סדרת מחקרי מדיניות

מחקר מדיניות 17

סדרת מחקרי מדיניות

מחקר מדיניות 17

תשואה מהשכלה:
אי־שוויון בין קבוצות אוכלוסייה

יעל מלצר

המחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בן־גוריון בנגב

מחקר בהנחייתו של פרופ׳ משה יוסטמן

המחקר נעשה בחדר המחקר של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה
על בסיס קבצים שהכינה הדס יפה מהאגף לדמוגרפיה ומפקד

התוכנית לכלכלה וחברה
במכון ון ליר בירושלים

מכון ון ליר בירושלים
THE VAN LEER JERUSALEM INSTITUTE
معهد فان لير في القدس

Policy Studies

No. 17

Education Returns:
Inequality between Different Populations in Israel

Yael Melzer

עורכת לשון: איריס אבנר
מפיקה: יונה רצון

הדעות המובאות בסדרת מחקרי המדיניות משקפות את דעתם של הכותבים
ולאו דווקא את עמדתה של התוכנית לכלכלה וחברה במכון ון ליר בירושלים

© תשע"ה – 2014, מכון ון ליר בירושלים
סדר וגרפיקה: נדב שטכמן פולישוק
נדפס בדפוס "גרפית", ירושלים

התוכנית לכלכלה וחברה

התוכנית לכלכלה וחברה במכון ון ליר בירושלים הוקמה לנוכח המשימה שהמכון קיבל על עצמו לזהות את הפערים המתרחבים בחברה בישראל, לנתח אותם ולהציע דרכי פעולה מעשיות לצמצומם. מטרת התוכנית ליצור כלים שיאפשרו לציבור להשתתף בשיח הכלכלי־חברתי ולהשפיע על המדיניות הכלכלית־חברתית בישראל, מתוך התמקדות בשאלות מרכזיות העומדות על סדר היום, בין השאר בתחומי חלוקת ההכנסות, שוק העבודה והכלכלה הציבורית.

משתתפי התוכנית הם כלכלנים מוכרים באקדמיה ובמשק הישראלי וחוקרים ממדעי החברה, ובמסגרתה נכתבים ניירות עמדה ונעשים מחקרים שנעזרים בשיטות כלכליות מקובלות. התוכנית מציגה חלופות מקצועיות למדיניות הכלכלית הנהוגה, בשאיפה לקדם צמיחה בת קיימא המתבססת על טובת כל האזרחים ועל הקטנת האי־שוויון בחברה.

התוכנית מבטאת קול ייחודי בשיח הציבורי בישראל, והיא שואפת לתרום לשינוי התפיסה הרווחת בשאלות כלכלה וחברה בשתי דרכים מרכזיות: הראשונה, פיתוח ראייה ביקורתית המבוססת על הבנה יסודית של תיאוריות ושל מונחים כלכליים המשמשים בשיח הציבורי. השנייה, הספקת כלים להתמודדות עם טיעוניהם של מייצגי התפיסות הכלכליות השמרניות – כלים שאינם מפותחים דיים כיום – מתוך הישענות על נתונים המעובדים בשיטות מקובלות כדי להציגם לפני הציבור, אמצעי התקשורת וקובעי המדיניות. הדבר יאפשר התערבות בזמן אמת בדיון בסוגיות המעסיקות את הציבור והשפעה על תהליך קביעת המדיניות הכלכלית־חברתית.

פרסומי התוכנית

- מחקרי מדיניות
- ניירות עמדה
- מחלוקות בכלכלה
- נקודה למחשבה

פעילות לציבור

- ערבי דיון וימי עיון
- סדנאות ודיוני שולחן עגול בהשתתפות קובעי מדיניות
- כינוסים שנתיים

פרסומי התוכנית לכלכלה וחברה ומידע על פעילותה נמצאים באתר האינטרנט של מכון ון ליר בירושלים, www.vanleer.org.il/economics

תוכן העניינים

תקציר 9

מבוא 11

א. המודל האקונומטרי לאמידת התשואה מהשכלה ובעיית הזיהוי 15

ב. אמידת התשואה מהשכלה בישראל 25

ג. תיאור הנתונים 27

ד. אמידות התשואה מהשכלה 31

1. התשואה מהשכלה לשנת לימודים 31

2. התשואה מהשכלה לפי רמת ההשכלה 37

ה. מסקנות 47

רשימת המקורות 51

נספח: התפלגות ענפי הכלכלה והתפלגות משלחי היד לפי דת ומגדר 59

תקציר

במחקר זה נבדק הקשר הסיבתי בין ההשכלה לשכר בישראל באמצעות אמידת התשואה לשעת עבודה במגוון קבוצות. בסיס הנתונים הוא הקובץ החברתי־כלכלי של מפקד האוכלוסין האחרון, משנת 2008. כדי לצמצם את בעיית ההטיה שנובעת ממשתנים הטרוגניים בלתי נצפים, המשפיעים הן על השכר הן על רמת ההשכלה, המחקר נעזר בשלוש שיטות אקונומטריות: שימוש במשתני רקע משפחתי בתור משתני קירוב (proxy); איתור משתני עזר (instrumental variables) המשפיעים על ההשכלה אך אינם מתואמים עם השכר; והתיקון הסטטיסטי של הקמן, המשמש להתמודדות עם בחירה לא אקראית של רמת ההשכלה.

ב־2008 התשואה הממוצעת לשנת לימודים הייתה 10.3%. עובדה זו מעידה על עלייה ניכרת בהשוואה לתשואות שנאמדו ממפקדים קודמים. המחקר מציג תשואות גבוהות לגברים היהודים, לעומת התשואות לנשים היהודיות. תשואת המזרחים, הקבוצה החלשה יותר במגזר היהודי מבחינה כלכלית־חברתית, גבוהה מתשואת האשכנזים. חלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי של הפרט הראתה שאצל השכירים היהודים התשואות נמוכות ככל שהרקע המשפחתי שלהם גבוה. מעניין להיווכח כי פרטים שסביר שלא ימשיכו ללימודים גבוהים, היו יכולים להשיג את התשואה הגבוהה ביותר בשכר לשעה. מדיניות שתכוון לפרטים אלו תגרום לרווחים אישיים וחברתיים גדולים.

מבוא

אי־שוויון בשכר (ברוטו) בישראל הוא מהגבוהים בקרב הארצות המתועשות. פער השכר בין האחוזון התשעים לאחוזון העשירי בישראל בשנת 2011 היה פי 4.9, בעוד שבמדינות ה־OECD פער השכר הזה היה פי 3.4 בממוצע בלבד.[1] לגידול המתמשך באי־שוויון למן שנות השבעים של המאה העשרים יש היבטים לאומיים, אתניים ומגדריים: יש פערי הכנסה גדולים בין יהודים לערבים, בין יהודים אשכנזים למזרחים ובין גברים לנשים. הפער בין הקבוצות בישראל גבוה מאוד יחסית לפערים בין הקבוצות במדינות אחרות. למשל, פערי השכר בין גברים מזרחים לבין גברים אשכנזים בישראל גבוהים מאלו שבין גברים שחורים לבין גברים לבנים בארצות הברית (כהן 2006), וב־2011 פער השכר המגדרי בישראל, כלומר ההפרש בין שכר הנשים הממוצע לשכר הגברים הממוצע, היה 22%, בעוד ממוצע פער השכר המגדרי במדינות ה־OECD היה 15% בלבד.[2]

בהנחה שאין הבדלים בין התפלגויות הכישורים של קבוצות אלה, הבדלי השכר נובעים בהכרח מאחד או יותר משלושה גורמים: הבדלים בנגישות להשכלה (מסיבות חיצוניות או פנימיות); הבדלים בתשואה מהשכלה; או הבדלים בהיקף העבודה, כלומר במספר שעות העבודה. על פי נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס), פער השכר לשעת עבודה בין גברים לנשים היה בשנת 2011 בשיעור של 17%, ובין יהודים לערבים היה שיעורו 38%. במחקר זה אבחן את השאלה עד כמה הפער נובע מהבדלים בתשואה מהשכלה ועד כמה הוא נובע מהבדלים בנגישות להשכלה. ההפרדה בין שני גורמים אלו אינה פשוטה, היות שיש ביניהם השפעה הדדית: הנגישות להשכלה משפיעה על התשואה מהשכלה, וגם בכיוון ההפוך: למשל, תשואות נמוכות מהשכלה יגרמו לפרט לבחור שלא ללמוד.

במחקר זה התמקדתי בתשואה לשעת עבודה – לפי שכר ברוטו לשעת עבודה – ובהבדלים בתשואה זו בין מגוון קבוצות. מחקרים מראים שקבוצות אוכלוסייה חלשות מבחינה חברתית־כלכלית נתונות לעתים להפליה בשוק העבודה, וההפליה מקטינה את התשואה שלהם מהשכלה (Milgrom and Oster 1987; Papola 2012). לעומת זאת, מחקרים אחרים מספקים בסיס תיאורטי ואמפירי משכנע לכך שבקרב המעמד הגבוה התשואה מהשכלה נמוכה מזו של המעמד הנמוך.[3] מגבלת הנזילות (הקושי לממן את הלימודים ממקורות חיצוניים) בקבוצות החלשות מחייבת את

1 מתוך נתוני שכר המתפרסמים באתר ה־OECD: http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=DEC_I

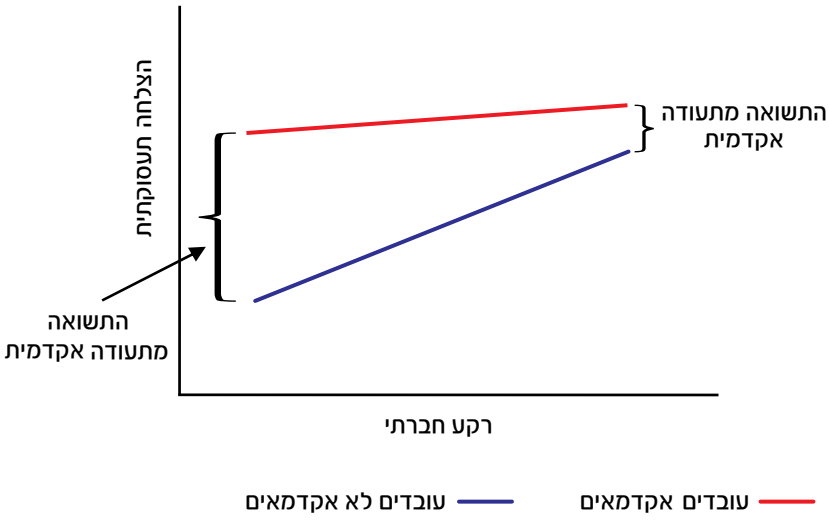
2 שם.

3 Hout 1984; 1988; Goldthorpe and Jackson 2008; Brenner and Rubinstein 2011

הפרט לבחור בקפדנות רבה יותר את אופי ההשכלה שלו. לעומת זאת, רכישת השכלה בקבוצות החזקות היא נורמה הגורמת לרבים יותר לרכוש השכלה, גם אם תרומתה לשכר גבוהה פחות.

תרשים 1 להלן מתאר הבדלים בתשואה להשכלה לפי הרקע החברתי. התרשים מציג את ההצלחה התעסוקתית כנגזרת של הרקע החברתי עבור שתי קבוצות אוכלוסייה: העקומה העליונה מתארת את ההצלחה התעסוקתית של עובדים אקדמאים, והתחתונה מתארת את ההצלחה התעסוקתית של עובדים לא אקדמאים. בשתי הקבוצות התרשים מראה שהפרט מצליח יותר ככל שהרקע החברתי שלו גבוה יותר. אפשר לנמק זאת בכך שלעובדים בעלי רקע חברתי גבוה יש כושר השתכרות גבוה יותר וקשרים משפחתיים וחברתיים היכולים להועיל להם בשוק העבודה. שיפוע העקומה מייצג את הבדלי השכר בקרב עובדים על פי הרקע החברתי שלהם. מהתרשים עולה ששיפוע העקומה העליונה מתון יחסית לשיפוע העקומה התחתונה. מכאן שפערי השכר מצטמצמים אם הפרט רוכש השכלה אקדמית. ההפרש בין שתי העקומות מתאר את התשואה המושגת מתעודה אקדמית. אפשר לראות שהפרש זה גבוה יותר בחלק השמאלי, המתאר עובדים מרקע חברתי נמוך. פירוש הדבר שהתשואה מהשכלה גבוהה יותר בקרב קבוצות חלשות מבחינה חברתית־כלכלית בשל השכר הנמוך של עובדים לא אקדמאים בקבוצות אלה.

תרשים 1: הבדלים בתשואה להשכלה לפי הרקע החברתי



מקור: Brand and Xie 2010

מחקרים קודמים בנושא זה השוו גם בין גברים לנשים. דפנה יזרעאלי (1992) מסיקה ממחקרה שיש חלוקה סטריאוטיפית למקצועות "גבריים" ולמקצועות "נשיים", וחלוקה זו מצמצמת את הבחירה החופשית של העובדים. בפועל הדבר פוגע יותר בנשים, משום שהן מתקשות לבחור במקצועות ה"גבריים" ולהיכנס אליהם, ולרוב אלה המקצועות היוקרתיים, המתגמלים יותר, שבהם התשואה מהשכלה גבוהה יותר. על פי נתונים מתוך סקרי הלמ"ס מארבעים השנים האחרונות, בחינת תוואי העבודה של נשים בישראל הראה שאימהות מפסיקות לעבוד שבע שנים בממוצע – מגיל 28 ועד גיל 34 (רובין וצמרת־קרצ'ר 2010). מצב זה מוביל לאובדן של חלק ניכר מהכישורים שרכשו נשים אלה (פרנקל 2011), והאפשרות להפיק תועלת מהשכלתן מצטמצמת. נשים החותרות להמשיך ולמצות את אפשרויותיהן בעולם העבודה מדווחות על קושי לאזן בין תביעותיו של עולם זה לבין תביעות הספרה המשפחתית, על לחץ נפשי ופיזי, על חוסר שביעות רצון ועל רגשות אשם (יזרעאלי 1992). תופעות אלה מובילות גם לקושי בתפקוד בעבודה, לירידה בפרודוקטיביות ולכן גם לפגיעה בהתקדמותן בעבודה (Grzywacz and Marks 2000; Konrad and Mangel 2000). נמצא שהתשואה לגברים גבוהה מהתשואה לנשים גם בשוודיה (Albrecht *et al*. 2003) ובהולנד (Albrecht *et al*. 2004).

ההחלטה של הפרט לרכוש השכלה נוספת מושפעת מהרקע החברתי־כלכלי שלו, מכישוריו, מהתועלת השולית שהוא יכול להפיק מההשכלה, מהעדפותיו וכדומה (Aakvik *et al*. 2003). קשה לכמת חלק מגורמים אלו ולמצוא נתונים אמפיריים הנוגעים להם, ומשום כך קשה למדי לזהות ולמדוד את ההשפעה הסיבתית (causal effect) של ההשכלה על השכר. לגורמים חשובים ובלתי נצפים אלו, ובראשם הכישורים והתועלת השולית מן ההשכלה, יש מתאם חיובי או שלילי עם רמת ההשכלה, ועל כן הם גורמים להטיה המתקבלת מרגרסיה ליניארית רגילה. לפיכך יש להפריד בין ההשפעה של מספר שנות הלימוד או התארים על השכר לבין ההשפעה של הכישורים. רבים התמודדו עם סוגיה זו, ואף מחקר זה מנסה לעשות זאת. לשם כך אני נוקטת שלוש גישות: (1) שימוש במשתני רקע בתור משתנים המעידים על הבדלי הכישורים (משתני קירוב); (2) שימוש בשלושה משתני עזר (instrumental variables) המשפיעים על ההשכלה אך אינם מתואמים עם השכר: שינויים בחוק לימוד חובה, שכיחות הזכאים לתעודת בגרות ומספר הנפשות הסטנדרטיות במשק הבית של ההורים; (3) יישום התיקון הסטטיסטי של ג'יימס הקמן על פי השיטה שפורטה אצל הקמן ועמיתיו (Heckman *et al*. 2000) – שיטה דו־שלבית לתיקון הטיה הנובעת מבחירה אישית של רמת ההשכלה (self-selection bias). הנתונים שהשתמשתי בהם לקוחים מתוך מפקדי האוכלוסין בישראל, ובפרט מתוך מפקד 2008, שהוא האחרון שנתוניו התפרסמו.

הפרק הראשון של המחקר דן במודל האקונומטרי לאמידת התשואה מהשכלה ובבעיית הזיהוי של השפעת ההשכלה על השכר, ומציג בקצרה את שלוש הדרכים שבהן התמודדתי עם בעיה זו. בפרק השני מוצגת סקירה של מחקרים קודמים האומדים את התשואה מהשכלה בישראל. בפרק השלישי מתוארים המדגם והנתונים, ובפרק הרביעי מוצגות התשואה מהשכלה לשנת לימודים והתשואה מהשכלה לפי רמת ההשכלה, בפרט התשואה לשנת לימודים אקדמית. בפרק האחרון מוצגות המסקנות.

א. המודל האקונומטרי לאמידת התשואה מהשכלה ובעיית הזיהוי

התפקיד הכלכלי של מערכת החינוך הוא להכשיר את התלמיד להתפרנס בעתיד (Eliot 1949), וזהו נושא למידול כלכלי נרחב. המודל הרווח ביותר לתיאור מטרתו הכלכלית של החינוך הוא מודל "ההון האנושי", שעם ראשוני מפתחיו נמנים יעקב מינסר, תיאודור שולץ וגארי בקר.[4] על פי גישה זו, אדם משקיע ברכישת מיומנויות שיש להן ביקוש בשוק העבודה, ולאחר מכן הוא קוצר את פֵּרות השקעתו, שכן מיומנויות אלה מזכות אותו בשכר גבוה משכרו של עובד חסר מיומנות. הפרש זה בגובה השכר הוא התשואה על ההשקעה בהון האנושי. מודל רווח אחר הוא מודל האיתות (signaling model) שפיתח מייקל ספנס (Spence 1973). על פי מודל זה, המועסקים בעלי רמה מסוימת של השכלה מאותתים בכך למעסיקיהם על כישוריהם, ובעקבות זאת משולם להם שכר גבוה יותר. במחקר זה אני בוחנת את התשואה השולית הנובעת מהשכלה נוספת ברמת הפרט, ולכן אחת היא אם תוספת השכר ניתנה לעובד בעקבות עלייה בהון האנושי או בשל איתות.

בספרות נהוג לאמוד את התשואה מהשכלה באחוזים, כלומר לבחון באיזה שיעור משתנה השכר עם העלייה במספר שנות הלימוד. לכן, המשתנה התלוי במשוואת השכר הנאמדת יהיה לוג השכר ($\log y_i$); מספר שנות ההשכלה של הפרט i יסומן ב־S_i; והתשואה לשנת השכלה תסומן ב־b_i. לוג השכר ($\log y_i$) יבוטא אפוא כך:

$$\log y_i = a_i + b_i S_i \quad (1)$$

במשוואה זו a_i הוא קבוע האינטגרציה, והוא מבטא את אומדן השכר הממוצע של פרט בלי השכלה. בתיאור גרפי של משוואת לוג השכר a_i הוא החותך, כלומר נקודת המפגש בין הקו המתאר את שנות הלימוד לקו המתאר את כושר ההשתכרות. b_i הוא שיפוע הגרף, והוא מבטא את שיעור השינוי בשכר כפונקציה של מספר שנות הלימוד.

בביטוי שלעיל ההנחה היא שיש תועלת שולית קבועה לכל רמת השכלה. אולם חוקרים כגון תומס הנגרפורד וגארי סולון, וכן דייל בלמן וג׳ון הייווד (Hungerford and Solon 1987; Belman and Heywood 1991), הניחו שיש חוסר

4 Mincer 1958; 1962; Schultz 1960; Becker 1964

ליניאריות במשוואת השכר ואִפשרו חוסר ליניאריות עבור 8, 12 או 16 שנות לימוד. הם מצאו שיש חוסר ליניאריות בעיקר סביב 16 שנות לימוד, שהוא מספר שנות הלימוד בעת סיום הקולג׳. לעומת זאת, ג׳ין פארק ודייוויד קארד (Park 1994; Card 1999) טוענים שהתועלת השולית אחידה בכל רמות ההשכלה, ומקדם מספר שנות הלימוד (b_i) הוא קירוב טוב דיו. את שתי ההנחות אבדוק בדיקה אמפירית. מבחינת פיתוח המודל האקונומטרי והמסקנות אין הבדל ביניהן, ולכן לפישוט הכתיבה אניח שיש תועלת שולית קבועה לשנת השכלה.

בניגוד למשוואת השכר הרגילה של מינסר (Mincer 1974), יש שני רכיבים הטרוגניים בלתי נצפים במשוואת לוג השכר (1) שלעיל: הראשון הוא החותך (a_i), הכולל את המשתנים כישורי הפרט וכושר ההשתכרות שלו, והשני הוא השיפוע (b_i), שמבטא את התרומה השולית של ההשכלה (S_i).[5] כדי להראות מדוע משתנים בלתי נצפים הטרוגניים אלו גורמים להטיה באמידת התשואה באמצעות רגרסיה פשוטה (רגרסיית OLS), אחלק את a_i ואת b_i לשני חלקים. החלק הראשון הוא ערכם הממוצע באוכלוסייה ($\bar{a}$ ו־ $\bar{b}$) והשני הוא פרמטר אקראי שעשוי להשתנות בין הפרטים באוכלוסייה (a_i ו־ b_i):

$$\log y_i = \bar{a} + \bar{b}S_i + \underbrace{(a_i - \bar{a}) + (b_i - \bar{b})S_i}_{\text{השארית}} \quad (2)$$

מהתבוננות ברכיב השארית נראה שיש שני גורמים אפשריים להטיות במשוואת השכר. הראשון הוא מתאם בין הכישורים (a_i) למספר שנות הלימוד (S_i):

$$a_i - \bar{a} = \lambda_0(S_i - \bar{S}) + u_i \quad (3)$$

המשתנה u_i מייצג שגיאה אקראית בעלת התפלגות נורמלית ותוחלת 0, כפי שנדרש במודל של רגרסיה ליניארית. יש שתי הנחות אפשריות: אם מניחים שככל שכישורי הפרט גבוהים כך יורדת העלות השולית לכל שנת השכלה נוספת (הפרט מתקשה פחות בלימודיו ו״סובל״ מהם פחות, זקוק לפחות עזרה במהלכם וכדומה), צפוי שהפרט יבחר ברמת השכלה גבוהה יותר, כלומר המתאם (λ_0) יהיה חיובי. אולם אם מניחים שככל שכישורי הפרט גבוהים גם העלות השולית האלטרנטיבית

5 משתנים נצפים אחרים, כגון ניסיון תעסוקתי, מגדר, דת ורקע משפחתי, משפיעים על השכר אך אינם תורמים לבעיית ההטיה של אומדני רגרסיה פשוטה (OLS), ולכן אתעלם מהם בשלב זה.

(הפסד שכר אלטרנטיבי לשנת לימודים נוספת) גבוהה, צפוי שהפרט יבחר ברמת השכלה נמוכה יותר ויתקבל מתאם (λ_0) שלילי.

המקור השני להטיה הוא המתאם בין b_i ל־ S_i:

$$b_i - \bar{b} = \psi_0(S_i - \bar{S}) + v_i \quad (4)$$

המשתנה v_i מייצג שגיאה אקראית בעלת התפלגות נורמלית ותוחלת 0. אם נניח שככל שהתשואה השולית מהשכלה גבוהה עבור הפרט הוא יבחר ברמת השכלה גבוהה יותר, המתאם (ψ_0) יהיה חיובי.

המתאם בין מספר שנות לימוד (S_i) ליכולת הפרט (a_i) ולתשואה מהשכלה (b_i) יוצר בעיות אנדוגניות וגורם לקושי בקבלת אומדן אמין לתשואה מהשכלה. כשמציבים את שני הקשרים שבמשוואות (3) ו־(4) במשוואת לוג השכר (2) מתקבל הביטוי שלהלן:

$$\log y_i = \bar{a} + (\bar{b} + \lambda_0 - \psi_0\bar{S})S_i + \psi_0 S_i^{\,2} + u_i + v_i S_i \quad (5)$$

מכאן ששיפוע משוואת השכר, כלומר השפעת ההשכלה על לוג השכר, ייאמד כך:

$$\frac{d\log y_i}{Sd_i} = \bar{b} + \lambda_0 - \psi_0\bar{S}_i + 2\psi_0 S_i + v_i \quad (6)$$

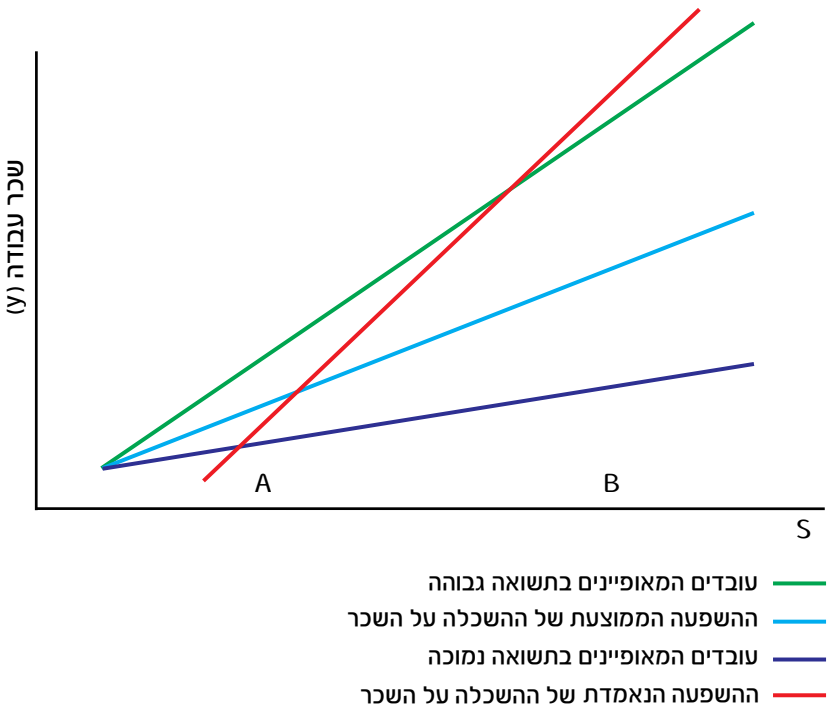
בהנחה שרמת ההשכלה אינה תלויה בשגיאות ($E[S_i u_i] = E[S_i v_i] = 0$), התשואה מהשכלה מתקבלת באמידת OLS פשוטה:

$$p\lim b_{ols} = \bar{b} + \lambda_0 + \psi_0\bar{S} \quad (7)$$

ההטרוגניות של המשתנים הבלתי נצפים והאנדוגניות של רמת ההשכלה הם שיוצרים את בעיית הזיהוי של השפעת ההשכלה על השכר. לפיכך, באומדן OLS לתשואה מהשכלה יש עוד שני רכיבים מלבד התשואה הממוצעת מהשכלה ($\bar{b}$): הראשון מבטא את הקשר בין ההשכלה לכישורים (λ_0), והשני מבטא את הקשר בין התשואה מהשכלה לבין רמת ההשכלה (ψ_0). אם מניחים שיש מתאם חיובי בין כושר ההשתכרות של הפרט להשכלה וגם בין התשואה מהשכלה לרמת ההשכלה, תתקבל הטיה חיובית של אומדן התשואה באמידת OLS פשוטה, אך הנחות אלו אינן בהכרח נכונות.

תרשימים 2 ו־3 להלן מתארים את ההטיות החיוביות שעשויות להיווצר. תרשים 2 מתאר את ההטיה שעשויה להיווצר ממתאם חיובי בין מספר שנות הלימוד לתועלות השוליות. הקו הירוק מתאר את הקשר בין ההשכלה לשכר בקרב עובדים המאופיינים בתשואה גבוהה להשכלה, ולכן שיפוע העקומה גדול יותר. הקו הכחול מתאר את הקשר בין ההשכלה לשכר בקרב עובדים המאופיינים בתשואה נמוכה יותר להשכלה. הקו התכול מתאר את ההשפעה הממוצעת של ההשכלה על השכר. בהנחה שעובדים המאופיינים בתשואה גבוהה יותר ירכשו שנות השכלה רבות יותר (סביב B) ועובדים המאופיינים בתשואה נמוכה יותר ירכשו שנות השכלה מעטות יותר (סביב A), ההשפעה הנאמדת של ההשכלה על השכר מתוארת באמצעות הקו האדום, ששיפועו גדול משיפוע ההשפעה הממוצעת של ההשכלה על השכר.

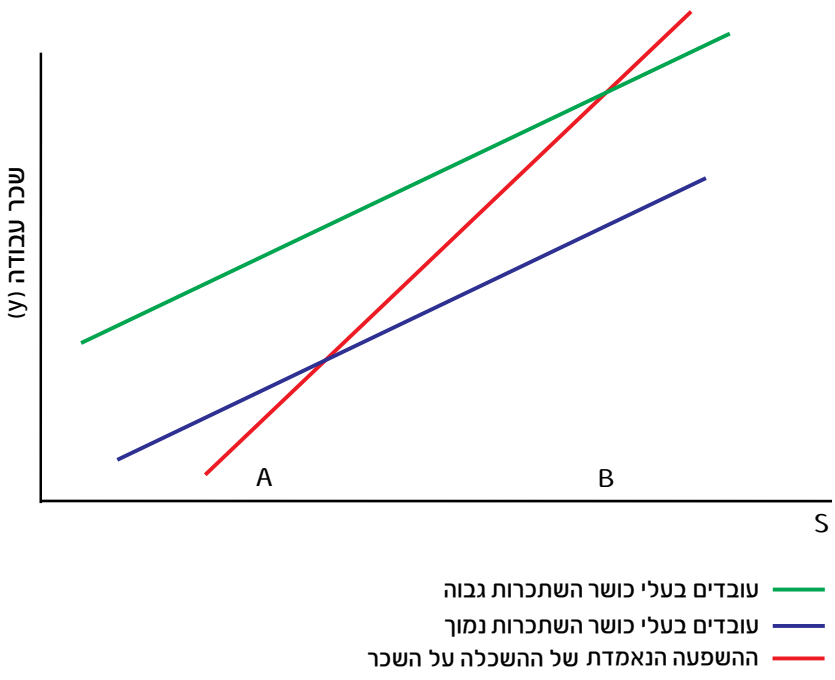
תרשים 2: הטיה חיובית הנובעת מהטרוגניות בתועלות השוליות



מקור: Raaum and Aabø 2000

תרשים 3 להלן מתאר את ההטיה שיכולה להיווצר ממתאם חיובי בין השכלה לכושר השתכרות. הקו הירוק מתאר את הקשר בין השכלה לשכר בקרב עובדים שיש להם כושר השתכרות גבוה (חותך גבוה יותר), והקו הכחול מתאר את הקשר הזה בקרב עובדים שכושר ההשתכרות שלהם נמוך. אם מניחים שבין כושר ההשתכרות לעלויות ההשכלה (זמן השקעה בלימודים, שיעורי עזר, קורסים חוזרים, "סבל" מהלימודים) יש קשר שלילי, פרטים בעלי כושר השתכרות גבוה ירכשו השכלה גבוהה יותר (סביב B), פרטים בעלי כושר השתכרות נמוך יותר ירכשו השכלה נמוכה יותר (סביב A), ותתקבל שוב הטיה כלפי מעלה, כפי שמתאר הקן האדום בתרשים.

תרשים 3: הטיה חיובית הנובעת מההטרוגניות בכושר ההשתכרות



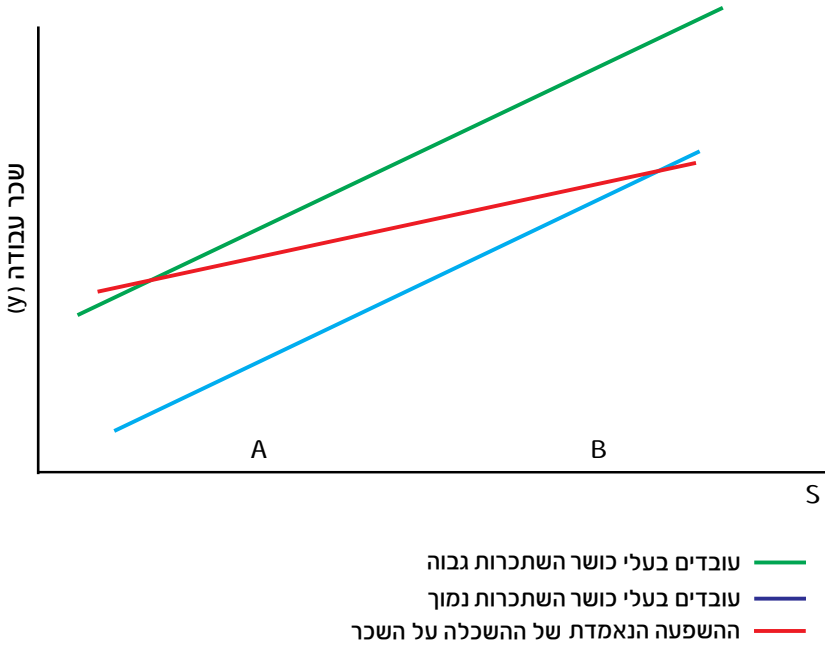
מקור: Raaum and Aabø 2000

לסיכום, הסברה הרווחת היא שהרוכשים השכלה עושים זאת משום שהם יֵצאו נשכרים מכך במידה הרבה ביותר, כלומר התשואות שישיגו מהשכלתם תהיינה

גבוהות, או לחלופין העלות השולית שלהם לשנת לימודים תהיה נמוכה. ככל שהפרטים מאופיינים בתשואות נמוכות או בעלויות השכלה גבוהות, הם ירוויחו פחות, וההסתברות שימשיכו ללמוד תקטן. הפרטים שמחליטים להמשיך ללמוד הם אלו שסיכויי ההצלחה שלהם גבוהים יותר.

אלו הן אולי ההטיות הנפוצות ביותר בספרות, אך יש גם הטיות אחרות. בתרשים 4 להלן מתוארת הטיה שלילית הנובעת מההטרוגניות בכושר ההשתכרות, כפי שתיאר צבי גריליכס (Griliches 1977): ההנחה היא שבקרב עובדים שכושר ההשתכרות שלהם גבוה העלויות האלטרנטיביות גבוהות יותר לכל שנת לימודים (הפסד השכר האלטרנטיבי). לפיכך, העלות השולית של ההשכלה שלהם גבוהה יותר והם יבחרו לרכוש רמת השכלה נמוכה, סביב A, בהשוואה לעובדים שכושר ההשתכרות שלהם נמוך. תחת הנחה זו נקבל אומדן OLS מוטה כלפי מטה.

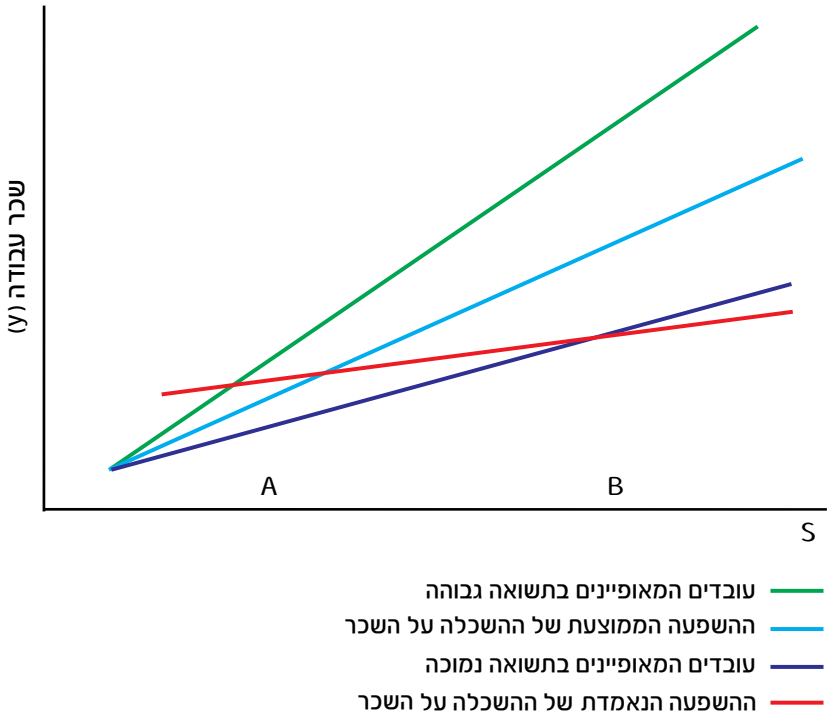
תרשים 4: הטיה שלילית הנובעת מהטרוגניות בכושר ההשתכרות



מקור: Griliches 1977

קווין לאנג (Lang 1993) הציג מצב שבו עובדים שהיו יכולים להפיק מההשכלה תועלת שולית גבוהה – עד כדי כך שהייתה יכולה לגרום לשינוי של ממש במצבם – אינם רוכשים השכלה עקב אילוצי נזילות. אם כן, עשויה להיות גם הטיה שלילית באומדני OLS, כפי שמתואר בתרשים 5 להלן.

תרשים 5: הטיה שלילית הנובעת מהטרוגניות בתועלות השוליות



מקור: Lang 1993

גריליכס (Griliches 1977), בסקירת הספרות של שנות השישים והשבעים שנכתבה בנושא, ציין שהטיות אלה הן קטנות. מסקנה דומה לזו – שלפיה הטיית הכישורים אינה בעלת השפעה רבה – כבר הסיק גרי בקר (Becker 1964) בסקירתו המוקדמת יותר, וכך גם עולה מעבודותיהם של דייוויד קארד ושל קוסטס מגיר ומרטן פלמה (Card 1999; Meghir and Palme 2003). אורלי אשנפלטר ודייוויד צימרמן (Ashenfelter and Zimmerman 1997) בחנו את התשואה מהשכלה בקרב אחים

שיש להם רקע משפחתי משותף. הם מצאו שההשמטה של משתני הרקע המשפחתי מטה כלפי מעלה את האומדן של התשואה מהשכלה, אך הטיה זו מתקזזת בהטיה כלפי מטה הנובעת מטעויות המדידה.

מחקרים אחרים מציגים מסקנות מנוגדות. אנדרו לי וכריס ריאן (Leigh and Ryan 2008) השוו את אמידת OLS לשלוש אמידות שונות זו מזו, שנעשו בניסויים טבעיים, והראו שבאוסטרליה הטיית אומדני OLS נעה בין 10% ל־40%. גורדון דאל (Dahl 2002) השתמש בנתונים ממפקד האוכלוסין של ארצות הברית משנת 1990 ומצא הטיה בשיעור של 10% עד 20%. גם פיליפ טרוסטל ועמיתיו (Trostel *et al*. 2002) הסיקו ששיעור ההטיה של אומדני ה־OLS הוא 20% לפחות. אם כן, חוקרים לא מעטים ממשיכים לסבור שאמידה חלקית של המתאם בין ההשכלה לשכר גורמת למחקרים לייחס להשכלה השפעה מופרזת על השכר, ומשתמשים במגוון שיטות אקונומטריות כדי להתגבר על בעיית המיון העצמי. בעבודה זו נעזרתי בשלוש שיטות אקונומטריות לצמצום בעיית ההטיה:

1. **שימוש במשתני רקע משפחתי כקירוב לכישורים ולתשואה מהשכלה (proxy).**[6] הטרוגניות המשתנים הבלתי נצפים לצד אנדוגניות רמת ההשכלה הם שיוצרים את בעיית הזיהוי של השפעת ההשכלה על השכר. אילו יכולנו לקבל נתונים כמותיים על הכישורים של כל פרט ועל התשואה מהשכלה, בעצם לא הייתה בעיה. לפיכך המטרה היא למצוא משתנים שהם בבחינת קירוב לשני משתנים אלה (למשל ציון פסיכומטרי או השכלת ההורים). ככל שהקשר בין משתני הקירוב לכישורים ולתשואה מההשכלה חזק יותר, כך תצומצם ההטיה.
2. **משתנה עזר המשפיע על ההשכלה אך אינו מתואם עם השכר (IV).**[7] כדי למצוא משתנה עזר כזה יש לאתר מאורע חיצוני שגרם לפרט להרחיב את השכלתו הפורמלית, אך אינו מתואם עם המשתנים ההטרוגניים הבלתי נצפים. המשתנה יכול להיות תוצר של נסיבות או שינויי מדיניות, שגורמים לקבוצה אחת לרכוש השכלה רחבה יחסית לקבוצה אחרת. כך מנטרלים את האנדוגניות של מספר שנות הלימוד. הפרט אינו בוחר את רמת השכלתו והיא נקבעת באופן אקסוגני. במחקר זה אשתמש בשלושה משתני עזר: הראשון הוא שינויים בחוק לימוד חובה: הגדלת מספר שנות לימוד החובה

6 Griliches 1977; Miller *et el*. 1995; Ashenfelter and Zimmerman 1997; Card 1999; Connelly and Uusitalo 1999; Isacsson 1999; Brenner and Rubinstein 2011

7 Angrist and Krueger 1991; Card 1995; Acemoglu and Angrist 2000; Duflo 2001; Oreopoulos 2006; Leigh and Ryan 2008; Angrist and Chen 2011

מתשע (עד סיום כיתה ח׳) ל־11 (עד סיום כיתה י׳).[8] השני הוא ההסתברות שפרט מסוים ישיג תעודת בגרות לפי מגדר, דת ומוצא: גברים, נשים, אשכנזים, מזרחים ולא־יהודים. המשתנה ״שכיחות הזכאים לתעודת הבגרות בשנתון״ הוא אינדיקטור לסביבת ההשכלה ולהישגיות שליוותה את הפרט בימי ילדותו.[9] המשתנה השלישי הוא מספר הנפשות הסטנדרטיות במשק הבית של ההורים.

3. **מידול ההחלטה על רמת ההשכלה – התיקון של הקמן**. זהו תיקון סטטיסטי המביא בחשבון את העובדה שרמת ההשכלה של הפרט היא אנדוגנית ואינה אקראית (Heckman *et al.* 2000). לפי התיקון, אפשר להגדיר לתשואות מההשכלה שלושה מדדים,[10] המאופיינים בסוג האוכלוסייה שהם מייצגים:

   א. Average Treatment Effect (ATE) – ההשפעה הממוצעת על כלל האוכלוסייה או התשואה הצפויה מההשכלה עבור פרט מקרי באוכלוסייה.

---

8 החוק התקבל ב־1969, אך רק בשנת 1979 יושם במלואו (וראו על כך בהמשך). את ההחלה ההדרגתית של החוק הבאתי בחשבון באמידת התשואה. לשם כך השתמשתי בשלושה משתני דמי. קבוצת הבסיס כוללת את הקוהורטות שלא הושפעו כלל משינויים אלו בחוק, כלומר הקוהורטות המבוגרות יותר, שנולדו בשנים 1953–1955. משתנה הדמי הראשון, ״ייתכן שהושפעו מחוק 9 שנות לימוד חובה״, כולל את הקוהורטות שנולדו בשנים 1956–1958. משתנה הדמי השני, ״ייתכן שהושפעו מחוק 10 שנות לימוד חובה״, כולל את הקוהורטות שנולדו בשנים 1959–1963, ומשתנה הדמי האחרון, ״הושפעו מהשינויים בחוק״, כולל את הקוהורטות הצעירות, שנולדו בשנים 1964–1970.

9 שימוש במשתנה דמי הבוחן את שכיחות הזכאים לתעודת הבגרות בשנתון דומה לשימוש במשתנה ״שיעור האבטלה במשק״ כשמבקשים לאמוד את ההסתברות של הפרט להיות מובטל. אמנם שכיחות הזכאים לתעודת בגרות עולה משנה לשנה, אך כיוון שבכל הרגרסיות יש משתני דמי לקוהורטה, משתנים אלו מפקחים על מגמת העלייה, ומקדם השכיחות של הזכאים לתעודת בגרות כולל את ההשפעה הנוספת של הסביבה שהפרט גדל בה.

10 אצל הקמן ועמיתיו מופיע גם מדד רביעי: Local Average Treatment Effect (LATE) – התשואה הממוצעת שנוספה לפרטים שהונעו לרכוש השכלה (כלומר ההשפעה על אלו ששינוי המדיניות גרם להם לרכוש השכלה נוספת). הדמיון בין LATE ל־ATE התקבל כיוון שמשתנה העזר ששימש את הקמן ועמיתיו (ההבדל בין 4 ל־0 אחים) אינו משנה שינוי מובהק את רמת ההשכלה. גם במחקר זה התקבל דמיון רב בין LATE ל־ATE, מאותה הסיבה: משתני העזר – שינויים בחוק לימוד חובה, שכיחות הזכאים לתעודת בגרות בקוהורטה, ומספר הנפשות הסטנדרטיות במשק הבית של ההורים – לא שינו שינוי של ממש את רמת ההשכלה.

ב. The Effect of Treatment on the Treated (TT) – התשואה מההשכלה לאלו שרכשו השכלה.

ג. Marginal Treatment Effect (MTE) – התשואה מההשכלה עבור ערכים שונים של המשתנים הבלתי נצפים, כלומר התשואה מההשכלה כפונקציה של ההסתברות לרכישת השכלה.

שלושת המדדים – ATE, TT ו־MTE – זהים במקרה שבו החלטת הפרט אם לרכוש השכלה אקדמית אינה מבוססת על מאפיינים בלתי נצפים המשפיעים על התשואה. במקרה זה ההסתברות לרכוש השכלה זהה לכולם, ולכן אין בעיית בחירה. כמובן, גם כשהתשואה מההשכלה זהה לכולם, לא יהיו הבדלים בין המדדים.

ב. אמידת התשואה מהשכלה בישראל

החשיבות של אמידת הקשר הסיבתי בין ההשכלה להכנסה בישראל גדלה לנוכח העלייה החדה של התשואה מההשכלה בשנות השמונים ובראשית שנות התשעים (מועלם ופריש 1999). עלייה זו נבעה מהגידול המתמשך בענפים עתירי חדשנות טכנולוגית בשוק העבודה ובפריון היחסי שלהם, וכן מהגידול בפריון היחסי של העובדים המשכילים.[11] מהממצאים האלה משתמע שכדאיות ההשקעה בהשכלה גברה, ושבאמצעות השקעה זו הממשלה יכולה לשפר במידה ניכרת את הפריון ואת רמת החיים של האוכלוסייה הלא משכילה. אולם ייתכן שהעלייה בתשואה מההשכלה נובעת מתכונות אחרות הנמצאות במתאם עם השכר (כגון כישורים, מוטיבציה והתמדה). עדות עקיפה לכך היא גידול האי־שוויון בתוך קבוצות שוות השכלה (דהן 2001; יוטב־סולברג 2002). לפיכך, המטרה הראשונה של מחקר זה היא למצוא דרך טובה לאמוד את ההשפעה הסיבתית של ההשכלה על כושר ההשתכרות.

רן אברמיצקי וויקטור לביא (Abramitzky and Lavy 2001) אמדו רגרסיית OLS פשוטה ללוג השכר בשנת 2010. הם אספו נתונים משני קיבוצים כדי לבדוק מה קורה כשהתשואה מההשכלה עולה. בעקבות הרפורמה והמעבר לשכר דיפרנציאלי עלתה התשואה מהשכלה של חברי הקיבוץ מתשואה אפסית לתשואה של כ־8% לשנת השכלה. הם גילו שהרפורמה גרמה להשקעה גדולה יותר בלימודים ולשיפור בהישגי התלמידים בני הקיבוץ, וכן שהשפעת ההשכלה על השכר הייתה גדולה יותר בקרב הגברים ובקרב הילדים ממשפחות שהשכלתן נמוכה יותר.

רוני פריש (2008) ניסה להתמודד בכמה שיטות עם בעיית ההטיה של אומדני התשואה מההשכלה, ולשם כך השתמש בנתוני מפקד האוכלוסין של 1995. הוא אמד את התשואה מהשכלה ללוג השכר החודשי באמצעות משתני קירוב, ובכללם השכלת ההורים והאחים, שכר ההורים והאחים ומספר האחים. כמו כן הוא השתמש במשתנה עזר – תיקון לחוק לימוד חובה, התשל"ח–1978, שהוחל ב־1979. בעקבות התיקון, ההשכלה התיכונית מוענקת חינם בכיתות י' עד י"ב, וחוק לימוד חובה הורחב עד כיתה י'. כמו אברהם יוגב וחנה איילון, וכן דב פרידלנדר ועמיתיו (יוגב ואיילון 1985; פרידלנדר ואחרים 2002), גם פריש מצא ששינויים אלה לא השפיעו על שיעור הלמידה בתיכון באופן כללי, אך הוא מצא שיפור בהתמדה במסלול העיוני, ושיפור זה העלה את שיעור הזכאים לבגרות בקרב יוצאי אסיה ואפריקה. כיוון שהתיקון לחוק השפיע בעיקר על תלמידים שהוריהם נולדו באסיה ובאפריקה, פריש מצא שהתשואה לשנת לימוד

11 מועלם ופריש 1999; ברגמן ומרום 2005; זוסמן ואחרים 2006.

בקרב אוכלוסייה זו שווה ל־12% לערך, לעומת תשואה של 9% בלבד שנאמדה ברגרסיה רגילה עבור אותה קבוצה ואותן שנים.

תומר קריאף (2008) השתמש באותם שינויים בחוק לימוד חובה ששימשו את פריש, אך עשה זאת בדרך מדויקת יותר, כיוון שהוא עקב אחר ההחלה ההדרגתית של החוק. כמו פריש, גם הוא מצא שהחוקים השפיעו בעיקר על יוצאי אסיה ואפריקה. הוא אמד תשואה של 14%–15% במגזר זה והגביל את אוכלוסיית המחקר לשכירים שרמת השכלתם 8–12 שנות לימוד.

גיא נבון (2004) השתמש בנתונים על שכירים יהודים בעלי תואר אקדמי העובדים בענף התעשייה, לפי מפקד האוכלוסין של 1995. המשתנה התלוי היה לוג השכר לשעה, ומשתנה הקירוב לכישורים היה תחום הלימוד של הפרט והאוניברסיטה שלמד בה (סביר שבעל כישורים גבוהים יותר יבחר ללמוד באוניברסיטה שנחשבת טובה יותר). המחקר הציג תשואה של 4.8% לשנת לימוד אקדמית.

ייחודו של המחקר הנוכחי לאמידת התשואה מהשכלה בישראל נובע בראש ובראשונה מהשימוש בנתונים חדשים מתוך מפקד האוכלוסין של 2008; מההיקף של אוכלוסיית המחקר, הכוללת את כל השכירים ילידי הארץ שהיו בני 38–55 בשנת 2008; וממיזוג הנתונים עם נתוני ההורים ממפקדים קודמים. מיזוג הנתונים מאפשר הוספת משתני קירוב הקשורים לרקע המשפחתי של הפרט, וכן אמידה של קבוצות אוכלוסייה מוגדרות לפי דת, מוצא אתני, מגדר ורקע משפחתי.

באמידה באמצעות משתנה העזר הובאה בחשבון העובדה שהגדלת מספר שנות לימוד חובה בארץ החלה עוד לפני 1979. החלת השינויים בחוק לימוד חובה הייתה הדרגתית, כמו החלת חוק לימוד חינם מגיל שלוש בימים אלו. על הרפורמה במערכת החינוך הוחלט ב־1969. הרפורמה כללה הרחבה של חובת הלימוד מתשע שנות לימוד (עד סיום כיתה ח׳) ל־11 שנות לימוד (עד סיום כיתה י׳). החוק אִפשר החלה הדרגתית על פי רשימת יישובים שפורסמו בתחילת כל שנה, ולכן במשך תקופה ארוכה לא הייתה חובת לימוד אחידה בכל יישובי הארץ. רק בשנת 1978 קבעה הממשלה מחדש את חובת הלימוד עד כיתה י׳, והפעם הוחלט על יישום מידי של החוק כבר בשנת 1979.

כאמור, מלבד התשואה הממוצעת לפרט אקראי באוכלוסיית השכירים בישראל, המחקר אומד גם הבדלים בתשואות בין קבוצות אוכלוסייה המוגדרות לפי מגדר, דת, מוצא ורקע משפחתי. באמצעות התיקון של הקמן המחקר מבחין בין שלושה ביטויים של השפעת ההשכלה על השכר: (1) ההשפעה הממוצעת של ההשכלה על כלל האוכלוסייה; (2) ההשפעה של ההשכלה על אלו שבחרו לרכוש השכלה נוספת; (3) ההשפעה של ההשכלה כפונקציה של ההסתברות לרכישת השכלה, כלומר: האם לפרטים שסביר שירכשו השכלה יש תשואה גבוהה יחסית לזו של פרטים שסביר שלא ירכשו השכלה?

ג. תיאור הנתונים

בסיס הנתונים ששימש במחקר זה הוא מפקד האוכלוסין האחרון, שנעשה ב־2008. המפקד כולל מידע דמוגרפי, חברתי וכלכלי על אוכלוסיית ישראל. משולבים בו נתונים מראיונות פנים מול פנים של כ־20% ממשקי הבית בישראל עם נתונים מינהליים המבוססים על מרשם התושבים. לאחר שהנתונים (בעיקר נתוני הכנסות) הושלמו ותוקנו באמצעות נתוני מס ההכנסה, הצטמצמו טעויות המדידה והושגו אמידות מדויקות ואמינות יותר. התמקדתי בשכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970, כך שבעת מפקד האוכלוסין של שנת 2008 הם היו בני 38–55. טווח גיל זה נבחר כיוון שבתקופת חיים זו השכר בדרך כלל מתייצב ומאפיין בצורה טובה את התשואה מההשכלה.

בלוח 1 להלן מוצג, בעמודה הראשונה מימין, תיאור סטטיסטי של כלל מדגם השכירים ילידי הארץ, שהיו בני 38–55 בשנת 2008 (מדגם זה ייקרא להלן "מדגם השכירים").[12] בעמודה השנייה מופיע מדגם מצומצם, הכולל רק שכירים שעל הוריהם נמצאו נתונים במפקדי האוכלוסין של 2008, 1995, 1983 או 1972. מאפייני הרקע המשפחתי של הפרט יכולים להשפיע הן על רמת ההשכלה הן על יכולת ההשתכרות של הפרט.[13] נתוני ההורים, למשל רמת ההכנסה שלהם, חשובים לא רק כדי לשמש משתני קירוב לכישורים של צאצאיהם השכירים, אלא גם כדי לדעת אם יש הבדל בתשואות בין עובדים הנבדלים ברמות ההכנסה וההשכלה של הוריהם.

12 זיהוי השכירים נעשה על פי שני משתנים שלא בהכרח חפפו זה את זה: הראשון, מתוך שאלון המפקד, שביקש מהמתפקדים להגדיר את מעמדם במקום העבודה לפי הקטגוריות שכיר, עצמאי או אחר (חבר קואופרטיב, חבר קיבוץ, בן משפחה העובד ללא תשלום). המשתנה השני לקוח 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 עובדים שלפי שני המשתנים הללו הוגדרו שכירים. נוסף על כך נמחקו מהמדגם עובדים שאין נתונים על מספר שעות עבודתם או ששכרם הממוצע לשעה נמוך מ־10 ש"ח או גבוה מ־1,000 ש"ח (נמחקו 4,580 תצפיות). נשארו במדגם 54,506 שכירים ילידי הארץ.

13 ממצאים אמפיריים רבים מרחבי העולם מורים על מתאם חיובי בין רמת ההכנסה של משפחתו של הפרט לבין רמת השכלתו. ראו למשל Manski and Wise 1983; Manski 1993; Mare 1995; Mayer 1997; Levy and Duncan 2000; Cameron and Heckman 2001

לוח 1: השוואה סטטיסטית של המדגמים: שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970

	כלל השכירים	עם נתוני הורים					
		כלל המדגם	יהודים	מוסלמים	אחרים	אשכנזים	מזרחים
גיל (שנים)	45.5	43.8	44	43	43.2	43.9	44.1
שיעור היהודים	0.84	0.82					
שיעור הגברים	0.51	0.52	0.47	0.78	0.63	0.48	0.47
מספר שנות לימוד	13.8	13.9	14.3	11.6	12.9	15.3	13.5
שכר לשעה (בש"ח, 2008)	65.2	63.5	69.2	44.1	51.9	80.6	60.9
שיעור יוצאי אסיה־אפריקה מקרב היהודים	0.56	0.57	0.57				
שיעור הנשואים	0.83	0.82	0.81	0.91	0.87	0.81	0.81
הכנסות הורים לנפש סטנדרטית (בש"ח, 2008)		3,679	4,024	2,023	2,514	5,269	3,076
שיעור העובדים שהוריהם בעלי השכלה גבוהה		0.2	0.26	0.04	0.05	0.41	0.1
מספר נפשות סטנדרטיות בבית ההורים		3.41	3.29	3.99	3.85	2.93	3.57
מספר תצפיות	54,506	17,305	14,150	2,437	718	6,113	8,037

מקור: מפקד האוכלוסין 2008.

במדגם המצומצם של השכירים, הכולל נתוני הורים, הגיל הממוצע צעיר ב־1.7 שנים מזה של כלל מדגם השכירים,[14] ושיעור האוכלוסייה הלא יהודית גבוה יותר.[15] שינויים אלו הביאו לעליית שיעור הגברים במדגם, לירידה בשיעור הנשואים, לעלייה במספר שנות ההשכלה[16] ולירידה של 2 ש"ח בשכר לשעת

14 הסיכוי למצוא את נתוני ההורים של שכירים מבוגרים יותר – קטן.

15 באוכלוסייה הלא יהודית רבים ממשיכים לגור יחד באותו משק בית גם לאחר שהילדים בגרו, ולכן יש סיכוי רב יותר שאם הבנים נדגמו ומילאו את השאלון המורחב, גם ההורים מילאו את השאלון המורחב.

16 מספר שנות הלימוד אינו כולל שנות לימוד בישיבה גבוהה, בהנחה שאלו אינן רלוונטיות לשוק העבודה. בתצפיות שבהן דווח על מספר שנות לימוד גבוה מ־22 הוחלף הערך המדווח ל־22 שנות לימוד בלבד.

עבודה.[17] באמידות יש פיקוח על גיל העובדים (דרך משתנה הניסיון התעסוקתי), על המגדר, על הדת ועל הסטטוס המשפחתי, ולכן גם אם יש הטיות הנובעות מצמצום המדגם לתצפיות הכוללות נתוני הורים, הן קטנות ואינן משמעותיות.

בהנחה שהתשואה מההשכלה אינה הומוגנית באוכלוסייה, יש חשיבות לתיאור הנתונים ולאמידה גם לפי קבוצות הומוגניות יותר. חלוקת המדגם לפי הדת, המוצגת בלוח,[18] מראה שהגיל הממוצע גבוה יותר בקרב היהודים. ייתכן שהם ממשיכים לעבוד עד גיל מבוגר יותר בממוצע, היות שהם מועסקים במקומות מסודרים יותר ובעבודות קלות יותר מבחינה פיזית. כמו כן, ייצוג הנשים במדגם השכירים נמוך מאוד במגזר המוסלמי (22%), משתפר אצל ה"אחרים" (הדרוזים והנוצרים – 37%) ובמגזר היהודי אף עולה על זה של הגברים (53%). כצפוי, מספר שנות הלימוד של היהודים הוא הגבוה ביותר (14.3), ואילו המגזר שבו מספר שנות הלימוד הנמוך ביותר הוא המגזר המוסלמי (11.6). ניתוח של חסמי הכניסה להשכלה הגבוהה הראה שבקרב המגזר הערבי יש קושי לעמוד בתנאי הסף הנדרשים כדי להתקבל למוסדות להשכלה גבוהה, חסר מידע על האקדמיה וחסרה חשיפה אליה, משוק התעסוקה יש איתותים שליליים באשר לרמת ההשתכרות העתידית, והתשואה מההשכלה נמוכה ואינה ודאית במגזר זה (שביב ואחרים 2013).

באוכלוסיית המדגם המגזר הלא יהודי צעיר מעט מהמגזר היהודי. למרות זאת נמצא שיש במדגם ייצוג גדול יותר של נשואים לא יהודים (91% מהשכירים המוסלמים ו־87% מהשכירים האחרים, כלומר נוצרים ודרוזים), יחסית למגזר היהודי, שבו רק 81% נשואים. הרקע המשפחתי – משמע השכלת ההורים וההכנסה הפרמננטית של ההורים יחסית לקוהורטה – הוא בממוצע הגבוה ביותר במגזר היהודי והנמוך ביותר במגזר המוסלמי. פער עצום נמצא במדגם בין ממוצע השכר לשעה בקרב היהודים, 69.2 ש"ח, לבין ממוצע השכר לשעה בקרב המוסלמים, 44.1 ש"ח.

היחס בין השכר לשעה לבין מספר שנות הלימוד במגזר היהודי הוא 4.8 ש"ח לשעה לכל שנת לימוד, ואילו יחס זה אצל המוסלמים הוא 3.8 בלבד. חישוב פשוט מראה ששכר המוסלמים לשעת עבודה לכל שנת לימודים נמוך ב־22%

17 השכר לשעה שווה להכנסה הממוצעת של שכיר ברוטו לחודש, לפי קובצי מס הכנסה, מחולק במספר שעות העבודה השבועיות, כפול 4.3. מתקבל שהשכר לשעה גבוה בהשוואה לשכר הממוצע במשק. תוצאה זו נובעת מחתך הגיל: שכר העובדים מגיע בדרך כלל לרמות הגבוהות ביותר בקרב קבוצת הגיל שנבחרה למדגם.

18 מבחני t לבדיקת המובהקות של ההבדלים בין הנוצרים לדרוזים מביאים למסקנה שמגזרים אלו דומים למדי זה לזה (מתקבל שברמת מובהקות של 5% לא יהיה נכון לדחות את השערת האפס שלפיה מאפייני הנוצרים דומים למאפייני הדרוזים, מלבד הגיל). בגלל הדמיון במאפיינים ובשל מיעוט התצפיות בשני המגזרים אני מציגה אותם כקבוצה אחת, המכונה "אחרים".

לעומת השכר שהיינו מצפים לו במצב שבו אין הבדלים בין הקבוצות בתשואה מהשכלה. זהו אומדן ראשוני של הפערים בתשואה מההשכלה והוא בגדר אומדן חסר. ראשית, יש חשש להטיה כלפי מטה בקבוצת המוסלמים כיוון שבקרב המוסלמים שיעור הנשים השכירות נמוך משיעור הגברים השכירים, ובאופן כללי שכר הנשים הממוצע נמוך משכר הגברים. שנית, המוסלמים לומדים 11.6 שנים בממוצע, ואילו היהודים לומדים 14.3 שנים בממוצע. שנות הלימוד הנוספות על ה־12 הראשונות הן שנות לימוד אקדמיות לתואר ראשון, ותרומתן לשכר גבוהה יחסית לשנות לימוד אחרות.

חישוב דומה של פערי התשואה להשכלה בין היהודים ל"אחרים" מראה ששכר האחרים, שלמדו 12.9 שנות לימוד בממוצע, היה צריך לעמוד על 62.4 ש"ח לשעת עבודה. זאת אומרת, שכרם הממוצע בפועל נמוך ב־9% מהשכר שהיינו מצפים לו אילולא היו פערים בתשואה מהשכלה בין הקבוצות.

חלוקת המגזר היהודי לפי יבשת הלידה של האב מתוארת אף היא בלוח 1 לעיל.[19] מהלוח עולה שיש הבדלים מובהקים בין הקבוצות (ברמת מובהקות קטנה מ־1%) ברמת ההשכלה (15.3 שנות לימוד אצל האשכנזים, לעומת 13.5 אצל המזרחים) וכן בשכר לשעה (80.6 ש"ח לשעה אצל האשכנזים, לעומת 60.9 ש"ח לשעה אצל המזרחים). השכירים האשכנזים מגיעים ממשפחות אמידות יותר (הכנסת ההורים לנפש סטנדרטית שווה בממוצע ל־5,269, לעומת 3,076 אצל המזרחים), משכילות יותר (הוריהם של 41% מהשכירים במדגם של האשכנזים הם בעלי השכלה גבוהה,[20] יחסית ל־10% בלבד בקרב המזרחים) ומספר הנפשות הסטנדרטיות בהן קטן יותר (2.9, לעומת 3.6 אצל המזרחים).

19 קבוצת האשכנזים כוללת את כל היהודים ילידי הארץ שאביהם שנולד באירופה (בכלל זה ברית המועצות), באמריקה או בישראל. קבוצת המזרחים כוללת את כל היהודים ילידי הארץ שאביהם נולד באסיה או באפריקה. ניסיתי לבדוק גם חלוקה לפי יבשת הלידה של האם, והתוצאות היו כמעט זהות. רוב זוגות ההורים במדגם הם מאותו מוצא. כך נמצא ש־90% מהיהודים שאביהם ממוצא מזרחי, גם אמם מאותו מוצא, וההפך – 89% מהיהודים שאמם ממוצא מזרחי, גם אביהם מאותו מוצא.

20 המשתנה "הורים בעלי השכלה גבוהה" הוגדר שכירים שמספר שנות הלימוד של הוריהם גבוה ממספר שנות הלימוד של האחוזון ה־75 עבור כל קוהורטה. לחישוב המשתנה השתמשתי במספר שנות הלימוד הגבוה ביותר שהופיע בנתוני ההורים של כל פרט, ומצאתי עבור כל קוהורטה את מספר שנות הלימוד באחוזון ה־25 ובאחוזון ה־75. בהמשך, כאשר ארצה להשוות בין קבוצות אוכלוסייה, אשתמש גם בקריטריון של השכלת הורים, ואחלק את המדגם לשלוש קבוצות: שכירים שרמת ההשכלה של הוריהם יחסית לקוהורטה נמצאת ברבעון התחתון, שכירים שרמת ההשכלה של הוריהם נמצאת ברבעון העליון, וכל היתר – שכירים שרמת ההשכלה של הוריהם היא בין האחוזון ה־25 לאחוזון ה־75.

ד. אמידות התשואה מהשכלה

1. התשואה מהשכלה לשנת לימודים

אמידת התשואה לשנת השכלה ממוצעת מוצגת בלוח 2 להלן.[21] בכל הרגרסיות המשתנה התלוי הוא לוג השכר הממוצע לשעה בשנת 2008, והמשתנים המסבירים, מלבד שנות ההשכלה, הם ניסיון וניסיון בריבוע, וכן משתני דמי למגדר, לסטטוס המשפחתי, לדת וליבשת הלידה של האב והאם (עבור יהודים). כמו במחקרים אחרים (Card 1999; Heckman *et al*. 2000), הניסיון התעסוקתי מחושב כך: הגיל פחות מספר שנות הלימוד פחות 6 (אין במפקד נתונים על משך השירות הצבאי של העובדים, אך כיוון שחלקם אינם משרתים בצבא, ובמקרים רבים שנות השירות הצבאי תורמות לניסיון התעסוקתי של הפרט, סביר להניח שאין בחישוב זה הטיה של ממש). מאפייני ההורים (ההכנסה הפרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה,[22] משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר הנפשות הסטנדרטיות) משמשים משתני קירוב לכישורי הפרט ולכושר השתכרותו וכך מצמצמים את בעיית ההטיה ומסייעים להשגת אמידה מדויקת יותר.

התשואה מההשכלה נאמדה בנפרד בעבור כל אחת מקבוצות האוכלוסייה, בחלוקה לפי דת, מוצא ומגדר. במגזר הלא יהודי מקדם שנות הלימוד של הנשים גבוה יותר ממקדם שנות הלימוד של הגברים, בעיקר אצל המוסלמים (הפרש של 3.5 נקודות האחוז). נשים שיצאו ללימודים במגזר זה באותה התקופה פעלו נגד המוסכמות, ונראה שהיו להן מוטיבציה וכישורים גבוהים מאוד; לעומת זאת, לנשים לא משכילות במגזר זה היצע העבודות קטן והשכר נמוך מאוד ואינו מתגמל – ולכן הפרש השכר בין נשים משכילות לנשים לא משכילות במגזר זה הוא גדול.

---

21 התשואות המוצגות בלוח נאמדו באמצעות משתני הרקע המשפחתי, המשמשים קירוב (proxy) למשתנים כישורים ותשואה מהשכלה, והן דומות מאוד לתשואות שנאמדו באמצעות משתנה עזר (IV).

22 הכנסת ההורים, בעיקר בתקופת הילדות וההתבגרות של הפרט, משפיעה על השכלת הפרט ועל כושר השתכרותו. הנתונים על הכנסות משק הבית של ההורים נלקחו מכמה מפקדים עבור מגוון קבוצות גיל של ההורים, ולכן גם ממגוון תקופות של הפרט. כדי לגלות את הכנסות ההורים בזמן התבגרות הילדים, אמדתי את משוואת ההכנסה לנפש סטנדרטית של ההורים במדגם. באמצעות המשוואה, ועל פי גיל ההורים, אפשר לחשב אומדן ממוצע להכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית. הפער בין הכנסת משק הבית לנפש סטנדרטית בפועל לבין האומדן הממוצע יהיה המדד לרמת ההכנסה הפרמננטית של ההורים. כיוון שאני אומדת את התשואה מהשכלה של 18 קוהורטות עוקבות (כזכור, המדגם כולל עובדים שהיו בני 38–55 במפקד 2008), חשוב להשוות בין רמת ההכנסה שנמצאה לבין רמת ההכנסה הממוצעת של הפרט באותה קוהורטה.

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).

לוח 2: תשואה לשנת לימודים ממוצעת: שכירים שנולדו בישראל בשנים 1953–1970*

	יהודים	מוסלמים	אחרים	ממוצע משוקלל	אירופה, אמריקה, ישראל	אסיה, אפריקה	ממוצע משוקלל
גברים	**11.3%** (0.28)	**7.2%** (0.18)	**9.0%** (0.21)	**10.3%**	**10.6%** (0.24)	**12.3%** (0.26)	**11.6%**
מספר תצפיות	6,705	1,903	452	9,060	2,947	3,758	6,705
נשים	**10.4%** (0.24)	**10.7%** (0.36)	**11.5%** (0.33)	**10.5%**	**9.2%** (0.32)	**11.6%** (0.24)	**10.6%**
מספר תצפיות	7,445	534	266	8,245	3,168	4,277	7,445
ממוצע משוקלל	**10.8%**	**8.0%**	**9.9%**	**10.4%**	**9.9%**	**11.9%**	**11.0%**

* כל המקדמים בלוח מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%; שיעור השונות המוסברת (adjusted R-square) מופיע בסוגריים; הלוח מציג את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה, מאפייני פרט נצפים (ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי ליבשת הלידה של האב והאם) ומאפייני הורים (ההכנסה הפרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר הנפשות הסטנדרטיות); לפירוט האמידות ראו בנספח האינטרנטי, http://tinyurl.com//y3orj7.

שיעור השונות המוסברת (adjusted R-square) של הרגרסיות, המופיע בסוגריים, הוא הנמוך ביותר אצל הגברים המוסלמים (18%) והגבוה ביותר אצל הנשים המוסלמיות (36%). ממצא זה תומך בכך שהמשוואה המינסריאנית (Mincer 1958), הכוללת משתני השכלה, כישורים ומשתנים דמוגרפיים אחרים, יכולה לספק לשכר הנשים המוסלמיות הסבר טוב יותר מההסבר שהיא יכולה לספק לשכר הגברים המוסלמים. תרומת ההשכלה לשכר נמוכה יותר בקרב הגברים המוסלמים, וחלק גדול מהשונות הבלתי מוסברת קשורה לרמת האפשרויות והקשרים שלהם בשוק העבודה, ולא לרמת נגישות ההשכלה.

מקדם שנות הלימוד במגזר היהודי נמוך יותר אצל הנשים, בעיקר בקבוצת העובדים שאביהם יליד אירופה, אמריקה או ישראל. כמו שכבר צוין, בקבוצה זו, המאופיינת ברקע חברתי־כלכלי גבוה, ההחלטה לרכוש השכלה אינה בהכרח החלטה כלכלית, ורכישת השכלה היא הנורמה הרווחת. בהמשך, עם הקמת התא המשפחתי והרחבתו, דפוס העבודה של הנשים, המושפע מתפקידן בחיי המשפחה ובייחוד מהטיפול בילדים קטנים, משפיע ישירות על תנאי ההעסקה שלהן ועל התשואה מההשכלה. נשים מחפשות משרות נוחות יותר, שיש בהן בדרך כלל פחות אתגר והן מתגמלות פחות, כגון משרות חלקיות, ולעתים הן אף עוזבות את שוק העבודה.

התוצאות של אמידת התשואה לפי המאפיינים מגדר, דת ומוצא שוקללו כדי לקבל תמונת מצב של כלל אוכלוסיית השכירים.[23] מנתוני המדגם עולה שעליית השכר הממוצעת לכלל השכירים הייתה בשיעור של 10.4% לכל שנת השכלה. לעומת זאת, מנתוני מפקד 1995 התקבלה במחקר של פריש (2008) תשואה של 7%–8% בלבד. עלייה ניכרת זו בתשואה מההשכלה נובעת בראש ובראשונה משתי תמורות שפגעו בעובדים לא מיומנים – פתיחת המשק הישראלי ליבוא ועליית ענפי ההיי־טק. הסבר אחר להבדלי התשואה הוא גיל העובדים. המדגם במחקר זה כולל קבוצה מבוגרת יותר של בני 38–55, ואילו המדגם של פריש כלל בני 26–45. אמנם בשני המדגמים נכללים אותם האנשים פחות או יותר, אך כשמודדים את התשואה של עובד בעל ניסיון רב יותר מתקבלת תשואה גבוהה יותר. כשהעובדים צעירים יותר, חלקם עדיין לומדים ורוכשים ניסיון, ולכן האומדן של התשואה מההשכלה נמוך יותר. פריש (שם) מצא שהתשואה מההשכלה עולה עם הגיל ומגיעה לשיאה בסביבות גיל 44. זה הגיל הממוצע במדגם של עבודה זו.

בקבוצת המוסלמים מקדם שנות הלימוד נמוך מהמקדם במגזר היהודי (8.0% בקבוצת המוסלמים, לעומת 10.8% במגזר היהודי). תוצאה זו משקפת את האפשרויות המוגבלות של האוכלוסייה המוסלמית בשוק עבודה בארץ, שכן השוק מציע פחות אפשרויות תעסוקתיות לבעלי השכלה גבוהה במגזר זה. נח לוין־אפשטיין ומשה סמיונוב (Lewin-Epstein and Semyonov 1994) מצאו שיחסית לערבי, היהודי נהנה מתשואה גבוהה יותר על תכונות הפרט. סאמי מיעארי ואחרים (2011) הראו

23 בנספח האינטרנטי, מלבד תוצאות רגרסיה מלאות של התשואות המוצגות בלוח, מופיעות גם תוצאות הרגרסיה של התשואה הנאמדת ישירות עבור כלל המדגם עם משתני דמי לקבוצות (ראו לוח 2, לעיל עמ׳ 32, הערה). התוצאות בשני המקרים דומות מאוד זו לזו. ככל שאיחוד הקבוצות הומוגני פחות – למשל גברים יהודים שיש להם תשואה גבוהה, וגברים לא יהודים שיש להם תשואה נמוכה – כך התוצאות יהיו דומות פחות זו לזו. בחרתי להציג בגוף העבודה את תוצאות הממוצע המשוקלל, כיוון שבהרצת רגרסיה לכל קבוצה בנפרד ושקלול התוצאות, התוצאות מדויקות יותר.

שבשנים 2008–2009 הייתה ההפליה של עובדים מיומנים (משכילים) גבוהה מההפליה של עובדים לא מיומנים, כך שתשואת השכירים היהודים גבוהה יותר.

תשואת ה"אחרים", כלומר הנוצרים והדרוזים, גבוהה משל המוסלמים, אך נמוכה משל היהודים ועומדת על 10% כמעט. יחסית למוסלמים, ההשתלבות של קבוצה זו בשוק העבודה הישראלי מוצלחת יותר, בגלל שירותם הצבאי או בשל נורמות התנהגותיות המקלות עליהם להשתלב ומביאות לתשואה גבוהה יותר מהשכלה.

עוד עולה מלוח 2 לעיל שיש הבדל ניכר במקדמים במגזר היהודי בין עובדים שאביהם נולד באסיה או באפריקה לבין עובדים שאביהם נולד באירופה, באמריקה או בישראל. בקבוצת העובדים שאביהם נולד באסיה או באפריקה יש עלייה ממוצעת של 11.9% בשכר לשעה לכל שנת השכלה, ואילו בקבוצת העובדים שאביהם נולד באירופה, באמריקה או בישראל העלייה הממוצעת בשכר לשעה היא בשיעור של 9.9% לכל שנת השכלה. התשואה מהשכלה שאמד פריש (2008) ברגרסיית OLS רגילה עבור המזרחים היא 9.5%, והיא גבוהה מהתשואה שהוא קיבל עבור כלל המדגם (7%–8%). גם ממחקרה של נילי מארק וממחקרם ושל חמי גוטליבובסקי ונילי מארק (מארק 2000; גוטליבובסקי ומארק 2003) עולה שהתשואה מהשכלה של ילידי ישראל ממוצא אסיה־אפריקה גבוהה מזו של ילידי ישראל ממוצא אירופה־אמריקה.

נראה שהתשואה הגבוהה יותר מהשכלה בקבוצת המזרחים – הקבוצה החלשה יותר מבחינה חברתית־כלכלית – נובע מההבדלים בין הקבוצות באשר ליחס להשכלה. אצל האשכנזים יש לחץ חברתי גדול יותר לרכישת השכלה, והוא אינו תלוי בתרומתה לשכר. בקבוצה החלשה יותר מיוחסת להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות הן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות, ורק אם התועלת הכלכלית מרכישת ההשכלה מצדיקה את המהלך. עובדים ממעמד חברתי־כלכלי נמוך יותר ימשיכו ללימודים גבוהים רק אם הישגיהם הלימודיים (למשל ציון בבחינה הפסיכומטרית) מעידים שהתועלת השולית שיפיקו מההשכלה תצדיק את עלויותיה. כמו כן, הישגים לימודיים גבוהים יכולים להביא לירידה ניכרת בעלויות ההשכלה, למשל בזכות מלגות ופרסים, ועל כן יכולים להשפיע על ההחלטה במעמדות אלו.

גם מחקרים אחרים בעולם מראים שהקבוצה החלשה מאופיינת בתשואות גבוהות יותר מהשכלה. מחקר שנעשה בקנדה הראה שלאבורג'ינים – התושבים המקוריים של קנדה (Aboriginal people), שהם קבוצת האוכלוסייה החלשה יותר – יש תשואה גבוהה מזו של קבוצות אחרות. הנימוק שניתן לכך הוא שבעקבות רכישת ההשכלה פער השכר בין הקבוצה החלשה לחזקה מצטמצם במידה ניכרת (Patrinos and Sakellariou 1992; George and Kuhn 1994). באותו האופן, גארי סנדפור ווילבר סקוט (Sandefur and Scott 1983) מצאו שלאינדיאנים בארצות הברית יש תשואה גבוהה יותר להשכלה מזו של קבוצות אחרות.

בלוח 3 להלן חולק מדגם השכירים היהודים לפי המגדר ולפי הרקע המשפחתי, כלומר ההכנסה הפרמננטית של ההורים ורמת ההשכלה של ההורים. התשואה נאמדה לכל קבוצה בנפרד, ובשורה האחרונה של הלוח מוצג הממוצע המשוקלל של התשואות לשנת לימודים עבור כלל השכירים היהודים – הגברים והנשים – לפי הרקע המשפחתי שלהם.[24] נמצא קשר שלילי בין רמת ההכנסה הפרמננטית של ההורים לבין מקדמי ההשכלה, וכן בין רמת ההשכלה של ההורים לבין התשואה להשכלה. התשואות הגבוהות מתקבלות בקבוצה החלשה, עבור שכירים שלהוריהם יש רמת הכנסה או רמת השכלה נמוכה. התשואות הנמוכות מתקבלות בקבוצה החזקה, עבור שכירים שלהוריהם יש רמת הכנסה או רמת השכלה גבוהות.

לוח 3: תשואה לשנת לימודים ממוצעת: שכירים יהודים שנולדו בישראל בשנים 1953–1970*

	רמת ההכנסה הפרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
גברים	**12.4%** (0.24)	**11.4%** (0.27)	**10.7%** (0.28)	**11.5%** (0.22)	**11.9%** (0.25)	**10.0%** (0.22)
מספר התצפיות	1,392	3,296	2,017	751	4,218	1,736
נשים	**11.0%** (0.22)	**10.6%** (0.24)	**9.3%** (0.20)	**12.3%** (0.24)	**11.0%** (0.23)	**8.1%** (0.16)
מספר התצפיות	1,703	3,667	2,075	834	4,720	1,891
ממוצע משוקלל	**11.6%**	**11.0%**	**10.0%**	**11.9%**	**11.4%**	**9.0%**

* כל המקדמים בלוח מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%; שיעור השונות המוסברת (adjusted R-square) מופיע בסוגריים; הלוח מציג את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה, מאפייני פרט נצפים (ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, רמי ליבשת הלידה של האב והאם) ומאפייני הורים (ההכנסה הפרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר הנפשות הסטנדרטיות); פירוט של האמידות נמצא בנספח האינטרנטי (ראו לוח 2, לעיל עמ׳ 32, הערה).

24 ראו לעיל ההערה הקודמת.

בלוח 4 להלן מתוארת התשואה לשנת לימודים לשכירים לא יהודים לפי רמת ההכנסה ולפי רמת ההשכלה של ההורים. התשואה לשנת לימודים נאמדה לכל קבוצה בנפרד, ובשורה האחרונה של הלוח מוצג הממוצע המשוקלל של התשואות לשנת לימודים עבור כלל השכירים הלא יהודים – הגברים והנשים – לפי הרקע המשפחתי שלהם.[25] במגזר הלא יהודי מיוחסת חשיבות רבה להון התרבותי והחברתי, ולכן התשואות הנמוכות יותר מתקבלות בקבוצות שבהן הכנסת ההורים והשכלתם נמוכות. גם בחלוקה זו ניכרת התשואה הגבוהה יותר של נשים במגזר זה.

לוח 4: תשואה לשנת לימודים: שכירים לא יהודים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970*

	רמת ההכנסה הפרמננטית של ההורים			רמת ההשכלה של ההורים		
	נמוכה	ממוצעת	גבוהה	נמוכה	ממוצעת	גבוהה
גברים	**7.0%** (0.15)	**7.9%** (0.22)	**7.8%** (0.20)	**7.3%** (0.18)	**8.1%** (0.21)	**6.5%** (0.18)
מספר התצפיות	917	1,286	152	1,048	1,230	77
נשים	**10.6%** (0.31)	**11.1%** (0.35)	**11.9%** (0.41)	**9.2%** (0.27)	**12.8%** (0.35)	**10.7%** (0.29)
מספר התצפיות	313	403	84	292	443	65
ממוצע משוקלל	**7.9%**	**8.7%**	**9.3%**	**7.7%**	**9.3%**	**8.4%**

* כל המקדמים בלוח מובהקים סטטיסטית ברמת מובהקות של 0.1%; שיעור השונות המוסברת (adjusted R-square) מופיע בסוגריים; הלוח מציג את מקדמי ההשכלה עבור רגרסיות OLS שבכולן המשתנה התלוי הוא לוג השכר לשעה כפונקציה של שנות השכלה ומאפייני פרט ורקע משפחתי נוספים (ניסיון וניסיון בריבוע, סטטוס משפחתי, דמי לדת, ההכנסה הפרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר הנפשות הסטנדרטיות); פירוט של האמידות יש בנספח האינטרנטי (ראו לוח 2, לעיל עמ׳ 32, הערה).

25 ראו לעיל הערה 23.

שיעור השונות המוסברת (adjusted R-square) של הרגרסיות, המופיע בסוגריים, הוא הנמוך ביותר (16%) אצל נשים יהודיות שהוריהן רכשו השכלה גבוהה. קבוצה זו מאופיינת בכישורים גבוהים. ממצא זה תומך בעובדה שתרומת ההשכלה לשכר בקבוצה זו נמוכה, וחלק גדול מהשונות הבלתי מוסברת קשורה לבחירות שהנשים עושות בכל הנוגע לשוק העבודה.

לסיכום, כל שנת לימודים נוספת מעלה את השכר לשעה ב־10.4% בממוצע. התשואה מההשכלה אצל הגברים במגזר הלא יהודי נמוכה עקב האפשרויות המוגבלות של האוכלוסייה הלא יהודית בשוק העבודה בארץ. התשואה מההשכלה של הנשים במגזר הלא יהודי גבוהה משל הגברים במגזר זה, וכן גבוהה מהתשואה של הנשים במגזר היהודי. נשים לא יהודיות שיצאו ללימודים ניחנו במוטיבציה ובכישורים גבוהים מאוד, ובהשוואה להן, לנשים לא משכילות במגזר זה היוצאות לעבוד מחוץ לבית היצע העבודות קטן והשכר נמוך. בתוך המגזר היהודי, לקבוצת המזרחים התשואה להשכלה גבוהה מזו של האשכנזים. בקבוצה החזקה יותר, האשכנזים, ההחלטה לרכוש השכלה היא אוטומטית כמעט, ואינה קשורה לתרומת ההשכלה לשכר. אצל המזרחים יש להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות הן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות ובתנאי שהתועלת מרכישת ההשכלה מצדיקה את המהלך.

חלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי מציגה במגזר היהודי קשר שלילי בין החוזק החברתי־כלכלי של הקבוצה לבין התשואה. מגבלת הנזילות מחייבת בחירה קפדנית יותר בקבוצות החלשות, ובקבוצות החזקות רכישת ההשכלה היא נורמה הגורמת לרוב גדול יותר לרכוש השכלה, גם אם תרומתה גבוהה פחות. אצל הלא־יהודים מיוחסת חשיבות רבה להון התרבותי והחברתי, ולכן התשואות הנמוכות יותר נמצאות בקבוצות שבהן הכנסת ההורים והשכלת ההורים נמוכות.

2. התשואה מהשכלה לפי רמת ההשכלה

תרומת ההשכלה אינה חייבת להיות ליניארית וזהה בכל שנות ההשכלה. ייתכן שיש שנים שהשפעתן על השכר גדולה יותר, וייתכן גם שהשגת תעודה משפיעה עליו עוד יותר, כי לתעודה יש ערך נוסף על זה של שנות הלימוד. השפעת התעודה על השכר מכונה בספרות "אפקט הדיפלומה" – תוספת שכר המתקבלת תמורת השלמת השנה האחרונה של בית הספר היסודי או התיכון וכדומה, נוסף על העלייה בשכר לכל שנת לימודים קודמת (Lange and Topel 2006).

כדי לבחון אם התשואה מהשכלה אכן משתנה במעבר מרמת השכלה אחת לאחרת, וכדי לאמוד את התשואה של כל שנת לימודים אקדמית, אשתמש בשתי שיטות אקונומטריות: השיטה הראשונה היא שימוש במשתני הרקע המשפחתי בתור קירוב (proxy) למשתנים כישורים ותשואה. בשיטה זו מניחים שלאנשים דומים

זה לזה יהיו גם תשואות דומות זו לזו. לכן, כדי לאמוד את התשואה מההשכלה משווים בין השכר של אלה שלמדו ובין השכר של אלה שלא למדו בקרב שכירים שמשתני הרקע שלהם דומים זה לזה. השיטה השנייה ממדלת את ההחלטה על רמת ההשכלה לפי התיקון של הקמן. בשיטה זו אפשר להפריד בין התשואה מהשכלה לאלו שרכשו השכלה גבוהה לבין התשואה מהשכלה לאלו שלא עשו זאת.

א. ההבדלים בתשואה מהשכלה לפי רמת ההשכלה

כדי לאמוד את התשואות מהשכלה ברמות שונות של השכלה הוספתי למשוואות הרגרסיה משתני דמי לרמת ההשכלה (תיכון, תעודת בגרות, תעודה על־תיכונית ותארים ראשון, שני ושלישי) ועוד ארבעה משתני אינטראקציה, שבהם מספר שנות הלימוד מוכפל במשתני הדמי של רמת ההשכלה (לא סיים תיכון, סיים תיכון, תעודת בגרות ותעודה על־תיכונית).[26] מטרת משתני האינטראקציה הייתה לבדוק, עבור תעודה נתונה, כיצד שנת לימוד נוספת משפיעה על השכר הממוצע לשעה.

בלוח 5 להלן מתוארת התשואה לשנת לימודים[27] של יהודים לעומת לא־יהודים ושל אשכנזים לעומת מזרחים. באמצעות הממוצע המשוקלל של תוצאות האמידה התקבלה התשואה לכלל מדגם השכירים.[28] מהלוח עולה שבכל קבוצות האוכלוסייה יש תשואה גבוהה ומובהקת לשנת לימודים לתואר ראשון. מהשוואת התשואות בין המגזרים עולה שגם בלוח זה התשואות הגבוהות יותר מתקבלות בדרך כלל במגזר היהודי, ובתוך המגזר היהודי התשואות הגבוהות יותר הן בקרב המזרחים.

---

26 ניסיתי גם להריץ רגרסיה שיש בה משתנה אינטראקציה לכל רמת השכלה, אך נוכחתי לדעת שעבור רמות השכלה גבוהות משתני האינטראקציה של רמת ההשכלה עם שנות ההשכלה אינם מובהקים.

27 משנת הלימוד הראשונה ועד לכיתה י"א (11 שנות לימוד) התשואה שווה למקדם משתנה האינטראקציה של מספר שנות הלימוד עד כיתה י"א עם משתנה הדמי לשכיר שלא סיים תיכון. כדי לדעת את התשואה לשנה ה־12, שנת סיום התיכון, חישבתי את ההפרש הממוצע בין שכיר שלמד 12 שנים וסיים תיכון לבין שכיר שלמד 11 שנים ולא סיים תיכון. התשואה מתעודת בגרות היא ההפרש הממוצע בשכר בין שכיר בעל תעודת בגרות לשכיר שסיים תיכון ללא תעודת בגרות (לבדיקת המובהקות וסטיית התקן הרצתי רגרסיה שבה קבוצת הבסיס הייתה שכירים שסיימו תיכון). התשואה לשנים שאחרי תיכון ללא בגרות ולשנים אחרי תיכון עם תעודת בגרות, בדומה לתשואה עד כיתה י"א, שווה למקדם משתני האינטראקציה הרלוונטיים. למציאת העלייה הממוצעת בשכר הנובעת משנת לימודים לתואר ראשון חושב ההפרש הממוצע בין שכר של עובד בעל תואר ראשון לשכר של עובד בעל תעודת בגרות, מחולק במספר השנים הממוצע להשלמת התואר הראשון. באותו האופן חישבתי את התשואה לשנת לימודים לתואר שני יחסית לתואר ראשון, ולתואר שלישי יחסית לתואר שני. לבדיקת רמת המובהקות וסטיית התקן הרצתי רגרסיות עם קבוצות בסיס מתאימות.

28 ראו לעיל הערה 23.

לוח 5: התשואה לשנת לימודים לפי רמת ההשכלה: שכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970*

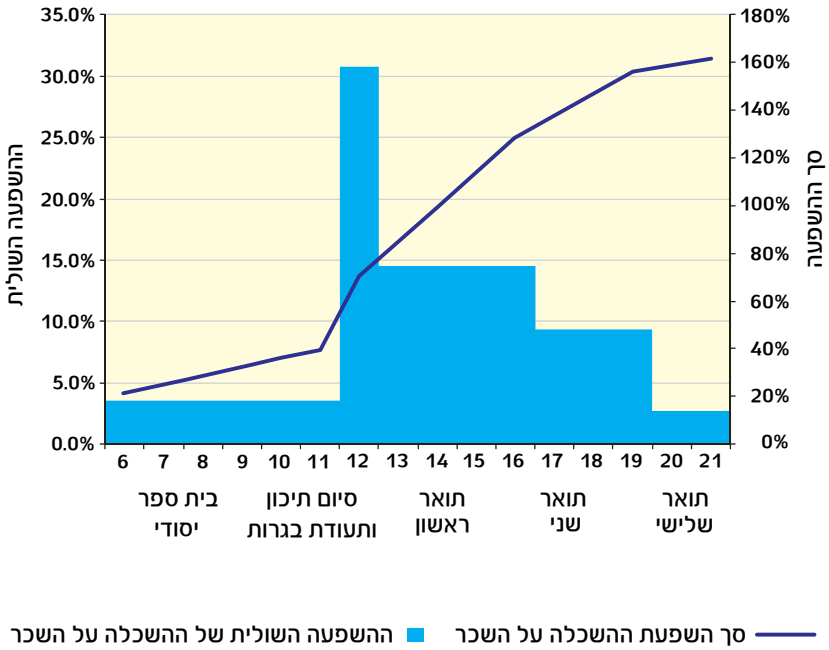
	יהודים	לא־יהודים	ממוצע משוקלל של כל המדגם	אשכנזים	מזרחים
1–11 שנים	4.1%***	1.9%**	3.6%***	2.3%	4.5%***
שנה 12 (סיום תיכון)	15.9%***	9.3%***	14.3%***	17.2%	15.4%***
שנים אחרי תיכון ללא בגרות	7.3%***	1.7%	6.2%***	5.8%**	8.0%***
תעודת בגרות (לעומת סיום תיכון)	19.2%***	5.3%	16.5%***	18.3%***	19.1%***
שנים אחרי תעודת בגרות	4.6%	−3.0%**	3.3%**	3.4%**	5.6%
תעודה על־תיכונית	8.7%	10.6%**	8.6%**	8.8%**	8.7%
תואר ראשון	15.0%***	16.0%***	14.5%***	15.0%***	15.0%***
תואר שני	10.3%***	6.9%	9.4%***	10.1%***	11.1%***
תואר שלישי	3.0%	1.8%	2.7%	2.2%	4.1%
מספר התצפיות	14,150	3,155	17,305	6,115	8,035
שיעור השונות המוסברת (adjusted R-square)	0.33	0.27	0.36	0.31	0.30

* הלוח מציג את מקדמי ההשכלה של 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, משתנה דמי ליבשת הלידה של האב והאם, משתנה דמי לדת, ההכנסה הפרמננטית של המשפחה יחסית לקוהורטה, משתנה דמי להשכלה גבוהה של ההורים ומספר הנפשות הסטנדרטיות). פירוט של האמידות נמצא בנספח האינטרנטי (ראו לוח 2, לעיל עמ' 32, הערה).

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

ההבדל הבולט ביותר בין הקבוצות בא לידי ביטוי בהשפעה השולית של תעודת הבגרות. השפעה זו היא הנמוכה ביותר בקבוצת הלא־יהודים, העומדים מול שוק עבודה מצומצם. בקרב הקבוצה ממוצא מזרחי התשואות גבוהות יותר ברמות ההשכלה הנמוכות, לעומת התשואות בקבוצת האשכנזים, אך עם העלייה ברמת ההשכלה ההבדלים בין שתי הקבוצות הולכים ומצטמצמים, והקבוצות נעשות דומות יותר זו לזו. נראה שאחד הנימוקים לכך הוא הדמיון בתהליך הבחירה ברמות השכלה גבוהות: בקרב האשכנזים, הנורמה הרווחת ברמות ההשכלה הנמוכות היא שכולם לומדים, אך ככל שעולים ברמת ההשכלה, ייתכן שההחלטה להמשיך ללמוד הופכת להחלטה כלכלית, כמו בקבוצות האחרות.

תרשים 6: סך ההשפעה וההשפעה השולית של ההשכלה על השכר



מקור: על פי נתונים מתוך מדגם השכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970 ושנמצאו נתונים על הוריהם.

תיאור גרפי של סך השפעת ההשכלה וההשפעה השולית של ההשכלה על השכר מוצג בתרשים 6 לעיל. התרשים מתאר מסלול אחד מתוך מגוון המסלולים לרכישת השכלה – המסלול האקדמי: בית ספר יסודי, תיכון, תעודת בגרות ותארים ראשון, שני ושלישי. התרשים אינו מתאר שכירים שסיימו תיכון ללא תעודת בגרות או שכירים בעלי תעודה על־תיכונית לא אקדמית. סכמת ההשפעות השוליות מראה את סך השפעת ההשכלה על השכר. התרשים מציג את ההשפעה השולית הגבוהה של תעודת הבגרות בהשוואה לזו של דיפלומות אחרות, וכן את ההשפעה הקטנה של לימודי דוקטורט על השכר הממוצע לשעה.

בלוח 6 להלן מוצגות תוצאות האמידה לפי רמות ההשכלה, כפי שהתקבלו במחקר זה, בהשוואה לאומדנים שחישב פריש (2008). כל המקדמים מובהקים ברמת מובהקות של 1%, והתשואה הגבוהה ביותר מתקבלת עבור תואר ראשון. פריש מציין שהתשואה הגבוהה במיוחד המושגת עבור התואר הראשון עשויה לשקף את העובדה שהאקדמאים הם קבוצה המאופיינת במוטיבציה ובכישורים גבוהים מהממוצע.

לוח 6: השוואת מקדמי רמת ההשכלה לתוצאות מחקר קודם: תשואה מתעודה ביחס לקודמתה*

	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%
מחקר זה	מפקד 2008	12%	11%	12%	32%	9%	3%

* למעט התשואה מתואר ראשון, המחושבת ביחס לתעודת בגרות.

ההשוואה בין התשואות הנאמדות במחקר זה מנתוני מפקד 2008, לבין התשואות שאמד פריש מנתוני מפקד 1995, מציגה ירידה בתשואה ברמות ההשכלה הנמוכות (סיום תיכון ותעודת בגרות) ועלייה בתשואה ברמות ההשכלה הגבוהות. הבדלים אלו עשויים לנבוע מגיל המדגם: המדגם של פריש צעיר יותר, ואילו התשואה מההשכלה מגיעה לשיאה בגיל מאוחר יותר, כשגובה השכר קרוב יותר לגובה ההכנסה הפרמננטית. עם זאת, ככל שהזמן חולף והניסיון התעסוקתי עולה, ייתכן שמצטמצמים הבדלי השכר ברמות ההשכלה הנמוכות. יתר על כן, העלייה ברמת ההשכלה של כלל האוכלוסייה עשויה להשפיע השלילית על התשואות ברמות ההשכלה הנמוכות.

שתי סיבות אחרות להשתנות מגמת התשואות עם השנים נדונו במחקרו של יעקב ויסברג (Weisberg 1995), שהשווה בין תשואות מהשכלה ב־1983 וב־1974, ובעבודתם של גוטליבובסקי ומארק (2003). הסיבה הראשונה היא פתיחת המשק הישראלי ליבוא מתחילת שנות התשעים, והשנייה היא העלייה של ענפי ההיי־טק. גורמים אלו פגעו בעובדים לא מיומנים והעלו את התשואה מהשכלה אצל עובדים שרמת ההשכלה שלהם גבוהה יותר. יוסי מועלם ורוני פריש (מועלם ופריש 1999) הראו שבשנות התשעים חל גידול מהיר בפריון הענפים המעסיקים שיעור גבוה של עובדים משכילים, בהשוואה לענפים האחרים, וכן שחלה עלייה מהירה במחירי המוצרים של הענפים המתקדמים, בהשוואה למחירים בענפים המסורתיים. תופעת ההתרחבות של פערי השכר בין עובדים משכילים לעובדים לא משכילים אינה ייחודית לישראל. למשל, אלי ברמן ועמיתיו (Berman *et al*. 1994) ולורנס כץ וקווין מרפי (Katz and Murphy 1992) מתארים תופעה דומה בארצות הברית.

ב. התשואה לשנת לימודים אקדמית

הסעיף הקודם מלמד שהתשואות אינן אחידות בכל רמות ההשכלה, ותשואה גבוהה במיוחד התקבלה עבור תואר ראשון. באמצעות התיקון של הקמן, ועל פי השיטה שתוארה אצל הקמן ועמיתיו (Heckman *et al*. 2000), אאמוד את התשואה לשנת לימודים אקדמית. התיקון הסטטיסטי ממדל את ההחלטה על רמת ההשכלה, ומובא בו בחשבון חוסר האקראיות בבחירת הפרט להשיג תעודה אקדמית. שיטה זו מאפשרת לאמוד את התשואה בקרב השכירים שבחרו בהשכלה גבוהה (TT) ואת התשואה הממוצעת להשכלה באוכלוסייה כולה (ATE), וכן את התשואות השוליות מההשכלה (MTE), שהן השינוי בתשואה כפונקציה של ההסתברות לרכוש השכלה. ההבדל בין הפרמטרים נובע מסוג האוכלוסייה שהם מייצגים.

תוצאות האמידה של כל קבוצה וקבוצה מוצגות בלוח 7 להלן. התשואה לשנת לימודים התקבלה מחילוק של התשואה מהתעודה בהפרש בין הממוצע של מספר שנות הלימוד של אלה שרכשו את התעודה לבין מספר שנות הלימוד של אלה שלא רכשו אותה. מהלוח עולה שיש הבדלים במספר שנות הלימוד בעיקר אצל שכירים שלא השיגו תעודה אקדמית. כך למשל נמצא שבין גברים מוסלמים לגברים יהודים יש הפרש גדול – כשנתיים – במספר שנות הלימוד הממוצע. לעומת זאת, בקרב שכירים אקדמאים מספר שנות הלימוד הממוצע אחיד למדי ונע בין 16.8 ל־17.4.

לוח 7: מדדי התשואה לתעודה אקדמית

		מספר תצפיות	שיעור בעלי תעודה אקדמית	תשואה לתואר אקדמי		תשואה למספר שנות לימוד			תשואה לשנת לימוד אקדמית	
				ATE	TT	ללא תעודה	עם תעודה	הפרש	ATE	TT
יהודים	גברים	6,705	33%	80%	55%	12.5	17.3	4.8	16.7%	11.4%
	נשים	7,445	39%	69%	57%	12.7	17.3	4.6	15.1%	12.5%
	ממוצע משוקלל		36%	74%	57%	12.6	17.3	4.7	15.8%	12.0%
מוסלמים	גברים	1,903	15%	47%	67%	10.2	17.3	7.1	6.7%	9.5%
	נשים	534	33%	375%	144%	11.3	16.8	5.5	68.2%	26.2%
יהודים לפי מוצא האב	אשכנזים	6,115	52%	68%	49%	13.0	17.4	4.4	15.5%	11.1%
	מזרחים	8,035	24%	67%	59%	12.4	17.1	4.7	14.3%	12.4%
יהודים לפי הכנסת הורים	נמוכה	3,095	21%	114%	69%	12.4	17.1	4.7	24.3%	14.4%
	בינונית	6,963	34%	62%	51%	12.6	17.3	4.7	13.2%	10.9%
	גבוהה	4,092	50%	41%	44%	12.9	17.4	4.5	9.1%	9.8%
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%

מקור: Heckman *et al.* 2000; על פי נתונים מתוך מדגם השכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970 ושנמצאו נתונים על הוריהם.

עוד עולה מלוח 7 לעיל שהתשואה הממוצעת לתעודה אקדמית (ATE) אצל היהודים נעה בין 69% בקרב הנשים ל־80% בקרב הגברים. כמו התשואה שהתקבלה אצל היהודים לתואר ראשון, התשואה לשנת לימודים אקדמית היא כ־15.8% בממוצע. כמו שעולה מאמידת משתני הקירוב ומאמידת משתני העזר, תשואת הגברים היהודים הממוצעת (ATE) גבוהה מזו של הגברים המוסלמים.

התשואות מהשכלה נמוכות בקרב הגברים המוסלמים, גם יחסית לקבוצת הגברים היהודים וגם יחסית לקבוצת הנשים המוסלמיות. אמנם, מקרב הגברים שבוחרים לרכוש השכלה, המוסלמים משיגים בממוצע תשואות גבוהות יותר לתואר אקדמי מן היהודים (67% לעומת 55%), אך כיוון שרכישת התואר בקרב הגברים המוסלמים נמשכת זמן ארוך יותר בממוצע, יוצא שהתשואה לשנת השכלה אקדמית גבוהה יותר באוכלוסיית הגברים היהודים (11.4% לעומת 9.5%). אומדני קבוצת הנשים המוסלמיות מבוססים על מספר קטן של תצפיות ולכן מצביעים על תשואות חריגות. עם זאת אפשר להסיק שהתשואות שלהן גבוהות.

חלוקת הקבוצה של היהודים לפי מוצא האב, כפי שמוצג בלוח 7 לעיל, מראה שהתשואות הממוצעות בכלל האוכלוסייה (ATE) לכל שנת לימודים אקדמית גבוהות יותר אצל האשכנזים. סביר שתוצאה זו נובעת מנורמות תרבותיות־חברתיות המביאות לידי השקעה גבוהה יותר ברכישת מיומנויות בתקופת הילדות, ובעקבות זאת ליכולת להפיק תועלת רבה יותר משנות הלימודים. לעומת זאת, אמידת ה־TT מציגה תשואה גבוהה יותר אצל המזרחים. תוצאה זו תומכת בהשערה שבחירת המזרחים בלימודים אקדמיים נובעת ממניעים כלכליים (רבים מהם ממשיכים ללימודים גבוהים רק אם התשואות הצפויות מצדיקות את העלויות) יותר משהיא נובעת מנורמות חברתיות, כגון אלה הרווחות בקבוצת האשכנזים.

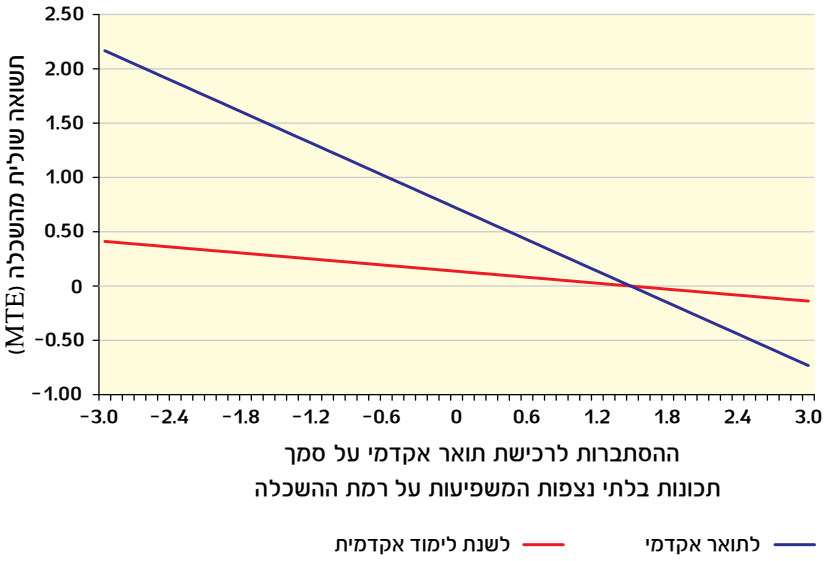
ההשוואה בין היהודים לפי רמת ההכנסה של הוריהם מעידה על אותה תופעה שנראתה באמידות הקודמות – הקבוצה החלשה מתאפיינת בתשואות גבוהות יותר להשכלה מן הקבוצה החזקה. החלוקה לפי הכנסות ההורים אצל המוסלמים מציגה, כמו באמידות הקודמות, שיעורי תשואה גבוהים יותר בקבוצה החזקה. שיעור בעלי תעודה אקדמית הוא כמעט כפול בקבוצת המוסלמים שלהוריהם יש הכנסה גבוהה, בהשוואה לקבוצות המוסלמיות האחרות.

מהתבוננות על כלל המדגם עולה שהתשואה הממוצעת להשכלה (ATE) גבוהה מהתשואה לשכירים שבוחרים בהשכלה אקדמית (TT). יחס זה נמצא ברוב קבוצות האוכלוסייה גם במקרה של תשואה מתעודה וגם במקרה של תשואה לשנת לימודים, ומלמד על התמיינות שלילית (negative selection effect): התשואות מהשכלה לשכירים שלא למדו גבוהות מהתשואות מהשכלה לאלו שלמדו. מכאן שהתשואה הממוצעת לשכיר אקראי באוכלוסייה גבוהה מהתשואה הממוצעת לשכירים שרכשו תואר אקדמי. אצל הגברים המוסלמים ערך ה־ATE נמוך מערך ה־TT, כך ששכירים בקבוצה זו הבוחרים בלימודים אקדמיים משיגים תשואות גבוהות מהתשואה הממוצעת.

תרשים 7 להלן מתאר את התשואה כפונקציה של ההסתברות לרכישת תואר אקדמי (MTE). שיפוע התרשים מראה שבקרב פרטים בעלי תכונות בלתי נצפות

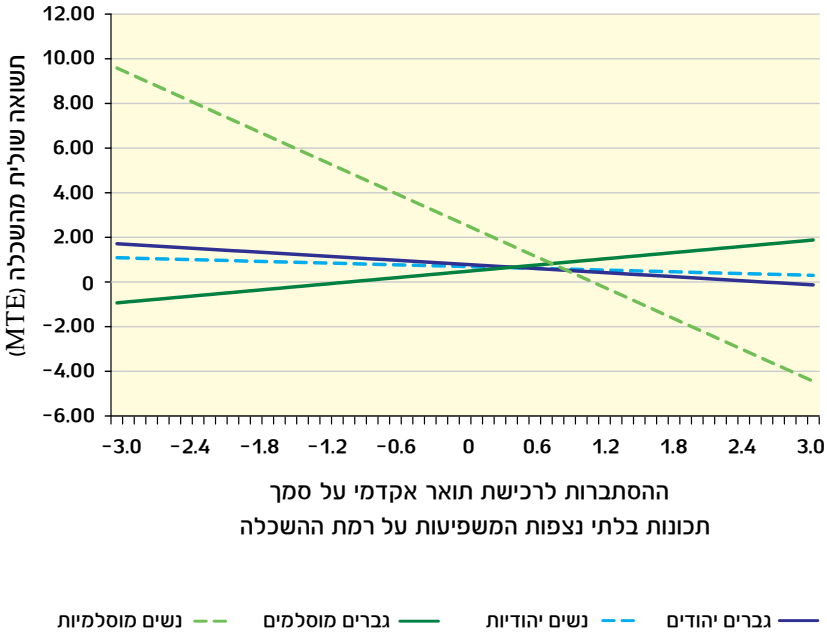
שסביר שיניאו אותם מלרכוש השכלה גבוהה, מתקבלת התשואה הגבוהה ביותר בשכר לשעה. כשמחשבים לכל קבוצה את התשואה השולית מהשכלה (MTE) כפונקציה של ההסתברות לרכישת תואר אקדמי, מתקבל לרוב שיפוע שלילי המשקף את ההתמיינות השלילית. ההתמיינות השלילית מראה שהתשואות גבוהות אצל שכירים שהמוטיבציה או הכישורים שלהם נמוכים יחסית לכלל האוכלוסייה, ולכן סביר שיבחרו לא ללמוד, אף על פי שהכנסתם הייתה יכולה להשתפר מאוד אילו למדו.

תרשים 7: התשואה השולית מהשכלה (MTE) כפונקציה של ההסתברות לרכישת תואר אקדמי



תרשים 8 להלן מראה שבקבוצת הנשים המוסלמיות אפקט ההתמיינות השלילית הוא הבולט ביותר. מנגד מיוצגת קבוצת הגברים המוסלמים בשיפוע חיובי, המראה שהרחבת ההשכלה בקבוצה זו בקרב אלה שבחרו שלא ללמוד הייתה משפיעה פחות על שכרם. נראה שהסיבה לכך היא הפליית ערבים אקדמאים בשוק העבודה.

תרשים 8: התשואה השולית מהשכלה (MTE) כפונקציה של ההסתברות לרכישת תואר אקדמי לפי מגדר ומוצא



ה. מסקנות

במחקר זה התמקדתי בתשואה מהשכלה לשעת עבודה, לפי שכר ברוטו לשעה, ובעיקר בהבדלים בין קבוצות אוכלוסייה מבחינה זו. ההבחנה בין הקבוצות וניתוח ההבדלים ביניהן מבחינת התשואה מהשכלה חשובים לשם קביעת מדיניות של העדפה מתקנת – כדי לאפשר שוויון הזדמנויות, לשפר את הקצאת המקורות במשק ולהגביר את יכולת הניידות הבין־דורית. הבדלי שכר בין עובדים נחוצים כדי לאפשר למקבלי ההחלטות במשק לתמרץ השקעה בהון האנושי, השקעת מאמץ ונטילת סיכון. עם זאת, מחקרים מראים כי בפועל עובדים שיש להם מאפייני כישורים דומים זה לזה לא תמיד זוכים לאותו השכר, ויש הבדלי שכר בין קבוצות אוכלוסייה בחלוקה לפי מגדר, מוצא ורקע משפחתי. בהנחה שהתפלגויות הכישורים של קבוצות אלה דומות, סביר שההבדלים בשכר נובעים מהבדל בנגישות ההשכלה (מסיבות חיצוניות או פנימיות) או מהבדל בתשואה מהשכלה.

במחקר נמצא שהתשואה הממוצעת לשנת לימודים בקרב שכירים בני 38–55 הייתה בשנת 2008 בשיעור של 10.3% לשעת עבודה. זוהי עלייה ניכרת בהשוואה לתשואות שנמדדו לפי מפקדים קודמים. פתיחת המשק הישראלי ליבוא מתחילת שנות התשעים ועליית ענפי ההיי־טק פגעו בעובדים לא מיומנים והעלו את התשואה מההשכלה.

אמידת התשואה לשנת השכלה אקדמית באמצעות התיקון של הקמן (Heckman 1976) הציגה תשואה גבוהה, בשיעור של 17%. ממצא זה עולה בקנה אחד עם התוצאות שהתקבלו כשבדקתי את התשואה לפי רמות ההשכלה: ההשפעה של שנת לימודים נוספת על השכר משתנה לפי רמת ההשכלה. למשל, לשנת לימוד אקדמית השפעה שולית גדולה יחסית לזו של שנת לימודים לא אקדמית.

מהשוואה בין המגזר היהודי למגזר הלא יהודי עולה שהתשואה להשכלה גבוהה יותר בקרב גברים יהודים, אך בקרב הנשים המצב הפוך – התשואות הגבוהות יותר נמצאו בקרב הנשים הלא יהודיות. פערי התשואות לשנת לימודים בין הגברים היהודים ללא יהודים נובעים מהאפשרויות המוגבלות של האוכלוסייה הלא יהודית בשוק עבודה בארץ, שכן הוא מציע פחות אפשרויות תעסוקתיות לבעלי השכלה במגזר זה וסיכוי פחות למצוא משרה התואמת את רמת השכלתם (דהן 2007). תזכיר בנושא תעסוקת ערבים אקדמאים, שפרסם משרד התמ"ת בספטמבר 2005, מסכם שיש "הפרדה עיסוקית" גבוהה בין יהודים לערבים. מרבית האקדמאים הערבים מועסקים במשלחי יד מכווני קהילה ובמגזר הציבורי (שיעור גבוה בהוראה

בבתי ספר תיכוניים ועל־תיכוניים), ואינם מועסקים במקצועות מכווני עסקים.[29] האפשרויות התעסוקתיות המצומצמות הן אפוא הגורם לכך שהתשואה מהשכלה נמוכה בקרב הגברים המוסלמים.

מצב הנוצרים והדרוזים בשוק העבודה חמור פחות גם בגלל שירותם הצבאי של הדרוזים וגם בשל הנורמות החברתיות (למשל השקעה בלימודים בשנות הילדות),[30] הדומות יותר לנורמות במגזר היהודי. נשים שיצאו ללימודים במגזר זה פעלו נגד המוסכמות, ונראה שיש להן מוטיבציה וכישורים גבוהים מאוד ולכן הן גם מצליחות יותר בשוק העבודה, ולעומת זאת היצע העבודות והשכר לנשים לא משכילות היוצאות לעבוד מחוץ לבית נמוך מאוד ואינו מתגמל. לפיכך, התשואה מהשכלה לנשים במגזר הלא יהודי גבוהה יחסית לגברים באותו מגזר (10.7%, לעומת 7.2% במגזר המוסלמי) ואף משיגה את תשואת הנשים היהודיות (10.7%) במגזר המוסלמי, לעומת 10.4% במגזר היהודי).

כמו במחקרים אחרים שבהם הושוו התשואות מהשכלה של קבוצת אוכלוסייה חלשה לתשואות מהשכלה של קבוצה חזקה,[31] גם במחקר זה נמצא שהתשואה

---

29 בלוח א שבנספח, בחלק א, ניכרים ההבדלים בין המגזר היהודי למגזר הערבי בקרב בעלי תעודה אקדמית מבחינת שיעור המועסקים בשירותים ציבוריים (28% במגזר היהודי, לעומת 75% במגזר המוסלמי). בקרב השכירים ללא תעודה אקדמית, שהתפלגותם לפי ענף כלכלי מוצגת בחלק ב של הלוח, ההבדלים בין היהודים למוסלמים קטנים (שיעור היהודים המועסקים בשירותים ציבוריים הוא 18%, לעומת 11% מקרב המוסלמים). מלוח א בנספח עולה ששיעור המנהלים בקרב הגברים המוסלמים בעלי תואר אקדמי נמוך במיוחד ועומד על 6%, בהשוואה ל־25% במגזר היהודי. תופעה זו ישנה גם אצל הנשים (2% במגזר המוסלמי, לעומת 9% במגזר היהודי). ממצא זה מרמז על השוני בין מבני השווקים והכלכלה שבהם מעורבת האוכלוסייה הערבית לבין אלה שבהם מעורבת האוכלוסייה היהודית, ועל ההפרדה ביניהם. היעדרם של ערבים בעלי תואר אקדמי מתפקידי ניהול וקבלת החלטות במגזר היהודי, המגזר הגדול והחשוב, מלמד על קיומה של "תקרת זכוכית" המהווה מכשול בפני ערבים אקדמאים. ברוב הארגונים במגזר העסקי ובמגזר הציבורי המנהלים הם אקדמאים יהודים. הבדל מהותי נוסף בין המגזרים קיים גם בשיעור ההנדסאים, הטכנאים והמורים: במגזר המוסלמי יש שיעור גבוה יותר של אקדמאים בקבוצה זו (33% אצל הגברים ו־67% אצל הנשים) לעומת המגזר היהודי (12% אצל הגברים ו־35% אצל הנשים).

30 אלי רכס ואריק רודניצקי (רכס ורודניצקי 2009) הציגו תוצאות של מבחני מיצ"ב בקרב תלמידי כיתות ה' וכיתות ח', וכן את שיעור הזכאים לבגרות, בחלוקה לפי הדת. במחקרם בלטו לטובה הישגיהם של הנוצרים. החוקרים הסבירו שהדבר נובע מכך שמרבית הנוצרים שולחים את ילדיהם ללמוד בבתי ספר פרטיים, הנחשבים לאיכותיים יותר בהשוואה לבתי ספר רגילים.

31 בקנדה: Patrinos and Sakellariou 1992; George and Kuhn 1994. בארצות הברית: Sandefur and Scott 1983

מהשכלה של קבוצת המזרחים, שהיא הקבוצה החלשה יותר במגזר היהודי מבחינה חברתית־כלכלית, גבוהה מתשואת האשכנזים (12% לעומת 9.9% בהתאמה). שתי הקבוצות נבדלות ביחס שלהן להשכלה. אצל האשכנזים רכישת ההשכלה היא החלטה כמעט אוטומטית, ואינה תלויה בתרומתה הפוטנציאלית לשכר. בקבוצה החלשה יותר יש להשכלה משמעות גדולה יותר, הן מבחינת העלויות הן מבחינת הנורמות, ולכן ההחלטה לרכוש השכלה מתקבלת ביתר זהירות ובתנאי שהתועלת המופקת מרכישתה מצדיקה את המהלך. השימוש בתיקון של הקמן חיזק טענה זו. התשואה הממוצעת מהשכלה בכלל האוכלוסייה (ATE) נמוכה יותר אצל המזרחים. נראה שאילוצי תקציב, לצד גורמים חברתיים ותרבותיים, מובילים להשקעה נמוכה יותר בכישורי הפרט בתקופת הילדות ולתשואות נמוכות יותר. אולם לשכירים בעלי השכלה אקדמית (TT) התשואה גבוהה יותר בקרב ילידי הארץ שאביהם נולד באפריקה או באסיה, יחסית לילידי הארץ שאביהם נולד באמריקה, באירופה או בישראל.

לשתי קבוצות הגברים החלשות יותר בחברה הישראלית – המזרחים והלא־יהודים – יש פחות נגישות להשכלה, והם גם נתונים במידה כלשהי להפליה בשוק העבודה, יחסית לקבוצת הגברים האשכנזים. בעיית נגישות ההשכלה גורמת לעלייה בתשואות מההשכלה, כיוון שרק השכירים המשיגים מההשכלה תשואה גבוהה יותר יחסית לעלויות, ממשיכים ללמוד. בעיית ההפליה בשוק העבודה, כלומר השכר הנמוך יותר והיצע המשרות והמקצועות המצומצם, פועלת בכיוון ההפוך – היא מקטינה את התשואה מההשכלה. התוצאות מראות שהתשואה של המזרחים מושפעת מבעיית הנגישות יותר משהיא מושפעת מבעיית ההפליה, ואילו אצל הגברים המוסלמים המצב הפוך – ההפליה בשוק העבודה משפיעה על התשואה שהם משיגים מהשכלה יותר מבעיית הנגישות.

מחלוקת המדגם לפי הרקע המשפחתי עולה שאצל השכירים היהודים התשואות נמוכות יותר בקרב אלה המגיעים מרקע משפחתי גבוה. בחלוקה לפי השכלת ההורים נמצא שתשואת הנשים שהוריהן משכילים נמוכה במיוחד (8.1%). ממצאים אלה, שלפיהם שכירים מרקע חברתי־כלכלי נמוך זוכים לתשואה גבוהה מהממוצע, אינם חד־משמעיים, אך הם חוזרים ונשנים במספר לא מבוטל של מחקרים.[32] הכישורים ואפשרויות התעסוקה של שכירים מרקע חברתי־כלכלי גבוה רבים יותר גם אם לא רכשו השכלה גבוהה. לפיכך, התשואה שלהם מהשכלה נמוכה יחסית לזו של שכירים מרקע חברתי־כלכלי נמוך, שההשכלה משמשת להם קרש קפיצה לעתיד טוב יותר. מבחינת הנגישות, הדעת נותנת שבקבוצות אוכלוסייה חזקות נגישות

32 Ashenfelter and Rouse 1999; Krueger and Lindahl 2001; Rivkin *et al*. 2005

ההשכלה גבוהה, וממילא יש בין הלומדים גם בעלי כישורים נמוכים. לעומת זאת, בקבוצות החלשות מאוד זוכים ללמוד רק אלו שיש להם כישורים גבוהים מאוד, כלומר אלה שהתשואה שלהם מההשכלה צפויה להיות גבוהה (Hout 1984; 1988; Goldthorpe and Jackson 2008).

אצל השכירים הלא יהודים התשואה מהשכלה לאלה הבאים מרקע חברתי־כלכלי נמוך – נמוכה יותר. שוק העבודה שבו פועל המגזר הלא יהודי שונה מזה שעומד לרשות המגזר היהודי, ולכן מתקבלות מגמות שונות זו מזו. אפשרויות התעסוקה במגזר הלא יהודי, גם של המשכילים, מצומצמות מאוד בהשוואה לאפשרויות התעסוקה במגזר היהודי, בעיקר של המשכילים במגזר זה. במגזר הלא יהודי יש חשיבות רבה להון התרבותי והחברתי, ולכן התשואות הגבוהות יותר יימצאו בקבוצות שבהן הכנסת ההורים והשכלת ההורים גבוהות.

נוסף על ההשפעה המובהקת של שנת לימודים על השכר, התקבלה השפעה חיובית מובהקת גם להשגת תעודה (אפקט הדיפלומה). התשואה מתעודת בגרות לשכיר שלמד 12 שנות לימוד, נוסף על התשואה של סיום התיכון, היא 16%. התשואה לשנת לימודים לתואר ראשון היא 15% בממוצע. התוצאות הראו שבכל המגזרים רכישת תואר שלישי נוסף על תואר שני אינה מביאה לעלייה מובהקת בשכר למרות העלות האלטרנטיבית הגבוהה. תוצאה זו מנומקת בכך שקבוצת השכירים הממשיכים ללימודי תואר שלישי היא קבוצה מצומצמת שיש לה מאפיינים ייחודים ויכולות אקדמיות. לרוב הם רואים בהמשך הלימודים את תחילתה של קריירה אקדמית. רכישת התואר מלווה בדרך כלל במלגות ובמשרות אקדמיות המקטינות את העלות השולית.

בניגוד לסברה הרווחת, התשואה (הפוטנציאלית) של השגת תואר אקדמי בקרב אלו שלא למדו גבוהה מהתשואה בקרב אלה שלמדו. מכאן שהגדלת שיעור ההשכלה הגבוהה בקרב פרטים המגיעים ממשפחות יהודיות דלות אמצעים ומשכילות פחות, וכן בקרב נשים לא יהודיות, יכולה להועיל. קבוצות אלו, בעלות רקע חברתי או תרבותי חלש, ללא השכלה אקדמית, עומדות מול שוק עבודה שמציע להן שכר נמוך. מחישוב ה־MTE – כלומר התשואה השולית מהשכלה לפי תכונות בלתי נצפות המשפיעות על רמת ההשכלה, כמו המוטיבציה והכישורים – עולה שיש יתרונות להרחבת נגישות ההשכלה ושיש התמיינות שלילית (negative selection effect).

למעט התשואה הנמוכה של גברים ערבים, המצביעה על הפליה בשוק העבודה, פערים בהכנסה בקרב שכירים נובעים בעיקר מפערים בנגישות להשכלה, ובפרט בנגישות להשכלה הגבוהה. בהנחה שההחלטה אם לרכוש השכלה אקדמית תלויה בגורמים תרבותיים וחברתיים, ולא רק בגורמים כלכליים, מתברר שפרטים שסביר להניח שלא ימשיכו ללימודים גבוהים, היו יכולים להשיג תשואות גבוהות אילו למדו. מדיניות שתכוון לפרטים אלו תגרום לרווחים אישיים וחברתיים גדולים.

רשימת המקורות

ברגמן, אריה, ואריה מרום, 2005. "תרומת ההון האנושי לצמיחה ולפריון במגזר העסקי בישראל, 1970 עד 1999", **סדרת מאמרים לדיון 2005.14**, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר.

גוטליבובסקי, חמי, ונילי מארק, 2003. "השכלה, רמת השכלה, איכות השכלה – זה כל הסיפור", **נייר דיון מס' 4–2003**, תל אביב: המרכז לפיתוח על שם פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל אביב.

דהן, מומי, 2001. "עליית אי־השוויון הכלכלי", אבי בן בסט (עורך), **ממעורבות ממשלתית לכלכלת שוק: המשק הישראלי 1985–1998**, תל אביב: עם עובד, עמ' 610–656.

—, 2007. **מדוע יש יותר עניים בישראל?**, ירושלים: המכון הישראלי לדמוקרטיה.

זוסמן, נעם, אורלי פורמן, טום קפלן ודימטרי רומנוב, 2006. "הבדלים באיכות ההשכלה בין אוניברסיטאות ובהשוואה למכללות: בחינה באמצעות התשואה בשוק העבודה", **נייר עבודה מס' 42**, חיפה: מוסד שמואל נאמן.

יוגב, אברהם, וחנה איילון, 1985. "חוק חינוך תיכון חינם ושוויון ההזדמנויות בחינוך התיכון", **נייר לדיון מס' 12–85**, תל אביב: המרכז לפיתוח על שם מרכז ספיר ליד אוניברסיטת תל אביב.

יוטב־סולברג, עידית, 2002. "השפעת השינויים הטכנולוגיים על מבנה השכר בישראל, 1980 עד 1999", **סדרת מאמרים לדיון 2001.07**, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר.

יזרעאלי, דפנה, 1992. **נשים במלכוד: על מצב האשה בישראל**, תל אביב: הקיבוץ המאוחד.

כהן, ינון, 2006. "פערי שכר לאומיים, מגדריים ואתניים", אורי רם וניצה ברקוביץ (עורכים), **אי/שוויון**, באר שבע: אוניברסיטת בן־גוריון בנגב, עמ' 339–347.

מארק, נילי, 2000. "תרומת ההשכלה לפערים הבין־עדתיים בישראל", **נייר דיון מס' 7**, תל אביב: המרכז לפיתוח על שם ספיר ליד אוניברסיטת תל אביב.

מועלם, יוסי, ורוני פריש, 1999. "העלייה בתשואה להשכלה בישראל בשנים 1976–1997", **סדרת מאמרים לדיון 06.99**, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר.

מיעארי, סאמי, עולא נבואני ונביל חטאב, 2011. "מגמות בפערי שכר בין ערבים ליהודים 1997–2009", המכון הישראלי לדמוקרטיה (מקוון).

נבון, גיא, 2004. "השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר: עדות אמפירית מענף התעשייה", **סדרת מאמרים לדיון 05.2004**, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר.

פרידלנדר, דב, צבי איזנבך, אליהו בן־משה, לילך ליאון־אלמקייס, שלומית לוניבסקי, אחמד חליחל ודן בן־חור, 2002. **תהליכי שינוי בהישגי השכלה בישראל מאז שנות החמישים: השפעות דת, מוצא ומאפייני המשפחה**, ירושלים: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

פריש, רוני, 2008. "התשואה להשכלה: הקשר הסיבתי בין ההשכלה לשכר", **רבעון לכלכלה** 155, עמ' 67–94.

פרנקל, מיכל, 2011. **מדיניות שילוב עבודה–משפחה: ממצאים מארגונים בינלאומיים, מדינות ומעסיקים**, ירושלים: משרד התמ"ת, מינהל מחקר וכלכלה.

קריאף, תומר, 2008. "חוק לימוד חובה־חינם בישראל ומגבלות נזילות", **סדרת מאמרים לדיון 2008.06**, ירושלים: בנק ישראל, מחלקת המחקר.

רובין, זיו, והגר צמרת־קרצ'ר, 2010. "השפעת הטיפול בילדים על היקף החיסכון לפנסיה של נשים בישראל", רובי נתנזון וזיו רובין (עורכים), **אתגרים חדשים בתחום הביטחון הסוציאלי**, תל אביב: מרכז מאקרו לכלכלה מדינית וקרן פרידריך אברט.

רכס, אלי (מחבר ועורך ראשי), ואריק רודניצקי (עורך), 2009. **החברה הערבית בישראל: אוגדן מידע**, נווה אילן: יוזמות קרן אברהם.

שביב, מרב, נועה בינשטיין, ארי סטון ואורנן פודם, 2013. **פלורליזם ושוויון הזדמנויות בהשכלה גבוהה: הרחבת נגישות האקדמיה לערבים, דרוזים וצ'רקסים בישראל – דו"ח הצוות המקצועי של ות"ת**, ירושלים: הוועדה לתכנון ולתקצוב, המועצה להשכלה גבוהה (מרץ).

Aakvik, Arild, Kjell G. Salvanes, and Kjell Vaage, 2003. "Measuring the Heterogeneity in the Returns to Education in Norway Using Educational Reforms," *IZA Discussion Paper No. 815*, Bonn: Institute for the Study of Labor (July).

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*, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research (May).

Acemoglu, Daren, and Joshua Angrist, 2000. "How Large are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws," *NBER Macroeconomics Annual* 15, pp. 9–59.

Albrecht, James, Anders Björklund, and Susan Vroman, 2003. "Is There a Glass Ceiling in Sweden?" *Journal of Labor Economics* 21, 1 (January), pp. 145–177.

Albrecht, James, Aico van Vuuren, and Susan Vroman, 2004. "Decomposing the Gender Wage Gap in the Netherlands with Sample Selection Adjustments," *IZA Discussion Paper No. 1400*, Bonn: Institute for the Study of Labor (November).

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

Angrist, Joshua D., and Alan B. Krueger, 1991. "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings," *Quarterly Journal of Economics* 106 (4), pp. 979–1014.

Ashenfelter, Orley, and Cecilia Rouse, 1999. "Schooling, Intelligence, and Income in America: Cracks in the Bell Curve," *NBER Working Paper No. 6902*, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research (January).

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* 79, 1 (February), pp. 1–9.

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

Belman, Dale, and John Heywood, 1991. "Sheepskin Effects in the Return to Education", *Review of Economics and Statistics* 73 (November), pp. 720–724.

Berman, Eli, John Bound, and Zvi Griliches, 1994. "Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufacturing," *Quarterly Journal of Economics* 109, 2 (May), pp. 367–397.

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), pp. 273–302.

Brenner, Dror, and Yona Rubinstein, 2011. *The Returns to Education and Family Income*, Providence, R.I.: Brown University, Department of Economics (unpublished).

Cameron, Stephen V., and James J. Heckman, 2001. "The Dynamics of Educational Attainment for Black, Hispanic, and White Males," *Journal of Political Economy* 109 (3), pp. 455–499.

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*, Toronto: University of Toronto Press, pp. 201–222.

——, 1999. "Causal Effect of Education on Earnings," in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3A, Amsterdam: Elsevier, pp. 1801–1863.

Chung, Tsung-Ping, 2004. "The Returns to Education and Training Evidence from the Malaysian Family Life Surveys," *Pacific Economic Review* 9 (2), pp.103–116.

Connelly, Karen, and Roope Uusitalo, 1999. *Estimating Heterogeneous Treatment Effects in the Becker Schooling Model*, Helsinki: 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* 70 (6), pp. 2367–2420.

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

Eliot, T. S., 1949. *Notes towards the Definition of Culture*, New York: Harcourt, Brace.

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

Goldthorpe, John H., and Michelle Jackson, 2008. "Education-based Meritocracy: The Barriers to Its Realization," in Annette Lareau and Dalton 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.

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 (1), pp. 111–126.

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), pp. 475–492.

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*, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research (October).

Hout, Michael, 1984. "Status, Autonomy, and Training in Occupational Mobility," *American Journal of Sociology* 89, pp. 379–409.

——, 1988. "More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s," *American Journal of Sociology* 93, pp. 1358–1400.

Hungerford, Thomas, and Gary Solon, 1987. "Sheepskin Effects in the Returns to Education," *Review of Economics and Statistics* 69, 1 (February), pp. 175–178.

Isacsson, Gunnar, 1999. "Estimates of the Return to Schooling in Sweden from a Large Sample of Twins," *Elsevier* 6 (4), pp. 471–489.

Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy, 1992. "Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors," *The Quarterly Journal of Economics* 107 (1), pp. 35–78.

Khandker, Shahidur R., 1990. "Labor Market Participation, Returns to Education, and Male–Female Wage Differences in Peru," *Policy, Research, and External Affairs Working Papers 461*, Washington DC: The World Bank, Population and Human Resources Dept (July).

Konrad, Alison M., and Robert Mangel, 2000. "The Impact of Work–Life Programs on Firm Productivity," *Strategic Management Journal* 21 (12), pp. 1225–1237.

Krueger, Alan B., and Mikael Lindahl, 2001. "Education for Growth: Why and for Whom?" *Journal of Economic Literature* 39 (4), pp. 1101–1136.

Lang, Kevin, 1993. *Ability Bias, Discount Rate Bias, and the Return to Education*, Boston: Boston University (unpublished).

Lange, Fabian, and Robert Topel, 2006. "The Social Value of Education and Human Capital," in Eric A. Hanushek and Finis Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, I, pp. 459–509.

Leigh, Andrew, and Chris Ryan, 2008. "Estimating Returns to Education Using Different Natural Experiment Techniques," *Economics of Education Review* 27 (2), pp. 149–160.

Levy, Dan, and Greg Duncan, 2000. "Using Sibling Samples to Assess the Effect of Family Childhood Income on Completed Schooling," *JCPR Working Paper No. 168*, Evanston, Ill.: Northwestern University and The University of Chicago, Joint Center for Poverty Research (April).

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), pp. 622–651.

Manski, Charles F., 1993. "Adolescent Econometricians: How Do Youth Infer the Returns to Schooling?" in Charles T. Clotfelter and Michael Rothschild (eds.), *Studies of Supply and Demand in Higher Education*, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, pp. 43–60.

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*, I: Economic Trends, New York: Russell Sage Foundation, pp. 155–213.

Mayer, Richard E., 1997. "Multimedia Learning: Are We Asking the Right Questions?" *Educational Psychologist* 32, pp. 1–19.

Meghir, Costas, and Marten Palme, 2003. *Ability, Parenthal Background and Education Policy: Empirical Evidence from a Social Experiment*, Stockholm: Mimeo, Stockholm School of Economics.

Milgrom, Paul, and Sharon Oster, 1987. "Job Discrimination, Market Forces, and the Invisibility Hypothesis," *The Quarterly Journal of Economics* 102, 3 (August), pp. 453–476.

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* 85 (3), pp. 586–599.

Mincer, Jacob, 1958. "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy* 66 (4), pp. 281–302.

——, 1962. "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply," in idem (ed.), *Aspects of Labor Economic*, New York: National Bureau of Economic Research, pp. 63–97.

——, 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research and Columbia University Press.

Oreopoulos, Philip, 2006. "Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education when Compulsory Schooling Laws Really Matter," *American Economic Review* 96 (1), pp. 152–175.

Papola, Trilok S., 2012. "Social Exclusion and Discrimination in the Labor Market," *Working Paper No. 2012/04*, New Delhi: Institute for Studies in Industrial Dvelopment.

Park, Jin H., 1994. "Returns to Schooling: A Peculiar Deviation from Linearity," *Working Paper No. 335*, Princeton, N.J.: Princeton University, Industrial Relations Section (October).

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), pp. 257–266.

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

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* 26 (2), pp. 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), pp. 119–137.

Rivkin, Steven G., Eric A. Hanushek, and John F. Kain, 2005. "Teachers, Schools, and Academic Achievement," *Econometrica* 73 (2), pp. 417–458.

Sandefur, Gary D., and Wilbur J. Scott, 1983. "Minority Group Status and the Wages of White, Black and Indian Males," *Social Science Research* 12 (March), pp. 44–68.

Schultz, Theodore W., 1960. "Capital Formation by Education," *Journal of Political Economy* 68, pp. 571–583.

Spence, Michael, 1973. "Job Market Signaling," *The Quarterly Journal of Economics* 87 (3), pp. 355–374.

Trostel, Philip, Ian Walker, and Paul Woolley, 2002. "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries," *Labour Economics* 9 (1), pp. 1–16.

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

Weisberg, Jacob, 1995. "Returns to Education in Israel: 1974," *Economics of Education Review* 14 (2), pp. 145–154.

נספח: התפלגות ענפי הכלכלה והתפלגות משלחי היד לפי דת ומגדר

לוח א: התפלגות ענפי הכלכלה לפי דת ומגדר

ענף כלכלי	תיאור	גברים		נשים	
		יהודים	מוסלמים	יהודים	מוסלמים
אקדמאים, סך הכול		100%	100%	100%	100%
תעשייה	חקלאות ותעשייה (כרייה וחרושת)	24%	5%	6%	2%
שירותים עסקיים	אירוח ומזון, שירותים פיננסיים, נדל"ן	32%	11%	15%	5%
שירותים ציבוריים	מינהל ציבורי, חינוך, בריאות, סעד, קהילה	28%	75%	71%	93%
אחר	חשמל, מים, בינוי, מסחר, תחבורה, תקשורת	16%	9%	8%	1%
לא אקדמאים, סך הכול		100%	100%	100%	100%
תעשייה	חקלאות ותעשייה (כרייה וחרושת)	29%	25%	10%	11%
שירותים עסקיים	אירוח ומזון, שירותים פיננסיים, נדל"ן	14%	11%	19%	14%
שירותים ציבוריים	מינהל ציבורי, חינוך, בריאות, סעד, קהילה	18%	11%	50%	64%
אחר	חשמל, מים, בינוי, מסחר, תחבורה, תקשורת	40%	53%	20%	11%

מקור: על פי נתונים מתוך מדגם השכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970 ושנמצאו נתונים על הוריהם.

לוח ב: התפלגות משלחי יד של בעלי תעודה אקדמית לפי דת ומגדר

מספר קבוצה (לפי סיווג הלמ"ס)	תיאור	גברים		נשים	
		יהודים	מוסלמים	יהודים	מוסלמים
	סך הכול	100%	100%	100%	100%
0	אקדמאים ומהנדסים	46%	44%	38%	20%
1	הנדסאים, טכנאים ומורים	12%	33%	35%	67%
2	מנכ"לים ומנהלים בכירים	25%	6%	9%	2%
3	פקידים	7%	7%	13%	9%
4	מטפלים וסוכנים	5%	5%	5%	2%
5+6+9	עובדים מקצועיים בחקלאות ובתעשייה ועובדים לא מקצועיים	4%	4%	0%	0%

מקור: על פי נתונים מתוך מדגם השכירים שנולדו בארץ בשנים 1953–1970 ושנמצאו נתונים על הוריהם.

הופיעו בסדרת מחקרי מדיניות

1. האיגוד המקצועי וגידול אי־השוויון הכלכלי בישראל 1970–2003
מאת: טלי קריסטל ינון כהן גיא מונדלק

2. אי־השוויון בחלוקת ההכנסות של משקי הבית של השכירים בישראל 1967–2003
מאת: יצחק ספורטא סאלם אבו זאיד דותן לשם

3. האבטלה בישראל: מבט ארוך טווח וצעדי מדיניות אפשריים
מאת: נטליה פרסמן אריה ארנון

4. העוני וההתנהגות בשוק העבודה בחברה החרדית
מאת: דניאל גוטליב

5. עולם הפנסיה החדש: אחרי המפץ של 2003
מאת: רמי יוסף אביה ספיבק

6. עוני, חינוך ותעסוקה בחברה הערבית־בדואית: מבט השוואתי
מאת: סלימאן אבו־בדר דניאל גוטליב

7. מקורות ההכנסה של עובדים שכירים בישראל
מאת: טלי קריסטל ינון כהן גיא מונדלק

8. מערכת הפנסיה בישראל לאחר חמש־עשרה שנות רפורמה
מאת: לאה אחדות אביה ספיבק

9. הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי גמלת הבטחת הכנסה ותיקים 1986–2002
מאת: אריה שרמן ליאון זולוטוי

10. האם מצטמצמים הפערים בחינוך?
מאת: יעקב גלבוע

11. כיצד הצמיחה והשינוי באי־שוויון משפיעים על העניים: ישראל בין 1990 ל־2006
מאת: יוסף דויטש ז׳ק סילבר

12. מענק האיזון של משרד הפנים: האם הוא מצמצם את הפערים בין הרשויות המקומיות?
מאת: טל שחור

13. תקציב הממשלה החדשה, הצעת התוכנית לכלכלה וחברה
מאת: לאה אחדות מישל סטרבצ׳ינסקי אביה ספיבק

14. שיקולים פוליטיים בהקצאת מענקים לרשויות המקומיות בישראל
מאת: עמיר שוסטר

15. מבט אל המשבר הכלכלי: פרספקטיבה ישראלית ובינלאומית
מאת: לאה אחדות אריה ארנון מישל סטרבצ׳ינסקי אביה ספיבק

16. השפעת הבעלות הממשלתית על ביצועיהן של קבוצות הבנקים הגדולות בישראל
מאת: עמנואל ברנע