^a (נניח תלות ליניארית):

$$a_i - \bar{a} = \lambda_1(S_i - \bar{S}) + \lambda_2(P_i^a - \bar{P}^a) + u'_i \qquad (17)$$

התועלת השולית מהשכלה (b_i), מלבד הקשר בינה לבין מספר שנות הלימוד, כפי שמנוסח במשוואה (12), תהיה תלויה גם במשתנה ה proxy P_i^b:

$$b_i - \bar{b} = \psi_1(S_i - \bar{S}) + \psi_2(P_i^b - \bar{P}^b) + v'_i \qquad (18)$$

משתנה ה proxy יכול גם הוא להשפיע על רמת ההשכלה (למשל משתנה כמו ציון פסיכומטרי או השכלת ההורים), ולכן נניח את הקשרים הבאים:

$$P_i^a = \delta_0^a + \delta_s^a S_i + e \qquad (19)$$

$$P_i^b = \delta_0^b + \delta_s^b S_i + e \qquad (20)$$

תחת ההנחות הללו, נבטא את λ_0 ואת ψ_0, היוצרים את ההטיה בביטוי (16) לאומדן התרומה השולית להשכלה באמידת OLS:

$$\frac{da_i}{dS_i} = \lambda_0 = \lambda_1 + \lambda_2\delta_s^a \qquad (21)$$

$$\frac{db_i}{dS_i} = \psi_0 = \psi_1 + \psi_2\delta_s^b \qquad (22)$$

כך שאם נציב את ביטויים (21) ו (22) בביטוי (16) לאומדן התרומה השולית להשכלה באמידת OLS, נקבל:

$$p\lim b_{ols} = \bar{b} + \lambda_0 + \psi_0\bar{S} = \bar{b} + \lambda_1 + \lambda_2\delta_s^a + (\psi_1 + \psi_2\delta_s^b)\bar{S} \qquad (23)$$

במידה ונוסיף את משתני ה proxy למשוואת לוג השכר (11), נקבל:

$$\log y_i = a_0 + \bar{b}S_i + (\lambda_1(S_i - \bar{S}) + \lambda_2(P_i^a - \bar{P}^a) + u'_i) + (\psi_1(S_i - \bar{S}) + \psi_2(P_i^b - \bar{P}^b) + v'_i)S_i \quad (24)$$

שיפוע משוואת השכר יהיה:

$$\frac{d\log y_i}{dS_i} = \bar{b} + \lambda_1 - \psi_1\bar{S}_i + 2\psi_1 S_i + \psi_2(P_i^b - \bar{P}^b) + v'_i \quad (25)$$

כך שהוספת משתנה ה-proxy, משיגה אומד בעל מרכיב הטיה נמוך יותר יחסית לאומד ה OLS המופיע בביטוי (23):

$$p\lim b_{proxy} = \bar{b} + \lambda_1 + \psi_1\bar{S}_i \quad (26)$$

ככל שהקשר בין משתנה ה proxy ליכולת (λ_2) ולהשכלה (δ_s^a), ובין משתנה ה proxy לתועלת השולית מהשכלה (ψ_2) ולהשכלה (δ_s^b) גבוה יותר, כך ההצלחה בצמצום ההטיה תהיה גבוהה יותר.

אם נניח שהשפעת היכולת והתועלת השולית מהשכלה על רמת ההשכלה חיובית וכן כיוון הקורלציה בין משתנה ה-proxy למספר שנות הלימוד, ליכולת ולתשואה מהשכלה זהה, ניתן להסיק שהוספת משתנה ה-proxy מקטינה את ההטיה, ונקבל אומדן נמוך יותר. אם הנחות אלו אינן מתקיימות, אומנם נקבל אומדן שונה אך לא ברור אם הוא יהיה גבוה או נמוך יותר.

משתנה ה proxy הנפוץ ביותר הוא השכלת הורים ואחים. דוגמאות רבות לכך אנו רואים בלוח מספר 1. משתני proxy נוספים הם ציוני IQ, המבנה המשפחתי ואזור מגורים. בכל המחקרים, מלבד מאומדן התשואה להשכלה של הנשים אצל Card (1999), אנו רואים שאומדן התועלת השולית של ההשכלה נמוך יותר כאשר מוסיפים לרגרסיה משתני proxy.

אם נסתכל על התוצאות מארה"ב נראה במאמרו של Card (1999) הבדל משמעותי בתשואה להשכלה בין גברים ונשים. אומדני התשואה להשכלה שקיבלו Brenner and Rubinstein (2011), יחסית למחקרים אחרים שהשתמשו במדגם של גברים מארה"ב, מראים שגם בתוך קבוצת הגברים, לגברים הלבנים תשואה גבוהה יותר. הבדלים אלו מסבירים את האומדנים הגבוהים שקיבלו Ashenfelter and Rouse (1998). Ashenfelter and Rouse השתמשו ב 700 תצפיות בלבד שנאספו מתוך פסטיבל התאומים של 1993 ב Twinsburg שבאוהיו והמדגם כלל שיעור גבוה של נשים (59%) ולבנים (92% לעומת שיעורם היחסי באוכלוסייה בארה"ב שעומד על כ 77%). הן הריצו את אותה רגרסיית OLS בה השתמשו, גם על מדגם של כלל אוכלוסיית ארה"ב מתוך ה Current Population Survey וקיבלו תשואה של 8.5% בלבד.

לוח מספר 1

דוגמאות לאמידה באמצעות משתני proxy

מדינה	חוקרים	מדגם	משתני ה PROXY	OLS	אומדן התשואה להשכלה
פינלנד	Connely and Uusitalo, 1999	גברים	השכלת הורים	8.5%	8.2%
ארה״ב	Card, 1995	גברים	השכלת הורים	7.3%	6.9%
	Ashenfelter and Zimmerman, 1997	גברים	השכלת האח	5.9%	4.2%
	Griliches, 1997	גברים	ציון IQ	6.5%	5.9%
	Brenner and Rubinstein, 2011	גברים לבנים	השכלת הורים, המבנה המשפחתי, אזור מגורים	11.3%	10.0%
	Card, 1999	גברים	השכלת האם	7.3%	6.7%
		נשים		11.2%	11.3%
	Ashenfelter and Rouse, 1998	תאומים זהים	השכלת האח התאום	11.2%	10.8%
אוסטרליה	Miller et al., 1995	תאומים זהים	השכלת האח התאום	6.4%	4.8%
שוודיה	Isaacson, 1998	תאומים מאותו מין	השכלת האח התאום	4.6-4.7%	4-4.6%

4.2. משתני עזר

שיטה נפוצה לעקוף את בעיית הבחירה היא איתור משתנה עזר (Z_i) המשפיע על ההשכלה (מאורע אקסוגני שהגדיל את השכלת הפרטים):

$$S_i = Z_i\pi + \xi_i \qquad (27)$$

אך אינו מתואם עם המשתנים ההטרוגניים הבלתי נצפים:

$$\begin{aligned} E\left[b_i - \bar{b} \mid Z_i\right] &= 0 \\ E\left[a_i - \bar{a} \mid Z_i\right] &= 0 \end{aligned} \qquad (28)$$

משתנה עזר כזה יכול לבוא בצורת נסיבות או שינויי מדיניות, שלפרט אין עליהם השפעה שגורמים לקבוצה אחת לרכוש השכלה רחבה יותר יחסית לקבוצה אחרת.

אם נציב במשוואת לוג השכר (11) את מספר שנות הלימוד כפונקציה של משתנה העזר (27), נקבל:

$$\log y_i = \bar{a} + \bar{b}(Z_i\pi + \xi_i) + (a_i - \bar{a}) + (b_i - \bar{b})(Z_i\pi + \xi_i) \qquad (29)$$

כך ששיפוע משוואת השכר הוא:

$$\frac{d\log y_i / dZ_i}{dS_i / dZ_i} = \frac{\pi\bar{b} + \pi(b_i - \bar{b})}{\pi} = b_i \qquad (30)$$

והאומד המתקבל באמצעות משתנה העזר הוא אומד חסר הטיה לתשואה:

$$p\lim b_{IV} = \bar{b} \qquad (31)$$

הקושי הוא למצוא משתנה עזר טוב שמתואם בצורה מובהקת עם ההשכלה אך לא מתואם עם השכר. משתנה עזר חלש, שרמת השפעתו על ההשכלה נמוכה, לא יעזור לזיהוי כיוון שמקדם משתנה העזר (π) במשוואת ההשכלה (27) שואף לאפס.

קיים קושי נוסף בזיהוי, במידה ומשתנה העזר הוא בינארי (יכול לקבל את הערך 0 או 1) ומשפיע רק על חלק מהאוכלוסייה. Imbens and Angrist (1994) הראו שאם נניח שכאשר $Z = 1$ ההסתברות לרכוש השכלה נוספת גבוהה יותר מההסתברות כאשר $Z = 0$, השימוש במשתנה העזר בעצם מאפשר לאמוד את ה LATE, את התועלת מהשכלה רק עבור הפרטים שהמשתנה השפיע עליהם. האומדן מהווה ממוצע משוקלל של התועלות השוליות להשכלה, רק עבור הפרטים עליהם הייתה למשתנה העזר השפעה:

$$p\lim b_{iv} = \frac{\operatorname{cov}[\log y_i, Z_i]}{\operatorname{cov}[S_i, Z_i]} = \frac{E[\log y_i \mid Z_i = 1] - E[\log y_i \mid Z_i = 0]}{E[\log S_i \mid Z_i = 1] - E[\log S_i \mid Z_i = 0]} = \frac{E\left[b_i \Delta S_i\right]}{E\left[\Delta S_i\right]} \qquad (32)$$

המשקולות שוות ליחס בין השינוי במספר שנות הלימוד לשינוי הממוצע באוכלוסייה בעקבות משתנה העזר (Brenner and Rubinstein, 2011), כך שאנו מקבלים ממוצע של התועלות השוליות להשכלה משוקלל על פי ההשפעה היחסית שהייתה למשתנה העזר.

בחלק מהמקרים, LATE שווה להשפעה הממוצעת מהטיפול (ATE), אבל זאת רק כאשר הפרטים לא בוחרים להגיב למשתנה העזר על-פי גורמים אשר גם הם משפיעים על התשואה (Heckman, 1997), כמו התשואה שלהם מהשכלה. במקרה זה $E[b_i \Delta S_i]_{iv} = E[b_i]E[\Delta S_i]$ והאומד שנקבל יהיה אומד עקיב. אם אין הבדלים בתשואות להשכלה בין קבוצות באוכלוסייה, או לחילופין השינוי במספר שנות הלימוד זהה בכל קבוצות האוכלוסייה, גם נקבל אומד עקיב. אך במידה וישנו מתאם בין התועלת השולית למספר שנות הלימוד, ומשתנה העזר משפיע יותר בקבוצה זו או אחרת, כאשר לכל אחת תשואה שונה, ההשפעה היחידה שאנו יכולים להיות בטוחים ששיטת משתני העזר מעריכה נכון, ללא צורך להניח דבר, היא התשואה הממוצעת עבור אלו שהונעו לרכוש השכלה – LATE (Angrist, Imbens, and Rubin, 1996; Imbens and Angrist, 1994). מכאן גם נובע שכאשר הטיפול המוערך הוא בעל השפעה זהה על כל האוכלוסייה, כל משתנה עזר הגיוני יזהה את ההשפעה, אבל כאשר השפעת הטיפול שונה, משתני עזר שונים יעריכו השפעות שונות Oreopoulos (2006).

בלוח מספר 2, מרוכזות דוגמאות לאמידה באמצעות משתני עזר. בהרבה מקרים, אומדני ה IV, האומדים את ה LATE, גבוהים מאומדני ה OLS. הסבר אחד יכול להיות הטיה שלילית של אומדני ה OLS כתוצאה מהתמיינות שלילית או טעויות מדידה. סיבה נוספת יכולה להיות תשואה גבוהה יותר בקבוצה המושפעת משינויים במשתנה העזר. Card (1993), Lang (1993) ו Lee and Burkam (2003) טענו שתוצאות אמידת ה IV הגבוהות מתקבלות בגלל שהן מודדות השפעות ממוצעות עבור קבוצה קטנה וייחודית של פרטים, שייתכן שבשיקולי עלות תועלת, העלויות השוליות להשכלה עבור הפרטים בקבוצה גבוהות יותר; הם בעלי יכולת אשראי מצומצמת, בעלי צורך גדול יותר לעבודה מיידית, יותר שונאי סיכון (Levhari and Weiss, 1974) חשופים לנורמות תרבותיות שאינן מעריכות השכלה, חסרי תמיכה נפשית, ומוקפים בפרטים בעלי השכלה נמוכה. כל אלו מקשים על התלמיד להמשיך ללמוד מעבר למינימום הכרחי (Akerlof and Kranton, 2002; Coleman, 1961).

לוח מספר 2

דוגמאות לאמידה באמצעות משתני עזר

מדינה	חוקרים	משתני העזר	OLS	IV
ארה"ב	Angrist and Kruger, 1991	רבעון הלידה	6.3-7%	6-10.1%
	Staiger and Stock, 1997	רבעון הלידה	5.2-6.3%	8.8-9.8%
	Acemoglu and Angrist, 2000	רבעון לידה	7.3%	7.3%
		הבדלים ושינויים בחוק לימוד חובה		7.6%
	Angrist and Chen, 2011	עזרה כלכלית שקיבלו חיילים משוחררים לרכישת השכלה אקדמית	6.8%	11.7-11.8%
	Card, 1995	מרחק מהקולג'	7.3%	10-14%
פינלנד	Connely and Uusitalo, 1999	מרחק מהקולג'	8.3-8.5%	9.8-11%
פיליפינים	Maluccio., 1998	מרחק מהקולג'	6.3-7.3%	11.3-14.5%
קנדה	Lemieux and Card, 2001	פתיחת שערי האוניברסיטאות לצעירים שהתנדבו לשירות צבאי	6.2-7%	7.6-16.4%
אינדונזיה	Duflo, 2001	בניה מאסיבית של בתי ספר	7.8%	6.4-9.1%
בריטניה	Harmon and Walker, 1995	שינויים בחוק לימוד חובה	6.1%	15.3%
	Oreopoulos, 2006	שינויים בחוק לימוד חובה	8%	15%
	Devereux and Hart, 2010	שינויים בחוק לימוד חובה	15%	0%-6%
אוסטרליה	Leigh and Ryan, 2008	חודש הלידה	13%	8%
		שינויים בחוק לימוד חובה		12%

Angrist and Krueger (1991) היו הראשונים להשתמש ברבעון הלידה של הפרט לזיהוי פרטים עם פחות שנות לימוד. כיוון שחוק לימוד חובה מתייחס לגיל הילד, ילדים שנולדו לאחר התאריך הקובע לרישום לבית-הספר, יכולים לפרוש מבי"ס עם פחות שנות לימוד מאחרים. Carneiro and

Heckman (2002) מספקים מספר הוכחות שתאריך הלידה מתואם עם התפתחות הילד כך שייתכן שזמן הלידה מתואם עם גורמים אחרים, מלבד רמת ההשכלה, המשפיעים על כושר ההשתכרות. בנוסף, Aliprantis (2010) השתמשה בתופעה הנפוצה של השארת הילד בגן לעוד שנה, והביאה הוכחות אמפיריות לכך שהחלטת ההורים היא הטרוגנית ולכן מפרה את הנחת המונוטוניות ובעצם אנו מקבלים משתנה עזר מאוד חלש, שקשה בעזרתו לזהות את ההשפעה הסיבתית של ההשכלה על השכר. Bound and Jaeger (1996) טענו שרבעון הלידה מתואם עם היכולת גם דרך ההשפעה השונה שיש להשכלה לפי גיל-הכניסה לבית-הספר, ובנוסף הראו שאם רכישת השכלה ורבעון הלידה הם בעלי קורלציה נמוכה, ייתכן והאמידות מוטות באותו כיוון כמו תוצאות ה OLS.

Card (1995) השתמש במרחק לקולג' בארה"ב ואחריו השתמשו באותו משתנה עזר גם Connely and Uusitalo (1999) בפינלנד ו Maluccio (1998) בפיליפינים. פרטים הגרים סמוך לקולג' עומדים מול עלויות נמוכות יותר לרכישת השכלה ולכן בעלי סבירות גבוהה יותר לרכישת השכלה יחסית לפרטים המתגוררים רחוק יותר.

Angrist and Chen (2011) השתמשו בעזרה הכלכלית שקיבלו חיילים אמריקאים לרכישת השכלה אקדמית. הם ניצלו את העובדה שהחל מדצמבר 1969, חובת הגיוס נקבעה על-פי הגרלה רנדומלית, כך שפרטים שהונעו לרכוש השכלה (כתוצאה מהעזרה הכלכלית שקיבלו) נבחרו בצורה אקראית ולא על סמך משתני יכולת בלתי נצפים.

Lemieux and Card (2001) השתמשו בפתיחת שערי האוניברסיטאות בקנדה לצעירים שהתנדבו 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.

Duflo (2001) השתמשה בבנייה המאסיבית של בתי ספר יסודיים באינדונזיה בין 1973 ל 1978. בשנים אלו נבנו מעל ל 61 אלף בתי ספר חדשים בעלות של מעל ל 500 מיליון דולר. מלאי בתי הספר הוכפל פי 2 וכמות המורים גדלה ב 43 אחוז.

שינויים בחוק לימוד חובה הוא כנראה משתנה העזר הנפוץ ביותר; הוא מתרחש כמעט בכל העולם מדי תקופה, ואידיאלי לכאורה, כיוון שהוא משפיע על ההשכלה אך לא על השכר. Acemoglu and Angrist (2000) ניצלו הבדלים ושינויים בחוקי לימוד חובה בין המדינות בארה"ב וגם השתמשו ברבעון הלידה כמשתנה עזר ובשתי השיטות קיבלו אומדני תשואה להשכלה (LATE) דומים אחד לשני וכן דומים לתוצאות אמידת OLS. הם השתמשו במדגם של גברים לבנים בני 40-49 ממפקדי האוכלוסין של 1960-80.

כל המאמרים המוצגים כאן מבריטניה, שהשתמשו במשתנה העזר של שינויים בחוק לימוד חובה, השתמשו בשינויים של 1947 – העלאת גיל המינימום לעזיבת בית-הספר מ 14 ל 15. רוב התלמידים בממלכה המאוחדת באמצע המאה ה-20 נטו לעזוב את הלימודים בגיל הצעיר ביותר

האפשרי. Oreopoulos (2006) הראה שהעלאת גיל המינימום לעזיבת בית-הספר בבריטניה ב 1947 מ 14 ל 15 היה בעל אפקט חזק ומיידי אשר השפיע על כמעט מחצית מאוכלוסיית בני ה-14 להישאר בבית הספר לשנה נוספת. עוצמת ההשפעה מספקת הזדמנות נדירה לא רק לאמידת ההשפעה המקומית (LATE) אלא אף לאמידת התשואה להשכלה של כלל האוכלוסייה (ATE) שתהיה קרובה מאוד להשפעה המקומית.

Harmon and Walker (1995), שהיו הראשונים לאמץ את השינויים בגיל עזיבת ביה"ס בבריטניה לאמידת התשואה להשכלה, וגם Oreopoulos (2006) הגיעו לאומדני IV גבוהים מאוד (15%), גם יחסית ל OLS. Devereux and Hart (2010) קיבלו לעומתם אומדנים קטנים ונמוכים בהרבה מה OLS. למעשה, אין כל הוכחה לתשואה חיובית לנשים והתשואה לגברים היא בין 4-7%. אמידות אלו מצביעות על כך שה ATE לחינוך בבריטניה אינו כה גבוה. לטענתם עיקר ההבדלים בין אמידתם לאמידות האחרות נובע מאיכות הנתונים בהם השתמשו[4] והאומדנים הנמוכים יכולים להסביר את התופעה שכמחצית מאוכלוסיית בריטניה פורשת מבית-הספר מוקדם ככל האפשר.

4.3. התיקון של HECKMAN

Heckman, Tobis and Vytlacil (2000) השתמשו במודל תיאורטי פשוט, המסתמך על המודל של רוי (Roy, 1951), שמטרתו לאמוד את התשואה להשכלה באמצעות אמידת תוספת השכר. לשם כך הגדירו Gronau ב 1974 ו Heckman ב 1976, מודל משתנים חבויים (latent index model) המייחס את רמת ההשכלה בה בוחר הפרט לתשואות הפוטנציאליות ממנו. המשתנה הלטנטי מוגדר כתועלת הצפויה נטו משנת לימודים נוספת; פרטים ימשיכו ללמוד כאשר התועלת נטו היא חיובית (או לא שלילית) והפוך.

$$
\begin{aligned}
Y^1 &= X\beta^1 + U^1 \\
Y^0 &= X\beta^0 + U^0
\end{aligned}
\qquad (33)
$$

X – משתנים ידועים (מספר שנות לימוד, גיל, מגדר, מצב משפחתי וכדומה) המשפיעים על השכר.

U^i – שארית הכוללת משתני יכולת בלתי נצפים (יכולת, מוטיבציה, ערכים וכדומה).

---

[4] Devereux and Hart (2010) השתמשו ב New Earnings Survey Panel Data-set (NESPD) הסוקר את התקופה החל מ 1975 עד 2001, בניגוד למדגמים המצומצמים יותר של החוקרים האחרים (Harmon and Walker השתמשו ב General Household Survey עבור התקופה 1978 עד 1986 ו Oreopoulos השתמש ב Family Expenditure Survey של השנים 1983-1998). בנוסף, ה NESPD הוא מסד נתונים המבוסס על מדגם רנדומאלי של 1% מאוכלוסיית בריטניה ומספק מדגם הרבה יותר גדול מהאחרים. ולבסוף, כיוון שזוהי חובה חוקית של המעסיקים לענות על הסקר, והוא מבוסס על תלושי-משכורת, מתקבל שיעור גבוה של משתתפים והאינפורמציה על ההכנסות סביר ותהיה יותר מדויקת מאשר דיווח עצמי או מקורב מסקרי משק הבית.

שתי המשוואות הן משוואות השכר (Y^i – לוג השכר) עבור שני "מצבים". המצב הראשון "1" מייצג את המצב של רכישת השכלה נוספת ו"0" אחרת. כל פרט נצפה באחד המצבים, כך שלכל פרט תשואה של Y^1 או Y^0. רווח מרכישת השכלה נוספת מוגדר כ $\Delta \equiv Y^1 - Y^0$.

השכר הנצפה תלוי בבחירה:

$$Y = DY^1 + (1-D)Y^0 \tag{34}$$

D מסמן את ההחלטה הנצפית האם הפרט רכש שנת השכלה נוספת:

$D = 1$ – רכש השכלה נוספת.

$D = 0$ – לא רכש השכלה נוספת.

המשתנה D^* הוא משתנה לטנטי, התלוי ב Z, משתנים ידועים המשפיעים על רמת ההשכלה (שנת לידה, מגדר, מספר אחים, השכלת הורים וכדומה):

$$D^* = Z\theta + U^D \tag{35}$$

והוא קובע את D לפי הכלל:

$$D = l[D^*(Z) \geq 0] = l[Z\theta + U^D \geq 0] \tag{36}$$

$l[A]$ – פונקציה המקבלת את הערך 1 במידה והאירוע A מתקיים ו 0 אחרת.

מודל זה נקרא מודל רגרסיית החילוף של Quandt (1972), המודל של רובין (Rubin, 1978), או מודל רוי להתפלגות ההכנסה (Roy, 1951; Bjorklund and Moffitt, 1987; Garen, 1984 ו Heckman and Honore, 1990).

עבור שתי רמות השכלה, ההפרש בשכר מהווה את התשואה על ההשקעה בהון אנושי. כיוון שכל פרט בוחר את רמת ההשכלה על-פי יתרונו היחסי, לפי משוואת הבחירה, ניתן להגדיר שלושה[5] מדדים שונים לתשואות להשכלה, המאופיינים בסוג האוכלוסייה אותה הם מייצגים. Average Treatment Effect (ATE) – ההשפעה הממוצעת על כלל האוכלוסייה או התשואה הצפויה

[5] במאמר של Heckman, Tobis and Vytlacil (2000) מופיעים ארבעה מדדים, הכוללים גם את ה Local Average Treatment Effect (LATE) – התשואה הממוצעת הנוספת לאלו שהונעו לרכוש השכלה (ההשפעה על אלו ששינוי מדיניות גרם להם לקבל את הטיפול). הדמיון בין LATE ו ATE מתקבל כתוצאה מהעובדה שמשתנה העזר בו השתמשו Heckman, Tobis and Vytlacil במאמרם (ההבדל בין 4 ל 0 אחים), אינו משנה באופן משמעותי את הנטייה לקבל את הטיפול (propensity score). גם בעבודה זו קיבלנו דמיון רב בין ה LATE וה ATE מאותה סיבה שמשתני העזר בהם השתמשנו, שינויים בחוק לימוד חובה ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה, לא שינו באופן משמעותי את הנטייה לקבל את הטיפול.

מהשכלה עבור פרט מקרי באוכלוסייה; The Effect of Treatment on the Treated (TT) – התשואה מההשכלה לאלו שרכשו השכלה; Marginal Treatment Effect (MTE) – היא התשואה להשכלה עבור ערכים שונים של המשתנה הבלתי נצפה.

Heckman, Tobis and Vytlacil (2000) סיפקו ביטויים לשלושת המדדים, ולשם כך, הניחו שהשאריות (U^D, U^1, U^0) אינן תלויות ב X ו Z והגדירו Z_k בו נמצאים אלמנטים של Z שאינם ב X, כך שההסתברות של פרט לרכוש השכלה נוספת תוכל להשתנות גם אם אין הבדל בתשואות. הביטויים של מדדי התשואות להשכלה, תלויים בהתפלגות השאריות. כאשר הניחו את ההתפלגות הבאה:

$$\begin{bmatrix} U^D \\ U^1 \\ U^0 \end{bmatrix} \sim N\begin{pmatrix} 1 & \sigma_{1D} & \sigma_{0D} \\ \sigma_{1D} & \sigma_1^2 & \sigma_{10} \\ \sigma_{0D} & \sigma_{10} & \sigma_0^2 \end{pmatrix}$$

$$\rho_i \equiv Corr(U^i, U^D)$$

כיוון ששונות השארית במשוואת הבחירה מנורמלת ל-1, נקבל ש $\rho_i \sigma_i = \sigma_{iD}$.

הם הציגו את הביטויים הבאים:

<u>Average Treatment Effect (ATE)</u> – התשואה הצפויה מהשכלה עבור פרט מקרי באוכלוסייה:

$$ATE(x) = E(\Delta | X = x) = x(\beta^1 - \beta^0) \tag{37}$$

<u>The effect of Treatment on the Treated (TT)</u> – התשואה מההשכלה לאלו שרכשו השכלה:

$$\begin{aligned} TT(x, z, D(z) = 1) &= E(\Delta | X = x, Z = z, D(z) = 1) \\ &= x(\beta^1 - \beta^0) + E(U^1 - U^0 | U^D \geq -z\theta, X = x, Z = z) \\ &= x(\beta^1 - \beta^0) + E(U^1 - U^0 | U^D \geq -z\theta) \\ &= x(\beta^1 - \beta^0) + (\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0)\frac{\phi(z\theta)}{\Phi(z\theta)} \end{aligned} \tag{38}$$

ה TT לוקח בחשבון רק פרטים שבחרו לרכוש השכלה נוספת $D(z) = 1$. כאשר $Cov(U^1, U^D) >$ $Cov(U^0, U^D)$ (השונות המשותפת בין שאריות משוואת השכר לבעלי-השכלה לשאריות משוואת הבחירה, גבוהה יותר מהשונות המשותפת בין שאריות הבחירה לשאריות משוואת השכר לחסרי-

השכלה), נקבל ש TT > ATE. הפרטים בוחרים בלימודים אקדמיים על בסיס הרווח האישי שלהם, ולכן הרווח מרכישת השכלה אקדמית לאקדמיים גבוה מהרווח הממוצע. פרטים עם יכולת גבוהה נוטים לבחור בהשכלה גבוהה והם גם בעלי שכר גבוה יותר. כמובן שכאשר $z\theta \to \infty$, TT → ATE. במקרה זה, ההסתברות לרכוש השכלה אקדמית היא 1, ולכן אין כאן בעיית בחירה.

<u>Marginal Treatment Effect (MTE)</u> – היא התשואה להשכלה בהינתן ערך מסוים של U^D:

$$
\begin{aligned}
&MTE(x,u^D) = E(\Delta | X = x, U^D = u^D) \\
&= x(\beta^1 - \beta^0) + E(U^1 - U^0 | U^D = u^D, X = x) \\
&= x(\beta^1 - \beta^0) + E(U^1 - U^0 | U^D = u^D) \\
&= x(\beta^1 - \beta^0) + E(U^1 | U^D = u^D) - E(U^0 | U^D = u^D) \\
&= x(\beta^1 - \beta^0) + (\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0)u^D
\end{aligned}
\tag{39}
$$

אמידת MTE עבור ערכים נמוכים של u^D נותנת את ממוצע התשואות הנוספות לבעלי מאפיינים בלתי נצפים הגורמים להם לא לבחור בהשכלה (בעלי יכולת / מוטיבציה נמוכה), בשעה שאמידת ערכים גבוהים זה הרווח לפרטים עם מאפיינים בלתי נצפים, אשר כמעט בטוח יגרמו להם לבחור בלימודים. כאשר $u^D = 0$ (ממוצע השאריות, תחת הנחת הנורמאליות), MTE = ATE.

שלושת המדדים (ATE, TT, ו MTE) זהים כאשר U^D בממוצע בלתי תלוי ב $U^1 - U^0$. במקרה זה, הפרטים אינם בוחרים האם לרכוש השכלה אקדמית על סמך מאפיינים בלתי נצפים המשפיעים על התשואה, ההסתברות לרכוש השכלה זהה לכולם ולכן אין כאן בעיית בחירה. כמובן שגם כאשר תרומת ההשכלה זהה לכולם, לא יהיו הבדלים בין המדדים.

Heckman, Tobis and Vytlacil (2000) השתמשו בנתונים מארה"ב ואמדו את הפרמטרים באמצעות משתנה העזר של מספר האחים. משתנה זה, של מספר האחים, נמצא מובהק בהשפעתו על ההחלטה בדבר לימודים אקדמיים, אך לא מובהק ברמה של 5% כאשר הוכנס לרגרסיית התשואה גם עבור האקדמיים וגם עבור הלא אקדמיים, כך שניתן היה להניח שהוא משפיע על ההחלטה האם לרכוש לימודים אקדמיים, אך אינו משפיע על השכר.

תחת הנחת ההתפלגות הנורמאלית הם הסיקו שרכישת לימודים גבוהים נוטה להעלות את השכר לשעה של פרט אקראי ב 9.2 אחוז (ATE) לשנת השכלה אקדמית, וב 3.9 אחוז בלבד לאלו שבחרו לרכוש השכלה גבוהה. אמידת MTE הראתה שפרטים עם תכונות בלתי נצפות, שסביר שיגרמו להם לא לרכוש השכלה גבוהה, הם בעלי התשואה הגבוהה ביותר (בשכר לשעה), בעקבות תופעת הבחירה השלילית (negative selection).

5. סקירה על אמידת התשואה להשכלה בישראל

החשיבות של אמידת הקשר הסיבתי שבין השכלה להכנסה בישראל, גברה לנוכח העלייה הרבה של התשואה להשכלה בשנות השמונים ובראשית שנות התשעים (כפי שנמצא ברגרסיות OLS – מעלם ופריש, 1999). העלייה בתשואה להשכלה נבעה מגידול מתמשך בחלקם ובפריון היחסי של ענפים עתירי חדשנות טכנולוגית, ובפריון היחסי של העובדים המשכילים (מעלם ופריש, 1999; ברגמן ומרום, 2005; זוסמן, פורמן, קפלן ורומנוב 2006).

מממצאים אלה משתמע שכדאיות ההשקעה בחינוך גברה, ושבאמצעות השקעה זו הממשלה יכולה לשפר במידה ניכרת את הפריון ואת רמת החיים של האוכלוסייה הלא-משכילה. אך יתכן שהעלייה בתשואה להשכלה משקפת עלייה בתשואה לתכונות אחרות המתואמות עם השכר (כגון יכולת, מוטיבציה, התמדה וכו'); עדות עקיפה לכך היא גידול אי-השוויון בתוך קבוצות שוות השכלה (דהן, 2001; יוטב-סולברג, 2002).

Weisberg (1995) השתמש בנתוני מפקד 1983 ובדק עבור גברים נשואים במשרה מלאה את התרומה של ההשכלה לשכר החודשי. תוצאות המחקר ומחקרים נוספים שבוצעו בישראל מופיעות בלוח מספר 3. נבון (2004) השתמש בנתוני מפקד האוכלוסין של 1995 עבור שכירים יהודים בלבד מענף התעשייה עם תואר אקדמי. המשתנה התלוי היה לוג השכר לשעה, וכמשתנה proxy ליכולת הוא השתמש באוניברסיטה בה למד הפרט (פרטים בעלי יכולות גבוהות יותר יבחרו ללמוד באוניברסיטאות הנחשבות טובות יותר), ובתחום הלימוד.

פריש (2008) ניסה להתמודד עם בעיית הטיית אומדני התשואה להשכלה במספר שיטות, תוך שימוש בנתוני מפקד האוכלוסין של 1995. הוא אמד את התשואה להשכלה ללוג השכר החודשי באמצעות משתני proxy שכללו: השכלת הורים ואחים, שכר הורים ואחרים ומספר האחים. כמו כן השתמש במשתנה עזר לאמידת ה-LATE – שינוי חוק לימוד חובה ב 1978 שיושם ב 1979, שהפך את ההשכלה התיכונית לחינם בכיתות י' עד יב' והרחיב את חוק לימוד חובה עד כיתה י'. כמו יוגב ואיילון (1985) ופרידלנדר ואחרים (2002) גם פריש מצא שלהשפעת השינויים לא הייתה השפעה על שיעורי הלמידה בתיכון באופן כללי, אך כן מצא שיפור בהתמדה במסלול העיוני, שהעלתה את שיעור הזכאים לבגרות בקרב יוצאי אסיה ואפריקה. כיוון שהשינוי בחוק השפיע במיוחד על תלמידים שהוריהם נולדו באסיה-אפריקה, פריש קיבל שהתשואה לשנת לימוד (בקרב יוצאי אסיה-אפריקה) שווה ל 12 אחוזים לערך. התשואה הנאמדת ברגרסיה רגילה עבור אותה קבוצה ואותן שנים היא 9.5%.

קריאף (2008), כמו פריש (2008) השתמש באותם שינויים בחוק לימוד חובה, אך בצורה מדויקת יותר כיוון שהוא זיהה את ההחלה ההדרגתית של החוק, המפורטת גם בעבודה זו בפרק 7.1.2.1. כמו פריש גם הוא מצא שהחוקים השפיעו בעיקר על יוצאי אסיה ואפריקה ואמד תשואה של 14%-15% במגזר זה, כאשר הוא הגביל את האוכלוסייה לשכירים בעלי רמת השכלה של 8 עד 12 שנות לימוד.

לוח מספר 3

סיכום אמידות התשואה להשכלה בישראל

	שיטת האמידה	לשנת לימוד	סיום תיכון	בגרות	תעודה על תיכונית	תואר ראשון	תואר שני	תואר שלישי
Weisberg, 1995	OLS		30 – 37%		42 – 43%		14 – 21%	
נבון, 2004	OLS	*4.8%					24%	29%
	Proxy						30%	17%
פריש, 2008	OLS	7-8%	20%	15%	10%	29%	7%	0%
	Proxy	5-6%						
	IV	**12%						
קריאף, 2008	OLS	9%						
	IV	**14-15%						
Abramitzky and Lavy, 2011	OLS	8%				31-32%	10-12%	10-13%

* לשנת לימודים אקדמית בקרב הסקטור היהודי
** בקרב יוצאי אסיה-אפריקה

Abramitzky and Lavy (2011) אמדו רגרסיית OLS פשוטה ללוג השכר בשנת 2010. הם אספו נתונים משני קיבוצים כדי לבדוק מה קורה כאשר התשואה להשכלה עולה. בעקבות הרפורמה והמעבר לשכר דיפרנציאלי, התשואה להשכלה של חברי הקיבוץ עלתה מתשואה אפסית על השכר לתשואה של כ 8% לשנת השכלה. הם גילו שהרפורמה גרמה להשקעה גבוהה יותר ושיפור בהישגי התלמידים, בני הקיבוץ, וכן שההשפעה הייתה משמעותית יותר בקרב הגברים ובקרב הילדים ממשפחות בעלות השכלה נמוכה יותר.

ייחודו ותרומתו של המחקר הנוכחי לאמידת התשואה בישראל נובעת, בראש ובראשונה מהשימוש בנתונים חדשים מתוך מפקד האוכלוסין של 2008 ומיזוג הנתונים עם נתוני הורים ממפקדים קודמים. מיזוג הנתונים מאפשר הוספת משתני proxy הקשורים לרקע המשפחתי של הפרט וכן אמידה של קבוצות אוכלוסייה שונות לפי דת, מוצא אתני, מגדר ורקע משפחתי.
בנוסף, האמידה באמצעות משתנה העזר תיקח בחשבון את העובדה שהשינוי במספר שנות לימוד חובה בארץ החל עוד לפני 1979. בדומה למה שנעשה, ממש בימים אלו, עם חוק לימוד חינם מגיל 3 שמיושם בהדרגתיות, כך גם היה עם שינויים קודמים בחוק לימוד חובה בישראל. על הרפורמה במערכת החינוך הוחלט ב 1969. הרפורמה כללה הרחבת חובת הלימוד מ 9 שנות לימוד (עד סיום

כיתה ח') ל 11 שנות לימוד (עד סיום כיתה י'). החוק אפשר "החלה הדרגתית" על-פי רשימת יישובים שפורסמו בתחילת כל שנה, כך שנוצר מצב שבאזורים שונים בארץ הייתה חובת לימוד שונה. רק בשנת 1978 קבעה הממשלה מחדש את חובת הלימוד עד כיתה י', והפעם הוחלט על יישום מיידי של החוק כבר בשנת 1979.

ולבסוף, אמידה באמצעות התיקון של Heckman שתאפשר להבדיל בין התשואה הממוצעת לחינוך בכל האוכלוסייה, התשואה לחינוך בקרב מי שלמדו בפעול, והתשואות לחינוך בשוליים.

6. תיאור הנתונים

6.1. המדגם

בסיס הנתונים הוא מפקד האוכלוסין האחרון שנערך ב 2008. המפקד כולל מידע דמוגרפי, חברתי וכלכלי על אוכלוסיית ישראל. זהו מפקד המשלב פקידת מדגם של קרוב ל-20% ממשקי הבית בישראל באמצעות ראיון פנים אל פנים, יחד עם נתונים מנהליים המבוססים על מרשם התושבים. השלמת ותיקון הנתונים (בעיקר נתוני הכנסות) מנתוני מס הכנסה, הביאה לצמצום טעויות-מדידה והשגת אמידות מדויקות ואמינות יותר.

במהלך העבודה האמפירית, בחנתי תתי קבוצות מתוך המדגם הכללי של 20% ממשקי הבית. בפרט, התמקדתי בפרטים שנולדו בארץ בשנים 1953-1970, כך שבעת עריכת מפקד האוכלוסין של שנת 2008, היו בני 38-55. לאחר מחיקת 11 תצפיות שדתם לא ידועה ו 1,350 תצפיות שאין מידע לגבי התעודה הגבוהה ביותר שהשיגו, נשארו במדגם 145,821 תצפיות.

צמצום המדגם לפרטים שנולדו בארץ בשנים אלו, נבע ממטרתנו לאמוד את השפעת ההשכלה על כושר ההשתכרות. ראשית, מערכת החינוך בישראל יכולה להיות שונה מאוד ממערכות-חינוך במקומות אחרים בעולם ולכן יהיה קשה לנרמל ולאפיין בצורה אחידה את רמת ההשכלה עבור פרטים שלא רכשו את השכלתם בארץ. שנית, אחד ממשתני העזר בו השתמשנו היה שינויים בחוק לימוד חובה, ששוב, השפיעו על אוכלוסיית התלמידים בארץ. אומנם לא ניתן להיות בטוחים שפרטים שנולדו בארץ אכן רכשו כאן את כל השכלתם, אך כיוון שאין ברשותנו נתונים מוסמכים על מקום רכישת ההשכלה של הפרטים נצטרך להסתפק בנתון זה.

בעבודה, התמקדתי באמידת התשואה בשוק בעבודה, ולכן, מתוך מדגם זה התמקדתי בשכירים בני 38-55. זיהוי השכירים נעשה על פי שני משתנים, שלא בהכרח חפפו. הראשון, מתוך שאלון המפקד, שביקש מהמתפקדים להגדיר את מעמדם במקום העבודה לפי קטגוריות של שכיר, עצמאי או אחר (חבר קואופרטיב, חבר קיבוץ, בן משפחה העובד ללא תשלום). השני מתוך קובץ מס הכנסה, המגדיר את מעמד הפרט במס הכנסה לפי הקטגוריות: שכיר, עצמאי, שכיר ועצמאי, בן זוג של עצמאי ובן זוג של עצמאי שהוא גם שכיר. במדגם השכירים כללתי רק תצפיות שלפי שני המשתנים הללו, הוגדרו כשכירים.[6] לשם יצירת מדגם השכירים, מחקתי ממדגם הפרטים שנולדו בארץ בשנים 1953-1970 את הפרטים שאינם שכירים (נמחקו 86,735 תצפיות), שאין נתונים על מספר שעות עבודתם או ששכרם הממוצע לשעה נמוך מ 10 או גבוה מ 1,000 ₪ (נמחקו 4,580 תצפיות). נשארו: 54,506 שכירים ילידי הארץ.

להוספת מידע ונתונים מתקופת ילדותו של הפרט, שסביר ומשפיעים על יכולת השתכרותו כמו גם על החלטות ההשכלה שלו, צמצמנו את המדגם לפרטים שנמצאו נתונים על הוריהם, במפקדי האוכלוסין של 2008, 1995, 1983 ו/או 1972. נתוני הרקע המשפחתי שאותם חיפשנו היו הכנסת

[6] 2,525 תצפיות הוגדרו במעמד שכיר לפי מס הכנסה אך לא לפי הנתון מתוך מפקד האוכלוסין וכן היו 15,174 תצפיות שהוגדרו במעמד שכיר בנתונים מתוך מפקד האוכלוסין אך לא לפי מעמדן במס הכנסה.

המשפחה, השכלת ההורים ומספר נפשות במשק הבית. לשם כך, תצפית הורים תקינה, הייתה תצפית שגיל ההורים הממוצע היה בין 20-70, שכללה את הכנסת המשפחה, מספר שנות לימוד של אחד ההורים לפחות, ומספר נפשות במשק הבית. ליצירת מדגם ילידי הארץ, בני 38-55, עם נתונים על הוריהם, מחקנו מתוך מדגם ילידי הארץ בני 38-55, 101,874 תצפיות ללא נתוני הורים ונשארנו עם 43,947 תצפיות[7]; וליצירת מדגם שכירים עם נתוני הורים, מחקנו 37,201 תצפיות מתוך מדגם השכירים ילידי הארץ ונשארנו עם 17,305 תצפיות.

בפרק הבא, המתאר את מאפייני הפרט ומציג השוואה בין המדגמים השונים, נראה שהוויתור על חלק נכבד מהתצפיות, כמעט ולא יצר הבדלים סטטיסטיים משמעותיים ומהרבה בחינות אפיונו הסטטיסטי של המדגם נשאר אותו דבר. בפרק 7.1.1, בלוח מספר 12, המציג את מקדמי שנות ההשכלה ברגרסיות OLS, ישנה השוואה של האומדנים, עבור אותה רגרסיה, בין מדגם השכירים למדגם השכירים עם נתוני הורים. גם השוואה זאת מראה שלמרות הוויתור על חלק נכבד מהתצפיות, ההבדלים קטנים והמגמה בין המגזרים נשמרת.

מאידך, וויתור זה על תצפיות, מאפשר להוסיף משתני רקע משפחתי, המתארים את הרקע הסוציו-כלכלי ממנו הפרט מגיע. רקע זה הוא בעל השפעה גם על בחירת רמת ההשכלה וגם על כושר ההשתכרות. ההשפעה היא הן באופן ישיר והן באופן עקיף דרך השפעה על כישורי הפרט, איכות ההשכלה שרכש והעדפותיו (Ashenfelter and Rouse, 1999). אם למשל הכנסת ההורים משפיעה על רמת ההשכלה ולכן משפיעה על השכר, מקדם ההשכלה בפונקציית-שכר, שאינה כוללת משתנה המתאר את הכנסת ההורים, משקף לא רק את ההשפעה הישירה של ההשכלה על ההכנסה, אלא גם חלק מההשפעה של הכנסת ההורים. באמידות השונות שיוצגו בפרק 7, אנו רואים, אמפירית, את ההשפעה המובהקת של מאפייני הרקע המשפחתי הן על רמת ההשכלה והן על כושר ההשתכרות.

לכן, כיוון שהוויתור על תצפיות שאינן כוללות משתני הורים אינו מביא להטיה משמעותית במאפייני המדגם, אך מאפשר להוסיף את מאפייני הרקע המשפחתי, המביאים לאמידות מדויקות יותר, המדגם העיקרי אתו אעבוד ועליו אבסס את ממצאי יהיה מדגם השכירים עם נתוני הורים.

[7] מדגם זה עזר בחישוב מאפייני הרקע המשפחתי. פירוט החישוב מופיע בפרק 6.3.1 ותיאור סטטיסטי של המדגם מופיע בנספח 10.1.

6.2. מאפייני הפרט

את המשתנים בהם השתמשתי בעבודתי האמפירית ניתן לחלק לשתי קבוצות. הראשונה מאפייני הפרט אותם אתאר בפרק זה והשנייה, מאפייני הורים שאותם אפרט בפרק הבא. מאפייני הפרט כוללים את המשתנים: גיל, מגדר, מספר שנות לימוד, שכר, דת, מוצא וסטאטוס משפחתי. כל הנתונים הללו נאספו מתוך מפקד האוכלוסין של 2008.

6.2.1. השוואה בין המדגמים

העבודה מתמקדת באמידת התשואה להשכלה. לנתוני הורים השפעה הן על ההשכלה והן על השכר, ולכן, האמידות האמפיריות יתבססו על מדגם השכירים עם נתוני הורים. חשיבות ההשוואה בין המדגמים היא לבדוק, מבחינה סטטיסטית, למה גרם החיבור עם נתוני הורים, שהביא לוויתור על חלק נכבד מתצפיות השכירים, עבורן לא נמצאו הנתונים. בעמודה הראשונה בלוח מספר 4, מופיע תיאור סטטיסטי של כלל מדגם השכירים ילידי הארץ, שהיו בני 55-38 בשנת 2008 (מדגם זה יקרא להלן מדגם השכירים). בעמודה השנייה, מופיע מדגם מצומצם הכולל רק שכירים ילידי הארץ בני 55-38, עם נתוני הורים.

שיעור היהודים במדגם יורד עם צמצום המדגם לפרטים עם נתוני הורים (ירידה של 1.7 נקודות אחוז). ירידת שיעור היהודים במדגם עם נתוני הורים נובעת מכך שבאוכלוסייה הלא-יהודית הרבה מההורים והילדים ממשיכים לגור יחד באותו משק בית גם לאחר שהילדים בגרו, ולכן ישנו סיכוי רב יותר שאם הילד נדגם למלא את השאלון המורחב, גם ההורים מילאו את השאלון המורחב. בהמשך, אמידת הפרמטרים תעשה בתוך הקבוצות השונות ולכן שינויים בפרופורציות בין קבוצות הדת השונות אינם רלוונטיים. ישנה חשיבות שבתוך כל קבוצה נקבל מאפיינים סטטיסטיים דומים. לכן העמודות הבאות בלוח מספר 4 מציגות השוואה סטטיסטית בין המדגמים לפי קבוצות דת: יהודים, מוסלמים ואחרים[8].

התפלגות המדגם לפי גיל אינה אחידה, ולקוהורטות צעירות ייצוג רחב יותר. צמצום המדגם לתצפיות עם נתוני הורים מביא לממוצע גיל נמוך יותר (מ 45.4 ל 43.8). ההבדל בגיל נובע מכך שאצל פרטים מבוגרים יותר הסיכוי למצוא את נתוני הוריהם קטן. תופעה זו של ירידת הגיל הממוצע עם צמצום המדגם לתצפיות עם נתוני הורים חוזרת על עצמה, באותו היקף פחות או יותר, בכל הקבוצות. מדגם צעיר יותר מסביר את מספר שנות הלימוד הגבוה במקצת (עליה של 0.1-0.2 שנים), ושיעור הרווקים הגדול יותר (עליה של 0.012-0.014).

[8] בגלל מיעוט תצפיות בקרב הנוצרים והדרוזים, והערכים הדומים יחסית כפי שניתן לראות בלוח מספר 6, נציג את שני המגזרים הללו כקבוצה אחת. קבוצה זו תקרא להלן קבוצת האחרים, כשליש ממנה דרוזים וכשני שלישים נוצרים.

לוח מספר 4

תיאור סטטיסטי של מאפייני הפרט

שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953-1970

	כלל המדגם	עם נתוני הורים	יהודים		מוסלמים		אחרים	
			כלל המדגם	עם נתוני הורים	כלל המדגם	עם נתוני הורים	כלל המדגם	עם נתוני הורים
יהודי	0.835	0.818						
	(0.3371)	(0.385)						
מוסלמי	0.126	0.141						
	(0.332)	(0.348)						
נוצרי	0.026	0.028					0.673	0.683
	(0.159)	(0.164)					(0.469)	(0.466)
דרוזי	0.013	0.013					0.327	0.317
	(0.112)	(0.113)					(0.469)	(0.466)
גיל	45.4	43.8	45.5	44.0	44.6	43.0	45.0	43.2
	(5.147)	(4.67)	(5.20)	(4.72)	(4.84)	(4.67)	(4.84)	(4.23)
מספר שנות לימוד	13.8	13.9	14.2	14.3	11.5	11.6	12.7	12.9
	(3.26)	(3.22)	(2.97)	(2.93)	(3.90)	(3.69)	(3.61)	(3.50)
רווק	0.064	0.076	0.067	0.078	0.048	0.061	0.071	0.085
	(0.244)	(0.263)	(0.248)	(0.268)	(0.215)	(0.240)	(0.256)	(0.279)
נשוי	0.834	0.824	0.818	0.808	0.920	0.907	0.895	0.873
	(0.372)	(0.379)	(0.386)	(0.394)	(0.271)	(0.290)	(0.307)	(0.333)
פרוד	0.091	0.091	0.105	0.105	0.024	0.025	0.021	0.031
	(0.288)	(0.287)	(0.306)	(0.307)	(0.153)	(0.156)	(0.143)	(0.172)
אלמן	0.011	0.009	0.012	0.009	0.008	0.006	0.014	0.011
	(0.105)	(0.092)	(0.107)	(0.095)	(0.087)	(0.078)	(0.116)	(0.105)
גבר	0.512	0.524	0.469	0.474	0.772	0.781	0.629	0.629
	(0.500)	(0.500)	(0.499)	(0.499)	(0.420)	(0.413)	(0.483)	(0.484)
שכר חודשי (בש"ח 2008)	11,468	11,535	12,318	12,537	6,922	6,810	7,729	7,839
	(10,238)	(9,993)	(10,822)	(10,573)	(4,198)	(3,886)	(5,291)	(5,072)
שעות עבודה שבועיות	41.4	41.7	41.6	42.0	40.4	40.8	40.0	40.1
	(12.8)	(12.0)	(12.3)	(12.0)	(11.4)	(11.0)	(12.3)	(12.0)
שכר לשעה (בש"ח 2008)	65.2	65.0	68.8	69.2	45.5	44.1	51.5	51.9
	(85.7)	(78.9)	(87.1)	(76.6)	(73.9)	(77.9)	(81.3)	(78.9)
האב יליד אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.561	0.568	0.561	0.568				
	(0.496)	(0.495)	(0.496)	(0.495)				
האם ילידת אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.566	0.568	0.566	0.568				
	(0.496)	(0.495)	(0.496)	(0.495)				
מספר תצפיות	54,506	17,305	45,515	14,150	6,881	2,437	2,110	718

מקור הנתונים : מפקד האוכלוסין 2008

מספר שנות הלימוד אינו כולל בתוכו את מספר שנות הלימוד בישיבה גבוהה, בהנחה שאלו אינן רלוונטיות לשוק העבודה. לתצפיות שדיווחו על מספר שנות לימוד גבוה מ 22, החלפנו את הערך המדווח ל 22 שנות לימוד בלבד. אנו רואים שלמרות מגמת העלייה במספר שנות הלימוד החוזרת על עצמה בכל הקבוצות, ההבדלים הם קטנים מאוד ולצמצום המדגם אין כמעט השפעה על מספר שנות הלימוד הממוצע (מ 13.8 שנות לימוד במדגם הכולל ל 13.9 שנות לימוד בממוצע במדגם השכירים עם נתוני הורים).

הבדלים בסטטוס המשפחתי של הפרטים בין המדגמים, הם בעיקר בשיעור הרווקים והנשואים. עם צמצום המדגם למדגם עם נתוני הורים שיעור הרווקים עולה (מ 6.4% ל 7.6%) והנשואים יורד (מ 83.4% ל 82.4%). כמו שהזכרנו, שינוי זה קשור לעובדה שבמדגם עם נתוני הורים ישנו ייצוג גדול יותר לקוהורטות הצעירות יותר.

שכר לשעה שווה להכנסה ממוצעת ברוטו לחודש כשכיר, מתוך קבצי מס הכנסה, מחולק במספר שעות העבודה השבועיות מוכפלות ב 4.3. השכר לשעה המתקבל בהשוואה לשכר הממוצע במשק הוא יחסית גבוה. הסיבה העיקרית היא חתך הגילאים. בגילאי 55-38 מגיע שכר הפרטים, בממוצע, לרמות הגבוהות ביותר. השכר לשעה המתקבל במדגם המצומצם של שכירים עם נתוני הורים נמוך ב 0.4 ₪ לשעה, דבר הנובע, כפי שהוזכר, משיעור גבוה יותר של לא יהודים במדגם המצומצם. צמצום המדגם מביא לתוצאה הפוכה אצל היהודים יחסית למוסלמים. אצל יהודים ואחרים אנחנו רואים עליה של 0.4 ש״ח בשכר לשעה בעוד אצל המוסלמים ירידה של 1.4. המדגמים המצומצמים מאופיינים בפרטים צעירים יותר ולכן נצפה לראות שכר ממוצע נמוך יותר. מצד שני המדגמים המצומצמים מאופיינים גם ברמת השכלה מעט גבוהה יותר, כך שבהמשך העבודה ניתן יהיה לבחון האם המצב השונה אצל היהודים יכול להיות מוסבר על-ידי תשואה גבוהה יותר להשכלה בקבוצה זו. מכל מקום, השינויים קטנים: פחות מ- 1% אצל יהודים ואחרים ופחות מ- 3% אצל המוסלמים.

שיעור הפרטים היהודים שלהם אב שנולד באסיה או אפריקה (מקרב היהודים) דומה מאוד לשיעור הפרטים היהודים שלהם אם שנולדה באסיה או אפריקה וזאת כמובן מפני שרוב זוגות ההורים במדגם הם מאותו מוצא[9].

לסיכום, צמצום המדגם רק לפרטים עם נתוני הורים, הביא לכך שקיבלנו מדגם צעיר יותר ב 1.6 שנים, עם שיעור גבה יותר ב- 0.015 של אוכלוסייה לא-יהודית. שינויים אלו הביאו לעליית שיעור הגברים במדגם, לעלית שיעור הרווקים והגדילו את הפער בשכר לשעת עבודה בין יהודים למוסלמים ב- 1.8 ₪ לשעה. כיוון שבאמידות יש פיקוח גם על גיל הפרטים (דרך משתנה הניסיון התעסוקתי), גם על המגדר, הדת והסטטוס המשפחתי, אני סבורה שגם אם ישנן הטיות הנובעות מצמצום המדגם לתצפיות עם נתוני הורים, הן קטנות ולא משמעותיות.

---

[9] בלוח מספר 6 בו מופיע תיאור סטטיסטי של המגזר היהודי לפי יבשת הלידה של האב, ניתן לראות של 89% מהפרטים שלהם אב שנולד באסיה או אפריקה, יש גם אם מאותו מוצא.

המדגם הראשי, בו נמצאים שכירים, ילידי הארץ בני 55-38 עם נתוני הורים, כולל קבוצות אוכלוסייה שונות הנבדלות במגדר, בדת, במוצא, וברקע המשפחתי והסביבתי ממנו הן מגיעות. בהנחה שהתשואה להשכלה אינה הומוגנית באוכלוסייה, יש חשיבות לתיאור הנתונים, ולאמידה גם לפי קבוצות הומוגניות יותר.

נתחיל, בחלוקה מגדרית. כמחצית מהמדגם הם גברים, ובלוח מספר 5, ניתן לראות מספר הבדלים מגדריים לא מבוטלים. במבחני t לבדיקת ההבדלים בין הקבוצות, דחינו את השערת האפס שהממוצעים זהים, בדרגת מובהקות של 0.1% לפחות, עבור כל המשתנים מלבד שיעור הפרטים להם הורים שנולדו באסיה או אפריקה. הגברים עובדים יותר שעות, ומשתכרים שכר חודשי גבוה יותר. למרות ממוצע שנות לימוד גבוה יותר אצל הנשים, הן מרוויחות בממוצע שכר לשעה נמוך יותר. בספרות המקצועית ניתן למצוא את ההסברים הבאים לפערי השכר בין גברים לנשים:

- בחירה שונה של מקצועות לימוד - נשים נוטות לבחור תחומי לימוד המובילים להכנסות נמוכות יותר (Brown and Corcoran, 1997; Machin and Puhani, 2003). Chevalier (2003) טוען שחלק ניכר מפערי השכר הבלתי מוסברים בין גברים לנשים הם כתוצאה מהבדל בטעמים. Joy (2003) מוצאת שבחירת תחומי הלימוד של הנשים משתנה בשנים האחרונות והן פונות למקצועות הנחשבים גבריים ומכניסים יותר מאשר בעבר, כך שבמחקרה היא מקבלת שאם בעבר מחקרים בארה"ב טענו שתחום הלימודים מסביר 40% או 50% מפערי השכר בין גברים לנשים, היום בחירת תחום הלימודים מסביר פחות מ 10% מהפער.

- הבדלים בניסיון בעבודה (וותק), וכן בסך השעות המושקעות בעבודה בממוצע (Becker, 1985; Ben Porath, 1967; Mincer, 1974; O'Neill, 2003; Mandel & Semyonov, 2005). Neuman and Ziderman (2004) מצאו, באמצעות התאמת נתוני מפקד 95 עם נתונים מביטוח לאומי, שניסיונם התעסוקתי בפועל של הנשים בישראל נמוך יותר ומלווה ביותר "הפרעות".

- גברים רגישים יותר למשכורת המוצעת להם ואילו נשים הן בדרך כלל שמרניות יותר ומתאפיינות בשנאת סיכון גבוהה יותר (Topel and Ward, 1992; Mincer, 1981). זו גם אחת הסיבות שנשים בהשוואה לגברים נוטות יותר למגזר הציבורי על חשבון המגזר הפרטי. המגזר הציבורי נחשב לשמרני יותר, שונות השכר בו קטנה יותר, פער השכר בו בין גברים לנשים נמוך יותר ונשים מגיעות לעמדות בכירות יותר במגזר זה בהשוואה למגזר הפרטי (Whitehouse, 1992; Kolberg, 1991; Kraus, 2002).

- היבט פסיכולוגי, מיקוח (Psychological Difference - Bargaining) – על פי תאוריה זו, נשים פחות דעתניות לגבי יכולתן ונוטות להתפשר יותר מגברים (Golgsmith et al., 1997; Feinstein, 2000; Bowles, 2001; Manning and Swaffield, 2005; Neiderle and Vesteruld 2005).

לוח מספר 5

תיאור סטטיסטי – השוואה מגדרית

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	כלל המדגם	גברים	נשים
גיל	43.8	43.8	43.9
	(4.67)	(4.67)	(4.66)
גבר	0.522		
	(0.500)		
מספר שנות לימוד	13.9	13.4	14.4
	(3.22)	(3.32)	(3.01)
שכר חודשי (בש״ח 2008)	11,562	14,125	8,760
	(9,993)	(11,614)	(6,822)
שעות עבודה שבועיות	41.8	46.6	36.4
	(12.0)	(10.8)	(10.9)
שכר לשעה (בש״ח 2008)	65.1	72.1	57.6
	(78.9)	(76.9)	(80.4)
יהודי	0.818	0.741	0.903
	(0.385)	(0.438)	(0.296)
מוסלמי	0.141	0.210	0.065
	(0.348)	(0.407)	(0.246)
נוצרי	0.028	0.033	0.022
	(0.164)	(0.180)	(0.146)
דרוזי	0.013	0.016	0.010
	(0.113)	(0.124)	(0.100)
האב יליד אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.567	0.560	0.574
	(0.495)	(0.496)	(0.495)
האם ילידת אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.567	0.562	0.572
	(0.495)	(0.496)	(0.495)
רווק	0.075	0.059	0.092
	(0.263)	(0.230)	(0.353)
נשוי	0.826	0.884	0.762
	(0.379)	(0.320)	(0.426)
פרוד	0.091	0.054	0.131
	(0.287)	(0.225)	(0.337)
אלמן	0.009	0.003	0.015
	(0.092)	(0.051)	(0.122)
מספר תצפיות	17,305	9,060	8,245

מקור נתוני הפרט: מפקד האוכלוסין 2008. מקור נתוני ההורים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

- אפליית שכר (Discrimination) – גם בהתחשב בכל הגורמים המוזכרים לעיל, נמצא במרבית המחקרים פער שכר מובהק לטובת גברים; פער זה שאינו ניתן להסבר ע"י משתנים נצפים (או לפחות חלק ממנו), יתכן שמקורו באפליית שכר. לדוגמה: מחקר שנערך על פי מחיר מניות על תפקודן של נשים כמנהלות בהשוואה לגברים הראה שהשוק מתמחר את הנשים תמחור חסר– הערכה נמוכה שלא בצדק (Wolfers, 2006; מזר, 2008; שהרבני, 2004).

באמידות התשואה להשכלה אנסה להראות אם פערי השכר נובעים גם מהבדלים בתשואה להשכלה.

ערכים חברתיים מסורתיים בהם האישה נתפשת כמרוויחה את המשכורת השנייה בבית ומחויבת קודם כל למשפחה יכולים להסביר את הייצוג הנמוך יחסית של נשים נשואות במדגם. כך גם, ייצוגן הנמוך של הנשים הלא-יהודיות (מוסלמיות, נוצריות ודרוזיות) במדגם, הוא תוצאה של שיעור השתתפות נמוך של הנשים הערביות בשוק העבודה (ישיב וקסיר, 2011).

חלוקת המדגם לקבוצות לפי דת, בלוח מספר 6, גם היא אינה מזמנת הפתעות. במבחני t לבדיקת ההבדלים בין קבוצת היהודים למוסלמים, דחינו את השערת האפס שהממוצעים זהים בדרגת מובהקות של 0.1% לפחות, עבור כל המשתנים, מלבד שיעור הרווקים והאלמנים הדומה בשתי הקבוצות. הגיל הממוצע גבוה יותר בקרב היהודים. ייתכן שהדבר נובע מהיותם מועסקים במקומות מסודרים יותר, בעבודות קלות יותר מבחינה פיסית ולכן עובדים בממוצע עד גיל מבוגר יותר. אחריהם בסדר יורד, הנוצרים המוסלמים והדרוזים. ייצוגן של הנשים במדגם השכירים, מאוד נמוך במגזר המוסלמי (22%), משתפר אצל הדרוזים והנוצרים (37%) ובמגזר היהודי אף עולה על זה של הגברים (53%).

כצפוי, מספר שנות הלימוד של היהודים הוא הגבוה ביותר (14.3), בעוד המגזר עם מספר שנות הלימוד הנמוך ביותר הוא המגזר המוסלמי (11.6). ניתוח חסמי הכניסה להשכלה גבוהה מצביע על קושי בעמידה בתנאי הסף הנדרשים במוסדות להשכלה גבוהה והיעדר אינפורמציה, כמו גם איתותים שליליים משוק התעסוקה ותשואה נמוכה ולא וודאית להשכלה במגזר הערבי (שביב, בינשטיין, סטון ופודם, 2013).

בפער עצום, שלא ניתן להסבירו באמצעות הבדלים במספר שעות העבודה הממוצע, נמצא שכרם הממוצע של היהודים, כ 12,500 ₪ לחודש, בעוד השכר הממוצע, במדגם, אצל המוסלמים נמוך מ 6,800 ₪. בעבודה נבחן האם הפרשים בהשכלה יכולים להסביר את הבדלי השכר, ואת השפעתה של האפליה בשוק העבודה, ממנה סובל המגזר הלא יהודי. למרות שבמדגם המגזר הלא-יהודי מעט צעיר יותר מהמגזר היהודי, אנו מוצאים ייצוג גבוה יותר של נשואים במדגם (91% מהשכירים המוסלמים, 90% מהשכירים הדרוזים ו 87% מהשכירים הנוצרים במדגם) יחסית למגזר היהודי, שם רק 81% מהמדגם נשואים. שיעור הפרודים במדגם נמצא ביחס הפוך.

לוח מספר 6

תיאור סטטיסטי – חלוקת המדגם לקבוצות לפי דת ויבשת לידה של האב
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	חלוקת המדגם לפי דת				יבשת הלידה של האב	
	יהודים	מוסלמים	נוצרים	דרוזים	אירופה, אמריקה או ישראל	אסיה או אפריקה
גיל	**44.01** (4.73)	**42.95** (4.28)	**43.46** (4.37)	**42.61** (3.88)	**43.92** (4.84)	**44.07** (4.65)
גבר	**0.473** (0.499)	**0.780** (0.415)	**0.626** (0.484)	**0.629** (0.484)	**0.481** (0.500)	**0.466** (0.499)
מספר שנות לימוד	**14.30** (2.93)	**11.63** (3.69)	**13.01** (3.38)	**12.5** (3.81)	**15.33** (2.91)	**13.52** (2.69)
שכר חודשי (בש״ח 2008)	**12,569** (10,608)	**6,782** (3,851)	**7.902** (5,032)	**7.692** (5,173)	**14,790** (12,126)	**10,874** (8,921)
שעות עבודה שבועיות	**41.99** (12.05)	**40.81** (11.01)	**40.46** (12.70)	**39.57** (12.81)	**42.56** (12.34)	**41.56** (11.81)
שכר לשעה (בש״ח 2008)	**69.39** (77.11)	**44.03** (78.40)	**49.17** (37.05)	**47.08** (29.68)	**80.55** (95.28)	**60.87** (58.22)
האב יליד אסיה או אפריקה	**0.567** (0.495)					
האם ילידת אסיה או אפריקה	**0.567** (0.495)				**0.141** (0.348)	**0.893** (0.310)
רווק	**0.077** (0.266)	**0.062** (0.241)	**0.100** (0.300)	**0.050** (0.218)	**0.081** (0.272)	**0.074** (0.262)
נשוי	**0.809** (0.393)	**0.909** (0.290)	**0.866** (0.341)	**0.896** (0.306)	**0.810** (0.393)	**0.810** (0.393)
פרוד	**0.105** (0.307)	**0.024** (0.153)	**0.023** (0.151)	**0.041** (0.198)	**0.103** (0.304)	**0.106** (0.308)
אלמן	**0.009** (0.094)	**0.006** (0.079)	**0.011** (0.103)	**0.014** (0.116)	**0.008** (0.086)	**0.010** (0.099)
מספר תצפיות	**14,150**	**2,437**	**490**	**228**	**6,113**	**8,037**

מקור נתוני הפרט: מפקד האוכלוסין 2008

מקור נתוני ההורים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

מבחני t לבדיקת מובהקות ההבדלים בין נוצרים לדרוזים מביאים למסקנה שמגזרים אלו יחסית דומים (נקבל שברמת מובהקות של 5% לא ניתן לדחות את השערת האפס שמאפייני הנוצרים שונים ממאפייני הדרוזים, מלבד הגיל). לכן, בגלל מיעוט תצפיות בקרב הנוצרים והדרוזים, והערכים הדומים יחסית, נציג את הנוצרים והדרוזים כקבוצה אחת בהמשך העבודה האמפירית, שתקרא "אחרים".

חלוקת המגזר היהודי לפי יבשת הלידה של האב, מתוארת אף היא, בלוח מספר 6. הבדלים מובהקים בין הקבוצות (ברמת מובהקות קטנה מ 1%) קיימים ברמת ההשכלה (15.3 שנות לימוד אצל האשכנזיים לעומת 13.5 אצל המזרחיים), וכן בשכר (14,790 ₪ לחודש אצל האשכנזיים לעומת 10,874 ₪ לחודש אצל המזרחיים). במספר שעות העבודה (42.6 שעות עבודה שבועיות אצל האשכנזיים לעומת 41.6 שעות עבודה שבועיות אצל המזרחיים), וכן בשכר לשעה (80.6 ₪ לשעה אצל האשכנזיים לעומת 60.9 ₪ לשעה אצל המזרחיים). העבודה תבחן האם קיימים הבדלים בתשואה להשכלה בין שתי הקבוצות.

6.3. מאפייני הרקע המשפחתי

ב 1962 כתב Harrington ש"העניים נמצאים היכן שהם [כיוון] שהם עשו את הטעות של להיוולד להורים הלא נכונים" (עמ' 21). מאפייני הרקע המשפחתי של הפרט יכולים להשפיע הן על רמת ההשכלה והן על יכולת השתכרותו של הפרט, וממצאים אמפיריים רבים מכל העולם מורים על קורלציה חיובית בין רמת ההכנסה של משפחתו של הפרט לרמת השכלתו (Cameron and Heckman, 2001; Mayer, 1997; Manski, 1993; Manski and Wise, 1983; Mare, 1995; Levy and Duncan, 2000). הקורלציה החיובית בין רמת ההשכלה של הילדים לרמת ההכנסה של ההורים, יכולה לשקף הבדלים בתשואות להשכלה או בעלויות ההשכלה, אך יכולה לנבוע גם מסיבות לא כלכליות. אם ילדים להורים עניים, לומדים פחות, ייתכן שהסיבה לכך היא תשואות נמוכות יותר להשכלה או עלויות שוליות לרכישת השכלה גבוהות יותר, אך ייתכן גם שנורמות התנהגותיות וערכים שאינם תומכים ברכישת השכלה גבוהה תורמים גם הם למצב.

ההשפעה על העלויות והתשואות יכולה להיות דרך היכולת ללוות כסף – 'אילוץ הנזילות'. Cameron and Heckman (1998, 2001), מבחינים בין אילוצי תקציב של טווח קצר וטווח ארוך. אילוצי התקציב של הטווח הקצר משפיעים על העלויות השוליות של ההשכלה ואילוצי התקציב של הטווח הארוך (תקציב מוגבל בשנות הילדות), משפיעים על מידת ההשקעה, ההישגיות והמוטיבציה של הילדים.

בספרות האמפירית, ישנן דעות לכאן ולכאן בנוגע להשפעת אילוצי הנזילות של הטווח הקצר על החלטות הפרט בנוגע להשכלתו. Rothstein and Rouse (2007), Belley and Lochner (2007), Dynarski (2001), Ellwood and Kane (2000), Kane (1994) ו Brown, Scholtz and Seshadri (2012), מראים שאילוץ הנזילות הוא גורם משמעותי בבחירת רמת ההשכלה וטוענים שהורים בעלי רמת הכנסה נמוכה עומדים בפני שיעורי ריבית גבוהים מהנהוגים בשוק, ולכן

מתקשים לממן את העלויות הישירות והעקיפות של הלימודים, וכך גורמים לילדם לבחור ברמת השכלה נמוכה יותר. מצד שני, Cameron and Heckman (1998, 2001), Shea (2000), Keane and Wolpin (2001), Carneiro Heckman and Manoli (2003), ו Cameron and Taber (2004) אינם מוצאים הוכחות להימצאותם של אילוצי נזילות אלו.

Friedman (2007), Krief (2009) ופרידמן ופריש (2008) מצאו הוכחות להימצאותם של אילוצי נזילות בישראל ברמה זו או אחרת, אך עם זאת הם סיפקו גם הסברים נוספים לפערי ההשכלה השונים. הסבר אחד לפער הוא פערים בהישגים לימודיים קודמים, פערים שנוצרו והתרחבו מהולדת הפרטים ולאורך כל שנות התבגרותם (Friedman, 2007). סיבה נוספת שמונעת מפרטים לרכוש את רמת ההשכלה האופטימלית היא, שההחלטה על רמת ההשכלה מבוצעת על-ידי ההורים, שלא תמיד רואים לנגד עיניהם את התשואה וההחלטה האופטימלית עבורם היא להפסיק לילד את לימודיו ולשלוח אותו לעבוד (Krief, 2009).

אילוצי התקציב של הטווח הארוך (תקציב מוגבל בשנות הילדות), המתואמים עם תורשה ונורמות חברתיות ומשפחתיות, מובילים להשקעה נמוכה בפיתוח כישורים הדרושים להצלחה בלימודים ובשוק העבודה. הם משפיעים על מידת ההשקעה, ההישגיות והמוטיבציה של הילדים. קשרים משפחתיים וחברתיים משפיעים על השתלבות הפרט בשוק העבודה, וכל אלה משפיעים על התשואה להשכלה.

הורים בעלי רמת הכנסה נמוכה, סביר שהתורשה, הנורמות ההתנהגותיות ויכולתם הכלכלית, תביא בממוצע לרמת השקעה נמוכה יותר בילדים. בממוצע הם יהיו בעלי יכולות נמוכות יותר ללמוד וכן יכולת נמוכה יותר להשתמש בידע הנרכש בשוק העבודה, משמע, תשואות נמוכות יותר להשכלה. Cameron and Heckman (1998, 2001) טוענים שפרטים המגיעים ממשפחות מעוטות יכולת, בוחרים ברמות השכלה נמוכות יותר, פשוט מפני שהתשואות שלהם נמוכות יותר. לעומתם, ילדים להורים מבוססים יותר, סביר שיהיו בעלי יכולת גבוהה יותר ללמוד ולהשתמש בידע הנרכש. לילדים אלו קשרים משפחתים וחברתיים שמספקים להם הזדמנויות רבות יותר, משפרים את השתלבותם בשוק העבודה ומשלימים את ההשקעה בהשכלה וכך מגדילים את התשואה להשכלה.

כל היתרונות, אותם הזכרתי, של הילדים להורים מבוססים יותר, גורמים לנו לצפות למצוא אצלם תשואות גבוהות יותר להשכלה, אך מצד שני, ההחלטה אם ללמוד או לא, באוכלוסייה זו היא כמעט אוטומטית, כולם לומדים. לעומתם, באוכלוסייה החלשה יותר, אילוצי נזילות מעלים את הצורך לקבל החלטות "קשות". רכישת השכלה גבוהה אינה טריוויאלית, וההחלטה על רמת ההשכלה הופכת להיות החלטה כלכלית. פרטים להורים בעלי הכנסה נמוכה, שממשיכים ללמוד, הם פרטים שלהם תשואה המצדיקה את ההשקעה. שני הכוחות הללו; מחד גיסא, יתרונות האוכלוסייה המבוססת היוצרים אצלם פוטנציאל לתשואה גבוהה יותר להשכלה, ומאידך, רכישת השכלה נוספת, אצל האוכלוסייה החלשה, רק במידה שזה אכן כדאי (התשואה מספיק גבוהה), יופיעו לאורך כל ניתוח התוצאות האמפיריות.

מאפיין רקע משפחתי נוסף, הוא השכלת ההורים שמהווה משתנה proxy טוב ליכולת הפרט. כמו במקרה של ההכנסה, ההשפעה יכולה להיות דרך התורשה, אמונות, נורמות והתנהגות ההורים, וגם כאן יש ספרות אמפירית ענפה המצביעה על הקורלציה החיובית שבין השכלת ההורים להישגי הילדים (Davis-Kean, 2005; Dearing, McCartney, & Taylor, 2002; Duncan, Brooks-Gunn, & Klebanov, 1994; Haveman & Wolfe, 1995; Nagin & Tremblay, 2001; Smith, Brooks-Gunn, & Klebanov, 1997). גם בישראל, הראה גלבוע (2003) שהישגי צעירים בבחינה הפסיכומטרית תלויים בהשכלת הוריהם וכי נדרשת הוצאה כספית לא מבוטלת כדי לשפר את הישגיהם של צעירים משכבות סוציו-אקונומיות נמוכות.

מאפיין זה, של השכלת ההורים, כמו הכנסת הורים, מלבד חשיבותו כמשתנה proxy ליכולת, ישמש גם לענות על השאלה אם יש הבדל בתשואות בין פרטים שלהוריהם רמות השכלה שונות. בגלל יכולתם הממוצעת הגבוהה יותר, כאשר כל שאר המשתנים קבועים (בפרט הכנסת ההורים), נצפה למצוא תשואות גבוהות יותר אצל ילדים להורים בעלי יותר השכלה. מצד שני, במובן מסוים העלויות שלהם (ילדים להורים משכילים) יותר נמוכות והנורמה המשפחתית היא להמשיך ללמוד בכל מקרה. לעומתם, ילדים להורים בעלי השכלה נמוכה יותר, יפעלו לפי השיקול הכלכלי בבואם להחליט אם להמשיך ללמוד, כך שייתכן שדווקא אצלם (ילדים להורים פחות משכילים) נקבל בממוצע תשואות גבוהות יותר להשכלה.

6.3.1. חישוב המשתנים

מטרת איתור נתוני ההורים, מתחלקת לשניים. החלק הראשון הוא כמשתנים מסבירים הן במשוואת הבחירה של ההשכלה והן במשוואות התשואה להשכלה (בדומה ל Conneely and Uusitalo, 1999; Kane and Rouse, 1993; Card, 1995); והחלק השני, בפילוח אוכלוסיית המדגם לפי הרקע המשפחתי, כדי לנסות לבדוק אם ישנם הבדלים בתשואות. נתוני ההורים הביולוגיים שויכו לפרט, על-ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, על-פי מספר הזהות של האב והאם במרשם האוכלוסין, במידה ונמצאו במפקדי האוכלוסין של 2008, 1995, 1983 ו/או 1972. המידע שאותר כלל מידע על גיל ההורים, השכלת ההורים, מספר נפשות במשק הבית, וסך ההכנסה של משק הבית.

6.3.1.1. חישוב המשתנה "הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה"

ההשפעה שיש להכנסת ההורים על השכלתו וכושר השתכרותו של הפרט היא בעיקר בתקופת ילדותו והתבגרותו של הפרט. נתוני הכנסות משק הבית של ההורים הגיעו ממפקדים שונים, עבור גילאים שונים של ההורים, ולכן גם מתקופות שונות של הפרט. כדי ל"תפוס" את הכנסות ההורים בזמן התבגרות הילדים, אמדתי את משוואת ההכנסה לנפש סטנדרטית של ההורים במדגם. באמצעות המשוואה, ועל פי גיל ההורים, ניתן לחשב תחזית ממוצעת להכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית. הפער בין הכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית בפועל מהתחזית הממוצעת, יהווה מדד לרמת ההכנסה הפרמננטית של ההורים. כיוון שאנו אומדים את התשואה להשכלה של 18

קוהורטות עוקבות (המדגם כולל פרטים שהיו בני 55-38 במפקד 2008), יש חשיבות להשוואת רמת ההכנסה אותה מצאנו, יחסית לרמת ההכנסה הממוצעת של הפרטים באותה קוהורטה.

הבסיס לחישוב תחזית הכנסות משק הבית לנפש סטנדרטית, הוא מדגם הכולל את כל הפרטים שנולדו בארץ ושנמצאו עבורם נתוני הורים. תיאור סטטיסטי של המדגם מופיע בנספח 10.1. השתמשתי במדגם זה ולא במדגם השכירים עם נתוני הורים, כדי להעשיר את מספר התצפיות וליצור תחזית טובה ומדויקת יותר. מדגם זה כלל 43,947 תצפיות, שלכל אחת מהן מופיעים נתוני הורים לפחות ממפקד אחד. כיוון שלכל פרט במדגם זה, אותר לפחות סט נתונים אחד של הורים מאחד ממפקדי האוכלוסין של 2008, 1995, 1983 ו/או 1972, אך ישנם פרטים שהוריהם אותרו ביותר ממפקד אחד, אנו מקבלים 55,504 תצפיות הורים. תיאור סטטיסטי של נתוני ההורים מופיע בלוח מספר 7.

לוח מספר 7

תיאור סטטיסטי של נתוני ההורים

מדגם הכולל את כל תצפיות ההורים לילידי הארץ שנמצאו בסקרים

	תיאור סטטיסטי				
	1972	1983	1995	2008	כלל המדגם
הכנסות משק הבית	**5,876** (4,287)	**8,162** (6,926)	**16,051** (20,614)	**10,364** (11,675)	**9,669** (10,254)
מספר נפשות במשק הבית	**4.40** (1.25)	**3.92** (1.30)	**2.94** (1.01)	**2.30** (0.87)	**3.53** (1.42)
הכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית	**1,483** (1,243)	**2,405** (2,416)	**6,213** (9,617)	**5,234** (6,207)	**3,470** (5,686)
גיל	**38.8** (8.21)	**48.7** (7.60)	**57.8** (5.88)	**65.9** (3.20)	**51.0** (12.5)
מספר שנות לימוד	**8.16** (4.73)	**8.26** (5.32)	**9.38** (5.05)	**8.68** (5.56)	**8.54** (5.16)
יהודים	**0.768** (0.422)	**0.756** (0.430)	**0.784** (0.412)	**0.584** (0.493)	**0.727** (0.446)
שיעור האבות הנשואים	91.2%	75.1%	80.1%	58.6%	76.7%
שיעור האימהות הנשואות	84.3%	76.7%	73.8%	53.8%	72.4%
מס' תצפיות	**17,669**	**12,707**	**10,144**	**14,960**	**52,309**

מקור נתוני ההורים : מפקדי האוכלוסין של השנים : 1972, 1983, 1995 ו 2008.

ההבדל בשיעור היהודים במדגמי ההורים נובע מהבדלים בצורת המגורים בין יהודים ללא יהודים ומכך שהנתונים שלנו לקוחים מתוך מדגם של קרוב ל-20% ממשקי הבית בישראל, שעבורם מולא שאלון מפקד מורחב. אצל האוכלוסייה הלא-יהודית הרבה מההורים והילדים ממשיכים לגור יחד באותו משק בית גם לאחר שהילדים בגרו. ישנו סיכוי רב יותר אצל הפרטים הלא יהודיים, שהיו

בני 55-38 בשנת 2008 ושנדגמו להשתתף ולמלא את השאלון המורחב, שגם הוריהם גרים איתם באותו משק בית, ולכן גם הם מילאו את השאלון המורחב. כך שסיכויי הפרטים הלא יהודיים להיכלל במדגם הפרטים עם נתוני הורים גבוה יותר.

מספר שנות הלימוד בשני המפקדים הראשונים דומה מאוד (8.2 במפקד 1972 ו 8.3 במפקד 1983), כי הרי בסופו של דבר מדובר באותה אוכלוסייה – הורי ילידי הארץ שהיו בני 55-38 במפקד 2008. במפקד 1995 אנו מקבלים עליה במספר שנות הלימוד הממוצע (9.4 שנות לימוד) הנובעת מהגבלת גיל ההורים ל 70, כך שאנו מקבלים מדגם צעיר יותר. במפקד 2008 מספר שנות הלימוד של ההורים שוב נמוך יותר (8.7 בלבד) כתוצאה משיעור יהודים נמוך יותר באופן משמעותי (58% בלבד לעומת 78%-76% במדגמים הלקוחים מהמפקדים האחרים).

תהליך חישוב המשתנה "הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה" כלל מספר שלבים. ראשית, חילקתי את הכנסות משק-הבית במספר הנפשות הסטנדרטיות. כיוון שנתוני ההכנסות מהמפקדים השונים הם במחירים שוטפים, הנתונים הומרו (על-פי מדד המחירים) למחירי 2008[10] וחולקו במספר הנפשות הסטנדרטיות במשק הבית. המשתנה "הכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית" זהו הממוצע בין הכנסת המשפחה לנפש סטנדרטית שחושבה לפי נתוני האב, לזו שחושבה לפי נתוני האם. אם היה בנמצא רק נתון בגין אחד ההורים, הוא זה שהיווה את ממוצע הכנסות המשפחה לנפש סטנדרטית.

ציפינו לשינויים בממוצע הכנסות ההורים כתוצאה מעלייה בהכנסה הראלית במשך השנים, וכן כתוצאה מגידול שיעור השתתפות הנשים בשוק העבודה, עובדה שהגדילה את מקורות ההכנסה המשפחתיים. ואכן, ככל שמתקדמים בשנות המפקד, הכנסת משק הבית הראלית לנפש סטנדרטית עולה[11], מלבד השינוי בין נתוני הכנסת ההורים ממפקד 2008 יחסית ל 1995 (6,213 ₪ במפקד 1995 לעומת 5,234 ₪ בלבד במפקד 2008). אם נתבונן בנתוני הגיל הממוצע והסטטוס המשפחתי של ההורים המוצגים גם הם בלוח מספר 7, נוכל לתת שלושה הסברים לתופעה.

הראשון קשור לפרופיל המינסריאני של גיל-שכר. גיל ההורים הממוצע הולך ועולה עם שנות הסקר (העלייה בגיל, משמעותה עליה בניסיון התעסוקתי המלווה בעלייה השכר), כאשר בסקר של שנת 2008, הגיל הממוצע של ההורים הוא 65.9[12], זאת-אומרת שסביר וחלק ניכר מההורים כבר מחוץ לשוק העבודה ולכן ישנה גם ירידה בהכנסות. ההסבר השני קשור לסטטוס המשפחתי של ההורים. שיעור הנשואים המתואר גם הוא בלוח מספר 7, קטן ככל שאנו מתקדמים בשנות הסקר,

---

[10] נתוני 1995 בש"ח הוכפלו ב 1.59, נתוני 1983 בשקלים ישנים הוכפלו ב 0.162 ונתוני 1972 בל"י הוכפלו ב 4.85.

[11] בהתייחסנו לנתוני ההכנסות של מפקד שנת 1983, עלינו לקחת בחשבון את בעייתיות הדיווחים החשבונאים בשנות האינפלציה הדוהרת של תחילת שנות השמונים.

[12] ממוצע גיל ההורים חושב בדומה לחישוב ממוצע ההכנסות. במידה והיו קיימים נתונים על זוג ההורים, חישבתי את הממוצע ביניהם ובמקרים בו היה נתון בודד, הוא היווה את ממוצע גיל ההורים.

כך שבמקום שניים התורמים להכנסות משק הבית, יש יותר מקרים בהם נותר מפרנס יחיד במשק הבית. שיעור נמוך יותר של יהודים במדגם מהווה את ההסבר השלישי לממוצע הכנסות משק הבית לנפש נמוך יותר במפקד 2008.

בשלב השני, הרצתי רגרסיית OLS, החוזה את הכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית של ההורים. לשם כך השתמשתי במדגם שכלל את כל תצפיות ההורים שהיו ברשותי (אם בסקר מסוים הופיעו שני ההורים, הם היוו תצפית אחת), כך שייתכן שמשק בית מסוים הופיע במדגם 4 פעמים, במידה והנתונים בגין האם ו/או האב של אותו משק בית, הופיעו בכל אחד מהסקרים שנבדקו, אך בכל פעם עם נתונים שונים (בכל סקר, למשל, הגיל הממוצע היה שונה). הנתון של מספר שנות הלימוד של ההורים, היה הערך המקסימלי בין מספר שנות הלימוד של האב למספר שנות הלימוד של האם.

המשתנה התלוי ברגרסיה היה, כמובן, לוג הכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית (*lnY*). המשתנים המסבירים כללו, גיל (*age*), גיל בריבוע (age^2), מספר שנות לימוד (*educ*), מספר שנות לימוד בריבוע ($educ^2$), משתני דמי לדת (*Moslem, Christian, Druze*) ולשנת המפקד (*1983, 1995, 2008*). להלן תוצאות הרגרסיה:

$$\ln Y = 5.91 + 0.03(age) - 0.0002(age2) + 0.03(educ) + 0.002(educ2) \qquad (40)$$

$$- 0.53(moslem) - 0.33(Christian) - 0.35(Druze) + 0.29(1983) + 1.09(1995) + 1.04(2008)$$

הרגרסיה מסבירה 53.7% משונות ההכנסה, וכל המקדמים מובהקים ברמת מובהקות של 0.1%. בשלב השלישי, השתמשתי במקדמי הרגרסיה, כפי שמוצגים במשוואה (40), לחישוב תחזית ההכנסה לנפש סטנדרטית (y_{it}) כפונקציה של גיל ההורים (*i*) ושנת המפקד (*t*). כל ערכי המשתנים בהם השתמשתי לחישוב התחזית, מלבד הגיל ומשתנה הדמי לשנת המפקד, היו הערכים הממוצעים במדגם. תחזית ההכנסה שחושבה, לדוגמה, עבור הורים, שממוצע גילם הוא 40 והם מופיעים במפקד 1995 (הקו העליון מעל המשתנה, מסמן שימוש בערכו הממוצע של המשתנה במדגם – תיאור סטטיסטי של נתוני המדגם מופיע בלוח מספר 7):

$$Y_{40,\,1995} = exp(5.91 + 0.03(40) - 0.0002(40^2) + 0.03(\overline{educ}) + 0.002(\overline{educ^2})$$

$$- 0.53(\overline{moslem}) - 0.33(\overline{Christian}) - 0.35(\overline{Druze}) + 1.09) = 3{,}260$$

מטרת השלב הרביעי, הייתה לבדוק האם הכנסות משק הבית לנפש סטנדרטית של כל תצפית, היו גבוהות או נמוכות ובאיזה היקף, מהתחזית הממוצעת לפי גיל ההורים ושנת המפקד. לשם כך, חישבתי עבור כל תצפית את ההפרש בין נתוני הכנסות משק הבית לנפש סטנדרטית בפועל ובין התחזית. זוהי השארית שלא ניתן להסביר לפי גיל ההורים ושנת המפקד, להלן תקרא בשם "שארית ההכנסה לנפש סטנדרטית".

בשלב הבא שייכתי לכל תצפית במדגם הילדים - ילידי הארץ עם נתוני הורים – את "שארית ההכנסה לנפש סטנדרטית" של הוריו. במידה והוריו של הפרט הופיעו ביותר ממפקד אחד (למשל

גם במפקד 2008 וגם במפקד 1983), כך שהיו לנו יותר מ"שארית הכנסה לנפש סטנדרטית" אחת בגינם, חישבתי ושייכתי את ממוצע "שאריות ההכנסה לנפש סטנדרטית".

השלב השישי, והאחרון, היה לחשב לכל תצפית את היחס בין "שארית ההכנסה לנפש סטנדרטית" של הוריו, לממוצע "השאריות לנפש סטנדרטית" של כל הפרטים השייכים לאותה קוהורטה. כך קיבלתי את המשתנה "הכנסה פרמננטית יחסית לקוהורטה", המהווה אינדיקטור לרמת ההכנסה לנפש סטנדרטית של הורי הפרט, יחסית לתחזית ההכנסה לנפש סטנדרטית הממוצעת של ההורים ולקוהורטה אליה משתייך הפרט.

6.3.1.2. חישוב המשתנה "הורים בעלי יותר השכלה"

חישוב המשתנה "הורים בעלי יותר השכלה" חושב על-פי מספר שנות הלימוד של ההורים. ראשית הגדרתי את המשתנה "מספר שנות הלימוד הגבוה ביותר של ההורים" כמספר שנות הלימוד הגבוה ביותר שהופיע בנתוני ההורים של כל פרט (בעצם המקסימום בין מספר שנות הלימוד של האם למספר שנות הלימוד של האב בין כל הסקרים בהם הם הופיעו). שנית, חילקתי את הפרטים לקוהורטות ומצאתי עבור כל קוהורטה את מספר שנות הלימוד באחוזון ה 25 וה 75. בהמשך, כאשר ארצה להשוות בין קבוצות אוכלוסייה שונות, אשתמש גם בקריטריון של השכלת הורים, ואחלק את המדגם לשלוש קבוצות לפי מספר שנות ההשכלה של ההורים. החלוקה מתוארת בלוח מספר 8.

בניגוד למשתנה ההכנסה שהוא משתנה רציף, ולכן בכל אחת מקבוצות הקצה לפי הכנסת הורים (קבוצת הפרטים המגיעה ממשפחות מעוטות יכולת וקבוצת הפרטים המגיעה ממשפחות מבוססות) יש בדיוק 25% מהמדגם, מספר שנות לימוד הוא משתנה בדיד. החלוקה לפי מספר שנות לימוד של ההורים היא "גסה" יותר ויוצרת קבוצת פרטים להם הורים עם השכלה נמוכה המהווה כ 17% מהמדגם בלבד וקבוצת פרטים להם הורים עם השכלה גבוהה המהווה רק כ 22% מהמדגם. בפרק הבא, הנותן תיאור סטטיסטי לפי הכנסת והשכלת הורים, נראה שההבדלים בין הקבוצות, משמעותיים יותר בחלוקה לפי השכלת הורים.

לוח מספר 8

מספר שנות הלימוד של הורי הפרט – חלוקה לרבעון תחתון ועליון

מדגם ילידי הארץ שנולדו בין 1953 ל 1970 עם נתונים על הוריהם

גיל	שנת לידה	מספר תצפיות	הורים בעלי השכלה נמוכה		הורים בעלי השכלה גבוהה	
			מספר שנות לימוד	שיעור הפרטים	מספר שנות לימוד	שיעור הפרטים
38	1970	4,586	0 - 8	21.8%	מעל 12	27.1%
39	1969	4,243	0 - 7	23.1%	מעל 12	24.2%
40	1968	3,810	0 - 6	22.0%	מעל 12	23.3%
41	1967	3,378	0 - 6	24.1%	מעל 12	22.3%
42	1966	3,314	0 - 6	24.4%	מעל 12	22.4%
43	1965	3,022	0 – 5	23.0%	מעל 12	20.3%
44	1964	2,783	0 – 5	21.5%	מעל 12	18.5%
45	1963	2,498	0 - 4	23.0%	מעל 12	18.9%
46	1962	2,261	0 - 4	23.5%	מעל 12	17.1%
47	1961	2,085	0 - 4	19.7%	מעל 12	15.8%
48	1960	2,048	0 - 4	20.9%	מעל 12	14.7%
49	1959	1,832	0 - 4	20.1%	מעל 12	14.9%
50	1958	1,673	0 - 4	20.5%	מעל 12	16.8%
51	1957	1,473	0 – 3	22.7%	מעל 12	14.3%
52	1956	1,243	0 - 3	24.1%	מעל 12	12.5%
53	1955	1,188	0 - 3	22.3%	מעל 12	13.3%
54	1954	818	0 - 3	23.5%	מעל 12	13.1%
55	1953	587	0 - 3	19.8%	מעל 12	15.3%

מקור נתוני הפרט : מפקד האוכלוסין 2008

מקור נתוני ההורים : מפקדי האוכלוסין של השנים : 1972, 1983, 1995 ו 2008.

6.3.2. מאפייני הרקע המשפחתי במדגם ובקבוצות אוכלוסייה שונות

להשלמת תמונת מאפייני המדגם ומאפייני הקבוצות השונות שתוארה בפרק 6.2, מתוארים בלוח מספר 9 מאפייני הרקע המשפחתי של מדגם השכירים שנולדו בארץ בשנים 1953-1970 עם נתונים על הוריהם.

לוח מספר 9

מאפייני הרקע המשפחתי במדגם ובקבוצות אוכלוסייה שונות

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	שיעור הפרטים להם הורים בעלי יותר השכלה	מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	מספר תצפיות
כלל המדגם	1.00 (1.21)	0.20 (0.40)	3.41 (1.18)	17,305
א. לפי מגדר				
גברים	0.974 (1.23)	0.183 (0.387)	3.44 (1.20)	9,060
נשים	1.028 (1.200)	0.218 (0.413)	3.39 (1.14)	8,245
ב. לפי דת				
יהודים	1.097 (1.293)	0.235 (0.424)	3.29 (1.06)	14,150
מוסלמים	0.532 (0.430)	0.039 (0.194)	3.99 (1.49)	2,437
נוצרים	0.672 (0.518)	0.049 (0.216)	3.73 (1.32)	490
דרוזים	0.654 (1.509)	0.054 (0.227)	4.11 (1.46)	228
ג. המגזר היהודי לפי יבשת לידה של האב				
אמריקה, אירופה או ישראל	1.434 (1.592)	0.409 (0.492)	2.93 (0.78)	6,113
אסיה או אפריקה	0.840 (0.930)	0.102 (0.303)	3.57 (1.16)	8,037

מקור נתוני הפרט: מפקד האוכלוסין 2008

מקור נתוני ההורים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

בהשוואה המגדרית, ניתן לראות, שנשים שיוצאות לשוק העבודה ונמצאות במדגם השכירים, מגיעות מבתים אמידים יותר (הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה גבוהה יותר) יחסית לקבוצת הגברים, ומשכילים יותר (שיעור ההורים בעלי יותר השכלה בקבוצת הנשים הוא 22% לעומת 18% בלבד בקבוצת הגברים). הבדלים אלו מובהקים ברמה של 0.5% והם משמשים כאינדיקטורים לסביבה בה גדל הפרט. ההבדלים יכולים להסביר גם את מספר שנות הלימוד הגבוה יותר בקבוצת הנשים (14.4 בממוצע) לעומת קבוצת הגברים (13.4 בממוצע) כפי שמתואר בלוח מספר 5.

פירוט מאפייני הרקע המשפחתי לפי דת, מראה, שיד ביד עם מספר שנות-לימוד ושכר גבוה יותר במגזר היהודי (ראה לוח מספר 6), נקבל גם שהרקע המשפחתי, משמע, הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה, והשכלת ההורים היא בממוצע הגבוהה ביותר במגזר היהודי (1.10 ו 0.24 בהתאמה), והנמוכה ביותר במגזר המוסלמי (0.53 ו 0.04 בהתאמה). ההבדלים בין המגזר היהודי ללא יהודי מובהקים. בתוך המגזר הלא יהודי ישנם הבדלים קטנים בהשכלת ההורים בין הקבוצות וגם בהכנסת ההורים.

חלוקת המגזר היהודי לפי יבשת הלידה של האב, מציגה הבדלים מובהקים ברקע המשפחתי. פרטים אשכנזיים מגיעים ממשפחות אמידות יותר (הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה שווה בממוצע ל 1.4 לעומת 0.8 אצל המזרחיים), משכילות יותר (הוריהם של 41% מהפרטים במדגם האשכנזיים הם בעלי השכלה גבוהה יחסית ל 10% בלבד בקרב המזרחיים) ובעלות מספר נפשות סטנדרטיות קטן יותר (2.9 לעומת 3.6 אצל המזרחיים).

על-מנת להשוות בין פרטים המגיעים מרקע סוציו-אקונומי שונה, חילקנו את המדגם פעם לפי הכנסת-הורים פרמננטית ופעם לפי השכלת-הורים. לפילוח המדגם לפי הכנסה פרמננטית של ההורים חילקתי כל קוהורטה של פרטים, לרבעון תחתון ורבעון עליון, לפי המשתנה הכנסת הורים פרמננטית יחסית לקוהורטה (משתנה שחישבנו מתוך נתוני ההורים; פירוט החישוב מופיע בפרק 6.3.1.1). התצפיות שנמצאות ברבעון התחתון תהוונה את הקבוצה המגיעה ממשפחות מעוטות הכנסה והתצפיות שנמצאות ברבעון העליון יהיו הקבוצה המגיעה ממשפחות מבוססות. הפרטים הנוספים במדגם, 50% הנמצאים בתווך, יהוו את הקבוצה האמצעית.

חלוקת המדגם לפי השכלת הורים, נעשתה לפי מספר שנות הלימוד של ההורים הנמצאים באחוזון ה 25 ובאחוזון ה 75 עבור כל קוהורטה. פרטים להם הורים בעלי מספר שנות לימוד נמוך (מתחת למספר שנות הלימוד של האחוזון ה 25), יחסית לקוהורטה אליה הם משתייכים, מהווים את הקבוצה של פרטים להם הורים בעלי השכלה נמוכה. פרטים להם הורים עם מספר שנות לימוד גבוה (מעל למספר שנות הלימוד של האחוזון ה 75), יחסית לקוהורטה אליה הם משתייכים, מהווים את הקבוצה של פרטים להם הורים עם השכלה גבוהה. פרטים להם הורים בעלי השכלה ממוצעת, מהווים את הקבוצה האמצעית [13].

תיאור סטטיסטי של הקבוצות מובא בלוח מספר 10. בשתי החלוקות ניתן להבחין באותן מגמות ברורות במאפייני הפרט כתוצאה, כמובן, מהקורלציה החיובית (בשיעור של 0.373) שבין השכלת ההורים להכנסתם (ניתן לראות זאת גם בלוח מספר 11, בשיעור ההורים בעלי יותר השכלה שהולך ועולה ככל שמצבם הכלכלי של ההורים טוב יותר, או בהכנסה הפרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה שהולכת ועולה ככל שהשכלת ההורים גבוהה יותר, וכן בטבלת השכיחות המשותפת בנספח 10.2). מספר שנות הלימוד של הפרט, שכרו, מספר שעות עבודה הממוצע והשכר-לשעה גבוהים יותר ככל שהכנסת ההורים והשכלתם גבוהה יותר. שיעור היהודים גבוה יותר ככל שהכנסת ההורים והשכלתם גבוהה יותר וביחס הפוך שיעור הלא-יהודים ויהודים

[13] לפירוט החלוקה ראה פרק 6.3.1.2.

שלהם אב ו/או אם שנולדו באפריקה או אסיה[14]. בלוח מספר 11, המתאר את מאפייני הרקע המשפחתי של הפרט ניתן לראות שגם מספר הנפשות הסטנדרטיות בבית הורי הפרט עומד ביחס הפוך לרמת ההשכלה של ההורים.

כל ההבדלים בין הקבוצות, שהזכרתי עד כה, משמעותיים יותר בחלוקה לפי השכלת הורים, כיוון שקבוצות הקצה, בחלוקה לפי השכלת הורים, הן קטנות יותר לעומת קבוצות הקצה בחלוקת המדגם לפי הכנסת הורים. משתנה ההכנסה הוא משתנה רציף ולכן בכל אחת מקבוצות הקצה לפי הכנסת הורים (קבוצת הפרטים המגיעה ממשפחות מעוטות יכולת וקבוצת הפרטים המגיעה ממשפחות מבוססות) יש בדיוק 25% מהמדגם. כיוון שמספר שנות לימוד הוא משתנה בדיד, החלוקה היא "גסה" יותר ויוצרת קבוצת פרטים להם הורים עם השכלה נמוכה המהווה כ 17% מהמדגם בלבד וקבוצת פרטים להם הורים עם השכלה גבוהה המהווה רק כ 22% מהמדגם. ממוצעי הקבוצות שונים אחד מהשני ברמת מובהקות של 0.1% לפחות, בחלוקה לפי השכלת הורים. בחלוקה לפי הכנסת הורים, ממוצעי הקבוצות גם שונים באופן מובהק, מלבד משתנה הגיל ומספר הנפשות הסטנדרטי.

---

[14] בנספח מספר 10.3, מופיע תיאור סטטיסטי של חלוקת המדגם גם לפי מגדר וגם לפי הכנסת והשכלת הורים. שיעור הלא-יהודים בקבוצות החלשות מאוד גבוה אצל הגברים (40% בקבוצה עם הכנסת הורים נמוכה ו 58% בקבוצה עם השכלת הורים נמוכה) ופחות ניכר אצל הנשים (16% בלבד), בקבוצה עם הכנסת הורים נמוכה ו 26% בקבוצה עם השכלת הורים נמוכה). בנספח מספר 10.310.4, בלוח מספר 41, ישנו תיאור סטטיסטי של מדגם השכירים הלא-יהודיים לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים. רמת הכנסה והשכלה גבוהה של ההורים מעלה את שיעור הנשים המשתתפות בשוק העבודה. גם כאן ההבדל המשמעותי יותר נמצא בחלוקה על-פי רמת ההשכלה של ההורים. ב10.410.4, המתאר את מדגם השכירים היהודיים לפי רמת הכנסה והשכלה של ההורים, אין הבדלים בשיעור השתתפות הנשים בכוח העבודה בין הקבוצות השונות.

לוח מספר 10

חלוקה לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים - מאפייני הפרט
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	רמת ההכנסה של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
גיל	43.8	43.8	43.8	44.0	44.0	43.1
	(4.67)	(4.67)	(4.67)	(4.50)	(4.83)	(4.28)
גבר	0.53	0.53	0.50	0.61	0.50	0.48
	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.49)	(0.50)	(0.50)
מספר שנות לימוד	12.9	13.8	15.1	12.0	13. 8	16.1
	(3.10)	(3.17)	(3.02)	(3.16)	(2.87)	(2.84)
שכר חודשי (בש״ח 2008)	9,255	11,300	14,390	7,958	11,646	15,788
	(7,819)	(9,652)	(11,770)	(5,834)	(9,518)	(12,916)
שעות עבודה שבועיות	40.7	41.7	43.0	41.1	41.8	42.4
	(12.0)	(11.8)	(12.0)	(11.7)	(11.8)	(12.8)
שכר לשעה (בש״ח 2008)	53.5	63.7	79.6	47.2	64.18	87.5
	(48.8)	(65.6)	(116.5)	(60.3)	(61.5)	(123.8)
יהודי	0.72	0.81	0.95	0.54	0.87	0.96
	(0.45)	(0.40)	(0.23)	(0.50)	(0.33)	(0.19)
מוסלמי	0.23	0.15	0.04	0.39	0.09	0.03
	(0.42)	(0.36)	(0.18)	(0.49)	(0.33)	(0.16)
נוצרי	0.04	0.03	0.01	0.04	0.03	0.01
	(0.19)	(0.17)	(0.12)	(0.19)	(0.18)	(0.08)
דרוזי	0.02	0.01	0.00	0.04	0.01	0.00
	(0.14)	(0.12)	(0.06)	(0.19)	(0.09)	(0.06)
האב יליד אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.79	0.57	0.39	0.94	0.60	0.25
	(0.41)	(0.49)	(0.49)	(0.24)	(0.49)	(0.43)
האם ילידת אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.79	0.58	0.38	0.95	0.61	0.24
	(0.41)	(0.49)	(0.48)	(0.23)	(0.49)	(0.42)
רווק	0.04	0.07	0.11	0.06	0.08	0.09
	(0.28)	(0.30)	(0.31)	(0.27)	(0.31)	(0.29)
נשוי	0.87	0.83	0.77	0.86	0.82	0.82
	(0.33)	(0.38)	(0.42)	(0.35)	(0.39)	(0.39)
פרוד	0.08	0.09	0.11	0.07	0.10	0.09
	(0.27)	(0.28)	(0.31)	(0.25)	(0.30)	(0.29)
אלמן	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	(0.10)	(0.10)	(0.08)	(0.10)	(0.09)	(0.07)
מספר תצפיות	4,325	8,652	4,328	2,925	10,611	3,769

מקור הנתונים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

לוח מספר 11

חלוקה לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים - מאפייני הרקע המשפחתי
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	רמת ההכנסה של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.24	0.71	2.34	0.55	0.91	1.75
	(0.09)	(0.24)	(1.80)	(0.60)	(0.94)	(1.90)
שיעור הפרטים להם הורים בעלי יותר השכלה	0.05	0.17	0.42	0.00	0.00	1.00
	(0.22)	(0.37)	(0.49)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	4.27	3.32	2.75	3.94	3.37	2.98
	(1.29)	(1.02)	(0.77)	(1.48)	(1.06)	(0.85)
מספר תצפיות	4,325	8,652	4,328	2,925	10,611	3,769

מקור נתוני הפרט: מפקד האוכלוסין 2008

מקור נתוני ההורים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

7. אמידת התשואה להשכלה

7.1. אמידת התשואה לשנת השכלה ממוצעת

את משוואת השכר של מינסר (1974) ניתן לאמוד באמצעות אמידת OLS פשוטה, וזאת האמידה הראשונה שאציג בפרק 7.1.1. מקדם שנות ההשכלה המתקבל, אומד את השינוי הממוצע בשכר עבור כל שנת לימוד נוספת, אולם אומדן זה הוא מוטה. שינוי זה בשכר, יכול לנבוע גם מהבדלים ביכולת וכושר השתכרותו של הפרט שהם, כמו גם תרומת ההשכלה לשכר, משתנים הטרוגניים בלתי נצפים, המשפיעים הן על השכר והן על רמת ההשכלה. כיוון שהפרטים באוכלוסייה בוחרים את רמת ההשכלה באופן לא אקראי, גם לפי משתנים בלתי נצפים כמו: יכולת, כושר השתכרות, גורמים תרבותיים, נורמות ותועלת שולית מהשכלה. ישנם חוקרים הטוענים שסך ההטיות קטנות (Griliches, 1977; Becker, 1964; Card, 1999; Meghir and Palm, 2003), אך חוקרים רבים ממשיכים לחפש ולהשתמש בשיטות אקונומטריות שונות כדי להתגבר על בעיית המיון העצמי ולצמצם את בעיית ההטיה. אנו מתמודדים עם בעיית האנדוגניות וההטרוגניות של התשואה לחינוך במספר דרכים.

השיטה הראשונה בה השתמשתי, היא שימוש במשתני proxy (פירוט והצגה אקונומטרית של צמצום בעיית ההטיה באמצעות משתני proxy מופיעים בפרק 4.1). בדומה ל Connely and Uusitalo (1999), Card (1995,1999), ו Brenner and Rubinstein (2011), אשתמש במשתני הרקע המשפחתי של הפרט, כמשתני proxy ליכולת ולתועלת מהשכלה.

השיטה השנייה בה אשתמש, שהיא כנראה הנפוצה ביותר, היא איתור משתני עזר (Instrumental Variable) המשפיעים על ההשכלה אך אינם מתואמים עם השכר. משתני העזר בהם השתמשתי הם משתני דמי להשפעת השינויים בחוק לימוד חובה בישראל, ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהוטרה לפי דת (יהודים ולא יהודים). פירוט והצגה אקונומטרית של צמצום בעיית ההטיה באמצעות משתני עזר מופיעים בפרק 4.2.

7.1.1. מקדמי OLS ושימוש במשתני PROXY

מקדמי שנות ההשכלה, לפי משוואת השכר של מינסר, מופיעים בלוח מספר 12. בכל הרגרסיות, המשתנה התלוי הוא לוג השכר הממוצע לשעה בשנת 2008. ברגרסיות הכוללות רק את מאפייני הפרט, המשתנים המסבירים, מלבד שנות השכלה, הם: משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, משתני דמי לסטטוס משפחתי, משתני דמי ליבשת הלידה של האב והאם (עבור יהודים) ומשתני דמי לדת. ניסיון תעסוקתי מוגדר, כמו בעבודות אחרות (Card, 1999; Heckman, Tobias and Vytlacil, 2000) כגיל פחות מספר שנות הלימוד פחות שש (אין במפקד נתונים על משך השירות הצבאי של הפרטים, אך כיוון שחלק מהפרטים כלל אינו משרת בצבא ובהרבה מקרים שנות השירות הצבאי גם תורמות לניסיון התעסוקתי של הפרט, אני סבורה שאין בחישוב זה הטיה משמעותית).

לוח מספר 12

מקדמי שנות לימוד ברגרסיות OLS לפי דת, יבשת לידה של האב ומגדר

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970

		חלוקת המדגם לפי דת			המגזר היהודי לפי יבשת-הלידה של האב	
	כל המדגם	יהודים	מוסלמים	אחרים	אירופה, אמריקה ישראל	אסיה אפריקה
חלק א'						
מדגם השכירים	0.104 (0.002)	0.110 (0.002)	0.088 (0.002)	0.104 (0.004)	0.102 (0.002)	0.120 (0.003)
מספר תצפיות	54,506	45,515	6,881	2,110	19,971	25,544
מדגם שכירים עם נתוני הורים						
מאפייני הפרט בלבד	0.105 (0.002)	0.112 (0.002)	0.080 (0.004)	0.102 (0.007)	0.103 (0.003)	0.122 (0.003)
מאפייני הפרט וההורים	0.103 (0.002)	0.110 (0.002)	0.079 (0.004)	0.099 (0.007)	0.099 (0.003)	0.120 (0.003)
מספר תצפיות	17,305	14,150	2,437	718	6,113	8,037
חלק ב' - גברים						
מדגם השכירים	0.096 (0.001)	0.107 (0.002)	0.081 (0.003)	0.098 (0.005)	0.112 (0.003)	0.119 (0.003)
מספר תצפיות	27,933	21,292	5,312	1,329	9,496	11,796
מדגם שכירים עם נתוני הורים						
מאפייני הפרט בלבד	0.098 (0.002)	0.113 (0.003)	0.072 (0.004)	0.092 (0.010)	0.106 (0.004)	0.121 (0.004)
מאפייני הפרט וההורים	0.098 (0.002)	0.113 (0.003)	0.072 (0.004)	0.090 (0.010)	0.106 (0.004)	0.123 (0.004)
מספר תצפיות	9,060	6,705	1,903	452	2,947	3,758
חלק ג' - נשים						
מדגם השכירים	0.104 (0.001)	0.104 (0.001)	0.111 (0.004)	0.116 (0.007)	0.091 (0.002)	0.118 (0.002)
מספר תצפיות	26,573	24,223	1,569	781	10,475	13,748
מדגם שכירים עם נתוני הורים						
מאפייני הפרט בלבד	0.105 (0.002)	0.106 (0.003)	0.110 (0.008)	0.122 (0.012)	0.094 (0.004)	0.118 (0.004)
מאפייני הפרט וההורים	0.103 (0.002)	0.104 (0.003)	0.107 (0.007)	0.115 (0.012)	0.092 (0.004)	0.116 (0.004)
מספר תצפיות	8,245	7,445	534	266	3,168	4,277

כל המקדמים בטבלה מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%.

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה ומאפייני-פרט נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם ולדת). בחלק מהרגרסיות נוספו גם מאפייני הורים (הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

בחלק א' של הלוח, מוצגות תוצאות האמידה עבור כלל מדגם השכירים שנולדו בארץ בשנים 1953-1970 (גם שכירים ללא נתוני הורים). אם נסתכל על כל המדגם נקבל עליה ממוצעת של 10% בשכר לשעה לכל שנת השכלה, בעוד פריש (2008) קיבל תשואה של בין 7-8% בלבד, בנתוני מפקד 1995. ההפרש נובע כנראה מגיל המדגם. המדגם שלנו כולל קבוצה מבוגרת יותר של בני 38-55 בעוד המדגם שלו כלל פרטים בני 26-45. אלה אותם אנשים פחות או יותר, כאשר מדידת התשואה בגיל צעיר ממעיטה בתשואה כיוון שהשכר בגיל מבוגר קרוב יותר להכנסה הפרמננטית. כאשר הפרטים צעירים יותר, חלקם עדיין לומדים ורוכשים ניסיון ולכן אומדן התשואה להשכלה נמוך יותר.

בקבוצת המוסלמים מקדם שנות הלימוד נמוך יותר מהמקדם במגזר היהודי (8-9% בקבוצת המוסלמים לעומת 11% במגזר היהודי). תוצאה זו משקפת את האפשרויות המוגבלות של האוכלוסייה המוסלמית בארץ בשוק עבודה, המציע הרבה פחות אופציות תעסוקתיות לבעלי השכלה במגזר זה, ביחוד בעבר. גם לפי נתוני שנת 2009 ישנו ייצוג גבוה של מועסקים ערבים במשלחי-יד ובענפים המניבים הכנסה נמוכה יחסית[15]. Lewin-Epstein and Semyonov (1994) מצאו שיחסית לערבי, היהודי נהנה מתשואה גבוהה יותר על תכונות הפרט. מיעארי, נבואני וחטאב (2011) הראו שעבור 2008-2009 האפליה של עובדים מיומנים (משכילים), גבוהה יותר מאפליה של עובדים לא-מיומנים, כך שתשואת השכירים היהודים יותר גבוהה.

תשואת "האחרים", הנוצרים והדרוזים, גבוהה מזו של המוסלמים אך נמוכה מזו של היהודים ועומדת על כ 10%. זוהי קבוצה שהשתלבותה בשוק העבודה הישראלי מוצלחת יותר, אם בגלל שירותם הצבאי או בגלל נורמות התנהגותיות המקלות על ההשתלבות ומביאות לתשואה גבוהה יותר יחסית למוסלמים.

הבדל משמעותי במקדמים אנו רואים בתוך המגזר היהודי בהשוואה בין פרטים שלהם אב שנולד באסיה או אפריקה, לבין קבוצת הפרטים להם אב שנולד באירופה, אמריקה או ישראל. בקבוצת הפרטים שלהם אב שנולד באסיה או אפריקה, שזו הקבוצה החלשה יותר יחסית, יש עליה ממוצעת של 12% בשכר לשעה בעוד בקבוצת הפרטים להם אב שנולד באירופה, אמריקה או ישראל, העלייה הממוצעת בשכר לשעה נאמדת רק בשיעור של 10% עבור כל שנת השכלה. התשואה להשכלה שאמד פריש (2008) ברגרסיית OLS רגילה עבור מזרחיים היא 9.5%, שהיא גם גבוהה יותר מהתשואה שקיבל עבור כלל המדגם (7-8%). גוטליבובסקי ומארק (2003) ומארק (2000) גם קיבלו שהתשואה להשכלה של ילידי ישראל ממוצא אסיה-אפריקה גבוהה מזו של ילידי ישראל ממוצא אירופה-אמריקה.

---

[15] שיעורם של המועסקים היהודים בארבעת משלחי-היד בעלי ההכנסה הגבוהה בשוק העבודה היה כמעט כפול (פי 1.88) משיעורם של המועסקים הערבים: 58% לעומת 30.8%. תמונה הפוכה הצטיירה לגבי המועסקים בארבעת משלחי-היד המניבים הכנסה נמוכה יותר, שם ייצוגם של המועסקים הערבים גבוה במידה רבה (פי 1.66) מייצוגם של המועסקים היהודים: 69.2% לעומת 41.7% (הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שנתון סטטיסטי לישראל 2011, מס' 62, לוח 12.6 ולוח 12.10).

מקדם שנות השכלה גבוה יותר, בקבוצת המזרחיים, הקבוצה החלשה יותר, נובעת כנראה מההבדלים ביחס להשכלה בין הקבוצות השונות. אצל האשכנזיים, הקבוצה ה"חזקה", יש לחץ חברתי גדול יותר לרכישת ההשכלה, ללא קשר לתרומתה לשכר. בקבוצה ה"חלשה" יותר, להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות והן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה האם לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות ורק אם התועלת הכלכלית מרכישת ההשכלה מצדיקה את המהלך. פרטים ממעמד סוציו-אקונומי נמוך יותר ימשיכו ללימודים גבוהים רק במידה והישגיהם הלימודיים (למשל ציון בבחינה הפסיכומטרית) מצביעים על כך שהתועלת השולית שלהם מהשכלה תצדיק את עלויותיה. הישגים לימודיים גבוהים יכולים גם לגרום לירידה משמעותית של עלויות ההשכלה בדמות של מלגות ופרסים המוענקים על הישגים גבוהים ויכולים להיות משמעותיים בסקטורים הנמוכים.

מחקרים שונים בעולם מציגים תוצאות דומות, בהם הקבוצה החלשה מאופיינת בתשואות גבוהות יותר. מחקר שנעשה בקנדה הראה, שלקבוצת האבורג'ינים, התושבים המקוריים של קנדה (Aboriginal people), שזו קבוצת אוכלוסייה חלשה יותר, יש תשואה גבוהה יותר מאחרים, כיוון שעם ההשכלה, פער השכר מצטמצם בצורה ניכרת (Patrinos and Sakellariou, 1992; George and Kuhn, 1994). Sandefur and Scott (1983) מצאו פערי תשואות דומים, לטובת האינדיאנים, גם בארה"ב.

בלוח מספר 12, מוצגים תוצאות האמידה גם עבור מדגם מצומצם יותר שכולל רק תצפיות שנמצאו עבורן נתוני הורים. מאפייני ההורים (הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות) משמשים כמשתני proxy ליכולת וכושר השתכרותו של הפרט וכך מצמצמים את בעיית ההטיה ומביאים לאמידה מדויקת יותר. בהמשך נוכל להיעזר במאפייני ההורים גם לצורך חלוקת המדגם לפי רקע סוציו-אקונומי והצגת ההבדלים בתשואות להשכלה בין קבוצות אלו. השינוי הגדול ביותר שנובע מצמצום המדגם הוא ירידה של 0.008 בתשואה לשנת השכלה של מוסלמים; בשאר הקבוצות השינוי אינו עולה על 0.002, כך שניתן לסכם שצמצום המדגם אינו מביא לשינויים משמעותיים והמגמה בין המגזרים (תשואה גבוהה יותר למגזר היהודי לעומת הלא יהודי וכן ליהודים ממוצע אשכנזי לעומת אחרים) נשמרת. האמידות שיוצגו בלוחות הבאים בעבודה, יהיו רק של המדגם המצומצם, בו יש מידע גם על מאפייני הרקע המשפחתי.

בהמשך לוח מספר 12, מוצגים המקדמים לאחר שחילקנו את המדגם לפי מגדר. בחלק ב' מוצגים מקדמי שנות ההשכלה במדגם הגברים ובחלק ג' במדגם הנשים. במגזר הלא יהודי מקדם ההשכלה של הנשים גבוה מזה של הגברים בצורה משמעותית, במיוחד אצל המוסלמים (אצל הנשים, התשואה גבוהה ב 3.5 נקודות האחוז). נשים שיצאו ללימודים במגזר זה, במיוחד בעבר, פעלו נגד המוסכמות, והן כנראה בעלות יכולות ומוטיבציה גבוהות מאוד. לעומתן היצע העבודות והשכר לנשים לא משכילות היוצאות לעבוד במגזר זה מחוץ לבית הוא נמוך מאוד ולא מתגמל. אותם פערי תשואה לטובת הנשים נמצאו גם במדינות מתפתחות כדוגמת פקיסטן (Qureshi, 2012), ניגריה (Uwaifo Oyelere, 2007), מלזיה (Chung, 2004; Rahmah and Zulridah, 2005), ופרו (Khandker, 1990).

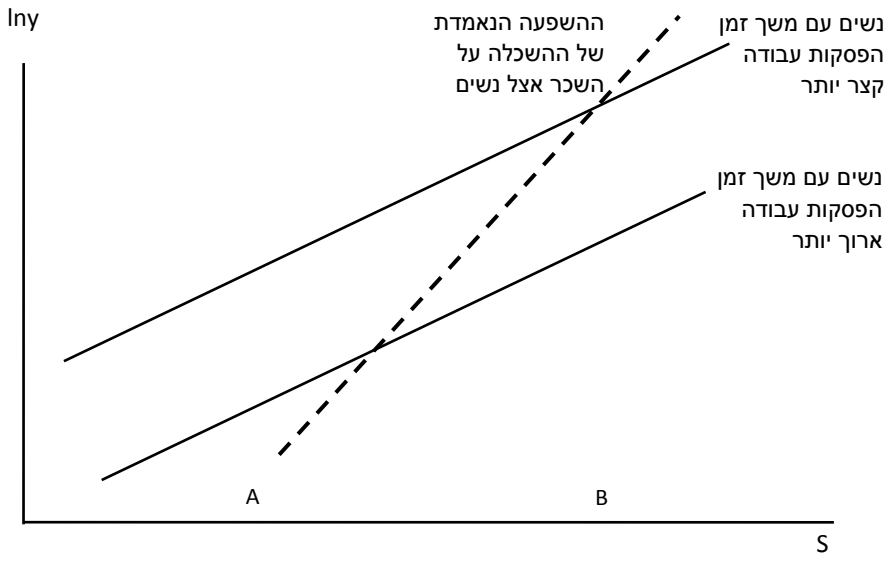
במגזר היהודי, מקדמי-ההשכלה גבוהים יותר אצל הגברים, במיוחד בקבוצת הפרטים להם אב יליד אירופה, אמריקה או ישראל. כמו שכבר צוין, בקבוצה זו, המאופיינת ברקע סוציו-אקונומי גבוה, ההחלטה לרכוש השכלה אינה בהכרח החלטה כלכלית ורכישת השכלה זו הנורמה הרווחת. בהמשך דפוס העבודה של הנשים המושפע מתפקידן בחיי המשפחה ובמיוחד מהטיפול בילדים קטנים, משפיע באופן ישיר על תנאי ההעסקה ועל התשואה להשכלה. נשים המתקשות להמשיך לעבוד מסביב לשעון, מחפשת אחר משרות נוחות יותר, משרות חלקיות, לא מאתגרות ולא מתגמלות, או עוזבת את שוק העבודה בכלל. ישנה חלוקה סטריאוטיפית למקצועות "גבריים" ו"נשיים" המצמצמת את הבחירה החופשית של העובדים, טוענת יזרעאלי (1992). בפועל פוגע הדבר יותר בנשים, המתקשות לבחור ולהיכנס למקצועות ה"גבריים", שהם לרוב גם המקצועות היוקרתיים והמתגמלים יותר, בעלי התשואה הגבוה יותר להשכלה.

על פי נתונים מתוך סקרי הלמ"ס של 40 השנים האחרונות, בחינת תוואי העבודה של נשים בישראל הראה, שנשים שהן אימהות מפסיקות לעבוד בממוצע 7 שנים מגיל 28 ועד גיל 34 (רובין וצמרת-קרצ'ר, 2010). מצב זה מוביל לאבדן חלק ניכר מהכישורים שרכשו נשים אלה (פרנקל, 2011), והאפשרות לנצל את השכלתן מצטמצמת. נשים החותרות להמשיך ולמצות את אפשרויותיהן בעולם העבודה מדווחות על קושי לאזן בין תביעותיו לבין תביעות הספרה המשפחתית, על לחץ נפשי ופיסי המוביל לבעיות בריאותיות ולתשישות, חוות תחושות של תסכול, חוסר שביעות רצון ורגשות אשם (יזרעאלי, 1992). תופעות אלה מובילות בתורן גם לקושי בתפקוד בעבודה, לירידה בפרודוקטיביות וכך גם לפגיעה בהתקדמותן בעבודה (Konrad and Mangel, 2000;Grzywacz and Marks, 2000). תשואה גבוהה יותר לגברים נמצאה גם בשוודיה (Albrecht, Björklund, Vroman, 2003 ובהולנד (Albrecht, Van Vuuren and Vroman, 2004).

משתנה הניסיון המופיע כמשתנה מסביר ברגרסיה הוא משתנה מחושב כפונקציה של הגיל פחות מספר שנות הלימוד, פחות 6. סביר להניח שאצל נשים יחסית לגברים הוא עוד פחות מדויק בגלל הפסקות העבודה בתקופת הלידות. אם נניח שבאופן סיסטמתי נשים משכילות פחות, הן בעלות זמן הפסקות עבודה ממושך יותר, אז משתנה הניסיון אצלן מוטה מעלה יותר מאשר אצל הנשים האחרות, דבר היכול ליצור הטיה חיובית בתשואה להשכלה. הסבר לכך מופיע בגרף מספר 5.

העקומה הגבוהה מתארת את התשואה להשכלה אצל נשים משכילות יותר, כאשר סביר שמשך זמן הפסקות העבודה אצלן קצר יותר (עלות אלטרנטיבית גבוהה יותר). כאשר כל שאר המשתנים האחרים קבועים, כולל הניסיון, בעצם עבור נשים עם משך זמן הפסקות עבודה ארוך יותר שסביר שהן משכילות פחות, נקבל עקומה בעלת חותך נמוך יותר בגלל טעות המדידה במשתנה ניסיון (לדוגמה, בחישוב מספר שנות הניסיון שלהן קיבלנו 10, אך למעשה בגלל הפסקות העבודה, מספר שנות הניסיון שלהן שווה ל 8 בלבד). התשואה להשכלה הנאמדת בין נשים בעלות תשואה נמוכה לגבוהה כוללת את ההפרש בשכר הנובע מטעות המדידה ולכן נקבל הטיה חיובית.

גרף מספר 5 – הטיה חיובית הנובעת מטעויות מדידה של המשתנה ניסיון אצל נשים



בלוח מספר 13, מחולק המדגם לפי הרקע המשפחתי, פעם לפי ההכנסה הפרמננטית של ההורים ופעם לפי רמת ההשכלה של ההורים. אצל הנשים, נראה שיש ממש מגמה הפוכה בין רמת ההכנסה הפרמננטית של ההורים לבין מקדמי ההשכלה. גם כאן, אנו עדים למגבלת נזילות המחייבת בחירה קפדנית יותר בקבוצות ה"חלשות" יותר ובקבוצות ה"חזקות" רכישת ההשכלה היא נורמה הגורמת לרוב גדול יותר לרכוש השכלה, גם אם תרומתה פחות גבוהה. מחקרים על מעמדות חברתיים מספקים בסיס תיאורטי ואמפירי משכנע לכך שהתשואה להשכלה של המעמד הגבוה תהיה נמוכה יותר מזו של המעמד הנמוך (Hout 1984, 1988; Goldthorpe and Jackson 2008). Brenner & Rubinstein (2011) השתמשו בנתונים מארה"ב, והראו שחלוקת המדגם לפי רקע משפחתי של הפרט, מציגה מקדמים גבוהים יותר לקבוצות האוכלוסייה החלשות המגיעות מרקע משפחתי נמוך וממוצע.

תיאור גרפי, מתוך מאמרם של Brand and Xie (2010) להבדלי התשואות מופיע בגרף מספר 6. פרטים ממעמד נמוך, ללא השכלה נאותה, הם בעלי הון תרבותי וחברתי מוגבל ולכן אפשרויותיהם בשוק העבודה יחסית מוגבלות. לחילופין, פרטים בעלי רקע חברתי גבוה יותר עדיין יכולים לנצל את הרקע המשפחתי והחברתי שלהם וכן את היכולות שלהם בשוק העבודה גם ללא השכלה גבוהה. זאת אומרת שהתשואה הגבוהה יותר להשכלה לקבוצות החלשות היא תוצאה של השכר הנמוך אותו משיגים בקבוצה זו ללא השכלה.

קשה יותר לזהות מגמה ברורה בכלל המדגם ובקבוצת הגברים. הדבר נובע מכך שבקבוצות הגברים, המגיעות מרקע משפחתי נמוך, יש שיעור מאוד גבוה של לא יהודים (40% בקבוצה עם הכנסת הורים נמוכה וכמעט 60% בקבוצה עם השכלת הורים נמוכה), שעומדים בפני חסמים נוספים (היעדר תשתיות כלכליות מקומיות, מגורים באזורי הפריפריה ואפליה) בשוק העבודה, יחסית לאוכלוסייה היהודית, ומקדם ההשכלה שלהם יחסית נמוך (7.6%).

לוח מספר 13

מקדמי שנות לימוד ברגרסיות OLS לפי מספר שנות לימוד, רקע משפחתי ומגדר
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

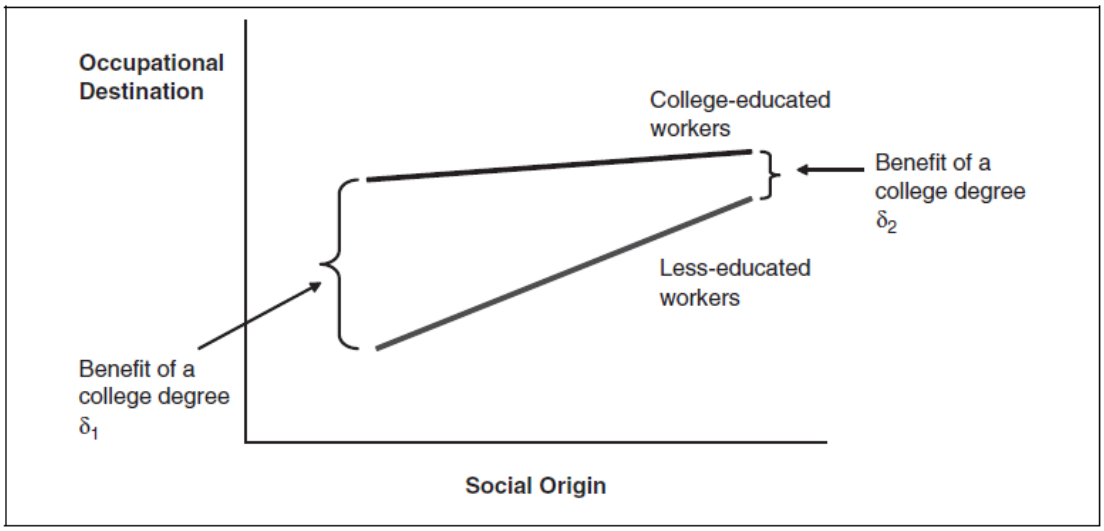
	רמת הכנסה פרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
כל המדגם						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.102 (0.003)	0.105 (0.003)	0.101 (0.004)	0.090 (0.004)	0.111 (0.002)	0.093 (0.004)
מספר תצפיות	4,325	8,652	4,328	2,925	10,611	3,769
גברים						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.096 (0.005)	0.100 (0.003)	0.104 (0.005)	0.082 (0.004)	0.107 (0.003)	0.100 (0.006)
מספר תצפיות	2,309	4,582	2,169	1,799	5,448	1,813
נשים						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.106 (0.005)	0.106 (0.003)	0.094 (0.005)	0.103 (0.005)	0.111 (0.003)	0.082 (0.005)
מספר תצפיות	2,016	4,070	2,159	1,126	5,163	1,956

כל המקדמים בטבלה מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%.

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה ומאפייני-פרט ורקע משפחתי נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם ולדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

גרף מספר 6 - הבדלים בתשואה להשכלה לפי רקע משפחתי

מתוך מאמרם של Brand and Xie (2010)



חלוקת המדגם לפי דת, ליהודים (לוח מספר 14) ולא יהודים (לוח מספר 15) מציגה את המגמה ההפוכה שבין מקדם ההשכלה לרקע הסוציו-כלכלי אצל השכירים היהודים. במגזר הלא-יהודי יש חשיבות רבה להון תרבותי וחברתי ולכן התשואות הנמוכות יותר הן בקבוצות להן הכנסת הורים והשכלת הורים נמוכה. חלוקה זו ממשיכה להציג אצל היהודים מקדם ההשכלה גבוה יותר אצל הגברים יחסית לנשים (מלבד בקבוצת הפרטים להם הורים בעלי השכלה נמוכה), ואילו אצל הלא-יהודים, הנשים הן בעלות מקדם ההשכלה הגבוה יותר.

לוח מספר 14

מקדמי שנות לימוד ברגרסיות OLS לפי מספר שנות לימוד, רקע משפחתי ומגדר
מדגם שכירים יהודים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	רמת הכנסה פרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
כל המדגם						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.117 (0.004)	0.112 (0.003)	0.102 (0.004)	0.119 (0.006)	0.115 (0.003)	0.091 (0.004)
מספר תצפיות	3,095	6,963	4,092	1,585	8,938	3,627
גברים						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.124 (0.007)	0.114 (0.005)	0.107 (0.006)	0.115 (0.010)	0.119 (0.004)	0.100 (0.006)
מספר תצפיות	1,392	3,296	2,017	751	4,218	1,736
נשים						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.110 (0.006)	0.106 (0.004)	0.093 (0.005)	0.123 (0.008)	0.110 (0.003)	0.081 (0.006)
מספר תצפיות	1,703	3,667	2,075	834	4,720	1,891

כל המקדמים בטבלה מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%.
הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה ומאפייני-פרט ורקע משפחתי נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם ולדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

לסיכום רגרסיות ה OLS עם משתני proxy ; בממוצע שנת לימודים נוספת מעלה את השכר לשעה ב 10%. מקדם שנות הלימוד במגזר הלא-יהודי נמוך יותר מהמקדם במגזר היהודי (8-9% במגזר הלא יהודי לעומת 11% במגזר היהודי), כתוצאה מהאפשרויות המוגבלות של האוכלוסייה הלא-יהודית בארץ בשוק עבודה. בתוך המגזר היהודי, לקבוצת המזרחיים תשואה נמוכה יותר יחסית לאשכנזיים. בקבוצה ה"חזקה" יותר, האשכנזיים, רכישת ההשכלה מתבצעת כמעט באופן אוטומטי, ללא קשר לתרומתה לשכר. אצל המזרחיים, להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות והן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה האם לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות ובהנחה שהתועלת מרכישת ההשכלה מצדיקה את המהלך.

לוח מספר 15

מקדמי שנות לימוד ברגרסיות OLS לפי מספר שנות לימוד, רקע משפחתי ומגדר
מדגם שכירים לא יהודים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	רמת הכנסה פרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
כל המדגם						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.079 (0.005)	0.087 (0.005)	0.092 (0.012)	0.075 (0.005)	0.093 (0.005)	0.092 (0.022)
מספר תצפיות	1,230	1,689	236	1,340	1,673	142
גברים						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.070 (0.007)	0.079 (0.005)	0.078 (0.016)	0.073 (0.006)	0.081 (0.006)	*0.065 (0.033)
מספר תצפיות	917	1,286	152	1,048	1,230	77
נשים						
מאפייני פרט ורקע משפחתי	0.106 (0.010)	0.111 (0.010)	0.119 (0.019)	0.092 (0.010)	0.128 (0.010)	**0.107 (0.031)
מספר תצפיות	313	403	84	292	443	65

כל המקדמים בטבלה (מלבד אלו המסומנים בכוכבית) מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%.
* ברמת מובהקות של 10%
** ברמת מובהקות של 1%
הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה ומאפייני-פרט ורקע משפחתי נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם ולדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

חלוקה מגדרית במגזר היהודי, מציגה מקדמים גבוהים יותר אצל הגברים, כתוצאה מדפוסי העבודה של הנשים המושפעים מתפקידן בחיי המשפחה. במגזר הלא יהודי מקדם ההשכלה של הנשים גבוה מזה של הגברים, כיוון שנשים שיצאו ללימודים במגזר זה, הן בעלות יכולות ומוטיבציה גבוהות מאוד ולעומתן היצע העבודות והשכר לנשים לא משכילות היוצאות לעבוד במגזר זה מחוץ לבית הוא נמוך.

חלוקת המדגם לפי רקע משפחתי, מציגה במגזר היהודי מגמה הפוכה בין "חוזק" הקבוצה לתשואה. מגבלת נזילות מחייבת בחירה קפדנית יותר בקבוצות ה"חלשות" יותר ובקבוצות ה"חזקות" רכישת ההשכלה היא נורמה הגורמת לרוב גדול יותר לרכוש השכלה, גם אם תרומתה פחות גבוהה. אצל הלא-יהודים, יש חשיבות רבה להון התרבותי והחברתי ולכן התשואות הנמוכות יותר הן בקבוצות להן הכנסת הורים והשכלת הורים נמוכה.

7.1.2. אומדני 2SLS

באמידת התשואה להשכלה בשיטת ה 2SLS, אשתמש בשני משתני עזר. הראשון, כמו במחקרים אמפיריים רבים לפני (ראה פירוט נרחב על השימוש במשתנה עזר זה בפרק 4.2), הוא שינויים בחוק לימוד חובה, והשני הוא שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה.

7.1.2.1. חישוב משתני הדמי לשינויים בחוק לימוד חובה

לחישוב משתני דמי לשינויים בחוק לימוד חובה בישראל, אשתמש ברפורמה במערכת החינוך עליה הוחלט ב 1969, אשר הרחיבה את חובת הלימוד מ 9 שנות לימוד (עד סיום כתה ח') ל 11 שנות לימוד (עד סיום כתה י'). כיוון שהחוק אפשר "החלה הדרגתית" על-פי רשימת יישובים שפורסמו בתחילת כל שנה, נוצר מצב שבאזורים שונים בארץ הייתה חובת לימוד שונה. רק בשנת 1978 קבעה הממשלה מחדש את חובת הלימוד עד כתה י', והפעם הוחלט על יישום מיידי של החוק כבר בשנת 1979.

בהתאם לתהליך יישומה של הרפורמה, כפי שמפורט בלוח מספר 16, אשתמש בשלושה משתני דמי. קבוצת הבסיס תכלול את הקוהורטות שלא הושפעו כלל משינויים אלו בחוק, הקוהרטות המבוגרות יותר שנולדו בין 1953-1955. משתנה הדמי הראשון יהיה "ייתכן והושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה" ויכלול את הקוהורטות שנולדו בין 1956-1958. משתנה הדמי השני יהיה "ייתכן והושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה" ויכלול את הקוהורטות שנולדו בין 1959-1963, ומשתנה הדמי האחרון, יהיה "הושפעו מהשינויים בחוק" ויכלול את הקוהורטות הצעירות שנולדו בין 1964-1970[16].

[16] כמובן, קרו עוד דברים בשנים אלה, יש עוד הבדלים בין קבוצות הקוהורטות האלה. הן גדלו בתנאים שונים, נכנסו לשוק העבודה בתנאים שונים, השתתפו/לא השתתפו במלחמות שונות וכו'. לכן, היה טוב לנצל גם השתנות גיאוגרפית בהתאם ל"החלה ההדרגתית" של השינויים בחוק ובהתאם למקום מגורי הפרט בשנות הילדות.

לוח מספר 16

הקוהורטות שהושפעו מהשינויים בחוק לימוד חובה בישראל

חוק 10 שנות לימוד	חוק 9 שנות לימוד	גיל הקוהורטה בשנת 1979 תשל"ט	1974 תשל"ד	1973 תשל"ג	1970 תש"ל	שנה"ל
		החלה מלאה של חוק לימוד חובה לבני 15	החלה הדרגתית של חוק לימוד חובה לבני 15	החלה מלאה של חוק לימוד חובה לבני 14	החלה הדרגתית של חוק לימוד חובה לבני 14	שנת לידה
לא הושפעו	לא הושפעו	26	21	20	17	1953
		25	20	19	16	1954
		24	19	18	15	1955
	ייתכן והושפעו	23	18	17	14	1956
		22	17	16	13	1957
		21	16	15	12	1958
ייתכן והושפעו	בהכרח הושפעו מהחוק	20	15	14	11	1959
		19	14	13	10	1960
		18	13	12	9	1961
		17	12	11	8	1962
		16	11	10	7	1963
בהכרח הושפעו מהחוק		15	10	9	6	1964
		14	9	8	5	1965
		13	8	7	4	1966
		12	7	6	3	1967
		11	6	5	2	1968
		10	5	4	1	1969
		9	4	3	0	1970

7.1.2.2. חישוב המשתנה "שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה"

המשתנה "שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה" הוא אינדיקטור לסביבת החינוך וההישגיות שליוותה את הפרט בימי ילדותו. לחישוב משתנה זה השתמשתי במדגם יחסית גדול, הכלל את כל הפרטים שנולדו בארץ, סה"כ 145,821 תצפיות. תיאור סטטיסטי של המדגם מופיע בנספח 10.1. חילקתי את המדגם לקוהורטות, לפי מגדר ולפי דת ומוצא: אשכנזים, מזרחים ולא-יהודים. חישבתי עבור כל קבוצה את שכיחות בעלי ההשכלה לפי רמות ההשכלה השונות. משתנה המפקד בו השתמשתי הוא "התעודה הגבוהה ביותר" שנמצאו בו הקטגוריות הבאות:

1 = תעודת סיום של בי"ס יסודי או חטיבה

2 = תעודת סיום של בי"ס תיכון (לא בגרות)

3 = תעודת בגרות

4 = תעודה של בי"ס על תיכוני שאיננה אקדמית - דהיינו, תעודת מקצוע בעלת אוריינטציה מעשית, ולא תואר אקדמי (תכונה להלן תעודה על-תיכונית).

5 = תואר אקדמי ראשון או תואר מקביל

6 = תואר אקדמי שני או תואר מקביל

7 = תואר אקדמי שלישי או תואר מקביל

8 = לא קיבל אף תעודה

את קטגוריה 8 (לא קיבל אף תעודה) איחדתי עם קטגוריה 1 (תעודת סיום של בי״ס יסודי או חטיבה), כך שבעצם 100% השיגו לפחות את רמת ההשכלה הזאת. לוח מספר 17 מתאר איזה אחוז מהמדגם השיג לפחות תעודת בגרות, ולוח מספר 18 מתאר איזה אחוז מהמדגם השיג לפחות תואר ראשון. שיעורם הגבוה יחסית של בעלי תעודת בגרות נובע מכך שבקבוצה זו נכללים גם כל הפרטים שלהם תעודה על-תיכונית אחרת[17].

בלוח מספר 17 אפשר לראות מגמה ברורה של עליית הזכאים לתעודת בגרות בכל המגזרים. המגזר המוביל עם שיעורי הזכאות הגבוהים ביותר אלו הם האשכנזים, כאשר הנשים הן בעלות שיעור זכאות גבוה מזה של הגברים. גם אצל המזרחיים הנשים הן בעלות שיעור זכאות גבוה מזה של הגברים. בקבוצה לה שיעורי הזכאות הנמוכים ביותר, בקבוצה הלא יהודית, שיעורי הזכאות של הגברים גבוהים משל הנשים אך פער ההשכלה הלך והצטמצם מהבדל של מעל 10% בקוהורטות המבוגרות עד לכדי שוויון ושיעורי זכאות גבוהים מעט יותר אצל הנשים בקוהורטות הצעירות.

כמעט את אותן מגמות ואותם פערים בין הקבוצות ניתן לראות גם בלוח מספר 18 המתאר את שיעור הפרטים להם לפחות תואר ראשון. ההבדל המשמעותי ביותר בין הלוחות הוא בקבוצת הגברים הלא-יהודים. בניגוד לשיעורי בעלי תעודת בגרות, שיעור בעלי התואר הראשון בסקטור זה אינו משתנה. הפער בשיעור בעלי תואר ראשון, בין מזרחיים ללא יהודים, שכמעט ואינו קיים בקוהורטות המבוגרות והולך ומתרחב בקוהורטות הצעירות. אם בקוהורטות המבוגרות אנו עדים גם לפער בין שיעור הנשים (ששווה לאחוזים בודדים) לשיעור הגברים שרכשו תואר אקדמי במגזר זה, אז בקוהורטות הצעירות, עם העלייה ברמת ההשכלה של הנשים, פער זה כמעט ונעלם.

[17] נתונים אלו עולים בקנה אחד עם נתוני שיעור בעלי תעודת בגרות שפורסמו בדו״ח מצב המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2010 (בעריכת בן דוד, 2011). הנתונים המפורסמים בשנתונים הסטטיסטיים ובמשרד החינוך כוללים את שיעור הזכאים מקרב מחזור לימודים מסויים עבור שנה מסויימת (השנה בה הם היו בכתה יב) ולכן השיעור נמוך יותר, הם אינם כוללים פרטים המשלימים בגרות בשנים מאוחרות יותר. החל משנתון סטטיסטי 2011, החל הלמ״ס לפרסם נתונים על שיעור משלימי בגרות באמצעות לוח המשווה את הזכאות לבגרות של מחזור לימודים שהיה בכתה יב 8 שנים לפני 2010 לעומת הזכאות לבגרות של אותו מחזור בשנת 2010. בלוח זה ובלוחות דומים בשנתונים של 2012 ו 2013 אפשר לראות עליה של בין 27-25 אחוז בשיעור משלימי הבגרות.

לוח מספר 17

שכיחות בעלי תעודת בגרות (לפחות)

מדגם ילידי הארץ שנולדו בין 1953 ל 1970

שנת לידה	גברים			נשים		
	אשכנזים	מזרחים	לא יהודים	אשכנזים	מזרחים	לא יהודים
1953	70.8%	39.5%	26.4%	78.9%	41.8%	14.3%
1954	70.8%	40.1%	30.5%	82.1%	44.3%	12.7%
1955	72.9%	38.2%	33.4%	81.4%	46.3%	14.3%
1956	71.6%	40.4%	35.9%	81.7%	49.6%	16.7%
1957	71.5%	42.9%	37.0%	84.7%	50.3%	18.9%
1958	73.2%	43.4%	34.0%	83.5%	55.2%	23.4%
1959	73.4%	45.7%	37.0%	83.5%	55.3%	25.3%
1960	75.0%	44.4%	35.4%	83.7%	57.6%	24.2%
1961	76.6%	50.8%	33.3%	83.8%	57.6%	24.7%
1962	74.5%	48.4%	34.5%	87.3%	59.1%	26.1%
1963	76.7%	51.0%	36.3%	86.6%	61.2%	27.4%
1964	75.5%	48.6%	37.1%	85.6%	62.7%	30.1%
1965	74.8%	53.3%	33.9%	85.9%	63.2%	31.1%
1966	74.7%	51.5%	36.7%	85.5%	63.9%	34.2%
1967	74.2%	54.0%	34.2%	86.4%	66.2%	31.8%
1968	76.6%	55.1%	34.2%	85.9%	65.7%	33.4%
1969	75.9%	55.9%	34.7%	85.7%	68.0%	35.7%
1970	76.3%	57.5%	35.0%	86.7%	67.4%	35.9%

מקור: מפקד האוכלוסין 2008

לוח מספר 18

שכיחות בעלי תואר ראשון (לפחות)

מדגם ילידי הארץ שנולדו בין 1953 ל 1970

שנת לידה	גברים			נשים		
	אשכנזים	מזרחים	לא יהודים	אשכנזים	מזרחים	לא יהודים
1953	36.7%	12.3%	12.9%	41.4%	11.6%	3.8%
1954	38.9%	14.0%	13.7%	45.7%	16.2%	3.8%
1955	41.4%	12.2%	16.3%	45.5%	16.3%	4.8%
1956	39.5%	13.2%	18.8%	44.9%	16.1%	4.7%
1957	40.3%	15.4%	17.2%	46.4%	18.8%	7.1%
1958	42.7%	14.3%	15.4%	46.6%	18.5%	7.1%
1959	42.3%	15.9%	15.3%	45.4%	19.7%	8.9%
1960	41.9%	14.7%	15.7%	47.7%	20.5%	6.9%
1961	43.5%	17.2%	12.0%	50.8%	19.2%	7.9%
1962	41.3%	17.6%	16.0%	48.1%	19.6%	7.7%
1963	45.1%	17.6%	15.2%	50.4%	19.5%	8.0%
1964	43.8%	17.6%	14.1%	48.2%	22.2%	8.8%
1965	45.0%	19.0%	12.9%	48.6%	21.7%	9.1%
1966	45.4%	19.3%	13.2%	51.3%	23.9%	9.4%
1967	43.8%	20.9%	11.9%	51.0%	24.9%	9.6%
1968	46.6%	21.4%	12.6%	52.8%	25.2%	8.5%
1969	46.7%	23.6%	11.3%	52.5%	26.4%	10.3%
1970	47.0%	23.7%	12.7%	54.1%	28.4%	10.3%

מקור: מפקד האוכלוסין 2008

7.1.2.3. השלב הראשון

המשתנה התלוי ברגרסיות השלב הראשון הוא מספר שנות הלימוד. מלבד משתני העזר עליהם פרטנו: שינויים בחוק לימוד חובה ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה, כוללים המשתנים המסבירים, גם מאפייני הפרט ורקע משפחתי: משתני דמי למגדר, לדת, ליבשת הלידה של האב

והאם, להשכלת הורים (נמוכה וגבוהה), מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים, והכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה.

לוח מספר 19, מציג את מקדמי רגרסיית השלב הראשון. כמו ברגרסיות ה OLS, גם ברגרסיות ה 2SLS, ניסיתי למצוא הבדלים ומגמות בתשואות להשכלה בין קבוצות אוכלוסייה שונות. אפשר לראות שלכל אחד ממשתני הדמי של השינויים בחוק לימוד חובה בנפרד אין השפעה מובהקת על מספר שנות הלימוד. בדיקת חוזק משתני העזר כקבוצה, באמצעות מבחן Stock & Yogo (2005)[18] שערכו הסטטיסטי מדווח בחלק התחתון של הטבלה גם מראה שהקבוצה היחידה המושפעת ממשתני העזר היא קבוצת המזרחים. קבוצת הלא-יהודים, ממשיכים לרכוש השכלה נמוכה יחסית, קבוצת הפרטים ממוצא אשכנזי ממשיכים לרכוש השכלה גבוהה יחסית ורק אצל הפרטים ממוצא מזרחי, תהליכי אינטגרציה הביאו לרכישת השכלה גבוהה יותר.

חוקים המחייבים צורת התנהגות מסוימת יופיעו לאחר שהרב המוחלט כבר אימץ אותה ממניעים פרטיים (Stigler, 1972). עבודתם האמפירית של West and Mckee (1983), עם נתונים מאנגליה חיזקה את התיאוריה של Stigler and Becker (1977) שאין לצפות בחברות דמוקרטיות למצב בו החלק הארי של האוכלוסייה מטיל אילוצים על התנהגויותיו שלו, שמשמעותן הפסד רווחה. Goldin and Katz (2008) השתמשו בנתונים מארה"ב וסיכמו שהשפעות החקיקה הן חלשות. יוגב ואיילון (1985), פרידלנדר ואחרים (2002) וגם פריש (2008) מצאו, בדומה למוצג כאן, שלהשפעת השינויים בחוק לא הייתה השפעה על שיעורי הלמידה בתיכון.

משתנים המשפיעים על רמת ההשכלה כוללים את מספר הנפשות הסטנדרטיות בבית ההורים, המשפיע אצל המזרחיים באופן שלילי, הכנסת הורים פרמננטית יחסית לקוהורטה היא בעלת השפעה חיובית מובהקת בכל המגזרים. השפעה מובהקת ולא מבוטלת, יש למגדר, ובהיקף הגדול ביותר במגזר הערבי, שם גבר לומד בממוצע 1.21 שנים פחות.

השכלת הורים נמוכה, מקטינה בממוצע את מספר שנות הלימוד בערך בשנה, יחסית להשכלת הורים ממוצעת. הכנסת הורים גבוהה מעלה את מספר שנות הלימוד במעט יותר משנה וחצי בממוצע. כך שההפרש הממוצע בין פרט שלו הורים בעלי השכלה נמוכה לפרט שלו הורים בעלי השכלה גבוהה הוא של למעלה משנתיים וחצי שנות לימוד. ההשפעה הגדולה ביותר של השכלת הורים מתרחשת במגזר הערבי. ההפרש הממוצע במגזר זה בין פרט לו הורים בעלי השכלה גבוהה לפרט לו הורים בעלי השכלה נמוכה (כאשר כל שאר המשתנים קבועים) הוא כמעט 3.5 שנות לימוד.

---

[18] מבחן Stock and Yogo הוא מבחן סטטיסטי למשתני עזר חלשים המבוסס ההטייה המקסימלית (maximum IV estimatior bias) שיכולים ליצור אומדני ה IV. רמת ההטייה המקסימלית שיכולים ליצור משתני העזר, ברמת מובהקות של 5% מדווחים בתחתית לוח מספר 19.

לוח מספר 19

מקדמי השלב הראשון ברגרסיות 2SLS לפי דת ויבשת לידה של האב

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

		חלוקת המדגם לפי דת		המגזר היהודי לפי יבשת-לידה של האב	
	כל המדגם	יהודים	לא יהודים	אירופה, אמריקה וישראל	אסיה אפריקה
ייתכן והושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה	0.140	0.072	0.499	0.105	0.067
	(0.12)	(0.118)	(0.429)	(0.162)	(0.156)
ייתכן והושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה	0.069	0.006	0.319	-0.076	0.109
	(0.132)	(0.129)	(0.495)	(0.181)	(0.17)
הושפעו מהשינויים בחוק	0.087	0.073	0.342	-0.167	0.274
	(0.172)	(0.17)	(0.646)	(0.248)	(0.228)
שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה	3.25*	2.79*	2.280	0.736	3.77*
	(1.4)	(1.4)	(4.96)	(2.11)	(1.8)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	-0.055**	-0.093***	-0.030	-0.066	-0.118***
	(0.02)	(0.023)	(0.035)	(0.042)	(0.027)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.156***	0.141***	0.251***	0.133***	0.185***
	(0.02)	(0.019)	(0.063)	(0.02)	(0.034)
השכלת הורים נמוכה	-0.983***	-0.816***	-1.24***	-1.12***	-0.771***
	(0.061)	(0.069)	(0.115)	(0.301)	(0.071)
השכלת הורים גבוהה	1.53***	1.49***	2.16***	1.63***	1.52***
	(0.062)	(0.06)	(0.285)	(0.072)	(0.099)
גבר	-0.621***	-0.478***	-1.21***	-0.492***	-0.503***
	(0.045)	(0.045)	(0.13)	(0.068)	(0.058)
מוסלמי	-1.15*				
	(0.491)				
נוצרי	-0.215		0.714***		
	(0.506)		(0.159)		
דרוזי	-0.479		0.662**		
	(0.524)		(0.215)		
האב יליד אסיה או אפריקה	-0.603***	-0.615***			
	(0.075)	(0.07)			
האם ילידת אסיה או אפריקה	-0.537***	-0.557***			
	(0.075)	(0.071)			
מספר תצפיות	17,305	14,150	3,155	6,115	8,035
Stock & Yogo (2005)	8.13^	7.53^	2.50	0.960	15.3^^

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

^^^רמת הטיה מקסימלית של 5%. ^^רמת הטיה מקסימלית של 10%. ^רמת הטיה מקסימלית של 20%.

כאשר כל המשתנים זהים, מלבד הדת, מוסלמי ילמד בממוצע 1.15 שנות לימוד פחות מיהודי. אין ההפרש מובהק בין ממוצע שנות הלימוד של יהודים, לזה של נוצרים ודרוזים כאשר כל שאר המשתנים קבועים. יחסית למגזר המוסלמי, כאשר כל שאר המשתנים קבועים, הנוצרים לומדים יותר, ברמת מובהקות של 0.1% וגם הדרוזים ברמת מובהקות של 1%. במגזר היהודי, כאשר כל שאר המשתנים קבועים, פרטים להם אב יליד אסיה או אפריקה, לומדים בממוצע 0.6 שנות לימוד פחות מפרטים יהודים אחרים; ופרטים להם אם ילידת אסיה או אפריקה לומדים בממוצע 0.54 שנות לימוד פחות.

הצגת מקדמי השלב הראשון עבור חלוקת המדגם גם לפי מגדר, דת ויבשת הלידה של האב בלוח מספר 20 ממשיכה לתמוך בטענה שמשתני העזר של שינויים בחוק לימוד ושכיחות בעלי תעודת בגרות נשארים ללא השפעה מובהקת על מספר שנות הלימוד. מספר הנפשות הסטנדרטיות בבית ההורים משפיע באופן שלילי ומובהק רק בקבוצה לה אב יליד אסיה או אפריקה. להכנסה הפרמננטית של ההורים השפעה מובהקת בכל המגזרים. היקף ההשפעה הגדול ביותר של ההכנסה היא אצל הנשים במגזר הלא יהודי (למרות שרמת המובהקות היא רק 1%) והוא יותר מכפול מהגברים במגזר הלא יהודי וכמעט פי 4 מהיקף ההשפעה אצל הנשים היהודיות להן אב יליד אירופה, אמריקה או ישראל.

ההשפעה השלילית, המובהקת והגדולה ביותר של השכלת הורים נמוכה היא אצל הנשים במגזר הלא-יהודי. ההשפעה החיובית, המובהקת והגדולה ביותר של השכלת הורים גבוהה היא אצל הגברים במגזר הלא-יהודי (הפרש של 2.4 שנים יחסית לפרטים שלהם הורים בעלי השכלה ממוצעת). בכל הקבוצות האחרות, השפעת המשתנה השכלת הורים גבוהה די דומה ונעה בין 1.5 ל 1.7 שנים בממוצע. הבדל מובהק במספר שנות הלימוד הממוצע בין מוסלמים לנוצרים ודרוזים (הבדל של 0.8 ו 1.2 שנים בהתאמה) קיים רק אצל הגברים.

בלוח מספר 21, מוצגת רגרסיית השלב הראשון עבור חלוקת המדגם לפי הכנסת והשכלת הורים. משתני העזר, גם כאן, אינם מובהקים, מלבד שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה שמשפיעה על קבוצת הפרטים להם הורים בעלי הכנסה ממוצעת. מספר הנפשות הסטנדרטיות בבית ההורים, בחלק מהקבוצות לא מובהק כלל ובחלק מובהק רק ברמה של 5%. ההשפעה של הכנסת ההורים[19], מובהקת ברמות הממוצעת והגבוהה גם בחלוקה לפי הכנסת הורים וגם בחלוקה לפי השכלת הורים. זאת אומרת שההשפעה השולית של הכנסת ההורים בקבוצות חלשות היא נמוכה, בעוד בקבוצות החזקות ישנה השפעה שולית מובהקת, לכל עלייה בהכנסה. השפעת המשתנה השכלת הורים נמוכה, מובהקת ודומה בכל רמות הכנסת ההורים. ההשפעה של השכלת הורים גבוהה מובהקת גם היא בכל רמות הכנסת הורים, והיא יחסית משמעותית יותר בקבוצה לה הורים בעלי רמת הכנסה גבוהה.

---

[19] המשתנה הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה הוא משתנה רציף (תיאור מפורט נמצא בפרק 6.3.1.1) ולכן יכול לשמש כמשתנה מסביר גם בחלוקת המדגם לקבוצות לפי הכנסת ההורים.

לוח מספר 20

מקדמי השלב הראשון ברגרסיות 2SLS לפי מגדר דת ויבשת לידה של האב
משתנה מוסבר : מספר שנות לימוד
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	גברים			נשים		
	מוצא אשכנזי	מוצא מזרחי	לא יהודים	מוצא אשכנזי	מוצא מזרחי	לא יהודים
ייתכן והושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה	0.128	0.219	0.536	0.165	-0.102	0.860
	(0.267)	(0.224)	(0.475)	(0.249)	(0.219)	(1.02)
ייתכן והושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה	-0.091	0.329	0.406	-0.248	-0.114	0.646
	(0.293)	(0.243)	(0.551)	(0.269)	(0.239)	(1.15)
הושפעו מהשינויים בחוק	-0.268	0.483	0.360	-0.275	0.062	0.941
	(0.394)	(0.32)	(0.725)	(0.361)	(0.306)	(1.44)
שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה	4.760	3.750	0.692	1.280	3.860	5.150
	(3.24)	(2.65)	(5.63)	(3.01)	(2.46)	(10.4)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	0.003	-0.142***	-0.038	-0.080	-0.097**	-0.002
	(0.071)	(0.04)	(0.039)	(0.065)	(0.036)	(0.083)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.16***	0.123**	0.208**	0.108**	0.254***	0.434**
	(0.033)	(0.046)	(0.07)	(0.036)	(0.049)	(0.151)
השכלת הורים נמוכה	-1.69***	-0.876***	-1.02***	-1.43***	-0.673***	-1.93***
	(0.396)	(0.104)	(0.129)	(0.333)	(0.097)	(0.248)
השכלת הורים גבוהה	1.71***	1.47***	2.39***	1.49***	1.57***	1.67***
	(0.111)	(0.146)	(0.374)	(0.105)	(0.135)	(0.45)
נוצרי			0.846***			0.346
			(0.192)			(0.291)
דרוזי			1.22***			-0.478
			(0.259)			(0.386)
מספר תצפיות	2,947	3,758	2,355	3,168	4,277	800
Stock & Yogo (2005)	0.532	9.5^	0.102	0.990	6.680	1.170

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

^^^רמת הטיה של 5%. ^^רמת הטיה של 10%. ^רמת הטיה של 20%.

לוח מספר 21

מקדמי השלב הראשון ברגרסיות 2SLS לפי הכנסת והשכלת הורים

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	הכנסת הורים פרמננטית לנפש סטנדרטית			השכלת הורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
ייתכן והושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה	0.144	0.261	-0.072	0.378	0.130	-0.134
	(0.249)	(0.17)	(0.23)	(0.292)	(0.145)	(0.308)
ייתכן והושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה	0.338	-0.029	-0.023	0.543	0.052	-0.434
	(0.277)	(0.187)	(0.249)	(0.329)	(0.161)	(0.312)
הושפעו מהשינויים בחוק	0.564	-0.127	0.020	0.678	0.029	-0.446
	(0.363)	(0.245)	(0.324)	(0.425)	(0.216)	(0.384)
שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה	0.173	7.55***	-0.582	2.170	3.030	6.36*
	(2.95)	(2)	(2.63)	(3.52)	(1.78)	(2.96)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	-0.085*	0.034	-0.101	-0.085*	-0.043	-0.032
	(0.037)	(0.031)	(0.057)	(0.035)	(0.029)	(0.061)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.456	0.31*	0.086***	0.164	0.202***	0.126***
	(0.521)	(0.131)	(0.024)	(0.087)	(0.031)	(0.027)
השכלת הורים נמוכה	-0.977***	-0.924***	-0.966***			
	(0.101)	(0.086)	(0.183)			
השכלת הורים גבוהה	1.46***	1.37***	1.64***			
	(0.204)	(0.089)	(0.096)			
גבר	-0.775***	-0.561***	-0.577***	-0.896***	-0.608***	-0.379***
	(0.092)	(0.064)	(0.084)	(0.108)	(0.057)	(0.095)
מוסלמי	-1.600	0.068	-1.89*	-0.985	-1.090	0.929
	(1.04)	(0.699)	(0.939)	(1.25)	(0.625)	(1.07)
נוצרי	-0.964	1.080	-0.753	0.056	-0.334	1.360
	(1.06)	(0.72)	(0.983)	(1.28)	(0.639)	(1.18)
דרוזי	-1.080	0.676	-0.182	-0.386	-0.179	0.188
	(1.08)	(0.741)	(1.13)	(1.28)	(0.696)	(1.31)
האב יליד אסיה או אפריקה	-0.316	-0.581***	-0.732***	-0.134	-0.729***	-0.356*
	(0.178)	(0.105)	(0.13)	(0.375)	(0.086)	(0.155)
האם ילידת אסיה או אפריקה	-0.241	-0.771***	-0.256	-0.203	-0.453***	-0.99***
	(0.181)	(0.105)	(0.132)	(0.394)	(0.085)	(0.158)
מספר תצפיות	4,231	8,470	4,232	2,925	10,611	3,769
Stock & Yogo (2005)	3.920	10.3^^	0.060	4.980	3.400	2.490

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

^^^רמת הטיה של 5%. ^^רמת הטיה של 10%. ^רמת הטיה של 20%.

בכל הקבוצות, הגברים לומדים בממוצע פחות מהנשים, כאשר כל שאר המשתנים קבועים. אין הבדל במספר שנות הלימוד הממוצע, בתוך הקבוצות בין הדתות (מלבד הקבוצה לה הורים בעלי הכנסה גבוהה, בה מספר שנות הלימוד הממוצע של מוסלמי נמוך ב 1.9 שנות לימוד משל יהודי). השפעת המוצא בתוך המגזר היהודי נשארת מובהקת בעיקר בקבוצות המגיעות ממשפחות אמידות ומשכילות יותר. באופן כללי, חלוקה זו של המדגם, לפי הכנסת והשכלת הורים, מביאה לכך שכל המשתנים האחרים ברגרסיה יהיו בעלי השפעה פחות מובהקת.

לסיכום, השלב הראשון ברגרסיות ה 2SLS, משתני העזר בעלי השפעה מובהקת על שנות ההשכלה רק במקרים מסוימים. המשתנה הבולט ביותר בהשפעתו הוא השכלת ההורים. משתנים נוספים, כמו דמי לדת, מוצא וכו' הופכים להרבה פחות משמעותיים כאשר מחלקים את המדגם לפי הכנסת או השכלת הורים.

7.1.2.4. השלב השני – אומדני התשואה להשכלה

בשלב השני, השתמשנו בתחזית למספר שנות ההשכלה מהשלב הראשון, לאמידת התשואה להשכלה ברגרסיות ליניאריות בהן המשתנה התלוי הוא לוג ההכנסה לשעה. המשתנים המסבירים כללו מאפייני-פרט ורקע משפחתי נוספים: משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם ולדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות. כיוון שלרוב קיבלנו שמשתני העזר בהם השתמשנו הם משתני-עזר חלשים, השתמשתי במבחן Anderson and Rubin (1949) – מבחן ה AR, לבדוק האם למרות משתני העזר החלשים, יש השפעה מובהקת של שנות הלימוד על השכר. לכן, עבור מקדמי שנות הלימוד ברגרסיות ה 2SLS (בלוח מספר 22 ולוח מספר 23) אדווח בסוגרים על הסטטיסטי של מבחן AR.

כפי שניתן לראות בלוח מספר 22, מקדמי ה 2SLS להשכלה דומים מאוד לאלו של ה OLS, ולכן הלוחות מציגים את אותן מגמות שהוצגו בפרק שניתח את תוצאות ה OLS. בכלל המדגם אנו מקבלים תשואה ממוצעת לשנת השכלה של 11%, המגזר היהודי הוא בעל תשואות גבוהות יותר יחסית ללא יהודי, בעיקר בקרב הגברים. לקבוצת המוסלמים התשואות הנמוכות ביותר. הנשים במגזר הלא-יהודי מציגות תשואות גבוהות יותר משל הגברים. לנשים המוסלמיות תשואה דומה לזו של הנשים היהודיות (10.7%) ולנשים האחרות, הנוצריות והדרוזיות, תשואה גבוהה יותר (12%).

במגזר היהודי, בקבוצה לה אב יליד אסיה או אפריקה, ישנה תשואה גבוהה יותר גם בקרב הגברים וגם בקרב הנשים (12.1% ו 11.7% בהתאמה). תוצאה זו דומה למה שקיבל פריש (2008) כאשר אמד את התשואה להשכלה באמצעות 2SLS לגברים ממוצא מזרחי וקיבל בין 11.6 ל 12.4. בקבוצה לה אב יליד אירופה, אמריקה או ישראל, התשואה נמוכה יותר ותשואת הנשים נמוכה מזו של הגברים. בעוד תשואת הגבר לו אב יליד אירופה, אמריקה או ישראל, מגיעה ל 10.6% לשנת לימודים, תשואת הנשים באותו מגזר שווה בממוצע ל 9.2% בלבד.

לוח מספר 22

מקדמי שנות לימוד ברגרסיות 2SLS לפי דת, יבשת לידה של האב ומגדר
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970

		חלוקת המדגם לפי דת			המגזר היהודי לפי יבשת-הלידה של האב	
	כל המדגם	יהודים	מוסלמים	אחרים	אירופה, אמריקה או ישראל	אסיה אפריקה
כל המדגם	0.108	0.113	0.079	0.108	0.100	0.122
	(2,852)	(2,609)	(271)	(271)	(945)	(1,699)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.103	0.110	0.079	0.099	0.099	0.120
	(0.002)	(0.002)	(0.004)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
מספר תצפיות	17,305	14,150	2,437	718	6,115	8,035
גברים	0.100	0.115	0.070	0.095	0.106	0.121
	(0.002)	(1,149)	(156)	(156)	(480)	(667)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.098	0.113	0.072	0.090	0.106	0.123
	(0.002)	(0.003)	(0.004)	(0.010)	(0.004)	(0.004)
מספר תצפיות	9,060	6,705	1,903	452	2,947	3,758
נשים	0.106	0.107	0.107	0.120	0.092	0.117
	(1,581)	(1,439)	(155)	(155)	(456)	(1,037)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.103	0.104	0.107	0.115	0.092	0.116
	(0.002)	(0.003)	(0.007)	(0.012)	(0.004)	(0.004)
מספר תצפיות	8,245	7,445	534	266	3,168	4,277

כל המקדמים בטבלה מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%.
בסוגריים, תחת מקדמי שנות לימוד ברגרסיות ה 2sls, מופיע סטטיסטי המבחן של Anderson-Rubin, ומתחתיו ה p-value לדחיית השערת האפס.
הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות 2SLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה. משתני העזר למספר שנות השכלה הם משתני דמי להשפעת החוקים ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה. המשתנים המסבירים כללו מאפייני-פרט ורקע משפחתי נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם ולדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

חלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי של הפרט, שתוצאותיה מופיעות בלוח מספר 23, מראה שוב כמו ברגרסיות ה OLS, שהתשואות הנמוכות יותר שייכות לפרטים המגיעים מרקע משפחתי גבוה. ניתן להבחין באופן ברור במגמה הפוכה בין הכנסת ההורים או השכלת ההורים והמקדמים כמעט בכל הקבוצות. המגמה אינה קיימת עבור כלל המדגם ועבור הגברים. הסיבה לכך נעוצה בשיעור השונה של יהודים ולא יהודים. בקבוצות החלשות שיעור המוסלמים, להם תשואה נמוכה, גבוהה יותר, והפוך בקבוצות החזקות יותר, ולכן מגמת ירידת התשואה עם העלייה ברקע המשפחתי של הפרט, נעלמת ואף מתהפכת.

לוח מספר 23

מקדמי שנות לימוד ברגרסיות 2SLS לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970

	רמת הכנסה פרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
כל המדגם	0.102	0.105	0.101	0.089	0.112	0.092
	(724)	(1,426)	(663)	(489)	(2,008)	(387)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.102	0.105	0.101	0.090	0.111	0.093
	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.002)	(0.004)
מספר תצפיות	**4,325**	**8,652**	**4,328**	**2,925**	**10,611**	**3,769**
גברים	0.094	0.099	0.104	0.078	0.110	0.099
	(291)	(613)	(311)	(207)	(867)	(192)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.096	0.100	0.104	0.082	0.107	0.100
	(0.005)	(0.003)	(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.006)
מספר תצפיות	**2,309**	**4,582**	**2,169**	**1,799**	**5,448**	**1,813**
נשים	0.107	0.105	0.095	0.104	0.110	0.082
	(448)	(776)	(348)	(317)	(1,114)	(187)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.106	0.106	0.094	0.103	0.111	0.082
	(0.005)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.005)
מספר תצפיות	**2,016**	**4,070**	**2,159**	**1,126**	**5,163**	**1,956**
יהודים	0.117	0.112	0.102	0.120	0.115	0.097
	(654)	(1,289)	(637)	(418)	(1,868)	(369)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.117	0.112	0.102	0.119	0.115	0.091
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.006)	(0.003)	(0.004)
מספר תצפיות	**3,095**	**6,963**	**4,092**	**1,585**	**8,938**	**3,627**
גברים יהודים	0.123	0.114	0.107	0.113	0.119	0.099
	(277)	(548)	(307)	(156)	(814)	(185)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.124	0.114	0.107	0.115	0.119	0.100
	(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.010)	(0.004)	(0.006)
מספר תצפיות	**1,392**	**3,296**	**2,017**	**751**	**4,218**	**1,736**
נשים יהודיות	0.111	0.107	0.094	0.124	0.109	0.081
	(387)	(725)	(327)	(283)	(1,045)	(181)
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
השוואה למקדמי ה OLS	0.110	0.106	0.093	0.123	0.110	0.081
	(0.006)	(0.004)	(0.005)	(0.008)	(0.003)	(0.006)
מספר תצפיות	**1,703**	**3,667**	**2,075**	**834**	**4,720**	**1,891**

כל המקדמים בטבלה מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%.

בסוגריים, תחת מקדמי שנות לימוד ברגרסיות ה 2sls, מופיע סטטיסטי המבחן של Anderson-Rubin, ומתחתיו ה p-value לדחיית השערת האפס.

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות 2SLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה. משתני העזר למספר שנות השכלה הם משתני דמי להשפעת החוקים ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה.

לסיכום, לא מצאנו הבדל משמעותי בין תוצאות אמידת ה OLS עם משתני proxy לתוצאות ה 2SLS. בממוצע שנת לימודים נוספת מעלה את השכר לשעה ב 10.8%. גברים מהמגזר היהודי הם בעלי תשואה גבוהה יותר יחסית לגברים במגזר הלא-יהודי. נשים במגזר הלא-יהודי הן בעלות תשואה גבוהה יותר מזו של הגברים באותו מגזר.

במגזר היהודי, פרטים שלהם אב יליד אסיה או אפריקה מציגים תשואה להשכלה גבוהה יותר מזו של הפרטים ממוצא אשכנזי. נשים וגברים להם אב יליד אסיה או אפריקה הם בעלי תשואות דומות, בעוד גברים להם אב יליד אירופה, אמריקה או ישראל, מציגים תשואות גבוהות יותר (10.8%) מהתשואות שמציגות הנשים להן אב יליד אותן יבשות (8.9%).

חלוקת המדגם לפי רקע משפחתי של הפרט, מציגה מקדמים גבוהים יותר לקבוצות האוכלוסייה החלשות יותר (הקבוצות המגיעות מרקע משפחתי נמוך וממוצע). בקבוצות המגיעות מרקע משפחתי גבוה (הכנסה והשכלה גבוהה), נקבל שמקדמי ההשכלה של הגברים גבוהים יותר.

7.2. הבדלים בתשואה לפי רמת השכלה

תרומת ההשכלה לא חייבת להיות ליניארית וזהה עבור כל שנות ההשכלה. ייתכן שישנן שנים המשפיעות יותר וכן שישנה השפעה נוספת להשגת תעודה, כי לתעודה יש ערך מעבר לשנות הלימוד. השפעת התעודה על השכר, מכונה בספרות "אפקט הדיפלומה" – תוספת שכר שמתקבלת עבור השלמת השנה האחרונה של בית ספר יסודי, תיכון וכו', מעבר לעלייה לכל שנת לימודים קודמת (Lange and Topel, 2006). חוקרים כמו Hungerford and Solon (1987), Belman and Heywood (1991) מצאו חוסר ליניאריות בעיקר סביב 16 שנות לימוד, מספר שנות לימוד שמקביל לסיום קולג'. Park (1994) ו Card (1999) טוענים שהתועלות השוליות דומות ושימוש במקדם מספר שנות הלימוד מהווה קירוב מספיק טוב.

על מנת לבחון האם התשואה להשכלה אכן שונה בין רמת השכלה אחת לאחרת ולאמוד את התשואה עבור שנת לימודים אקדמית, אשתמש במשתני הרקע המשפחתי של הפרט, כמשתני proxy ליכולת ולתועלת מהשכלה (פירוט והצגה אקונומטרית של צמצום בעיית ההטיה באמצעות משתני proxy מופיעים בפרק 4.1). צרפתי למשתנים המסבירים הכוללים את מאפייני הפרט והמשפחה בהם השתמשתי עד כה, גם משתני דמי לרמת ההשכלה (תיכון, תעודת בגרות, תעודה על-תיכונית, תואר ראשון, שני ושלישי) ועוד ארבעה משתני אינטראקציה בהם הכפלתי את מספר שנות הלימוד במשתני הדמי לרמת ההשכלה (לא סיים תיכון, סיים תיכון, בגרות, תעודה על-תיכונית)[20]. מטרת משתני האינטראקציה הייתה לבדוק, עבור אותה תעודה, כיצד שנת לימוד נוספת משפיעה על השכר הממוצע לשעה.

[20] ניסיתי גם להריץ רגרסיה בה ישנו משתנה אינטרקציה לכל רמת השכלה, אך קיבלתי שעבור רמות השכלה גבוהות משתני האינטראקציה של רמת ההשכלה עם שנות ההשכלה אינם מובהקים.

מקדם מספר שנות לימוד עד כתה י״א שמופיע בלוח מספר 24, הוא מקדם משתנה האינטראקציה של שנות השכלה עם דמי ללא תעודה. משמעותו, שיעור השינוי הממוצע בשכר לשעה, עבור כל שנת לימוד לפרטים שאפילו לא סיימו תיכון. כל שנת השכלה, לפרט שלא סיים תיכון, העלתה את השכר הממוצע לשעה ב 2.1%.

באותו אופן, ניתן לפרש את מקדמי מספר שנות הלימוד הנוספים המופיעים בלוח מספר 24 (מספר שנות לימוד אחרי תיכון ללא בגרות, מספר שנות לימוד אחרי תיכון עם בגרות ומספר שנות לימוד עם תעודה על-תיכונית). ההבדל הוא שבחישוב משתני האינטראקציה האחרונים הפחתתי ממספר שנות הלימוד, 12, כך שמשמעותם, שיעור השינוי הממוצע בשכר לשעה, עבור כל שנת לימוד נוספת מעבר ל 12 שנות לימוד.

העמודה הראשונה בלוח מספר 24, מתארת את מקדמי ההשכלה עבור כלל המדגם - ככל שרמת ההשכלה גבוהה יותר, נקבל עליה גם בשכר הממוצע לשעה. בממוצע, שכרו של פרט שסיים תיכון לאחר 12 שנות לימוד, יהיה גבוה ב 36% יותר מפרט שכלל לא למד. תעודת בגרות תעלה את השכר הממוצע לשעה בעוד 16%[21], ואילו תואר ראשון יגדיל את השכר ב 74% נוספים. ההפרש בשכר הממוצע בין תואר שני לשלישי, הוא קטן ואינו מובהק.

במגזר היהודי (עמודה שנייה), נקבל קפיצה משמעותית בשכר הממוצע לשעה עם סיום התיכון, עליה של 63%. אם נסתכל בעמודות 4 ו 5, המחלקות את המגזר היהודי לפרטים שאביהם נולד באירופה, אמריקה או ישראל ולפרטים שאביהם נולד באסיה או אפריקה, נוכל לראות שקפיצה זו משמעותית יותר בקבוצה שאביהם נולד באסיה או אפריקה. גם כאן, ההפרש בשכר הממוצע בין תואר שני לשלישי הוא קטן ולא מובהק.

בקבוצת הפרטים להם אב יליד אירופה, אמריקה או ישראל, שהיא הקבוצה המשכילה ובעלת השכר הגבוה יותר, מקדם מספר שנות לימוד עד כתה י״א אינו מובהק, כך שבממוצע, אין השפעה למספר שנות הלימוד על השכר, במידה והפרט לא סיים תיכון. אנו מקבלים אומדן חיובי (41.6%) לעליית השכר לשעה הממוצעת לפרטים שסיימו תיכון יחסית לכאלו שלא, אף כי גם אומדן זה אינו מדויק וסטית התקן שלו גבוהה (PValue=5.2%). בקבוצה זו נקבל עלייה בשכר עבור כל שנת לימוד נוספת רק במידה והפרט כן סיים תיכון, או שהוא בעל תעודת בגרות או בעל תעודה על-תיכונית (עלייה ממוצעת של 10.5% במידה והפרט סיים תיכון, 3.5% במידה והפרט בעל תעודת בגרות ו 4.9% לפרט עם תעודה על-תיכונית לא אקדמית). גם כאן אין הבדל משמעותי בממוצע השכר בין התואר השני והשלישי.

---

[21] החישוב המדויק יותר בו השתמשנו הוא $\exp(\hat{b}_{Bagrut} - \hat{b}_{HighSchool}) - 1$.

לוח מספר 24

מקדמי רמת השכלה ברגרסיות OLS לפי דת ויבשת לידה של האב
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

		חלוקת המדגם לפי דת		המגזר היהודי לפי יבשת-לידה של האב	
	כל המדגם	יהודים	לא יהודים	אירופה, אמריקה וישראל	אסיה אפריקה
מספר שנות לימוד עד כתה י"א	0.021*** (0.006)	0.041*** (0.009)	0.019* (0.008)	0.024 (0.022)	0.045*** (0.011)
סיום תיכון	0.356*** (0.057)	0.625*** (0.099)	0.313*** (0.079)	0.416 (0.214)	0.664*** (0.110)
מספר שנות לימוד אחרי תיכון ללא בגרות	0.068*** (0.012)	0.089*** (0.014)	0.017 (0.023)	0.105*** (0.024)	0.078*** (0.018)
תעודת בגרות	0.506*** (0.057)	0.801*** (0.100)	0.351*** (0.076)	0.584** (0.214)	0.844*** (0.111)
מספר שנות לימוד אחרי תיכון עם בגרות	0.046*** (0.009)	0.047*** (0.009)	-0.027 (0.032)	0.035** (0.013)	0.057*** (0.012)
תעודה על-תיכונית	0.545*** (0.061)	0.837*** (0.102)	0.284** (0.096)	0.684** (0.239)	0.846*** (0.113)
מספר שנות לימוד עם תעודה על-תיכונית	0.075*** (0.007)	0.068*** (0.008)	0.135*** (0.020)	0.049*** (0.012)	0.083*** (0.010)
תואר ראשון	1.06*** (0.058)	1.33*** (0.100)	0.962*** (0.076)	1.12*** (0.237)	1.40*** (0.111)
תואר שני	1.26*** (0.059)	1.54*** (0.100)	1.12*** (0.090)	1.33*** (0.238)	1.60*** (0.112)
תואר שלישי	1.32*** (0.067)	1.61*** (0.106)	1.14*** (0.131)	1.38*** (0.241)	1.71*** (0.137)
מספר תצפיות	17,305	14,150	3,155	6,113	8,037

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של משתני דמי לרמת ההשכלה, משתני אינטראקציה של רמת ההשכלה עם מספר שנות הלימוד ומאפייני-פרט ומשפחה נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם, דמי לדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

במגזר הלא יהודי (עמודה שלישית), אנו מקבלים את הקפיצה המשמעותית ביותר בשכר הממוצע לשעה עם קבלת התואר הראשון (עליה של 84% לעומת תעודת בגרות). השינוי הממוצע בשכר לבעלי תואר שני לעומת בעלי תואר ראשון, כאשר כל שאר המשתנים קבועים, מובהק ברמת מובהקות של 1% בלבד[22]. כל המקדמים, מלבד משתנה האינטראקציה של מספר שנות לימוד עם דמי לתעודה לא אקדמית, נמוכים יותר מאלו של המגזר היהודי וחלק ממקדמי האינטראקציה אף לא מובהקים. מקדם משתנה האינטראקציה של מספר שנות לימוד אחרי תיכון ללא בגרות אצל הלא יהודים, מאוד נמוך ואינו מובהק. זאת אומרת, שאם במגזר היהודי, אנחנו מקבלים שבממוצע השכר לשעה גדל, לא רק כתוצאה מסיום תיכון, או השלמת בגרויות, אלא גם עם מספר שנות הלימוד; במגזר הלא יהודי עליית השכר הממוצעת אינה מושפעת משנת לימוד נוספת, כאשר מדובר על השוואה בין פרטים שסיימו תיכון או שקיבלו תעודת בגרות.

ההשפעה הגדולה ביותר של ההשכלה על השכר, כמו שראינו בפרק הקודם, היא במגזר היהודי עבור פרטים ממוצא מזרחי. יוצא הדופן היחיד, הוא מקדם משתנה האינטראקציה של מספר שנות הלימוד עם משתנה הדמי לסיום תיכון. בקבוצת המזרחיים, הקפיצה הגדולה הממוצעת בשכר מתרחשת עם סיום התיכון.

בלוח מספר 25 מתוארת התשואה מחושבת לשנת השכלה. משנת הלימוד הראשונה ועד לכתה יא׳ (11 שנות לימוד) התשואה שווה למקדם משתנה האינטראקציה של מספר שנות לימוד עד כתה י״א עם משתנה הדמי לפרט שלא סיים תיכון[23]. את התשואה לשנה ה-12, שנת סיום התיכון, חישבנו כהפרש הממוצע בין פרט שלמד 12 שנים וסיים תיכון לבין פרט שלמד 11 שנים אך לא סיים תיכון. התשואה לתעודת בגרות היא ההפרש הממוצע בשכר בין פרט עם תעודת בגרות לפרט שסיים תיכון ללא תעודת בגרות (לבדיקת המובהקות וסטיית התקן הרצנו רגרסיה בה קבוצת הבסיס הייתה פרטים שסיימו תיכון). התשואה לשנים אחרי תיכון ללא בגרות ולשנים אחרי בגרות הם, בדומה לתשואה עד כתה יא׳, שווה למקדם משתני האינטראקציה הרלוונטיים מהרגרסיה המקורית (המוצגת בלוח מספר 24). העלייה הממוצעת בשכר כתוצאה משנת לימודים בתואר ראשון מחושבת כהפרש הממוצע בשכר בין פרט עם תואר ראשון לפרט עם תעודת בגרות, מחולק במספר השנים הממוצע להשלמת התואר הראשון[24]. באותו אופן חישבנו את התשואה לשנת לימודים עבור תואר שני יחסית לראשון ולתואר שלישי יחסית לתואר שני. לבדיקת רמת המובהקות וסטיית התקן הרצנו רגרסיות עם קבוצות בסיס מתאימות.

---

[22] כדי לקבל את רמת המובהקות הרצתי את אותה רגרסיה כאשר קבוצת הבסיס היא בעלי תואר ראשון.

[23] החישוב המדויק יותר בו השתמשנו הוא $\exp(\hat{b})-1$.

[24] החישוב המדוייק בו השתמשנו הוא $\exp(\frac{\hat{b}_{BA}-\hat{b}_{Bagrut}}{Years_{BA}-Years_{Bagrut}})-1$.

לוח מספר 25

תשואה לשנת לימודים מחושבת ממקדמי רמת השכלה ברגרסיות OLS
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

		חלוקת המדגם לפי דת		המגזר היהודי לפי יבשת-לידה של האב	
	כל המדגם	יהודים	לא יהודים	אירופה, אמריקה וישראל	אסיה אפריקה
1-11 שנים	2.1%***	4.1%***	1.9%*	2.4%	4.6%***
	(0.006)	(0.009)	(0.008)	(0.02)	(0.01)
שנה 12 (סיום תיכון)	12.9%***	15.9%***	9.3%***	17.2%	15.4%***
	(0.055)	(0.095)	(0.075)	(0.214)	(0.107)
שנים אחרי תיכון ללא בגרות	6.8%***	7.3%***	1.7%	5.8%*	8%***
	(0.012)	(0.014)	(0.023)	(0.025)	(0.017)
תעודת בגרות (לעומת סיום תיכון)	16.2%***	17.6%***	5.2%	16.8%***	17.5%***
	(0.014)	(0.015)	(0.033)	(0.028)	(0.018)
שנים אחרי בגרות	4.6%***	4.6%***	-3.0%	3.4%**	5.6%***
	(0.008)	(0.009)	(0.029)	(0.013)	(0.012)
תואר ראשון	15.1%***	15%***	16%***	15%***	15%***
	(0.014)	(0.016)	(0.034)	(0.024)	(0.022)
תואר שני	9.6%***	10.3%***	6.9%**	10.1%***	11.1%***
	(0.015)	(0.016)	(0.048)	(0.021)	(0.027)
תואר שלישי	1.8%	3%	1.8%	2.2%	4.1%
	(0.036)	(0.039)	(0.106)	(0.044)	(0.085)
מספר תצפיות	17,305	14,150	3,155	6,115	8,035

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

הטבלה מציגה את התשואה לשנה ולתעודה כפי שחושבו ממקדמי רמת ההשכלה ברגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של משתני דמי לרמת ההשכלה, משתני אינטראקציה של רמת ההשכלה עם מספר שנות הלימוד ומאפייני-פרט ומשפחה נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם, דמי לדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

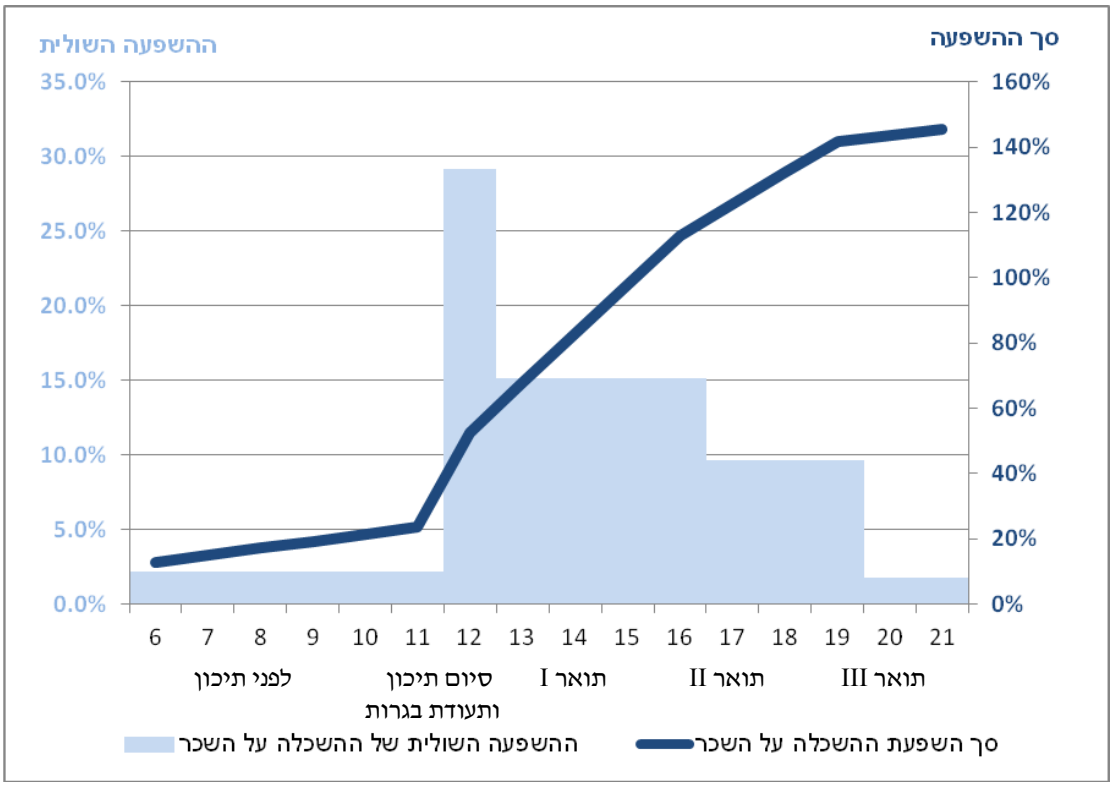
ההבדל המשמעותי ביותר בין הקבוצות בא לידי ביטוי בהשפעה השולית שיש לתעודת בגרות. בקבוצת הלא יהודים, העומדים מול שוק עבודה מוגבל יחסית, אנו מבחינים בהשפעה הנמוכה ביותר. בתוך המגזר היהודי, רואים שהקבוצה החלשה יותר, הקבוצה ממוצא מזרחי, היא בעלת ההשפעות הגבוהות יותר ברמות השכלה נמוכות, אך ההבדלים בין הקבוצות הולכים ומצטמצמים עם העלייה ברמת ההשכלה, והן הופכות דומות יותר כנראה גם משום שתהליך הבחירה בהשכלה

הופך דומה. אם בקרב הקבוצה החזקה, ממוצא אשכנזי, ברמות השכלה נמוכות, הנורמה הרווחת היא שכולם לומדים, ככל שעולים ברמת ההשכלה, ייתכן וההחלטה להמשיך ללמוד, בדומה לקבוצות האחרות, הופכת להחלטה כלכלית.

תיאור גרפי של סך השפעת ההשכלה וההשפעה השולית של ההשכלה על השכר מוצגים בגרף מספר 7. הגרף מתאר רק מסלול אחד מתוך מגוון המסלולים הקיימים לרכישת השכלה. המסלול המתואר הוא "המסלול האקדמי": בית ספר יסודי, תיכון, תעודת בגרות, ומשם ניתן להמשיך לתואר ראשון, שני ושלישי. הגרף לא מתאר פרטים שסיימו תיכון ללא תעודת בגרות או פרטים שרכשו תעודה על-תיכונית לא אקדמית. סכימת ההשפעות השוליות, מהוות את סך השפעת ההשכלה על השכר. הגרף מציג את ההשפעה השולית הגבוהה שיש לתעודת הבגרות בהשוואה לדיפלומות האחרות, וכן את ההשפעה הקטנה שיש ללימודי דוקטורט על השכר הממוצע לשעה.

גרף מספר 7 - סך גידול השכר עם ההשכלה

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים



בלוח מספר 26, מלבד חלוקה לפי דת ומוצא, ישנה גם חלוקה לפי מגדר. בקבוצה ממוצא אשכנזי, לרוב, נקבל מקדמים גבוהים יותר בקבוצת הגברים. כמו שכבר הוזכר, הגברים, בממוצע, מחוייבים יותר לעבודה ולקריירה יחסית לנשים ולכן נמצאים בתפקידים מאתגרים ומתגמלים יותר. בקבוצת הלא יהודים, המקדמים הגבוהים יותר יהיו לרוב, בקבוצת הנשים. אם נבחן את כל מקדמי ההשכלה, נראה שמלבד מקדם ההשכלה למשתנה האינטראקציה של מספר שנות לימוד עם תעודה לא-אקדמית, המקדמים הגבוהים ביותר יהיו בקבוצות הנשים הלא-יהודיות והמזרחיות. מלבד הרקע הסוציו אקונומי החלש יחסית שמאפיין את קבוצות אלו, המלווה

במגבלת נזילות ועלויות גבוהות יותר להשכלה, הקבוצות מאופיינות גם בנורמות חברתיות שאינן מעודדות יציאת נשים ללימודים ועבודה, ולכן נשים שלמרות העלויות הגבוהות והנורמות, בוחרות במסלול זה של השכלה ויציאה לשוק העבודה, הן בעלות יכולות ומוטיבציה גבוהות.

קבוצת הנשים המזרחיות, בממוצע מכפילות את שכרן עם השלמת הבגרות יחסית לנשים מזרחיות שלא סיימו תיכון. קבוצת הנשים הלא-יהודיות היא הקבוצה ששכרה מושפע בצורה המשמעותית ביותר מהתואר הראשון יחסית לתעודת בגרות (עליה ממוצעת של 83% בשכר הממוצע). תוצאות דומות, המציגות תרומות גבוהות יותר בקבוצות החלשות יותר: נשים ומזרחיים, קיבלו גם Neuman and Oaxaca (2004), תוך שימוש בנתונים ממפקד 95, רק עבור שכירים שעובדים בעבודת מקצועיות.

אצל הנשים ממוצא אשכנזי, קיבלנו אומדנים חיוביים אך הרבה מהם לא מובהקים, אינם מדויקים, דבר המצביע על שונות מאוד גדולה בקבוצה זו. בקבוצה זו, שלרוב ההשכלה בה היא נורמה ולא בהכרח תוצאה של ניתוח כלכלי, ניתן יהיה למצוא נשים שלאחר רכישת ההשכלה המשיכו והתקדמו בשוק העבודה, ואחרות שניצלו פחות את התשואה הכלכלית של ההשכלה. קבוצת האשכנזים מאופיינת בהשכלת הורים והכנסת הורים גבוהה יותר. חלק מהנשים במגזר זה יעדיפו לבחור בעבודות, ששכרן נמוך יותר אך הן מספקות תגמול אחר (סיפוק, ערכיות, יצירתיות, שעות עבודה נוחות, קירבה למקום המגורים).

בלוח מספר 27, ננסה לראות הבדלים במקדמים, בין קבוצות המגיעות מרקע משפחתי שונה. שלושת העמודות הראשונות משוות בין פרטים המגיעים ממשפחות בעלות רמת הכנסה שונה. בשלוש הקבוצות כל המקדמים של משתני הדמי מובהקים, והן שלושתן מציגות את אותן מגמות של עליה ממוצעת בשכר עם עליה ברמת ההשכלה (שוב, מלבד ההפרשים בשכר שבין תואר שני לשלישי, שאם הם קיימים, הם קטנים ולא מובהקים). שתי הקבוצות הראשונות, פרטים המגיעים ממשפחות עם רמת הכנסה נמוכה וממוצעת, מציגות מקדמים למשתני הדמי מאוד דומים. בקבוצה השלישית, בה הפרטים מגיעים ממשפחות בעלות הכנסה גבוהה אנו מקבלים מקדמים גבוהים יותר למשתני הדמי ביחס לשתי הקבוצות האחרות, בעיקר ברמות ההשכלה הנמוכות יותר.

הקבוצות החלשות יותר מאופיינות, בממוצע, בכושר השתכרות טבעי נמוך יותר. רמת השקעה נמוכה יחסית בתקופת הילדות, הנובעת ממגבלת נזילות, נורמות וכו', משפיעה באופן שלילי על יכולותיו של הפרט. בנוסף, ככל שהרקע המשפחתי טוב יותר, סביר שלפרט יהיו יותר קשרים והזדמנויות בשוק העבודה, ולכן, בעיקר ברמות השכלה נמוכות, כאשר עלויות ההשכלה יחסית נמוכות והרוב עדיין לומד, נקבל השפעה נמוכה יותר של ההשכלה על השכר בשכבות החלשות.

עבור רמות השכלה גבוהות יותר ההחלטה להמשיך ללמוד בקבוצות החלשות, כבר אינה אוטומטית, ואלו שהמשיכו ללמוד הם פרטים שהשפעת ההשכלה על השכר שלהם משמעותית. בקבוצה האמידה יותר, ההחלטה להמשיך לתואר ראשון אינה כלכלית בלבד, ושיעור ניכר יותר מהפרטים ממשיך, ולכן בממוצע ההשפעה על השכר מתונה יותר. ההפרש הממוצע בשכר בין פרט שלו תעודת בגרות לפרט עם תואר ראשון, כאשר כל שאר המשתנים האחרים קבועים, משמעותי יותר בקבוצת החלשות (הפרטים להם הורים עם הכנסה והשכלה נמוכה ובינונית).

לוח מספר 26

מקדמי רמת השכלה ברגרסיות OLS לפי מגדר ודת
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	גברים			נשים		
	מוצא אשכנזי	מוצא מזרחי	לא יהודים	מוצא אשכנזי	מוצא מזרחי	לא יהודים
מספר שנות לימוד עד כתה י״א	0.030	0.034*	0.016	0.010	0.067***	0.043**
	(0.023)	(0.014)	(0.01)	(0.027)	(0.016)	(0.016)
סיום תיכון	0.501*	0.490***	0.251**	0.281	0.889***	0.57***
	(0.254)	(0.146)	(0.092)	(0.298)	(0.173)	(0.158)
מספר שנות לימוד אחרי תיכון ללא בגרות	0.054	0.083**	0.004	0.124***	0.064**	0.086
	(0.03)	(0.027)	(0.026)	(0.027)	(0.024)	(0.07)
תעודת בגרות	0.662**	0.664***	0.314***	0.421	0.997***	0.542***
	(0.254)	(0.148)	(0.092)	(0.257)	(0.166)	(0.148)
מספר שנות לימוד אחרי תיכון עם בגרות	0.043**	0.065**	-0.075	0.022	0.05***	0.048
	(0.016)	(0.023)	(0.046)	(0.015)	(0.014)	(0.043)
תעודה על-תיכונית	0.747**	0.679***	0.194	0.491	1.04***	0.61***
	(0.256)	(0.152)	(0.116)	(0.3)	(0.177)	(0.175)
מספר שנות לימוד עם תעודה על-תיכונית	0.055***	0.090***	0.149***	0.051***	0.075***	0.120***
	(0.014)	(0.016)	(0.026)	(0.013)	(0.013)	(0.032)
תואר ראשון	1.2***	1.23***	0.84***	0.915**	1.59***	1.38***
	(0.254)	(0.149)	(0.096)	(0.298)	(0.174)	(0.153)
תואר שני	1.41***	1.42***	0.999***	1.13***	1.81***	1.57***
	(0.255)	(0.151)	(0.106)	(0.299)	(0.175)	(0.172)
תואר שלישי	1.44***	1.4***	1.08***	1.21***	2.09***	1.22***
	(0.259)	(0.191)	(0.147)	(0.302)	(0.204)	(0.318)
מספר תצפיות	2,947	3,758	2,355	3,168	4,277	800

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של משתני דמי לרמת ההשכלה, משתני אינטראקציה של רמת ההשכלה עם מספר שנות הלימוד ומאפייני-פרט ומשפחה נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם, דמי לדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

לוח מספר 27

מקדמי רמת השכלה ברגרסיות OLS לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	רמת הכנסה פרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
מספר שנות לימוד עד כתה י״א	0.019*	0.02*	0.035	0.022**	0.029***	-0.039
	(0.009)	(0.008)	(0.02)	(0.008)	(0.008)	(0.026)
סיום תיכון	0.327***	0.343***	0.503*	0.341***	0.434***	-0.23
	(0.086)	(0.078)	(0.201)	(0.081)	(0.081)	(0.292)
מספר שנות לימוד אחרי תיכון ללא בגרות	0.021	0.068***	0.079**	0.033	0.062***	0.066
	(0.022)	(0.017)	(0.029)	(0.023)	(0.015)	(0.037)
תעודת בגרות	0.469***	0.489***	0.683***	0.488***	0.576***	-0.038
	(0.087)	(0.079)	(0.201)	(0.082)	(0.081)	(0.291)
מספר שנות לימוד אחרי תיכון עם בגרות	0.022	0.053***	0.042**	-0.013	0.044***	0.051**
	(0.018)	(0.012)	(0.015)	(0.027)	(0.01)	(0.018)
תעודה על-תיכונית	0.475***	0.528***	0.779***	0.359***	0.644***	0.038
	(0.093)	(0.083)	(0.205)	(0.093)	(0.084)	(0.294)
מספר שנות לימוד עם תעודה על-תיכונית	0.087***	0.081***	0.045**	0.131***	0.074***	0.039*
	(0.014)	(0.01)	(0.015)	(0.018)	(0.009)	(0.016)
תואר ראשון	1.04***	1.06***	1.21***	1.06***	1.14***	0.476
	(0.088)	(0.079)	(0.202)	(0.085)	(0.081)	(0.291)
תואר שני	1.25***	1.23***	1.43***	1.22***	1.33***	0.686*
	(0.093)	(0.081)	(0.202)	(0.097)	(0.083)	(0.291)
תואר שלישי	1.32***	1.31***	1.49***	1.15***	1.41***	0.744*
	(0.14)	(0.094)	(0.208)	(0.169)	(0.098)	(0.294)
מספר תצפיות	4,325	8,652	4,328	2,925	10,611	3,769

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של משתני דמי לרמת ההשכלה, משתני אינטראקציה של רמת ההשכלה עם מספר שנות הלימוד ומאפייני-פרט ומשפחה נוספים (משתנה דמי למגדר, ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם, דמי לדת, הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות).

חלוקת המדגם לפי רמות ההשכלה שוב מציגה מקדמים מובהקים המראים עליה ממוצעת בשכר עם עליית רמת ההשכלה בשתי הקבוצות החלשות יותר. בקבוצה המגיעה ממשפחות עם הורים בעלי יותר השכלה, לעומת זאת, ישנם לא מעט מקדמים לא מובהקים, והם יותר נמוכים. התייחסות לרמת ההשכלה של ההורים כמשתנה proxy לכושר השתכרותו "הטבעי" של הפרט, מביאה למסקנה שפרטים בעלי כושר השתכרות "טבעי" גבוה, שכרם הממוצע לשעה מושפע הרבה פחות מרמת ההשכלה יחסית לאחרים.

לסיכום, בממוצע, ישנה השפעה חיובית מובהקת, גם לרמת ההשכלה וגם לשנות ההשכלה (ברמות השכלה לא אקדמיות) על השכר הממוצע לשעה. הקפיצה הגדולה ביותר בשכר הממוצע היא ברוב הקבוצות עבור השלמת תעודת בגרות (יחסית לפרט שלא סיים תיכון). מקדמי ההשכלה, במגזרים החלשים יותר (פרטים ממוצא מזרחי ולא יהודים), ברגרסיות הגברים נמוכים לרוב ממקדמי ההשכלה ברגרסיות הנשים. הקשר החלש יותר בין ההשכלה לשכר בקבוצת הגברים, יחסית לנשים בקבוצות החלשות, התקבל גם באמידת התשואה לשנת השכלה ממוצעת.

חלוקת המגזר היהודי מראה שבקבוצה ממוצא אשכנזי, המבוססת והמשכילה יותר, השפעת ההשכלה נמוכה יותר לעומת הקבוצה ממוצא מזרחי. כמו ברגרסיות ה OLS הפשוטות, כאשר מחלקים את המדגם לפי רמת ההשכלה של ההורים מקבלים השפעה חזקה יותר של ההשכלה על השכר, אצל פרטים להורים בעלי השכלה נמוכה וממוצעת. חלוקה לפי רמת ההכנסה של ההורים מציגה השפעות גדולות יותר בקבוצה האמידה, ברמות השכלה נמוכות, והפוך ברמות השכלה גבוהות.

בלוח מספר 28 מוצגים תוצאות האמידה בעבודה זו, לפי רמות השכלה, בהשוואה לאומדנים שקיבל פריש (2008). כל המקדמים, כמו בעבודה זו, מובהקים ברמת מובהקות של 1 אחוז, והתשואה הגבוהה ביותר מתקבלת עבור תואר ראשון. פריש מציין שתשואה יוצאת דופן בתואר ראשון עשויה לשקף את היותם של האקדמיים קבוצה נבחרת בעלת יכולת ומוטיבציה גבוהים מהממוצע.

לוח מספר 28

השוואת מקדמי רמת ההשכלה למחקרים קודמים

תשואה לתעודה ביחס לקודמתה, למעט התשואה לתואר I שהיא ביחס לתעודת בגרות

	מקור הנתונים	סיום תיכון	תעודת בגרות	תעודה על-תיכונית	תואר ראשון	תואר שני	תואר שלישי
פריש, 2008	מפקד 1995	20%	15%	10%	29%	7%	2%-
בעבודה זו	מפקד 2008	12%	11%	20%	37%	10%	3%

הטבלה מציגה ירידה בתשואות ברמות ההשכלה הנמוכות (סיום תיכון ותעודת בגרות) ועליה בתשואות ברמות השכלה גבוהות. הסבר הראשון, שמופיע גם בעבודתו של Weisberg (1995), שהשווה את התשואה להשכלה ב 1983 יחסית ל 1974, וגם בעבודתם של גוטליבובסקי ומארק

(2003), שסיכמו ששיעורי התשואה נמצאים במגמת עליה בשנות ה-90, הוא פתיחת המשק הישראלי ליבוא מתחילת שנות ה-90 ועליית ענפי טכנולוגיית העילית, שפגעו בעובדים לא מיומנים והעלו את התשואה להשכלה עבור רמות השכלה גבוהות יותר. הסבר נוסף הוא העלייה הגדולה בשיעור מסיימי תיכון ובעלי תעודת בגרות, וההסבר האחרון הוא גיל הפרטים. המדגם של פריש הוא מדגם צעיר יותר, והתשואה להשכלה מגיעה לשיאה בגיל מאוחר יותר, כאשר השכר קרוב יותר להכנסה הפרמננטית[25]. מצד שני ככל שחולף הזמן והניסיון התעסוקתי עולה ייתכן והבדלי השכר ברמות השכלה נמוכות, יורדים.

7.3. תשואה לשנת לימודים אקדמית

בפרק הקודם ראינו שהתשואות אינן זהות בכל רמות ההשכלה, ותשואה גבוה במיוחד התקבלה עבור תואר ראשון. באמצעות התיקון של Heckman על פי שיטה שפורטה במאמר של Heckman, Tobis and Vytlacil (2000) אאמוד את התשואה לשנת לימודים אקדמית. התיקון הסטטיסטי ממדל את ההחלטה על רמת ההשכלה ולוקח בחשבון את חוסר האקראיות בבחירת הפרט להשיג תעודת בגרות או תעודה אקדמית. שיטה זו מאפשרת להבדיל בין התשואה הממוצעת להשכלה אקדמית בכלל האוכלוסייה, התשואה להשכלה אקדמית בקרב אלו שלמדו בפעול, והתשואות השוליות להשכלה, משמע השינוי בתשואה כפונקציה של ההסתברות לרכוש השכלה (פירוט השיטה האקונומטרית וביטויי המדדים מופיעים בפרק 4.24.3). ההבדל בין הפרמטרים נובע מסוג האוכלוסייה אותה הם מייצגים.

חישוב שלושת המדדים עבור רכישת תואר אקדמי נעשה בארבעה שלבים[26]. מטרת השלב הראשון הייתה לקבל את אומדני המקדמים ($\hat{\theta}$) עבור משוואת הבחירה (35) על-ידי רגרסיה בינארית (רגרסיית probit). המשתנים המסבירים במשוואת הבחירה (Z) דומים מאוד למשתנים בהם השתמשתי בשלב הראשון ברגרסיות ה 2SLS (ראה פרק 7.2.3). בשלב השני חישבתי עבור כל תצפית את התיקון המתאים: $\frac{\phi(z_i\hat{\theta})}{\Phi(z_i\hat{\theta})}$ כאשר D_i=1 (לפרט תעודה אקדמית) ו $\frac{\phi(z_i\hat{\theta})}{1-\Phi(z_i\hat{\theta})}$ כאשר D_i=0 (לפרט אין תעודה אקדמית). בהרצת רגרסיות ה OLS לכל קבוצה בנפרד (קבוצת הפרטים שרכשה השכלה נוספת וקבוצת הפרטים שלא רכשה) נכללו גם התיקונים מהשלב השני, במקום המשתנה של מספר שנות הלימוד. השלב האחרון היה להשתמש במקדמי הרגרסיה לחישוב

---

[25] פריש (2008) בדק ומצא שהתשואה להשכלה עולה עם הגיל והיא מגיעה לשיאה בסביבות גיל 44, שזהו הגיל הממוצע במדגם בעבודה זו.

[26] הפקודות הקיימות ב STATA (Heckman ו Heckit) מתקנות הטיות הנובעות מבחירת מדגם (למשל, אם רוצים לאמוד את משוואת השכר, יש פרטים שאינם עובדים ולכן אין לנו נתון על רמת השכר שלהם אילו היו עובדים). בעבודה זו אנו מתמקדים עם הטייה הנובעת מבעיית הבחירה ב"טיפול", במקרה שלנו בהשכלה אקדמית, ולכן החישוב נעשה ב"אופן ידני".

הפרמטרים השונים לפי הביטויים שהציגו Heckman, Tobis and Vytlacil (2000), תחת הנחת ההתפלגות הנורמאלית של השאריות.

7.3.1. השלב הראשון

מטרת השלב הראשון הייתה לקבל את אומדני המקדמים ($\hat{\theta}$) עבור משוואת הבחירה (35) על-ידי רגרסיה בינארית[27]. המשתנים המסבירים במשוואות הבחירה (Z) כוללים, משתני דמי להשפעת השינויים בחוק לימוד חובה (ראה הסבר מפורט בפרק מספר 7.2.1), שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה (ראה הסבר מפורט בפרק מספר 7.2.2), משתנה דמי להורים בעלי יותר השכלה (ראה הסבר מפורט בפרק מספר 6.3.1.2), משתנה אינטראקציה לשכיחות בעלי תעודת בגרות עם דמי להורים בעלי יותר השכלה, מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים, הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה (ראה הסבר מפורט בפרק 6.3.1.1), משתנה דמי למגדר, לדת, וליבשת הלידה של האב והאם.

המשתנה התלוי, מקבל את הערך 0 או 1; את הערך 0 קיבלו כל הפרטים להם רמת השכלה נמוכה מתואר ראשון, לפי המשתנה "התעודה הגבוהה ביותר" (ראה פירוט הקטגוריות בפרק מספר 7.2.2) ושאר הפרטים, להם תואר ראשון, שני או שלישי, קיבלו את הערך 1.

בלוח מספר 29 ובלוח מספר 30, מוצגים ההשפעות השוליות של המשתנים השונים על ההסתברות להיות בעל תואר אקדמי. בדומה לשלב הראשון באמידות ה 2SLS אין השפעה מובהקת לשינויים בחוק לימוד חובה והשפעת שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה, מובהקת בקבוצת הגברים היהודים ובקבוצת היהודים להם הורים בעלי השכלה בינונית וגבוהה. השפעה שלילית של מספר הנפשות הסטנדרטיות בבית ההורים קיימת אצל הנשים היהודיות, בקבוצת יוצאי אסיה-אפריקה, ובחלוקה לפי רמות ההכנסה של ההורים, בקבוצות הקטנות יותר: פרטים המגיעים ממשפחות בעלות הכנסה גבוהה ופרטים המגיעים ממשפחות בעלות הכנסה נמוכה.

להכנסת הורים השפעה חיובית מובהקת בכל הקבוצות היהודיות. אצל המוסלמים ההשפעה של הכנסת ההורים הרבה פחות מובהקת וקיימת אצל הגברים המוסלמים ברמת מובהקות של 5% בלבד. כאשר נתבונן בלוח מספר 30, נראה שההשפעה החיובית המובהקת של הכנסת ההורים שוב תתקבל בקבוצות הקצה, אצל פרטים להורים בעלי הכנסה נמוכה ובקבוצת הפרטים להם הורים בעלי הכנסה גבוהה.

[27] בחרנו להשתמש במודל ההסתברותי –probit – בגלל הנחת ההתפלגות הנורמלית של שאריות משוואת הבחירה.

לוח מספר 29

ההשפעה השולית על ההסתברות לרכישת תואר אקדמי מרגרסיות probit לפי מגזר ומגדר מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

		יהודים		מוסלמים		לפי מוצא האב	
	כל המדגם	גברים	נשים	גברים	נשים	אמריקה, אירופה וישראל	אסיה ואפריקה
ייתכן והושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה	0.012	0.008	-0.014	0.014	0.401	0.020	-0.015
	(0.020)	(0.032)	(0.032)	(0.057)	(0.208)	(0.034)	(0.028)
ייתכן והושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה	-0.002	-0.035	-0.046	-0.035	0.415	-0.013	-0.039
	(0.019)	(0.030)	(0.031)	(0.045)	(0.231)	(0.039)	(0.032)
הושפעו מהשינויים בחוק	0.021	-0.031	-0.023	-0.074	0.346	0.002	-0.024
	(0.019)	(0.034)	(0.036)	(0.053)	(0.196)	(0.40)	(0.044)
שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה	-0.070	0.701**	0.355	-0.088	-0.558	-0.022	0.377
	(0.097)	(0.226)	(0.206)	(0.650)	(1.05)	(0.657)	(0.208)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	-0.008*	-0.016*	-0.020**	0.009	0.010	-0.009	-0.018***
	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.015)	(0.009)	(0.004)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.028***	0.022***	0.031***	0.042*	0.041	0.027***	0.025***
	(0.003)	(0.005)	(0.006)	(0.018)	(0.044)	(0.005)	(0.005)
השכלת הורים	0.263***	0.274***	0.248***	0.378***	0.195*	0.260***	0.254***
	(0.010)	(0.015)	(0.015)	(0.068)	(0.079)	(0.013)	(0.018)
גבר	-0.093***					-0.084	-0.018
	(0.011)					(0.069)	(0.024)
מוסלמי	-0.202***						
	(0.032)						
נוצרי	-0.142**						
	(0.038)						
דרוזי	-0.150**						
	(0.041)						
האב יליד אסיה או אפריקה	-0.125***	0.068	-0.038				
	(0.025)	(0.056)	(0.052)				
האם ילידת אסיה או אפריקה	-0.098***	-0.095***	-0.098***			-0.107***	-0.081***
	(0.012)	(0.018)	(0.018)			(0.019)	(0.017)
מספר תצפיות	17,305	6705	7445	1903	534	6115	8035

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

לוח מספר 30

ההשפעה השולית על ההסתברות לרכישת תואר אקדמי מרגרסיות probit לפי דת והכנסת הורים
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

	יהודים			מוסלמים		
	רמת ההכנסה של ההורים			רמת ההכנסה של ההורים		
	נמוכה	בינונית	גבוהה	נמוכה	בינונית	גבוהה
ייתכן והושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה	0.042 (0.044)	0.029 (0.031)	-0.087 (0.044)	-0.053 (0.054)	0.202 (0.128)	-0.121 (0.224)
ייתכן והושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה	0.007 (0.044)	-0.027 (0.030)	-0.083 (0.043)	-0.032 (0.056)	0.054 (0.095)	-0.195 (0.200)
הושפעו מהשינויים בחוק	0.041 (0.051)	-0.023 (0.034)	-0.054 (0.046)	-0.102 (0.069)	0.037 (0.080)	-0.299 (0.266)
שכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהורטה	0.083 (0.268)	0.613** (0.210)	0.690* (0.319)	0.074 (0.423)	0.371 (0.412)	1.181 (1.609)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	-0.024*** (0.006)	0.005 (0.007)	-0.032** (0.012)	0.009 (0.008)	0.009 (0.008)	-0.010 (0.037)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.234** (0.086)	0.035 (0.025)	0.015** (0.005)	-0.064 (0.140)	0.060 (0.046)	-0.015 (0.060)
השכלת הורים גבוהה	0.156*** (0.032)	0.239*** (0.016)	0.290*** (0.017)	0.165* (0.086)	0.301*** (0.071)	0.488*** (0.113)
גבר	-0.051 (0.031)	-0.006 (0.025)	-0.012 (0.037)	-0.207*** (0.046)	-0.141*** (0.038)	-0.257** (0.109)
האב ילד אסיה או אפריקה	-0.044 (0.071)	0.045 (0.052)	0.016 (0.078)			
האם ילדת אסיה או אפריקה	-0.028 (0.025)	-0.131*** (0.017)	-0.057* (0.024)			
מספר תצפיות	3095	6963	4092	985	1304	148

***רמת מובהקות של 0.1%. **רמת מובהקות של 1%. *רמת מובהקות של 5%.

השפעה חיובית מובהקת של השכלת ההורים מתקבלת בכל הקבוצות. ישנן שתי קבוצות שרמת המובהקות של השכלת ההורים נמוכה יותר (רמת מובהקות של 5% בלבד יחסית לרמת מובהקות של 0.1% בקבוצות האחרות). הראשונה קבוצת הנשים המוסלמיות, ששם השפעת המסורת והנורמה החברתית היא המשמעותית ביותר, והשנייה קבוצת המוסלמים המגיעים מרקע כלכלי נמוך. סביר להניח שאילוצים כלכליים של הטווח הקצר מפחיתים את השפעת ההשכלה של ההורים.

לגברים, בכלל המדגם בממוצע, הסתברות נמוכה יותר להשלים תואר אקדמי כאשר כל שאר המשתנים קבועים. אך כאשר מחלקים את המדגם לקבוצות, רואים שההבדל המובהק בהסתברות לרכישת תואר אקדמי בין המגדרים קיים במגזר המוסלמי. בהשוואה בין הדתות, היהודים הם בעלי ההסתברות הגבוהה ביותר לרכוש תואר אקדמי ולמוסלמים ההסתברות הנמוכה ביותר. לפרטים שהוריהם נולדו באסיה או אפריקה הסתברות נמוכה יותר לרכוש תואר אקדמי יחסית לפרטים יהודים אחרים.

השפעת מוצא ההורים, אצל היהודים, פחות מובהקת כאשר מחלקים את המדגם לפי הכנסות הורים ונשארת שלילית מובהקת רק בקבוצת הפרטים להם הורים בעלי הכנסה ממוצעת (קבוצה גדולה יותר הכוללת טווח גדול יותר של הכנסות יחסית לרבעון התחתון) ומובהקת ברמה של 5% בלבד בקבוצה לה הורים בעלי הכנסה גבוהה.

7.3.2. השלב השני והשלישי

בשלב השני חישבתי עבור כל תצפית את התיקון המתאים: $\frac{\phi(z_i\hat{\theta})}{\Phi(z_i\hat{\theta})}$ כאשר $D_i=1$ ו $\frac{\phi(z_i\hat{\theta})}{1-\Phi(z_i\hat{\theta})}$ כאשר $D_i=0$. $z_i\hat{\theta}$ זו בעצם תחזית ההסתברות לרכישת תעודה אקדמית בהתאם לרגרסיית ה probit מהשלב הראשון. בלוח מספר 31 מוצגים עבור כלל המדגם ועבור קבוצות שונות במדגם, ממוצע תחזית ההסתברות להשגת תעודה אקדמית לפי תוצאות אמידת משוואת הבחירה. ניתן לראות שלקבוצת הפרטים שלא רכשו תעודה אקדמית יש הסתברות של 28% להמשיך ללימודים אקדמיים, בעוד תחזית ההסתברות לקבוצה שבפועל רכשה תעודה אקדמית עומדת על 44%[28].

בהשוואה בין הקבוצות, ניתן לראות שבקבוצות ה"חלשות" יחסית (מוסלמים לעומת יהודים, פרטים ממוצא מזרחי יחסית לפרטים ממוצא אשכנזי, הפרטים להם הורים בעלי הכנסה נמוכה) ההפרש בין ההסתברות להשגת תעודה אקדמית בין הקבוצה שהיא בעלת תעודה לזו שאין לה תעודה, יותר נמוך מהקבוצות ה"חזקות". למשל בקבוצת היהודים להם הורים עם הכנסה גבוהה, תחזית ההסתברות להשיג תעודה אקדמית בקבוצה עם תעודה אקדמית לעומת הקבוצה ללא תעודה אקדמית עומד על 18 נקודות האחוז (59% לעומת 41%). בקבוצת הפרטים להם הורים בעלי הכנסה נמוכה, הפרש זה עומד על 5 נקודות האחוז בלבד (25% לעומת 20%). בקבוצת הנשים המוסלמיות ההפרש עומד על 3 נקודות האחוז (32% לעומת 35%). תופעה זו מחזקת את ההנחה שבקבוצות החלשות, הפרטים שיוצאים ורוכשים השכלה עושים זאת כתלות במשתנים בלתי נצפים כמו יכולת ותשואה להשכלה. במילים אחרות, בקבוצות החזקות אנו מקבלים תחזית יותר מדויקת, על סמך משתנים נצפים, יחסית לקבוצות החלשות.

[28] ההפרש ביניהם: 0.28 – 0.44 = 0.16, נקרא מקדם Tjur (2009) לאיכות החיזוי.

לוח מספר 31

ממוצע תחזית ההסתברות להשגת תעודה אקדמית לפי רגרסיות ה probit
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

		ממוצע התחזית		ממוצע התיקון	
		ללא תעודה	עם תעודה	ללא תעודה	עם תעודה
	כלל המדגם	0.28	0.44	0.99	0.55
יהודים	גברים	0.27	0.44	0.98	0.55
	נשים	0.33	0.49	1.02	0.52
מוסלמים	גברים	0.14	0.18	0.89	0.69
	נשים	0.32	0.35	1.01	0.59
אחרים	גברים	0.21	0.23	0.93	0.66
	נשים	0.31	0.39	1.01	0.57
לפי מוצא האב	אירופה, אמריקה וישראל	0.47	0.57	1.12	0.48
	אסיה ואפריקה	0.22	0.29	0.94	0.62
יהודים	הכנסת הורים נמוכה	0.20	0.25	0.93	0.65
	הכנסת הורים בינונית	0.30	0.43	1.00	0.55
	הכנסת הורים גבוהה	0.41	0.59	1.08	0.47
מוסלמים	הכנסת הורים נמוכה	0.16	0.24	0.91	0.66
	הכנסת הורים בינונית	0.17	0.23	0.91	0.66
	הכנסת הורים גבוהה	0.27	0.43	0.98	0.55

בשלב השלישי השתמשתי בתיקון שחושב עבור כל תצפית כדי להריץ רגרסיות OLS לכל קבוצה בנפרד (קבוצת הפרטים לה תעודה אקדמית וקבוצת הפרטים שאינם אקדמיים). התיקונים החליפו את מקומם של מספר שנות הלימוד. מקדם התיקון שקיבלתי מבטא את הקורלציה שבין שארית משוואת הבחירה לשארית משוואת השכר הרלוונטית.

7.3.3. השלב הרביעי

בשלב האחרון השתמשתי במקדמי הרגרסיה לחישוב התשואה הממוצעת לחינוך (ATE), התשואה בקרב הלומדים (TT) והתשואה השולית עבור ערכים שונים של המשתנה הבלתי נצפה (MTE), לפי השיטה שהציגו Heckman, Tobis and Vytlacil (2000), תחת הנחת ההתפלגות

הנורמאלית של השאריות. הביטויים מפורטים בפרק 4.3. תוצאות האמידה, עבור כלל המדגם והקבוצות השונות, מופיעות בלוח מספר 32. התשואה לשנת לימודים חושבה על-ידי חילוק התשואה לתעודה בהפרש שנות הלימוד הממוצע בין הפרטים שרכשו את התעודה לבין אלו שלא, המופיע גם הוא בלוח מספר 32. הבדלים במספר שנות הלימוד בין הקבוצות קיימים בעיקר אצל פרטים שלא השיגו תעודה אקדמית, כאשר מספר שנות הלימוד הממוצע די דומה אצל פרטים אקדמיים ונע בין 16.8 ל 17.4. הפרש גדול, של כשנתיים, במספר שנות הלימוד הממוצע של פרטים ללא תואר אקדמי הוא בין גברים מוסלמים ליהודים.

לוח מספר 32

מדדי התשואה לתעודה אקדמית לפי Heckman, Tobis and Vytlacil (2000)
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

			שיעור בעלי תעודה אקדמית	לתואר אקדמי		מספר שנות לימוד			לשנת לימוד אקדמית	
		מספר תצפיות		ATE	TT	ללא תעודה	עם תעודה	הפרש	ATE	TT
כלל המדגם		17305	33%	89%	60%	12.2	17.3	5.1	17.3%	11.8%
יהודים	גברים	6,705	33%	79%	55%	12.5	17.3	4.8	16.5%	11.4%
	נשים	7,445	39%	69%	58%	12.7	17.3	4.6	15.1%	12.5%
מוסלמים	גברים	1,903	15%	49%	67%	10.2	17.3	7.1	6.7%	9.5%
	נשים	534	33%	255%	104%	11.3	16.8	5.5	46.8%	19.0%
אחרים	גברים	452	21%	73%	9%	11.3	17.1	5.8	12.4%	1.6%
	נשים	266	34%	371%	189%	11.8	16.7	4.9	76.1%	38.7%
יהודים לפי מוצא האב	אשכנזיים	6,115	52%	69%	50%	13.0	17.4	4.4	15.8%	11.3%
	מזרחים	8,035	24%	64%	59%	12.4	17.1	4.7	13.6%	12.4%
יהודים לפי הכנסת הורים	נמוכה	3,095	21%	113%	69%	12.4	17.1	4.7	24%	14.4%
	בינונית	6,963	34%	63%	52%	12.6	17.3	4.7	13%	11.0%
	גבוהה	4,092	50%	45%	47%	12.9	17.4	4.5	10%	10.4%
מוסלמים לפי הכנסת הורים	נמוכה	985	18%	161%	77%	10.2	16.9	6.6	24%	11.7%
	בינונית	1,304	18%	151%	78%	10.5	17.2	6.8	22%	11.6%
	גבוהה	148	32%	219%	108%	10.8	17.0	6.2	35%	17.3%

33% מהמדגם הם בעלי תעודה אקדמית, והתשואה הממוצעת לתעודה האקדמית לפרט אקראי באוכלוסייה היא 89% (ATE), והתשואה לשנת לימודים אקדמית שווה 17.3% בממוצע. כמו

שראינו באמידות משתני ה proxy ומשתני העזר, תשואת הגברים היהודים הממוצעת (ATE) גבוהה מזו של הגברים המוסלמים והאחרים (נוצרים ודרוזים).

גברים מוסלמים, משיגים תשואות נמוכות, גם יחסית לקבוצת הגברים היהודים וגם יחסית לקבוצת הנשים המוסלמיות. תשואת הגברים המוסלמים שבוחרים לרכוש השכלה, משיגה בממוצע תשואות גבוהות יותר לתואר יחסית לגברים היהודים (67% לעומת 55%), אך כיוון שרכישת התואר אורכת זמן ארוך יותר בממוצע, התשואה לשנת השכלה אקדמית דווקא גבוה יותר באוכלוסיית הגברים היהודים (11.4% לעומת 9.5%).

למרות שאומדני קבוצת הנשים המוסלמיות מבוססים על מספר קטן של תצפיות ולכן מצביעים על תשואות יוצאות דופן וסטטיסטית פחות מדויקות (כך גם קבוצת המוסלמים להם הורים בעלי הכנסה גבוהה), אפשר להסיק שמדובר על תשואות גבוהות. תשואת הגברים האחרים (נוצרים ודרוזים), כמו באמידות הקודמות, נמצאת בין תשואת המוסלמים לתשואת היהודים ושווה ל 12.4%. הנשים המוסלמיות והאחרות, גם כאן, מציגות תשואות גבוהות מאוד. ההסבר העיקרי לכך הוא השכר הנמוך לנשים הלא-יהודיות שאינן משכילות ורמת המוטיבציה והיכולת הגבוהה של אותן נשים שפועלות נגד המוסכמות והנורמות בחברה זו ויוצאות ללמוד ולעבוד.

חלוקת היהודים לפי יבשת הלידה של האב, מציגה תשואות ממוצעות גבוהות יותר אצל האשכנזים. נורמות תרבותיות-חברתיות מביאות להשקעה גבוהה יותר בתקופת הילדות ולתשואות גבוהות יותר להשכלה. אמידת ה TT מציגה תשואה גבוהה יותר אצל המזרחים, תוצאה התומכת בהשערה שהבחירה בלימודים אקדמיים בקבוצה זו נובעת יותר ממניעים כלכליים (ממשיכים ללימודים גבוהים רק במידה והתשואות הצפויות מצדיקות את העלויות) ופחות מנורמות חברתיות בדומה לקבוצת האשכנזים.

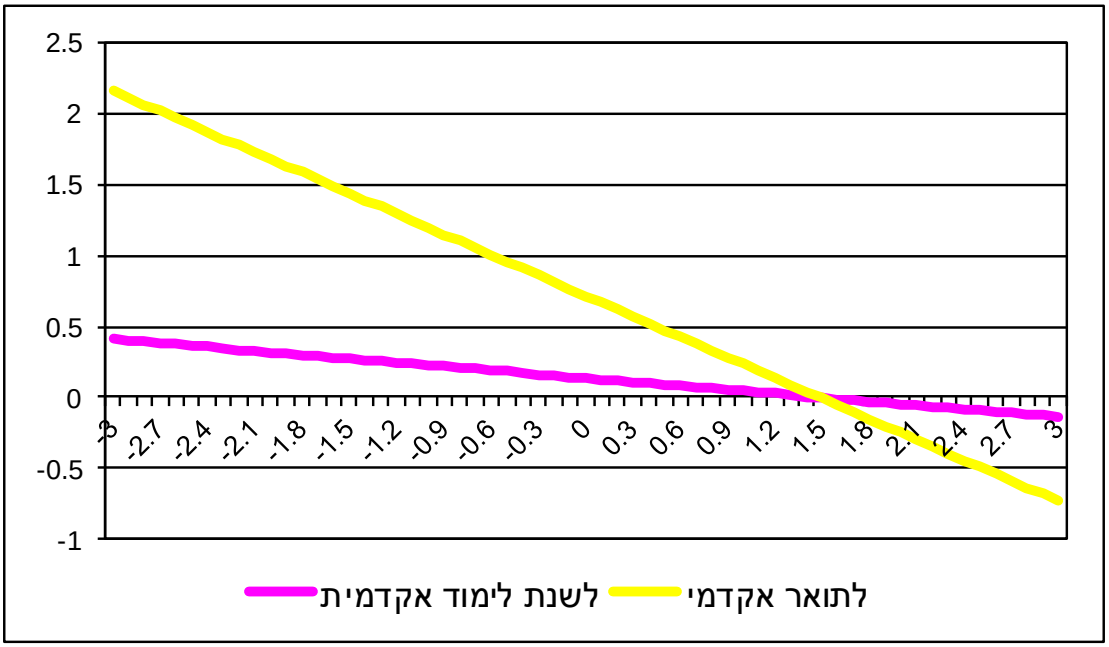
השוואת היהודים לפי רמת ההכנסה של הוריהם מציגה את אותה תופעה שראינו באמידות הקודמות באמצעות משתני ה proxy ומשתני העזר, הקבוצה החלשה היא בעלת התשואות הגבוהות, והקבוצה החזקה היא בעלת התשואות הנמוכות יותר. חלוקה לפי הכנסות הורים אצל המוסלמים מציגה כמו באמידות הקודמות, שיעורי תשואה גבוהים יותר בקבוצה החזקה. שיעור בעלי תעודה אקדמית הוא כמעט כפול בקבוצת המוסלמים שלהוריהם הכנסה גבוהה בהשוואה לקבוצות המוסלמיות האחרות.

אם נתבונן על כלל המדגם, נוכל לראות שהתשואה הממוצעת ה - ATE גבוהה מהתשואה לפרטים שבוחרים בהשכלה נוספת – TT. ה- TT דומה לאומדני ה- OLS. יחס זה בין ה ATE ל TT מתקיים ברוב קבוצות האוכלוסייה גם במקרה של תשואה לתעודה וגם במקרה של תשואה לשנת לימודים, ומלמד על סלקציה שלילית: התשואות להשכלה לפרטים שלא למדו גבוהות מאלו שלמדו. כך שהתשואה הממוצעת לפרט אקראי באוכלוסייה גבוהה מהתשואה הממוצעת לפרטים שהגיעו לתואר אקדמי. אצל הגברים המוסלמים, ה ATE נמוך מה TT כך שפרטים בקבוצה זו הבוחרים בלימודים אקדמיים הם בעלי תשואות גבוהות יותר מהתשואה הממוצעת.

בגרף מספר 8 מוצג תרשים המתאר את ה MTE, תשואה שולית להשכלה לפי u^D (תכונות בלתי נצפות המשפיעות על רמת ההשכלה), באינטרוול [-3,3]. ה ATE מתקבל במקרה המיוחד שבו $u^D=0$. שיפוע הגרף מראה שפרטים עם תכונות בלתי נצפות שסביר שיגרמו להם לא לרכוש השכלה גבוהה, הם בעלי התשואה הגבוהה ביותר בשכר לשעה. התמיינות שלילית (negative selection effect) מציגה תשואות גבוהות דווקא אצל פרטים שהמוטיבציה ו/או היכולת שלהם יחסית נמוכה ולכן סביר ויבחרו לא ללמוד וזאת על אף שהכנסתם הייתה יכולה להשתפר מאוד.

גרף מספר 8

MTE – תשואה שולית להשכלה לפי u^D (תכונות בלתי נצפות המשפיעות על רמת ההשכלה)

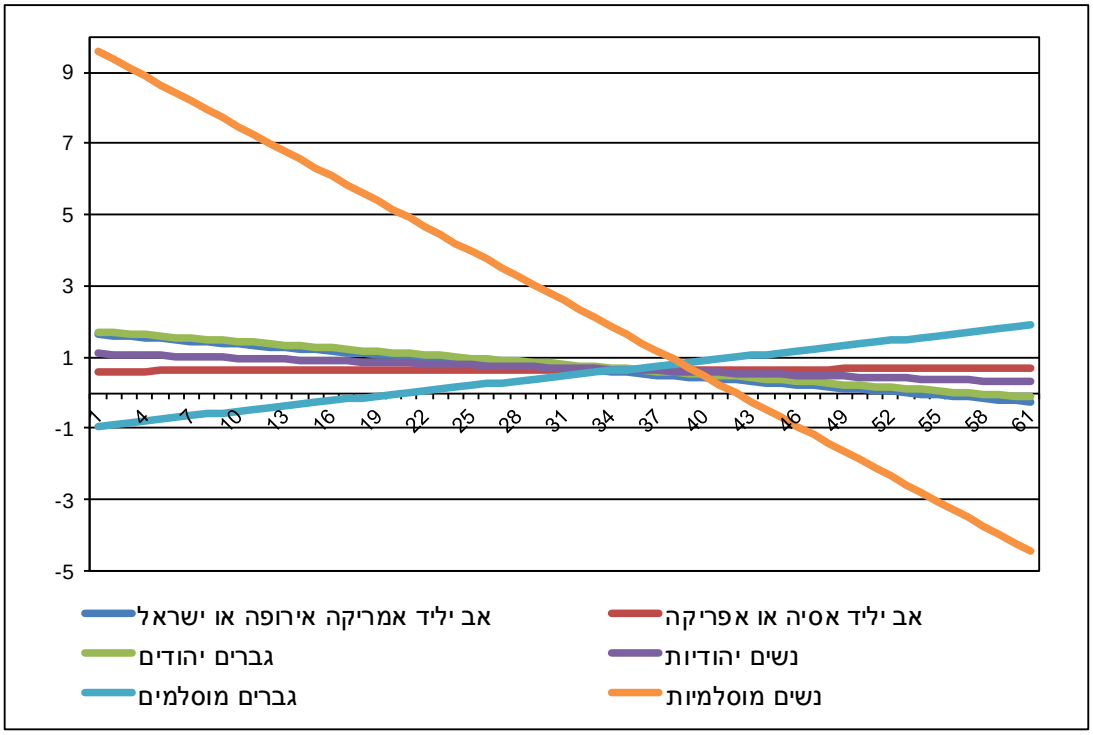


חישוב ה MTE לפי קבוצות, לרוב נותן את אותו שיפוע שלילי המשקף את ההתמיינות השלילית. בגרף מספר 9 ניתן לראות שהקבוצה בה אפקט ההתמיינות השלילית הוא המשמעותי ביותר היא קבוצת הנשים המוסלמיות. קבוצת הגברים המוסלמים, מנגד, מציגה שיפוע חיובי ומורה על כך שהרחבת ההשכלה בקבוצה זו בקרב מי שבחר לא ללמוד תביא לתוצאות פחות משמעותיות בשכרם וזאת כנראה בגלל אפליית ערבים בעלי השכלה גבוהה בשוק העבודה.

ניסינו לראות את אותה התמיינות שלילית ותשואות גבוהות דווקא אצל פרטים שסביר ולא ירכשו השכלה אקדמית באמצעות חלוקת המדגם לחמישונים לפי ההסתברות לרכישת השכלה אקדמית, כפי שמחושבת בשלב הראשון. בלוח מספר 33 ניתן לראות בעמודות המתארות את התשואות (ATE ו TT) לתעודה אקדמית, שאכן החמישון הראשון, החמישון לו ההסתברות הנמוכה ביותר לרכוש השכלה אקדמית, הוא בעל התשואה להשכלה הגבוהה ביותר. ככל שאנו מתקדמים לחמישונים בעלי הסתברות גבוהה יותר לרכישת השכלה אקדמית כך התשואה קטנה. פערי התשואה בין החמישונים, משמעותיים יותר בתשואה הממוצעת (ATE) לעומת התשואה של הפרטים שרכשו השכלה אקדמית (TT).

גרף מספר 9

MTE – תשואה שולית להשכלה לפי u^D לפי מגדר ומוצא



לוח מספר 33

מדדי התשואה לתעודה אקדמית לפי התיקון של Heckman
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתוני הורים

חמישון – לפי ההסתברות לרכישת השכלה אקדמית	מספר תצפיות	שיעור בעלי תעודה אקדמית	תשואה לתעודה		מספר שנות לימוד ממוצע			תשואה לשנת לימודים	
			ATE	TT	ללא תעודה	עם תעודה	הפרש	ATE	TT
חמישון מספר 1	3,461	15%	103%	72%	11.3	17.0	5.7	18.0%	12.5%
חמישון מספר 2	3,461	19%	94%	63%	11.9	17.0	5.1	18.3%	12.4%
חמישון מספר 3	3,461	26%	87%	59%	12.3	17.0	4.7	18.5%	12.5%
חמישון מספר 4	3,461	40%	84%	60%	12.8	17.2	4.4	19.1%	13.7%
חמישון מספר 5	3,461	66%	75%	57%	13.5	17.5	4.1	18.5%	14.0%
ממוצע האומדנים		33%	88.6%	62.2%				18.5%	13.0%

ישנו הפרש ניכר בין מספר השנים הממוצע שלומדים פרטים ללא תואר אקדמי בין החמישונים. החמישונים הנמוכים לומדים פחות מהחמישונים הגבוהים יותר. בין החמישון העליון לתחתון יש הפרש של מעל שנתיים במספר השנים הממוצע של פרטים ללא תעודה אקדמית. לכן, אנו מקבלים הפרש במספר שנות הלימוד הממוצע גבוה יותר בחמישונים התחתונים יחסית לעליונים כך

שהתשואה לשנת לימודים ממוצעת (ATE) די דומה בכל החמישונים ושווה בממוצע ל 18.5%. התשואה לשנת לימודים עבור הפרטים שבחרו בתואר אקדמי אפילו קצת גבוהה יותר בחמישונים הגבוהים.

בשורה התחתונה בלוח מספר 33, מופיע ממוצע האומדנים לפי חמישונים. השוואתם ל ATE ול TT שהתקבלו מאמידת המדגם כולו ומופיעים בלוח מספר 32 מראה הבדל של 1.2%. האומדן המחושב כאן מדויק יותר כי הוא מאפשר הטרוגניות בין החמישונים.

ההבדלים בשכר נחוצים כדי לאפשר למשק לתמרץ השקעה בהון אנושי, מאמץ ונטילת סיכון. עם זאת, מחקרים מראים כי בפועל עובדים בעלי מאפיינים דומים מבחינת יכולותיהם אינם זוכים לעתים לשכר שווה וישנם הבדלים בין קבוצות אוכלוסייה שונות לפי מגדר, מוצא ורקע משפחתי. אם יוצאים מתוך הנחה שאין הבדלים טבעיים בין התפלגות היכולות של קבוצות אלה הרי שהבדלים אלה בשכר חייבים לנבוע מאחת משלש סיבות: הבדלים בנגישות להשכלה (מסיבות חיצוניות או פנימיות); הבדלים בתשואה להשכלה; או הבדלים בהיקף העבודה, כלומר במספר שעות העבודה.

התמקדתי בעבודה זו בתשואה לשעת עבודה, כפי שהיא באה לידי ביטוי בשכר ברוטו לשעת עבודה, ובפרט בהבדלים בתשואה זאת בין הקבוצות השונות. מדידת פערי התשואה להשכלה, בין קבוצות אוכלוסייה בישראל, חשובה לשאלת הניעות החברתית-כלכלית ומציאת הדרכים לצמצום אי-השוויון הכלכלי בישראל.

כדי לאמוד את פערי התשואה להשכלה, צריך להפריד בין ההשפעה של שנות לימוד או תארים על השכר לבין ההשפעה של הבדלי יכולת המתואמים עם הבדלי השכלה, בין באופן חיובי ובין באופן שלילי. הבעיה המשמעותית בזיהוי ומדידת ההשפעה הסיבתית של החינוך על כושר ההשתכרות, מקורה בקושי לכמת ולמצוא נתונים אמפיריים על חלק מהגורמים המשפיעים גם על ההחלטה האם לרכוש השכלה נוספת וגם על השכר. לכן, המטרה הראשונה של העבודה היא למצוא דרך טובה ומספקת לזיהוי ההשפעה הסיבתית (casual effect) של ההשכלה על כושר ההשתכרות, וכמובן למדוד את התרומה של ההשכלה לשכר בישראל.

שיטה ראשונה בה השתמשתי, היא שימוש במשתני הרקע המשפחתי של הפרט (הכנסה פרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר נפשות סטנדרטיות), המתואמים עם התכונות הבלתי נצפות של הפרט. שיטה שניה, היא שימוש במשתני-העזר, שינויים בחוק לימוד חובה ושכיחות בעלי תעודת בגרות בקוהוטרה לפי דת ויבשת הלידה של האב, המשפיעים על ההשכלה אך אינם מתואמים עם השכר. בנוסף, השתמשתי בתיקון הסטטיסטי של Heckman על פי השיטה שפורטה במאמר של Heckman, Tobis and Vytlacil, (2000) על מנת לזהות את התשואה הממוצעת להשכלה גבוהה, התשואה לחינוך בקרב אלו שלמדו בפעול, והתשואות השוליות לחינוך.

לוח מספר 34 מציג השוואה בין אומדני התשואה להשכלה לשנת לימודים ממוצעת בשתי השיטות הראשונות, והתוצאות מאוד דומות. התשואה הממוצעת, ב 2008, לשנת לימודים בקרב שכירים בני 55-38 במונחי שכר לשעת עבודה היא 10.3%, עלייה ניכרת בהשוואה לתשואות שנאמדו ממפקדים קודמים. פתיחת המשק הישראלי ליבוא מתחילת שנות ה-90; עליית ענפי טכנולוגיית העילית, פגעו בעובדים לא מיומנים והעלו את התשואה להשכלה.

לוח מספר 34

סיכום אמידות התשואות לשנת השכלה ממוצעת
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970

	מספר תצפיות	OLS עם משתני PROXY	2SLS
כל המדגם	17,305	10.3%	10.8%
יהודים			
גברים	6,705	11.3%	11.5%
נשים	7,445	10.4%	10.7%
מוסלמים			
גברים	1,903	7.2%	7.0%
נשים	534	11.0%	10.7%
אחרים			
גברים	452	9.0%	9.5%
נשים	266	11.4%	12.0%
ממוצע משוקלל		**10.4%**	**10.6%**

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה.

לוח מספר 35 מציג את התשואות לשנת לימוד אקדמית ומשווה את אומדני ה OLS עם משתני ה PROXY לאמדני Heckman. אמידת התשואה לשנת השכלה אקדמית באמצעות התיקון של הקמן (1976), הציגה תשואה גבוהה של 17%. ממצא זה עולה בקנה אחד עם התוצאות שקיבלנו כאשר בדקנו את התשואה לפי רמות השכלה וראינו שברמות השכלה שונות קיבלנו השפעה שונה של שנת לימודים נוספת. לשנת לימוד אקדמית השפעה שולית גדולה יותר יחסית לשנת לימודים אחרת. אומדן התשואה שהתקבל לשנת לימודים אקדמית בתואר ראשון היה 15.3% אך זאת יחסית לפרט שתעודת הלימוד הגבוהה ביותר שלו היא תעודת בגרות. התשואה הממוצעת לשנת השכלה בלימודי תואר שני, היא 10.1% בלבד, אך, שוב, יש לזכור שמדובר על עליה ממוצעת בשכר יחסית לפרטים להם תואר ראשון. התשואה הממוצעת לשנת לימודים אקדמית, מרגרסיות ה OLS עם משתני ה PROXY, חושבה באמצעות ממוצע משוקלל של התשואות לכל רמת השכלה, שהוצגו בפרק 7.2 (פירוט החישוב מופיע בנספח 10.5).

לוח מספר 35

סיכום אמידת התשואות לשנת לימודים אקדמית
מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970

	מספר תצפיות	התיקון של HECKMAN		OLS עם משתני PROXY
		ATE	TT	
כל המדגם	17,305	17.3%	11.8%	14.2%
יהודים				
גברים	6,705	16.5%	11.4%	15.4%
נשים	7,445	15.1%	12.5%	14.4%
מוסלמים				
גברים	1,903	6.7%	9.5%	10.4%
נשים	534	46.8%	19.0%	15.1%
אחרים				
גברים	452	12.4%	1.6%	10.5%
נשים	266	76.1%	38.7%	17.0%
ממוצע משוקלל		16.6%	12.1%	14.3%

הטבלה מציגה את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה.

בשני הלוחות האחרונים (לוח מספר 34 ולוח מספר 35), בהשוואת המגזר היהודי ללא-יהודי, אנו מקבלים תשואות גבוהות יותר לגברים היהודים אך ההפך אצל הנשים. פערי התשואות לשנת לימודים ממוצעת, בין הגברים היהודים ללא-יהודיים נובעים מאפשרויות מוגבלות של האוכלוסייה הלא-יהודית בארץ בשוק עבודה, המציע הרבה פחות אופציות תעסוקתיות לבעלי השכלה במגזר זה וסיכוי פחות יותר למצוא משרה התואמת את רמת השכלתם (דהן, 2007). מצב הנוצרים והדרוזים בשוק העבודה פחות חמור בגלל שירותם הצבאי של הדרוזים ונורמות

חברתיות (למשל השקעה גדולה בשנות הילדות[29]) הדומות יותר למגזר היהודי. נשים שיצאו ללימודים במגזר זה, במיוחד בעבר, פעלו נגד המוסכמות, והן כנראה בעלות יכולות ומוטיבציה גבוהות מאוד, ולעומת-זאת, היצע העבודות והשכר לנשים לא משכילות היוצאות לעבוד במגזר זה מחוץ לבית הוא נמוך מאוד ולא מתגמל.

בשורה האחרונה בלוחות, חישבתי את הממוצע המשוקלל של התשואה המתקבל בכל שיטת אמידה בהתאם לתשואה של כל תת-קבוצה ושיעורה במדגם. ניתן לראות שהתוצאות, בכל שיטות האמידה, דומות מאוד לתשואה הנאמדת באופן ישיר עבור כל המדגם. היתרון של עבודה עם בסיס נתונים גדול יחסית זה היכולת לפרק את המדגם לתתי-קבוצות ולהשוות ביניהן.

בדומה למחקרים אחרים שהשוו את התשואה להשכלה בין קבוצה חלשה יותר לחזקה יותר באוכלוסייה (בקנדה: Patrinos and Sakellariou, 1992; George and Kuhn, 1994 ובארה"ב Sandefur and Scott, 1983) גם אנו מצאנו שתשואת המזרחיים, הקבוצה החלשה יותר במגזר היהודי, גבוהה מתשואת האשכנזים. ישנו הבדל ביחס להשכלה בין הקבוצות השונות. אצל האשכנזיים, בקבוצה ה"חזקה", רכישת ההשכלה מתבצעת כמעט באופן אוטומטי, ללא קשר לתרומתה לשכר. בקבוצה ה"חלשה" יותר, להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות והן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה האם לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות ובהנחה שהתועלת מרכישת ההשכלה מצדיקה את המהלך. שימוש בתיקון של הקמן חיזק טענה זו. התשואה הממוצעת (ATE) נמוכה יותר אצל המזרחים, קבוצה בעלת רקע סוציו-אקונומי נמוך יותר כך שאילוצי תקציב של הטווח הארוך המתואמים עם תורשה ונורמות חברתיות ומשפחתיות, מובילים לתשואות נמוכות יותר להשכלה, אבל התשואה לפרטים שבחרו לרכוש השכלה אקדמית (TT) גבוהה אצל ילידי הארץ להם אב שנולד באפריקה או אסיה יחסית לילדי הארץ להם אב שנולד באמריקה, אירופה או ישראל.

חלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי של הפרט הציגה אצל השכירים היהודים תשואות נמוכות יותר לפרטים המגיעים מרקע משפחתי גבוה. בחלוקה לפי השכלת הורים נמצא שתשואת הנשים שהוריהן משכילים נמוכה במיוחד (8.1%). ממצאים אלה שתלמידים מרקע כלכלי-חברתי נמוך נהנים מתשואה להשכלה גבוהה מהממוצע, אינם חד-משמעיים, אך חוזרים על עצמם במספר לא מבוטל של מחקרים (Ashenfelter and Rouse, 1999; Krueger and Lindahl, 2001; Rivkin et al., 2005). אפשרויות התעסוקה והיכולת של פרטים מרקע כלכלי-חברתי גבוה רבות יותר, גם אם לא רכשו השכלה גבוהה ולכן התשואה עבורם נמוכה יחסית לפרטים מרקע כלכלי-חברתי נמוך שההשכלה מהווה עבורם קרש קפיצה לעתיד טוב יותר. מבחינת הנגישות, הדעת נותנת שבקבוצות אוכלוסייה חזקות יש נגישות גבוהה להשכלה וממילא יש בין הלומדים גם בעלי יכולת

[29] רכס ורודינצקי (2009) מציגים תוצאות מבחני מיצ"ב בקרב תלמידי כיתות ה' וכיתות ח' וכן את שיעור הזכאים לבגרות לפי דת, ומסבירים שהישגיהם הבולטים לטובה של הנוצרים נובעים מכך שמרבית הנוצרים שולחים את ילדיהם ללמוד בבתי ספר פרטיים, הנחשבים לאיכותיים יותר בהשוואה לבתי ספר רגילים.

נמוכה. לעומת זאת, בקבוצות חלשות מאד רק בעלי יכולת גבוהה מאד, כלומר בעלי תשואה גבוהה להשכלה, זוכים ללמוד (Hout 1984, 1988; Goldthorpe and Jackson 2008).

אצל השכירים הלא-יהודים, לעומת זאת, התשואה לפרטים בשוליים, בעלי רקע סוציו-אקונומי נמוך, נמוכה יותר. שוק העבודה בו פועל המגזר הלא-יהודי שונה ולכן אנו מקבלים מגמות שונות. במגזר הלא-יהודי, אפשרויות התעסוקה, גם למשכילים, ובהשוואה למגזר היהודי, בעיקר אצל המשכילים, הרבה יותר מצומצמות. יש חשיבות רבה להון התרבותי והחברתי ולכן התשואות הגבהות יותר יהיו בקבוצות להן הכנסת הורים והשכלת הורים גבוהה.

נוסיף ונציין שמעבר להשפעה המובהקת של שנת לימודים, קיבלנו גם השפעה חיובית מובהקת, להשגת תעודה (אפקט הדיפלומה). התשואה לתעודת בגרות, לפרט שלמד 12 שנות לימוד, מעבר לסיום תיכון היא 16%.

התשואה לשנת לימודים לתואר ראשון היא 15% בממוצע. התשואה (הפוטנציאלית) לתואר ראשון בקרב אלו שלא למדו, גבוהה יותר מהתשואה לתואר ראשון בקרב אלה שלמדו. התוצאות הראו שבכל המגזרים, רכישת תואר שלישי בנוסף לתואר שני אינה גורמת לעליה מובהקת בשכר. תוצאה זו מתקבלת כתוצאה ממיעוט תצפיות של בעלי תואר שלישי ומכך שרכישת תואר שלישי מלווה בדרך כלל במלגות ובמשרות אקדמיות המקטינות את העלות השולית.

לסיכום, השכלה גבוהה יכולה להיות מועילה במיוחד בקרב קבוצות האוכלוסייה המגיעות ממשפחות יהודיות דלות אמצעים ועם פחות השכלה וכמובן בקרב הנשים הלא-יהודיות. קבוצות אלו המגיעות מרקע חברתי או תרבותי חלש עומדים מול שוק עבודה בעל תמורות נמוכות ללא השכלה אקדמית. חישוב ה MTE, תשואה שולית להשכלה לפי תכונות בלתי נצפות המשפיעות על רמת ההשכלה (כמו מוטיבציה ויכולת), גם מצביע על היתרונות בהרחבת הנגישות להשכלה, ומראה התמיינות שלילית (negative selection effect). למעט התשואה הנמוכה של גברים ערביים, תשואה המצביעה על אפליה בשוק העבודה, פערים בהכנסה בקרב שכירים נובעים בעיקר מפערם בנגישות להשכלה ובפרט להשכלה גבוהה. תחת ההנחה שההחלטה אם לרכוש השכלה אקדמית תלויה, לא רק בגורמים כלכליים, אלא גם בגורמים תרבותיים וחברתיים, פרטים שסביר שלא ימשיכו ללימודים גבוהים, הם דווקא בעלי תשואות פוטנציאליות גבוהות. מדיניות שתכוון לתלמידים אלו תגרום לרווחים אישים וחברתיים גדולים.

9. 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.

גוטליבובסקי חמי ומארק נילי (2003) 'השכלה, רמת השכלה, איכות השכלה – זה כל הסיפור' נייר דיון מס' 4-2003, המרכז לפיתוח על-שם פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב.

גלבוע יעקב (2003) 'חינוך בתנועה הקיבוצית: השלכות לטיפוח ילדים משכבות מצוקה' רבעון לכלכלה 50(3): 572-602.

דהן מומי (2001) 'עליית אי השוויון הכלכלי', בתוך: בן בסט. אבי (עורך). ממעורבות ממשלתית לכלכלת שוק – המשק הישראלי 1985-1998.

דהן מומי (2007) 'מדוע יש יותר עניים בישראל?' ירושלים: המכון הישראלי לדמוקרטיה.

זוסמן נעם, פורמן אורלי, קפלן טום ורומנוב דימטרי (2006) 'הבדלים באיכות ההשכלה בין אוניברסיטאות ובהשוואה למכללות: בחינה באמצעות התשואה בשוק העבודה' מוסד שמואל נאמן.

יוגב אברהם ואיילון חנה (1985) 'חוק חינוך חובה ושוויון ההזדמנויות בחינוך התיכון' המרכז לפיתוח על שם מרכז ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב, נייר לדיון מס' 12-85.

יוטב סולברג עידית (2002) 'השפעת השינויים הטכנולוגיים על מבנה השכר בישראל, 1980 עד 1999' סקר בנק ישראל 74 עמ' 131-176.

יזרעאלי דפנה (1992) 'נשים במלכוד – מצב האישה בישראל' הקיבוץ המאוחד (הדפסה שביעית).

ישיב ערן וקסיר (קלינר) ניצה (2011), "נשים ערביות בשוק העבודה בישראל: מאפיינים וצעדי מדיניות", הרבעון לכלכלה, 2-1, מרץ-יוני, עמ' 160-120.

כהן ינון (2006) 'פערי שכר לאומיים, מגדריים ואתניים' בתוך: אורי רם וניצה ברקוביץ (עורכים) אי/שוויון, באר שבע: אוניברסיטת בן גוריון, 339-347.

מארק נילי (2000) 'תרומת ההשכלה לפערים הבין-עדתיים בישראל', המרכז לפיתוח ע"ש ספיר, אוניברסיטת תל-אביב, נייר דיון מס. 7.

מזר יובל (2008) 'פערי השכר בין גברים לנשים בעת הצטרפותם למגזר הציבורי', סקר בנק ישראל , 81.

מיעארי סאמי, נבואני עולא, וחטאב נביל (2011) 'מגמות בפערי שכר בין ערבים ליהודים, 1997 2009' אתר המכון הישראלי לדמוקרטיה.

מעלם יוסי ופריש רוני (1999) 'העלייה בתשואה להשכלה בישראל בשנים 1976-1997' בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון – 99.06.

נבון גיא (2004) 'השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר: עדות אמפירית מענף התעשייה' בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2004.05 .

פרידלנדר דב, איזנבך צבי, בן-משה אליהו, ליאון-אלמקייס לילך, לוניבסקי שלומית, חליחל אחמד ובן-חור דן (2002) 'תהליכי שינוי בהישגי השכלה בישראל מאז שנות החמישים: השפעות דת, מוצא ומאפייני המשפחה' הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

פרידמן יואב ופריש רוני (2008) 'השפעת מגבלת הנזילות על הנגישות להשכלה גבוהה' בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2008.09.

פריש רוני (2008) 'התשואה להשכלה - הקשר הסיבתי בין ההשכלה לשכר' רבעון לכלכלה 155, 94-67.

פרנקל מיכל (2011) 'מדיניות שילוב עבודה-משפחה:ממצאים מארגונים בינלאומיים, מדינות ומעסיקים' מינהל מחקר וכלכלה, משרד התמ"ת.

קריאף תומר (2008) 'חוק לימוד חובה-חינם בישראל ומגבלות נזילות' בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2008.06.

רובין זיו וצמרת-קרצ'ר הגר (2010) 'השפעת הטיפול בילדים על היקף החיסכון לפנסיה של נשים בישראל' בתוך: אתגרים חדשים בתחום הביטחון הסוציאלי בעריכת רובי נתנזון וזיו רובין.

רכס אלי ורודינצקי אריק (2009) 'החברה הערבית בישראל – אוגדן מידע', יוזמות קרן אברהם.

שביב מרב, בינשטיין נועה, סטון ארי, ופודם אורנן (2013) 'פלורליזם ושוויון הזדמנויות בהשכלה גבוהה הרחבת נגישות האקדמיה לערבים, דרוזים וצ'רקסים בישראל', דו"ח הצוות המקצועי של ות"ת.

שהרבני שושנה (2004) 'השפעת מבנה המשפחה על פערי השכר בין גברים ונשים בישראל' נייר דיון מס' 1-2004.

Aakvik, Arild, Kjell G. Salvanes, and Kjell Vaage. 2003. “Measuring the Heterogeneity in the Returns to Education in Norway Using Educational Reforms.” CEPR DP 4088.

Abramitzky, Ran and Victor Lavy. 2011. “How Responsive is Investment in Schooling to Changes in Redistribution Policies and in Returns.” NBER Working Paper No. 17093.

Acemoglu, Daren and Joshua Angrist. 2000. “How Large Are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws.” NBER Macro Annual, pp. 9-59.

Akerlof, George and Rachael Kranton. 2002. “Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education.” Journal of Economic Literature, 4(40), pp. 1167-1201.

Albrecht, James, Anders Bjorklund and Susan Vroman. 2003. "Is There a Glass Ceiling in Sweden?.” Journal of Labor Economics, University of Chicago Press, vol. 21(1), pages 145-177, January.

Albrecht, James, Aico van Vuuren and Susan Vroman. 2004. “Decomposing the Gender Wage Gap in the Netherlands with Sample Selection Adjustments.” IZA Discussion paper series, No. 1400.

Aliprantis, Dionissi. 2010. “Redshirting, Compulsory Schooling Laws, and Educational Attainment.” FRB Cleveland WP 10/12.

Anderson, T.W. and Herman Rubin. 1949. “Estimators of the Parameters of a Single Equation in a Complete Set of Stochastic Equations.” The Annals of Mathematical Statistics, 21:570—582.

Angrist, Joshua D. and Stacey Hsiangju Chen. 2011. "Schooling and the Vietnam-Era GI Bill: Evidence from the Draft Lottery" in: American Economic Journal: Applied Economics, 2011 3 (2), 96-118.

Angrist, Joshua D., Guido W. Imbens and Donald B. Rubin. 1996. “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables.” Journal of the American Statistical Association, 91, 444-472.

Angrist, Joshua D., and Alan B. Krueger. 1991. “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings.” Quarterly Journal of Economics, 106, 979-1014.

Ashenfelter, Orley and Cecilia Rouse. 1998. "Income, Schooling, And Ability: Evidence From A New Sample Of Identical Twins." The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 113(1), pages 253-284, February.

Ashenfelter, Orley and Cecilia Rouse. 1999. "Schooling, Intelligence, and Income in America: Cracks in the Bell Curve." NBER Working Papers 6902, National Bureau of Economic Research, Inc.

Ashenfelter, Orley and David J. Zimmerman. 1997. "Estimates Of The Returns To Schooling From Sibling Data: Fathers, Sons, And Brothers," The Review of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 79(1), pages 1-9, February.

Becker, Gary S. 1964. “Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education.” Columbia University Press, New York.

Becker, Gary S. 1967. “Human Capital and the Personal Distribution of Income: An Analytical Approach.” Woytinsky Lecture no. 1. Ann Arbor, Mich.: Inst. PublicAdmin.

Becker, Gary S. 1985. “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor.” Journal of Labor Economics, Volume 3, Issue 1, Part 2: Trends in Women’s Work, Education, and Family Building.

Belley, Philippe and Lance Lochner. 2007. "The Changing Role of Family Income and Ability in Determining Educational Achievement." Journal of Human Capital, University of Chicago Press, vol. 1(1), pages 37-89.

Belman, Dale and John Heywood. 1991. "Sheepskin Effects in the Return to Education", Review of Economics and Statistics 73: 720-724.

Ben-Porath, Yoram. 1967. “The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings.” The Journal of Political Economy, Vol. 75, No. 4, Part 1, pp. 352-365.

Bettinger, Eric P., Bridget T. Long, Philip Oreopoulos and Lisa Sanbonmatsu. 2009. "The Role of Simplification and Information in College Decisions: Results from the H&R Block FAFSA Experiment.” Working Paper 15361 (Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

Bjorklund, Anders, and Robert Moffitt. 1987. "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-selection." Review of Economics and Statistics, 69(1), 42-49.

Bound, John. and David Jaeger. 1996. “On the Validity of Season of Birth as an Instrument in Wage Equations: A Comment on Angrist and Kruger’s Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?” NBER Working Paper 5835.

Bowles, Samuel. 2001. “Individual Interactions, Group Conflicts, and the Evolution of Preferences.” in Steven Durlauf and PeytonYoung (eds.) Social Dynamics (Cambridge, MA: MIT Press).

Brand, Jennie E. and Yu Xie. 2010 “Who Benefits Most from College? Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher Education.” American Sociological Review 75(2) 273–302.

Brenner, Dror and Yona Rubinstein. 2011. “The Returns to Education and Family Income.” Department of Economics, Brown University, unpublished manuscript.

Brown, Charles & Mary Corcoran. 1997. "Sex-Based Differences in School Content and the Male-Female Wage Gap." Journal of Labor Economics, University of Chicago Press, vol. 15(3), pages 431-65.

Brown Meta, John Karl Scholz and Ananth Seshadri. 2012. "A New Test of Borrowing Constraints for Education." Review of Economic Studies, Oxford University Press, vol. 79(2), pages 511-538.

Cameron, Stephen V., and James J. Heckman. 1998. “Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males.” J.P.E. 106: 262–333.

Cameron, Stephen V., and James J. Heckman. 2001. “The Dynamics of Educational Attainment for Black, Hispanic, and White Males.” Journal of Political Economy. 109: 455-499.

Cameron, Stephen V. and Christopher Taber. 2004. "Estimation of Educational Borrowing Constraints Using Returns to Schooling." Journal of Political Economy, 112: 132-182

Card, David. 1995. "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling.” in Luis N. Christodes, Kenneth E. Grant, and Robert Swidnsky (eds), Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp, University of Toronto Press, 201-22.

Card, David. 1999. "Causal Effect of Education on Earnings." In Orley Ashenfelter and David Card (eds), Handbook of Labor Economics, Vol. 3A, Amsterdam: Elsevier, 1801-1863.

Card, David. 2001. "Estimating the Return to Schooling: Progress on some Persistent Econometric Problems." Econometrica, 69, 1127-1160.

Carneiro, Pedro and James J. Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling.” The Economic Journal, 112(482), 705-734.

Carneiro, Pedro, James J. Heckman and Dayanand Manoli. 2003. “Human capital policy.” In (J. Heckman and A.Krueger), Inequality in America: What Role for Human Capital Policies. Cambridge: MIT Press.

Chevalier, Arnaud. 2003. "Motivation, expectations and the gender pay gap for UK graduates." Royal Economic Society Annual Conference 2003 42, Royal Economic Society.

Chung, T.P. 2004. "The returns to education and training evidence from the Malaysian family life surveys." Pacific Economic Review, vol. 9, 2004, p.103-116.

Coleman, James S. 1961. “The Adolescent Society.” New York: The Free Press.

Connelly, Karen and Roope Uusitalo. 1999. “Estimating Heterogeneous Treatment Effects in the Becker Schooling Model.” Mimeo, Department of Economics, University of Helsinki.

Dahl, Gordon B. 2002. "Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets." Econometrica, Econometric Society, vol. 70(6), pages 2367-2420.

Davis-Kean, Pamela E. 2005.” The influence of parent education and family income on child achievement: The indirect role of parental expectations and the home environment.” Journal of Family Psychology, 19(2), 294-304.

Dearing, Eric, Kathleen McCartney, and Beck Taylor. 2001. “Change in Family Income-to Needs Matters More for Children with Less.” Child Development 72(6): 1779-1793.

Devereux, Paul J. and Robert A. Hart. 2010. "Forced to be Rich? Returns to Compulsory Schooling in Britain." Economic Journal, Royal Economic Society, vol. 120(549), pages 1345-1364.

Duflo, Esther. 2001. “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment.” American Economic Review, 91(4), 795-813.

Duncan, Greg J., Jeanne Brooks-Gunn and Pamela Kato Klebanov. 1994. “Economic deprivation and early childhood development.” Child Development, 65, 296–318.

Dynarski, Susan. 2001. “Does aid matter? Measuring the effects of student aid on college attendance and completion.” working paper, Harvard University.

Eliot, Thomas Stearns. 1949. “Notes Towards The Definition of Culture.” New York Harcourt, Brace.

Ellwood, David and Thomas Kane. 2000. “Who is getting a college education?: Family background and the growing gaps in enrolment.” in (S.Danziger and J.Waldfogell, eds.), Securing the Future, New York: Russell Sage.

Feinstein, Leon. 2000. “Inequality in the early cognitive development of British children in the 1970 Cohort.” Paper presented at the launch of the LSE Research Lab.

Field, Erica. 2009 "Educational Debt Burden and Career Choice: Evidence from a Financial Aid Experiment at NYU Law School." American Economic Journal: Applied Economics 1, no.1 (2009): 1-21.

Friedman, Yoav. 2007. “Liquidity Constraints on the Attainment of Tertiary Education in Israel.” Bank of Israel Research Department, Discussion Paper Series.

Garen, John. 1984. "The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with Continuous Choice Variable.” Econometrica, 52(5), 1199-1218.

George, Peter and Peter Kuhn. 1994. "The Size and Structure of Native-White Wage Differentials in Canada." Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association, vol. 27(1), pages 20-42, February.

Goldin Claudia and Lawrence F. Katz. 2008. "Mass Secondary Schooling and the State: The Role of State Compulsion in the High School Movement." NBER Chapters, in: Understanding Long-Run Economic Growth: Geography, Institutions, and the Knowledge Economy, pages 275-310 National Bureau of Economic Research, Inc.

Goldsmith Arthur H., Jonathan R. Veum, and William Darity. 1997. The impact of psychological and human capital on wages. Economic Inquiry; 35 (4); 815-829.

Goldthorpe, John H. and Michelle Jackson. 2008. “Education-based meritocracy: The barriers to its realization.” in A. Lareau and D. Conley (eds.), Social Class: How Does it Work? New York :Russell Sage Foundation.

Griliches, Zvi. 1977. “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems.” Econometrica, 45 (1), pp. 1-22.

Gronau, Reuben. 1974. “Wage Comparisons - A Selectivity Bias. Journal of Political Economy.” 82:6, 1119-1143.

Grzywacz, Joseph G. and Nadine F. Marks. 2000. “Conceptualizing the work–family interface: An ecological perspective on the correlates of positive and negative spillover between work and family.” Journal of Occupational Health Psychology, 5, 111–126.

Harmon, Colm and Ian Walker. 1995. “Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom.” American Economic Review, 85, 1278-86.

Harrington, Michael. 1962. “The Other America.” Macmillan.

Haveman, Robert and Barbara Wolfe. 1995. “The determinants of children’s attainments: A review of methods and findings.” Journal of Economic Literature. 33:1829–1878.

Heckman, James J. 1976. “The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models.” Annals of Economic Social Measurement, 5, 4, 475-492.

Heckman, James J. 1997. “Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations." Journal of Human Resources 32, 441-462.

Heckman, James J. and Bo E. Honore. 1990. “The Empirical Content of the Roy Model.” Econometrica, 50 1149-1121.

Heckman, James J., Justin L. Tobias, and Edward J. Vytlacil. 2000. “Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework with an Application to Estimating the Returns to Schooling.” NBER Working Paper 7950.

Hout Michael. 1984. “Status, Autonomy, and Training in Occupational Mobility.” American Journal of Sociology. 89:379–409.

Hout Michael. 1988. “More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s.” American Journal of Sociology. 93:1358–1400.

Hungerford, Thomas, and Gary Solon. 1987. “Sheepskin Effects in the Returns to Education.” Review of Economics and Statistics, 69, 175-8.

Imbens, Guido W. and Joshua D. Angrist. 1994. “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects.” Econometrica 62: 467-75.

Isaacson, Gunnar. 1997. "Estimates of the Return to Schooling in Sweden from a Large Sample of Twins." Mimeo. Centre for Research on Transportation and Society, Borlange, Sweden.

Joy, Lois. 2003. “Salaries of recent male and female college graduates: Educational and labor market effects.” Industrial and Labor Relations Review, 56 (4) (2003), pp. 606–621.

Kane, Thomas J. 1994. “College Entry by Blacks since 1970: The Role of College Costs, Family Background, and the Returns to Education.” Journal of Political Economics. 102: 878-911.

Kane, Thomas J. and Cecilia Elena Rouse. 1993. “Labor Market Returns to Two- and Four-Year Colleges: Is a Credit a Credit and Do Degrees Matter?.” Kennedy School of Government Faculty Research Working Paper No. 93-38.

Keane, Michael P. and Kenneth I. Wolpin. 2001. “The E§ect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment.îInternational.” Economics.Review. 42: 1051-1103.

Khandker, Shahidur R. 1990. "Labor market participation, returns to education, and male - female wage differences in Peru."Policy Research Working Paper Series 461, The World Bank.

Kolberg, Jon Eivind. 1991. “The Gender Dimension of the Welfare State.” International Journal of Sociology 21: 119-148.

Konrad, Alison M. and Robert Mangel. 2000. “The impact of work-life programs on firm productivity.” Strategic Management Journal, 21: 1225-37.

Kraus, Vered. 2002. "Secondary Bread Winners: Israeli Women in the Labor Force." Chapter 8, Praeger, West Conneticut.

Krief, tomer. 2009. “The Compulsory Education Law in Israel and Liquidity Constraints.” Israel Economic Review, Vol. 7, No. 1, pp. 73-112, 2009.

Lang, Kevin. 1993. “Ability Bias, Discount Rate Bias, and the Return to Education.” Unpublished manuscript, Boston University.

Lange, Fabian and Robert Topel. 2006. "The Social Value of Education and Human Capital." in Handbook of the Economics of Education Volume 1, edited by Eric A. Hanushek and Finis Welch, pp. 459-509.

Lee, Valerie E. and Burkam, David T. 2003. “Dropping Out of High School: The Role of School Organization and Structure.” American Educational Research Journal, 40(2), pp. 353-93.

Leigh, Andrew and Ryan, Chris. 2008. “Estimating Returns to Education Using Different Natural Experiment Techniques.” Economics of Education Review, vol. 27(2), pp. 149-60.

Lemieux, Thomas and David Card. 2001. "Education, earnings, and the "Canadian G.I. Bill"." Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association, vol. 34(2), pp. 313-344.

Levhari, David and Yoram Weiss. 1974. “The Effect of Risk on the Investment in Human Capital.” American Economic Review, 64(6), pp. 950-63.

Levy, Dan, and Greg Duncan. 2000. “Using Sibling Samples to Assess the E§ect of Family Childhood Income on Completed Schooling.” Working Paper no.168. Evanston, Ill.: Northwestern Univ., Joint Center Policy Res.

Lewin-Epstein, Noah, and Moshe Semyonov. 1994. “Sheltered Labor Markets, Public Sector Employment, and Socioeconomic Returns of Arabs in Israel.” American Journal of Sociology 100, 3: 622-651.

Lindahl, Mikael and Alan B. Krueger. 2001. "Education for Growth: Why and for Whom?." Journal of Economic Literature, American Economic Association, vol. 39(4), pages 1101-1136, December.

Lochner, Lance and Alexander Monge-Naranjo. 2012. "Credit Constraints in Education." Annual Review of Economics, Annual Reviews, vol. 4(1), pages 225-256, 07.

Machin, Stephen and Patrick A. Puhani. 2003. “Subject of Degree and the Gender Wage Differential: Evidence from the UK and Germany.” Economic Letters, 79, 393-400.

Maluccio, John 1998. “Endogeneity of schooling in the wage function: Evidence from rural Philippines.” Food Consumption and Nutrition Division Discussion Paper No. 54, International Food Policy Research Institute, Washington D.C.

Mandel, Hadas and Moshe Semyonov. 2005 “Family Policies, Wage Structures and the Gender Gaps: Sources of Earnings Inequality in 20 Countries.” American Sociological Review 70, 6: 949-967.

Manning, Alan and Joanna Swaffield. 2005. “The gender gap in early career wage growth.” CEPDP, 700. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London, UK.

Manski, Charles F. 1993. "Adolescent Econometricians: How Do Youth Infer the Returns to Schooling?," NBER Chapters, in: Studies of Supply and Demand in Higher Education, pages 43-60 National Bureau of Economic Research, Inc.

Manski, Charles F., and David A. Wise. 1983. “College Choice in America.” Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Mare, Robert Denis. 1995. Changes in Educational Attainment and School Enrollment. in R. Farley (ed.), State of the Union: America in the 1990s. Volume I: Economic Trends. 155-213. New York: Russell Sage Foundation.

Mayer, Richard E. 1997. “Multimedia Learning: Are we asking the right questions?” Educational Psychologist, 32, 1-19.

Meghir, Costas and Marten Palme. 2003. “Ability, parenthal background and education policy: empirical evidence from a social experiment.” mimeo, Stockholm School of Economics.

Milgrom, Paul and Sharon Oster. 1987. "Job Discrimination, Market Forces, and the Invisibility Hypothesis." The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 102(3), pages 453-76, August.

Miller, Paul, Charles Mulvey and Nick Martin. 1995. “What Do Twins Studies Reveal About the Economic Returns to Education? A Comparison of Australian and U.S. Findings.” The American Economic Review, Vol. 85, No. 3, pp. 586-599.

Mincer, Jacob. 1974. “Schooling, Experience, and Earnings.” New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Mincer, Jacob. 1981. “Human Capital and Economic Growth.” NBER Working Paper No. w0803.

Nagin Daniel S. and Richard E. Tremblay. 2001. “Parental and early childhood predictors of persistent physical aggression in boys from kindergarten to High School.” Archives of General Psychiatry. 58:389–394.

Neuman, Shoshana and Ronald L. Oaxaca. 2004. "Wage Differentials in the 1990s in Israel: Endowments, Discrimination and Selectivity." CEPR Discussion Papers 4709.

Neuman, Shoshana and Adrian Ziderman. 2004. "Intermittent Employment: Work Histories of Israeli Men and Women, 1983-1995." IZA Discussion Papers 1357, Institute for the Study of Labor (IZA).

Niederle, Muriel, and Lise Vesterlund. 2005 “Do Women Shy Away From Competition? Do Men Compete Too Much?.” NBER Working Paper No. 11474.

O'Neill, June. 2003. "The Gender Gap in Wages, circa 2000." American Economic Review, American Economic Association, vol. 93(2), pages 309-314.

Oreopoulos. 2006. “Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education when Compulsory Schooling Laws Really Matter.” American Economic Review, Vol. 96, No. 1, March 2006, pp. 152-175.

Oreopoulos, Philip and Uros Petronijevic. 2013. "Making College Worth It: A Review of Research on the Returns to Higher Education.” NBER Working Papers 19053, National Bureau of Economic Research, Inc.

Papola T S. 2012. “Social Exclusion and Discrimination in the Labor Market.” Institute for Studies in Industrial Dvelopment. Working Paper #2012/04.

Park, Jin Heum. 1994. "Returns to Schooling: A Peculiar Deviation from Linearity." Princeton University Industrial Relations Section Working Paper #335.

Patrinos, Harry Anthony and Chris N. Sakellariou. 1992. "North American Indians in the Canadian Labour Market: A Decomposition of Wage Differentials." Economics of Education Review 11(3): 257-266.

Quandt, Richard. 1972. "Methods for Estimating Switching Regressions.” Journal of the American Statistical Association 67:338, 306-310.

Qureshi, Madeeha Gohar. 2012.”The Gender Differences in School Enrolment and Returns to Education in Pakistan.” Pakistan Institute of Development Economics Islamabad. Working Papers 2012: 84.

Raaum, Oddbjørn and Tom Erik Aabø, 2000. “The Effect of Schooling on Earnings: Evidence on the role of family background from a large sample of Norwegian twins.” Nordic Journal of Political Economy , Vol. 26, No. 2 95-113

Rahmah, Ismail and Mohd Noor Zulridah. 2005. “Gender wage differentials in the Malaysian manufacturing sector.” IIUM Journal of Economics and Management, 13(2): 119-137.

Rivkin, Steven G., Eric A. Hanushek and John F. Kain. 2005. “Teachers, Schools, and Academic Achievement.” Econometrica. Vol. 73, No. 2, pp. 417-458.

Roy, Andrew. D. 1951. “Some Thoughts on the Distribution of Earnings.” Oxford Economic Papers 3 (1951), 135-146.

Rothstein, Jesse and Cecilia Elena Rouse. 2010. "Constrained after college: Student loans and early-career occupational choices." Journal of Public Economics, 95: 149-63.

Rubin, Donald. 1978. "Bayesian Inference for Causal Effects: The Role of Randomization.” Annals of Statistics 6 (1978), 34-58.

Sandefur, Gary D. and Wilbur J. Scott. 1983. "Minority group status and the wages of white, black and Indian males." Social Science Research 12:44-68.

Schultz, Theodore W. 1960. "Capital Formation by Education." Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 68, pages 571.

Scott-Clayton, Judith. 2012. "What Explains Trends In Labor Supply Among U.S. Undergraduates, 1970-2009?." Working Paper 17744 (Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research).

Shea, John. 2000. “Does Parentsí Money Matter?.” Journal of. Public Economics. 77:155-184.

Smith Judith R, Jeanne Brooks-Gunn, Pamelz K. Klebanov. 1997. “Consequences of living in poverty for young children’s cognitive and verbal ability and early school achievement.” In: Duncan GJ, Brooks-Gunn J, editors. Consequences of growing up poor. New York: Russell Sage Foundation. pp. 132–189.

Staiger, Douglas. and James H. Stock. 1994. "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." Econometrica, 65, 557-586.

Stigler, George. 1972. "Economic Copetition and Political Competition." Public Choice 13, 91-106.

Stigler, George., Becker, Gary S. 1977. "De Gustibus Non Est Disputandum." American Economic Review 67, 76-90.

Stock, James H. and Motohiro Yogo. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." Ch. 5 in J.H. Stock and D.W.K. Andrews (eds), Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg, Cambridge University Press.

Topel, Robert H. and Michael P. Ward, 1992. "Job Mobility and the Careers of Young Men." The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 107(2), pages 439-79.

Trostel, Philip, Ian Walker and Paul Woolley. 2002. "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries." Labour Economics 9: 1-16.

Tjur, Tue. 2009. "Coefficients of Determination in Logistic Regression Models—A New Proposal: The Coefficient of Discrimination." The American Statistician, 63:4, 366-372.

Uwaifo Oyelere, Ruth. 2007. "Within and Between Gender Disparities in Income and Education Benefits from Democracy." IZA Discussion Papers 3221, Institute for the Study of Labor (IZA).

Weisberg Jacob. 1995. "Returns to Education in Israel: 1974 and 1983. "Economics of Education Review." Vol. 14, No. 2: 145-154.

West, Edwin G. and McKee, Michael. 1983. "De Gustibus Est Disputandum: The Phenomenon of "Merit Wants" Revisited." The American Economic Review, Vol. 73, No. 5, 1110-1121.

Whitehouse, Gillian. 1992. "Legislation and Labour Market Gender Inequality: an Analysis of OECD Countries." Work, Employment and Society, 6(1): 65-86.

Wolfers, Justin. 2006. "Diagnosing Discrimination: Stock Returns and CEO Gender." Journal of the European Economic Association, MIT Press, vol. 4(2-3), pages 531-541, 04-05.

Zimmerman, Seth (forthcoming) "The Returns to College Admission fo Academically Marginal Students." Journal of Labor Economics.

10.1. תיאור סטטיסטי – ילידי הארץ שנולדו בשנים 1953-1970

לוח מספר 36

תיאור סטטיסטי של מאפייני הפרט

ילידי הארץ שנולדו בשנים 1953-1970

	כלל המדגם	עם נתוני הורים
גיל	45.7 (5.174)	44.1 (4.71)
גבר	0.495 (0.500)	0.512 (0.500)
מספר שנות לימוד	12.9 (4.011)	13.2 (3.68)
יהודי	0.742 (0.438)	0.736 (0.441)
מוסלמי	0.205 (0.404)	0.209 (0.406)
נוצרי	0.031 (0.172)	0.033 (0.180)
דרוזי	0.023 (0.149)	0.022 (0.146)
האב יליד אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.558 (0.497)	0.567 (0.495)
האם ילידת אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.561 (0.496)	0.566 (0.496)
רווק	0.066 (0.248)	0.082 (0.275)
נשוי	0.837 (0.37)	0.822 (0.382)
פרוד	0.084 (0.277)	0.086 (0.280)
אלמן	0.013 (0.114)	0.010 (0.098)
מספר תצפיות	145,821	43,947

מקור הנתונים: מפקד האוכלוסין 2008

לוח מספר 37

תיאור סטטיסטי – טבלת שכיחות משותפת, לפי רקע משפחתי

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

השכלת הורים / הכנסת הורים	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
נמוכה	9.7%	10.5%	1.7%
ממוצעת	13.9%	31.3%	12.9%
גבוהה	1.3%	8.3%	10.4%

לוח מספר 38

תיאור סטטיסטי – חלוקה לפי מגדר ורמת הכנסה פרמננטית של ההורים

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	גברים			נשים		
מספר תצפיות	2,309	4,582	2,169	2,016	4,070	2,159
רמת ההכנסה של ההורים	נמוכה	בינונית	גבוהה	נמוכה	בינונית	גבוהה
גיל	43.90	43.79	43.71	43.74	43.88	43.94
מספר שנות לימוד	12.30	13.28	14.76	13.50	14.27	15.43
שכר חודשי (בש״ח 2008)	10,995	13,698	18,155	7,284	8,459	10,624
מספר שעות עבודה שבועיות	45.64	46.44	48.10	35.20	36.22	38.01
שכר לשעה (בש״ח 2008)	56.58	68.65	88.16	48.61	55.09	65.24
יהודי	0.60	0.72	0.93	0.84	0.90	0.96
מוסלמי	0.33	0.23	0.04	0.11	0.06	0.03
נוצרי	0.04	0.04	0.02	0.03	0.02	0.01
דרוזי	0.02	0.02	0.01	0.02	0.01	0.00
האב יליד אסיה או אפריקה	0.78	0.57	0.40	0.79	0.58	0.38
האם ילידת אסיה או אפריקה	0.78	0.58	0.39	0.80	0.59	0.36
ניסיון תעסוקתי	25.6	24.5	23.0	24.2	23.6	22.5
רווק	0.03	0.05	0.10	0.04	0.10	0.13
נשוי	0.93	0.89	0.82	0.81	0.75	0.72
פרוד	0.04	0.05	0.08	0.12	0.13	0.14
אלמן	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02	0.01
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.24	0.70	2.34	0.23	0.73	2.33
הורים בעלי יותר השכלה	0.05	0.17	0.42	0.08	0.20	0.46
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	4.27	3.28	2.78	4.23	3.29	2.70
ההסתברות להשיג תעודת בגרות	0.47	0.54	0.63	0.61	0.67	0.74

מקור נתוני הפרט: מפקד האוכלוסין 2008

מקור נתוני ההורים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

לוח מספר 39

תיאור סטטיסטי – חלוקה לפי מגדר ורמת ההשכלה של ההורים

מדגם שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	גברים			נשים		
מספר תצפיות	1,799	5,448	2,813	1,126	5,163	1,956
רמת ההכנסה של ההורים	נמוכה	בינונית	גבוהה	נמוכה	בינונית	גבוהה
גיל	43.77	44.16	42.73	44.26	44.18	42.79
מספר שנות לימוד	11.37	13.25	15.77	12.63	14.08	16.19
שכר חודשי (בש״ח 2008)	8,766	13,608	20,749	6,302	8,480	10,824
מספר שעות עבודה שבועיות	44.67	46.68	48.45	34.77	36.64	36.86
שכר לשעה (בש״ח 2008)	47.06	68.26	99.20	42.86	54.29	68.75
יהודי	0.42	0.77	0.96	0.74	0.91	0.97
מוסלמי	0.52	0.17	0.03	0.20	0.05	0.02
נוצרי	0.03	0.05	0.01	0.03	0.03	0.01
דרוזי	0.04	0.01	0.00	0.03	0.01	0.00
האב יליד אסיה או אפריקה	0.97	0.62	0.24	0.95	0.63	0.26
האם ילידת אסיה או אפריקה	0.97	0.63	0.24	0.96	0.64	0.25
ניסיון תעסוקתי	26.4	24.9	21.0	25.6	24.1	20.6
רווק	0.04	0.06	0.08	0.10	0.09	0.09
נשוי	0.92	0.88	0.85	0.75	0.75	0.78
פרוד	0.04	0.06	0.06	0.13	0.14	0.12
אלמן	0.00	0.00	0.00	0.03	0.02	0.01
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.53	0.87	1.73	0.55	0.88	1.68
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
ההסתברות להשיג תעודת בגרות	3.85	3.42	2.96	3.95	3.38	2.98

מקור נתוני הפרט: מפקד האוכלוסין 2008

מקור נתוני ההורים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

לוח מספר 40

חלוקה לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים - מאפייני הפרט
מדגם שכירים יהודים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	רמת ההכנסה של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
גיל	44.0	44.1	43.9	45	44.3	42.8
	(4.72)	(4.75)	(4.68)	(4.86)	(4.77)	(4.29)
גבר	0.45	0.47	0.49	0.47	0.47	0.48
	(0.5)	(0.5)	(0.5)	(0.5)	(0.5)	(0.5)
מספר שנות לימוד	13.4	14.2	15.2	12.5	13.9	16.0
	(2.68)	(2.89)	(2.93)	(2.42)	(2.72)	(2.82)
שכר חודשי (בש״ח 2008)	10,280	12,234	14,750	8,832	11,836	15,871
	(8,704)	(10,228)	(11,926)	(6,522)	(9,751)	(12,835)
שעות עבודה שבועיות	41	41.8	43.2	41	41.9	42.6
	(12.22)	(11.94)	(11.88)	(12.02)	(11.73)	(12.65)
שכר לשעה (בש״ח 2008)	57.4	66.9	78.3	50.1	64.7	84.4
	(42.83)	(50)	(57.58)	(34.14)	(48.08)	(60.66)
האב יליד אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.78	0.58	0.39	0.96	0.63	0.25
	(0.41)	(0.49)	(0.49)	(0.19)	(0.48)	(0.44)
האם ילידת אסיה או אפריקה (מקרב היהודים)	0.79	0.58	0.38	0.96	0.63	0.24
	(0.41)	(0.49)	(0.48)	(0.19)	(0.48)	(0.43)
רווק	0.05	0.07	0.11	0.06	0.08	0.09
	(0.21)	(0.26)	(0.32)	(0.24)	(0.26)	(0.29)
נשוי	0.85	0.81	0.77	0.81	0.81	0.81
	(0.36)	(0.39)	(0.42)	(0.39)	(0.40)	(0.39)
פרוד	0.10	0.10	0.11	0.11	0.11	0.09
	(0.3)	(0.31)	(0.32)	(0.31)	(0.31)	(0.29)
אלמן	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01
	(0.1)	(0.1)	(0.08)	(0.12)	(0.1)	(0.07)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.24	0.73	2.36	0.60	0.93	1.73
	(0.09)	(0.24)	(1.80)	(0.76)	(0.96)	(1.84)
שיעור הפרטים להם הורים בעלי יותר השכלה	0.08	0.22	0.46	0.00	0.00	1.00
	(0.27)	(0.41)	(0.50)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	4.10	3.24	2.70	3.89	3.30	2.93
	(1.16)	(0.95)	(0.74)	(1.43)	(1.03)	(0.82)
מספר תצפיות	3,095	6,963	4,092	1,585	8,938	3,627

מקור הנתונים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

לוח מספר 41

חלוקה לפי רמת ההכנסה וההשכלה של ההורים - מאפייני הפרט
מדגם שכירים לא יהודים שנולדו בארץ בשנים 1953 עד 1970 עם נתונים על הוריהם

	רמת ההכנסה של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	נמוכה	ממוצעת	נמוכה	ממוצעת
גיל	43.3	42.8	42.9	42.7	43.4	41.9
	(4.46)	(4.12)	(4.19)	(4.35)	(4.18)	(4.09)
גבר	0.75	0.76	0.64	0.78	0.74	0.54
	(0.44)	(0.43)	(0.48)	(0.41)	(0.44)	(0.5)
מספר שנות לימוד	11.6	11.9	13.4	11.0	12.4	15.0
	(3.66)	(3.63)	(3.81)	(3.69)	(3.52)	(2.8)
שכר חודשי (בש״ח 2008)	6,711	7,109	8,297	6,617	7,250	8,619
	(3955)	(4269)	(4785)	(3929)	(4330)	(4756)
שעות עבודה שבועיות	40.3	40.9	41.6	40.7	41	37.9
	(11.43)	(11.12)	(12.31)	(11.13)	(11.46)	(11.45)
שכר לשעה (בש״ח 2008)	41.4	43.1	49.9	39.9	44.1	57.7
	(28.75)	(32.73)	(34.83)	(26.39)	(34.17)	(37.15)
מוסלמי	0.8	0.77	0.63	0.86	0.7	0.72
	(0.4)	(0.42)	(0.48)	(0.34)	(0.46)	(0.45)
נוצרי	0.13	0.16	0.29	0.06	0.23	0.18
	(0.34)	(0.36)	(0.45)	(0.23)	(0.42)	(0.39)
דרוזי	0.07	0.07	0.08	0.08	0.06	0.1
	(0.25)	(0.26)	(0.28)	(0.27)	(0.25)	(0.3)
רווק	0.02	0.08	0.19	0.06	0.07	0.07
	(0.15)	(0.27)	(0.4)	(0.24)	(0.26)	(0.26)
נשוי	0.94	0.88	0.78	0.9	0.9	0.89
	(0.23)	(0.32)	(0.41)	(0.30)	(0.30)	(0.32)
פרוד	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02	0.04
	(0.15)	(0.17)	(0.14)	(0.17)	(0.15)	(0.20)
אלמן	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
	(0.1)	(0.08)	(0.00)	(0.09)	(0.08)	(0.00)
הכנסה פרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה	0.22	0.64	1.81	0.48	0.56	0.98
	(0.09)	(0.22)	(1.47)	(0.37)	(0.50)	(1.85)
שיעור הפרטים להם הורים בעלי יותר השכלה	0.03	0.05	0.14	0.00	0.00	1.00
	(0.16)	(0.21)	(0.34)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים	4.64	3.42	3.42	3.89	3.37	2.98
	(1.50)	(1.04)	(1.04)	(1.64)	(1.06)	(0.85)
מספר תצפיות	1,230	1,689	236	1,340	1,673	142

מקור הנתונים: מפקדי האוכלוסין של השנים: 1972, 1983, 1995 ו 2008.

בשני המגזרים, השכר והשכר לשעה עולים עם רמת ההכנסה והשכלה של ההורים. רמות השכר אצל הלא יהודים יותר נמוכות והומוגניות יחסית למדגם היהודים. ניתן לראות, גם בנתוני השכר וגם בנתוני השכר לשעה, שהשכר הממוצע בקבוצה לה הורים בעלי הכנסה גבוהה אצל הלא-יהודיים, נמוך יותר אפילו מהשכר הממוצע בקבוצה לה הורים בעלי הכנסה נמוכה אצל היהודיים. תופעה זו חוזרת על עצמה גם בחלוקה לפי רמת ההשכלה של ההורים.

10.5. חישוב התשואה להשכלה אקדמית מתוך רגרסיות ה PROXY

התשואה הממוצעת לשנת לימודים אקדמית המופיעה בעמודה האחרונה בלוח מספר 32, חושבה באמצעות ממוצע משוקלל של התשואות לכל רמת השכלה, מהרגרסיות עם משתני ה PROXY, שהוצגו בפרק 7.2. להלן פירוט החישוב:

חישוב התשואה הממוצעת לפרט שלא סיים תיכון (יחסית לפרט שכלל לא למד):

$$year * \beta_{year} = nothighscl \quad (41)$$

חישוב התשואה הממוצעת לפרט שסיים תיכון (יחסית לפרט שכלל לא למד):

$$(year_highscl-12) * \beta_{year_highscl} + \beta_{highscl} = highscl \quad (42)$$

חישוב התשואה הממוצעת לפרט עם תעודת בגרות (יחסית לפרט שכלל לא למד):

$$(year_bagrut-12) * \beta_{year_bagrut} + \beta_{bagrut} = bagrut \quad (43)$$

חישוב התשואה הממוצעת לפרט עם תעודת על-תיכונית לא אקדמית (יחסית לפרט שכלל לא למד):

$$(year_notacademic - 12) * \beta_{year_notacademic} + \beta_{notacademic} = notacademic \quad (44)$$

חישוב התשואה הממוצעת לפרטים ללא תואר אקדמי (יחסית לפרט שכלל לא למד):

$$\frac{N_{nothighscl} * nothighscl + N_{highscl} * highscl + N_{bagrut} * bagrut + N_{afterhighscl} * afterhighscl}{N_{nothighscl} + N_{highscl} + N_{bagrut} + N_{notacademic}} = notacademic \quad (45)$$

חישוב התשואה הממוצעת לפרטים עם תואר אקדמי:

$$\frac{N_{BA} * \beta_{BA} + N_{MA} * \beta_{MA} + N_{PHDt} * \beta_{PHD}}{N_{BA} + N_{MA} + N_{PHDt}} = academic \quad (46)$$

חישוב התשואה הממוצעת לשנת לימוד אקדמית:

$$\exp\left(\frac{academic - notacademic}{year_academic - year_notacademic}\right) - 1 \quad (47)$$

כאשר:

$year$ – מספר שנות לימוד ממוצע לפרטים שלא סיימו תיכון

$year_highscl$ – מספר שנות לימוד ממוצע לפרטים שהתעודה הגבוה ביותר שלהם היא סיום תיכון

$year_bagrut$ – מספר שנות לימוד ממוצע לפרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא תעודת בגרות

$year_afterhighscl$ – מספר שנות לימוד ממוצע לפרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא תעודה על תיכונית לא אקדמית

$year_notacademic$ – מספר שנות לימוד ממוצע לפרטים ללא תואר אקדמי

$year_academic$ – מספר שנות לימוד ממוצע לפרטים עם תואר אקדמי

β_{year} - מקדם מספר שנות לימוד עד כתה י״א

$\beta_{highscl}$ - מקדם משתנה הדמי סיום תיכון

$\beta_{year_highscl}$ - מקדם מספר שנות לימוד אחרי תיכון ללא בגרות

β_{bagrut} - מקדם משתנה הדמי תעודת בגרות

β_{year_bagrut} - מקדם מספר שנות לימוד אחרי תיכון עם בגרות

$\beta_{notacademic}$ - מקדם משתנה הדמי תעודה על-תיכונית

$\beta_{year_afterhighscl}$ - מקדם מספר שנות לימוד עם תעודה על-תיכונית

β_{BA} - מקדם משתנה הדמי לתואר ראשון

β_{MA} - מקדם משתנה הדמי לתואר שני

β_{PHD} - מקדם משתנה הדמי לתואר שלישי

$N_{highscl}$ - מספר תצפיות של פרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא סיום תיכון

N_{bagrut} - מספר תצפיות של פרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא בגרות

$N_{afterhighscl}$ - מספר תצפיות של פרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא תעודה על-תיכונית לא אקדמית

N_{BA} - מספר תצפיות של פרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא תואר ראשון

N_{MA} - מספר תצפיות של פרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא תואר שני

N_{PHD} - מספר תצפיות של פרטים שהתעודה הגבוהה ביותר שלהם היא תואר שלישי