

**השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר:  
עדות אמפירית מענף התעשייה<sup>1</sup>**

**גיא נבון \***

סדרת מאמרים לדיון 2004.05  
יוני 2004

<sup>1</sup> אני מודה לפרופ' שאול לאך על ההנחיה וכן למר חיים רגב ואדי מישיץ על עיבוד הנתונים והכנת הקבצים. תודה מיוחדת למוסד שמואל נאמן ולמשתתפי תוכנית ה-STE. המחקר נערך בתדר המחקר שבלשכה המרכזית לססטיסטיקה.  
\* מחלקת המחקר, בנק ישראל <http://www.boi.gov.il>

**הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל**

מחלקת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007  
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

### תקציר

המאמר בוחן את השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר תוך דגש על שלושה ממדים – האוניברסיטה, התואר ותחום הלימוד – וזאת על פי נתונים של בוגרי אוניברסיטאות ישראליות בשנים 1980-1995 שעבדו בתעשייה ב-1995.

תרומתו העיקרית של המחקר נובעת מהשימוש במדגם ייחודי, הממזג את נתוני מפקד האוכלוסין לשנת 1995, מרשם מסיימי התארים וסקרי התעשייה. קישור זה של מאפייני עובדים ומעבידים מאפשר לנטרל את כישורי העובד באמצעות השפעת מקום העבודה על השכר. השימוש במאפייני מקום העבודה, כמשתני בקרה, שיפר את יכולת ההסבר של המודל.

נמצא כי ההשכלה הנה מוצר הטרוגני, כך שהאוניברסיטה, תחום הלימוד והתואר הנרכש מתואמים עם השכר, ושהסינגל של מוסד הלימוד שונה מתחום לימוד אחד למשנהו. נמצא ששכרם של בעלי תואר מוסמך גבוה בכ-30 אחוזים מזה של בוגר, ושל בעלי תואר דוקטור בכ-17 אחוזים נוספים. כן נמצא כי ישנם פערי שכר משמעותיים בין נשים לגברים (17 אחוזים) ובין עולים חדשים לישראלים וותיקים (28 אחוזים).

## 1. מבוא

Mincer (1958) ו-Becker (1964) הניחו את התשתית האנליטית למחקר הכלכלי של הקשר בין השכלה לשכר. מאז ועד היום שימשה משוואת השכר של Mincer מחקרים רבים שעסקו באמידת שיעור התשואה להשכלה ובסיבות להיווצרות פערי שכר בין עובדים.

אמידת משוואת לוג השכר כתלות במאפייני הפרט, בהנחה כי ההשכלה היא מוצר הומוגני, מצביעה, כצפוי, על תשואה חיובית להשכלה, אולם אמידת משוואת השכר בצורה השכיחה לוקה בהטיה של האומדים וברמת הסבר נמוכה. הטיה זו נובעת, לפי Griliches (1977), משתי השפעות מנוגדות – אי היכולת לנטרל את כישורי העובד מטה את האומדים כלפי מטה, והשימוש בשנות הלימוד כמשתנה מסביר להשכלת העובד מטה אותם, ביתר עוצמה, כלפי מעלה. אשר לרמת ההסבר הנמוכה – Angrist and Krueger (1991) תולים אותה בשונות הלא-נצפית של העובדים, הנובעת בין היתר, מהטרונגניות בהשכלתם ומאסימטריה במידע – בין העובד למעביד – אודות כישוריהם. בעיית האיסימטריות מפחיתה את הצלחתם של המעבידים בבחירת העובדים ובקביעת שכרם – דהיינו בתהליכי מיון וההתאמה – ולכן אנו צופים שונות בשכרם של עובדים הזהים בכישוריהם. Ashenfelter (1999), מוסיף כי השונות בין העובדים גדולה בקרב עובדים צעירים וחסרי ניסיון, והיא הולכת ופוחתת ככל שהניסיון בעבודה גדל. כתוצאה מכך, מחליף העובד מקומות עבודה בתדירות רבה מאוד בשנות עבודתו הראשונות, שבמהלכן המעבידים משפרים את תהליכי המיון וההתאמה. אולם, אם מניחים כי האיתות של מוסד הלימוד מתואם עם כישוריו של העובד בתום לימודיו (הכוללים את האיתות שלו בבחירת האוניברסיטה), הרי שישנו גורם נוסף המשפיע על קביעת השכר מלבד אסימטריות המידע.

מחקר זה מאמץ את גישתו של Card (1995, 1999) שלפיה הפרשי השכר נובעים מהטרונגניות של העובדים בכישוריהם הבלתי-נצפים. לפי גישה זו, בהינתן כישורי העובד, בחירת רמת ההשכלה יכולה לשנות את תוואי השכר העתידי. הבעיה שגישה זו מציגה בפני החוקר, היא אי היכולת להפריד בין איכות האוניברסיטה לבחירה של הלומדים בה: בלי לדעת על הכישורים האפריוריים של הלומדים במוסד הלימוד ועל הביקוש ללימודים במוסד, לא ניתן לבדוד את השפעת האיכות מהשפעת הבחירה. כיוון שהנתונים על הכישורים האמורים אינם מתפרסמים ברבים, אני נעזר במאפייני מקום העבודה לנטרל את השפעת האיכות, גם אם בצורה חלקית בלבד. המחקר בוחן אם ההשכלה היא מוצר הומוגני, ואם לבחירת אוניברסיטה יש השפעה מובהקת על השכר. לצורך זה אני משתמש במדגם של בוגרי אוניברסיטאות ישראליות, שסיימו את לימודיהם בשנים 1980-1995 ונדגמו במפקד האוכלוסין של שנת 1995. בחלק השני של המאמר אני בודק, כמו Abowd Kramarz and Margolis (להלן AKM, 1999), כיצד הוספת מאפייני הפירמה משפיעה על תוצאות האמידה.

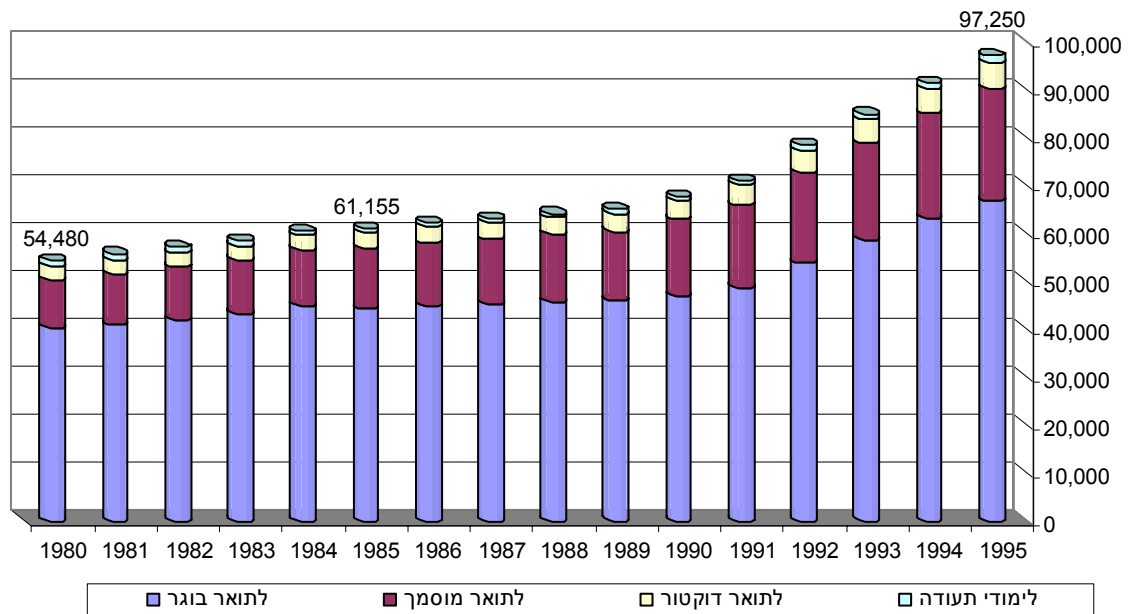
המאמר בנוי כדלקמן: הפרק השני מציג את התפתחות מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל כרקע למחקר ומביא סקירת ספרות תמציתית; הפרק השלישי מציג מסגרת מושגית ואמפירית לבחינת שאלות המחקר. הפרק הרביעי מתאר בפירוט את בסיס הנתונים הייחודי המשמש לאמידת משוואות השכר ומציג ניתוחים סטטיסטיים הנובעים מהן. הפרק החמישי מתאר את תוצאות האמידה והמסקנות. הפרק השישי דן בהשפעות מקום העבודה על השכר, והשביעי מסכם.

## 2. מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל

מוסדות ההשכלה הגבוהה בישראל נוסדו לפני קום המדינה: בשנת 1924 הוקם הטכניון, ובשנת 1925 – האוניברסיטה העברית. בעת הקמת המדינה הסתכם מספר הסטודנטים בשני מוסדות אלו ב-1,635. הביקוש להשכלה גבוהה הביא לפתיחתם של מכון ויצמן (1949), אוניברסיטת בר-אילן (1955) ואוניברסיטת תל-אביב (1956). פתיחתן של שלוש האוניברסיטאות האלה ותקצובן, משנת 1958 ואילך, על ידי המדינה, הביאו לגידול ניכר של מספר הסטודנטים והוא הגיע בשנת 1960 ל-9,275. גידול הביקוש נמשך, ותרמה לו הגעתה של שכבה ניכרת מעולי שנות החמישים לגיל הלימוד במוסדות להשכלה גבוהה. לפיכך נפתחו בשנות השישים שתי אוניברסיטאות נוספות – אוניברסיטת חיפה (1963) ואוניברסיטת בן-גוריון (1964).

בתחילת שנות השבעים החליטה הממשלה על הקמת אוניברסיטה שמינית – האוניברסיטה הפתוחה – והיא נפתחה בשנת 1976. עד 1995 פעלו בישראל שבע אוניברסיטאות, שהקנו תארי בוגר, מוסמך, דוקטור, תואר בלימודי תעודה; וכן האוניברסיטה הפתוחה.

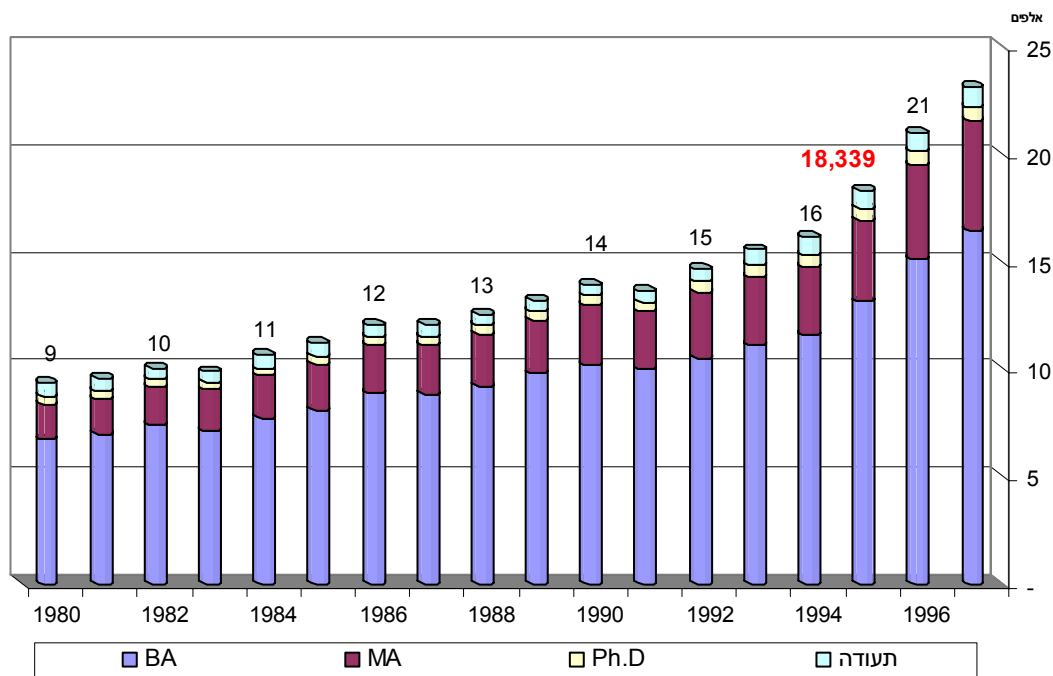
דיאגרמה 1: מספר הלומדים באוניברסיטאות, לפי תואר



דיאגרמה (1) ממחישה את הגידול המהיר של מספר הלומדים באוניברסיטאות. מהדיאגרמה עולה כי בשנים 1980–1995 גדל מספר הלומדים, לכל התארים, ב-78 אחוזים. עוד עולה כי בשנות השמונים שיעור הגידול הממוצע של מספר הלומדים עמד על כ-2 אחוזים לשנה וכי מגמה זו גברה בשנות התשעים עד לקצב שנתי ממוצע של 7 אחוזים. השינוי נבע מפתיחת חוגים חדשים, מהתמעוטת גל העלייה מבריה"מ לשעבר בישראל, ומעלייה ניכרת של מספר הלומדים לתארים מתקדמים (מוסמך ודוקטור). לאחר שבשנות השמונים היה קצב הגידול השנתי של הלומדים לתארים שני ושלישי 5 ו-3 אחוזים, בהתאמה, צמחו שיעורים אלו במחצית הראשונה של שנות התשעים ל-8 ול-6 אחוזים. מעניין לציין שמספר הלומדים לתואר שני במינהל עסקים עלה בתקופה הנסקרת פי שניים – מכ-2,000 ב-1980 לכ-4,800 ב-1995.

מדיאגרמה (2) רואים כי העלייה במספר מקבלי התארים בשנים האמורות דומה לזו של מספרם של הלומדים -- 5 אחוזים בממוצע בשנה; מכ-9,370 בוגרים בשנת 1980 לכ-18,300 בשנת 1995.

דיאגרמה 2: מספר מקבלי התארים לפי התואר, 1987 עד 1997



לוח 1 מציג את מספר הלומדים באוניברסיטאות לפי השנה והתואר. לוח זה מלמד על שונות גדולה במספר הסטודנטים בכל אוניברסיטה וכן בתארים הנרכשים. עוד עולה מהלוח שמספר הלומדים באוניברסיטת תל אביב עלה בשיעור הגבוה ביותר. לשם השוואה, מספר הלומדים באוניברסיטת תל אביב בשנה האקדמית תשנ"ה עלה ב-28 אחוזים על מספרם באוניברסיטה העברית, אף על פי שהאחרונה הוקמה 31 שנה לפני אוניברסיטת תל אביב.

לוח 1: תלמידים באוניברסיטאות לפי תואר ומוסד

תש"ט 1948/49	תש"ך 1959/60	תש"ל 1969/70	תש"ם 1979/80	תשמ"ה 1984/85	תש"ן 1989/90	תשנ"ה 1994/95	
<b>1,635</b>	<b>9,275</b>	<b>35,374</b>	<b>54,480</b>	<b>61,155</b>	<b>67,770</b>	<b>97,250</b>	<b>סך הכול</b>
1,549	28,348	28,053	40,250	44,355	46,960	66,750	תואר בוגר
..	..	5,156	10,050	12,765	16,100	23,550	תואר מוסמך
86	927	1,346	2,930	3,215	3,910	5,430	תואר דוקטור
<b>האוניברסיטה העברית</b>							
<b>957</b>	<b>6,752</b>	<b>12,588</b>	<b>13,570</b>	<b>14,385</b>	<b>16,780</b>	<b>20,300</b>	<b>סך הכול</b>
871	6,277	9,213	8,700	9,070	10,600	12,170	תואר בוגר
..	..	2,119	3,130	3,840	4,630	5,930	תואר מוסמך
86	475	742	1,340	1,300	1,420	1,950	תואר דוקטור
<b>הטכניון</b>							
<b>678</b>	<b>2,411</b>	<b>6,045</b>	<b>7,580</b>	<b>8,060</b>	<b>9,080</b>	<b>10,480</b>	<b>סך הכול</b>
676	1,971	4,066	5,400	6,000	6,600	7,540	תואר בוגר
2	360	1,645	1,740	1,640	1,900	2,240	תואר מוסמך
-	80	334	350	360	520	650	תואר דוקטור
<b>אוניברסיטת תל אביב</b>							
-	<b>616</b>	<b>7,958</b>	<b>14,380</b>	<b>18,020</b>	<b>19,270</b>	<b>26,030</b>	<b>סך הכול</b>
-	2,616	6,836	10,350	12,975	12,770	16,690	תואר בוגר
-	..	951	3,100	4,120	5,450	7,800	תואר מוסמך
-	-	..	630	750	850	1,160	תואר דוקטור
<b>אוניברסיטת בר-אילן</b>							
-	<b>423</b>	<b>4,273</b>	<b>8,070</b>	<b>8,780</b>	<b>9,330</b>	<b>16,890</b>	<b>סך הכול</b>
-	423	3,925	6,750	6,800	6,780	12,610	תואר בוגר
-	..	272	1,010	1,550	1,940	3,110	תואר מוסמך
-	-	20	210	300	410	610	תואר דוקטור
<b>אוניברסיטת חיפה</b>							
-	-	<b>2,794</b>	<b>6,140</b>	<b>6,330</b>	<b>6,780</b>	<b>12,440</b>	<b>סך הכול</b>
-	-	2,729	5,350	5,410	5,400	9,800	תואר בוגר
-	-	-	480	715	1,130	2,320	תואר מוסמך
-	-	-	10	25	90	130	תואר דוקטור
<b>אוניברסיטת בן גוריון בנגב</b>							
-	-	<b>1,297</b>	<b>4,250</b>	<b>5,080</b>	<b>5,890</b>	<b>10,340</b>	<b>סך הכול</b>
-	-	1,284	3,700	4,100	4,810	7,940	תואר בוגר
-	-	-	420	720	860	1,930	תואר מוסמך
-	-	-	70	160	170	380	תואר דוקטור
<b>מכון ויצמן למדע</b>							
-	-	<b>419</b>	<b>490</b>	<b>500</b>	<b>640</b>	<b>770</b>	<b>סך הכול</b>
-	-	169	170	180	190	220	תואר מוסמך
-	-	250	320	320	450	550	תואר דוקטור

### 3. המסגרת האמפירית

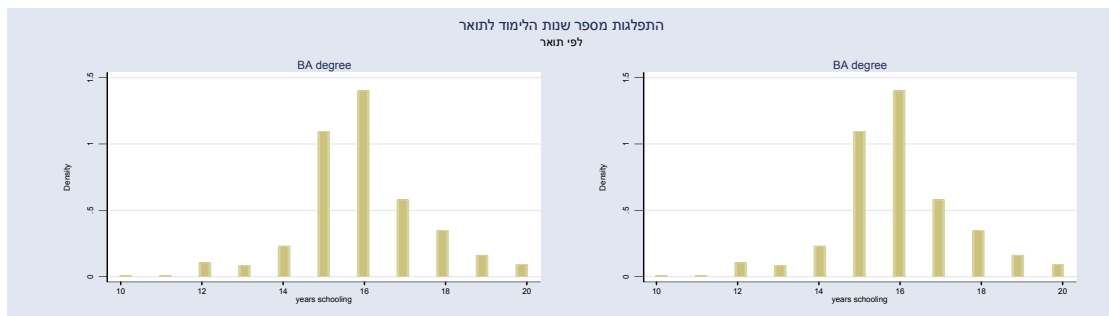
ברצוני לאמוד, כאמור, את תרומתה של ההשכלה לשכר, בקרב שכירים יהודים, העובדים במשרה מלאה. המסגרת שאני משתמש בה לצורך זה היא מסגרת "ההיצע-ביקוש", כפי שהציע Becker (1964). כפי שיתברר בהמשך, ישנו קושי לא מבוטל בזיהוי הגורמים המשפיעים על תרומת ההשכלה שהעובד רכש לפערים בשכר, ובמיוחד, בזיהוי איכותה של ההשכלה שנרכשה. משתנה ההשכלה שהיינו רוצים לאמוד הוא זה שיבטא נכונה את רמת ההשכלה בתיקון הכוללת תיקון בגין איכותה. המשתנה שנאמד בעבודות שנעשו בתחום זה בארץ ובעולם, הוא בדרך כלל מספר שנות הלימוד, לרוב ללא כל התייחסות לתנאים שהניעו את העובד לרכוש את השכלתו, ביניהם הבדלים באיכות ההוראה ובאיכות התואר. שנת לימוד אינה מוצר הומוגני שכן יש אינטראקציה בין המאפיינים השונים של העובד לטיבה של ההשכלה שרכש. יתרה מזאת, מלוח 2 ומדיאגרמה 3 – המציגים את התפלגות שנות הלימוד לתואר – ניתן לראות כי מספר שנות הלימוד הכולל שהעובד מדווח עליהן גבוה ממספר שנות הלימוד ה"תקני" לתואר הנרכש. לפיכך השימוש במספר שנות הלימוד כמשתנה מסביר מטה את התשואה הנאמדת להשכלה גבוהה מהאמידה השכיחה של משוואת מינצר כלפי מטה. עוד עולה מלוח 2 כי סטיית התקן הנאמדת אינה אחידה: במדעי הרוח סטיית התקן גדולה יותר מאשר במדעי החברה (לכל תואר) – אולי משום שההשכלה במדעי הרוח, יותר מאשר במדעי הברה, היא מוצר צריכה מלבד היותה מוצר השקעה. בהתאם לכך, סטיית התקן הנמוכה ביותר נמצאה בלימודי ההנדסה, שבהם מרכיב התצרוכת הנו נמוך ביותר.

לוח 2: הממוצע וסטיית התקן של מספר השנים לתואר, לפי תחום הלימוד והתואר

	סה"כ	הנדסה	מ. מדויקים	מ. הרפואה	מ. החברה	מ. הרוח
<b>בוגר</b>						
Mean	15.97	16.26	15.71	16.29	15.86	16.06
S.d.	1.62	1.40	1.54	1.68	1.64	1.68
<b>מוסמך</b>						
Mean	18.03	18.46	18.16	18.79	18.05	17.60
S.d.	1.91	1.75	1.85	1.77	1.78	2.04
<b>דוקטור</b>						
Mean	20.60	21.21	20.58	21.03	20.51	20.20
S.d.	2.64	1.90	2.83	1.96	2.47	2.76

מקור: מפקד האוכלוסין 1995.

דיאגרמה 3: היסטוגרמה למספר שנות הלימוד לתואר בוגר ומוסמך<sup>1</sup>:



<sup>1</sup> ראה פירוט פונקציות הצפיפות והיסטוגרמות של מספר שנות הלימוד לתואר בדיאגרמה נ-1 ודיאגרמה נ-2 שבנפסח.

מחקר זה מרחיב עבודות קודמות שאמדו את התשואה להשכלה בהנחה כי השכלה היא מוצר הומוגני לכל הפרטים, ובוחר את התשואה להשכלה על פני שלושה ממדים של הטרוגניות - התואר, האוניברסיטה ותחום הלימוד. אחת הבעיות העולות מבדיקת הקשר שבין השכר, ההשכלה האקדמית והאוניברסיטה שבה נרכשה ההשכלה היא הבדלים ניכרים בתחומי הלימוד האקדמיים – מוסדות שונים מתמחים בתחומי לימוד שונים הטכניון, למשל, מתמחה בלימודי הנדסה. האוניברסיטאות מתמחות גם בסוגי תארים שונים: מכון ויצמן, למשל, אינו מלמד לתואר בוגר. לפיכך, אמידת משוואת השכר בצורה המקובלת - תוך התעלמות מהטרוגניות של ההשכלה - מטה את האומד של התשואה להשכלה.

המשוואה הנאמדת אומדת את הלוג הטבעי של השכר ( $y$ ) כתלוי בהשכלה ( $e$ ) ובוקטור מאפייני העובד ( $x$ ). ניתן אם כן לכתוב את משוואת השכר של עובד  $i$ :

$$(1) \quad E(y_i | x_i, e_i) = \alpha_i + x_i' \beta + \delta e_i,$$

את השכלת העובד ניתן לתאר בשני אופנים שונים:

$$e_i = \begin{cases} I. & \text{years of schooling} \\ II. & e(s, f, u) \end{cases}$$

באופן אחד, המקובל יותר בספרות, השכלת העובד נמדדת באמצעות ספירת מספר שנות הלימוד שלו, ובאופן השני השכלת העובד תלויה בשלושה גורמים – האוניברסיטה ( $u$ ), התואר ( $s$ ) ותחום הלימוד האקדמי שבחר העובד ( $f$ ). ניתן לבצע קירוב ליניארי להשכלה כך ש:  $e(s_i, u_i, f_i) = s_i' \gamma_s + u_i' \gamma_u + f_i' \gamma_f$ . השימוש באוניברסיטה ובתחום הלימוד, נוסף על השימוש בתואר הנרכש, הוא חידוש ונדבך עיקרי במחקר. את תוחלת השכר הנאמדת ניתן לכתוב מחדש:

$$(2) \quad E(y_i | x_i, s_i, f_i, u_i) = x_i' \beta + s_i' \pi_s + u_i' \pi_u + f_i' \pi_f,$$

כאשר  $\pi_s = \delta \gamma_s$  אומד את התשואה לכל תואר  $s$  בנפרד (כך המודל מאפשר תשואות שונות לתארים שונים) ו-  $\pi_f = \delta \gamma_f$  אומד את הפרמיה לתחום הלימוד הנרכש. השימוש במשתני הדמה עבור תחום הלימוד נעשה בהנחה שיש הבדלי שכר, הנעוצים בהבדלים קבועים בין תחומי לימוד שונים, ושאינם תלויים במאפייני העובד (הנצפים ובלתי נצפים).  $\pi_u = \delta \gamma_u$  אומד את איכות ההשכלה באפשרו לתשואה להשכלה להשתנות כתלות, לא רק בתואר אלא גם באוניברסיטה שבה הוא נרכש.

הוספת משתני אינטראקציה בין האוניברסיטה לתחום הלימוד מאפשרת לקבל אומדן להשפעה של תוספת ההון האנושי הנובעת מרכישת השכלה בתחום לימוד מסוים באוניברסיטה מסוימת. תוספת זו יכולה להיות שונה בין האוניברסיטאות השונות כתלות באיכותן. מכאן שיש צורך להוסיף משתני אינטראקציה בין ההשכלה, האוניברסיטה והתחום האקדמי.



#### 4. הנתונים

כדי לבחון את השפעתה של הטרוגניות ההשכלה על שכרו של הפרט, ובפרט את השפעת הלימוד באוניברסיטה מסוימת על השכר, נעשה שימוש במדגם ייחודי, הממוג למפקד האוכלוסין – לשנת 1995 – את נתוני השכר ונתוני ההשכלה המפורטים, ממרשם האוניברסיטאות. המדגם עושה שימוש בנתונים על שכירים (גברים ונשים) יהודים שעבדו במשרה מלאה בשנת המדגם. העובדים העצמאיים הושמטו מהמדגם בהנחה שתחת תחרות משוכללת העובד, השכיר, מקבל שכר השווה לתפוקה השולית שלו, ואילו שכרם של העצמאיים עלול להיות גבוה מתפוקתם השולית. משיקולים דומים, בחרתי להשמיט את העובדים הלא-יהודים, בכדי שהנתונים לא יושפעו מאפליה של העובדים הלא-יהודים.

המדגם מבוסס על נתוני מפקד האוכלוסין של שנת 1995; כדי לקבל פרטים מפורטים על ההשכלה האקדמית של העובדים, שולבו נתוני המפקד עם נתוני מרשם האוניברסיטאות, למעט האוניברסיטה הפתוחה, לשנים 1980-1995, למעט שנת 1984<sup>2</sup>: נתונים על התואר הנרכש, תחום הלימוד, האוניברסיטה ושנת קבלת התואר.

מספרם של מקבלי התארים מהאוניברסיטאות בשנים הנדגמות הסתכם ב-193,065, ומיזוג הנתונים השאיר מדגם מייצג של 18,713 תצפיות. תיאור מפורט של המשתנים מובא בנספח. שיעור העובדים האקדמאים, בעלי תואר ישראלי, בסך העובדים במדגם (5.3 אחוזים) נמוך משעורם בכלל אוכלוסיית העובדים (כ-12 אחוזים), אולם הדבר אינו מעיד על הטית המדגם: המדגם כולל את אוכלוסיית העובדים<sup>3</sup> שסיימו אוניברסיטה ישראלית, בלבד, בשנים 1980-1995 (למעט 1984), נדגמו במפקד האוכלוסין, ועבדו בשנת 1995. בתהליך המיזוג הושמטו תצפיות בעייתיות אודות פרטים שלא ענו על שאלות השכר במפקד או עובדים שהמשיכו ללמוד באוניברסיטה זרה, לאחר שסיימו תואר בארץ, ולאחר מכן שבו לעבוד בארץ. קבוצה זו מנתה כ-1,200 תצפיות. לשם נוחות הושמטו העובדים הלא-יהודים ואלו שדווחו כעצמאיים.

#### לוח 3: קבצי הנתונים שמהם הורכב המדגם

שם הקובץ	תיאור הנתונים	המשתנים
מפקד האוכלוסין 1995	נתונים אישיים ודמוגרפיים על פרטים. (20 אחוזים מהפרטים במשק, בני 15 +)	הגיל, המין, ארץ הלידה, ארץ לידת ההורים, הדת, מספר שנות הלימוד
מרשם מסיימי התארים 1983-1980, 1985-1995	20,000 רשומות של בוגרי התארים האוניברסיטאיים, מהם כ-3,000 עבדו בתעשייה.	התואר, שנת קבלת התואר התחום האקדמי, האוניברסיטה

בגלל אופיים השונה של תחומי הלימוד ומכיוון שכל אוניברסיטה מגדירה את תחומי הלימוד שבכל פקולטה באופן שונה, חילקנו את תחומי הלימוד לחמישה תחומים ראשיים לפי הגדרות הלמ"ס. התחום הראשון הוא תחום מדעי הרוח (26 אחוזים מכלל הבוגרים) – את מדעי הרוח הכלליים, שפות, חינוך, אמנות, מוזיקה וקולנוע; התחום השני הוגדר כתחום מדעי החברה (39 אחוזים מכלל הבוגרים) – מדעי החברה הכלליים, מינהל עסקים ומשפטים; התחום השלישי הוא

<sup>2</sup> בגלל העדר נתונים לשנה זו.

<sup>3</sup> מייצג את אוכלוסיית האקדמאים אשר סיימו אוניברסיטה ישראלית בשנים 1980-1983, 1985-1995 ולא כולל עולים חדשים או ישראלים שרכשו תואר בחו"ל.

לימודי הרפואה (8 אחוזים מכלל הבוגרים) – הכוללים גם את תחום הפרא-רפואה; התחום הרביעי הוא תחום המדעים המדויקים (15 אחוזים מכלל הבוגרים) - מדעי הטבע, מתמטיקה, סטטיסטיקה, המדעים הפיסיקליים והביולוגיים; והתחום החמישי הוא לימודי ההנדסה (13 אחוזים מכלל הבוגרים). חלוקת תחומי הלימוד לתחומים מקובצים מאפשרת לבחון הבדלים בפרמיה להשכלה בין תחומי לימוד, בלי לאבד דרגות חופש רבות.

לוח 4 מציג את התפלגות התצפיות במדגם לפי האוניברסיטה ותחום הלימוד המקובץ. כצפוי, ניתן לראות כי אין אחידות בתחומי הלימוד הנלמדים בכל אוניברסיטה; אם נצפה כי שכר בוגרי הפקולטה להנדסה יהיה גבוה מזה של בוגרי הפקולטות למדעי החברה והרוח, נצפה כי שכר של בוגר מקרי של הטכניון יהיה גבוה משכרו של בוגר מקרי של אוניברסיטת חיפה, שבה מרבית הלומדים רוכשים תואר במדעי הרוח או החברה.

**לוח 4: התפלגות התצפיות לפי אוניברסיטה ותחום לימוד מקובץ:**

סה"כ	מ. הרוח	מ. החברה	רפואה	מ. מדויקים	מ. הנדסה	סה"כ
העברית	1,080	1,610	534	900	..	4,124
הטכניון	..	..	136	277	1,473	1,886
תל-אביב	1,312	2,531	638	681	374	5,536
בר-אילן	898	1,708	..	310	..	2,916
חיפה	954	1,080	..	229	..	2,263
בן-גוריון	390	457	195	236	587	1,865
ויצמן	..	..	..	123	..	123
<b>סה"כ</b>	<b>4,634</b>	<b>7,386</b>	<b>1,503</b>	<b>2,756</b>	<b>2,434</b>	<b>18,713</b>

עוד עולה מלוח 4, כי התפלגות מסיימי התארים אינה זהה בין תחומי הלימוד, וכי 64 אחוזים מהמסיימים במדגם רכשו תואר בתחום מדעי הרוח או החברה. כצפוי, האוניברסיטאות מתמחות בתחומי לימוד שונים: בעוד שבאוניברסיטאות תל אביב, ירושלים, בר-אילן וחיפה מרבית הבוגרים רוכשים תואר במדעי הרוח והחברה, במכון ויצמן מרבית המסיימים רוכשים תואר במדעים המדויקים ובטכניון – בהנדסה.

לוח 5 מציג את התפלגות המסיימים לפי האוניברסיטה והתואר. מתברר כי, בממוצע, 68 אחוזים מהם בעלי תואר בוגר, 28 אחוזים בעלי תואר מוסמך<sup>4</sup> ו-4 אחוזים בעלי תואר דוקטור. מכאן שחלק מהבדלי השכר בין האקדמאים נובע מהבדלים בתמהיל התארים הנלמדים בכל אוניברסיטה. עוד עולה מהלוח כי באוניברסיטה העברית, אוניברסיטת תל-אביב ובמכון ויצמן שיעורם של מקבלי התואר מוסמך גבוה מאשר באוניברסיטאות האחרות, וזאת משום היותן של מרכזי המחקר הגדולים ומשום שבמכון ויצמן לא נלמד כלל תואר הבוגר. חלקם הנמוך יחסית של הלומדים לתארים מתקדמים באוניברסיטאות החדשות מוסבר במשך הזמן הנדרש לאוניברסיטאות כדי לצבור ידע וניסיון אקדמי לשם פתיחת מסלולי לימוד לתארים המתקדמים.

<sup>4</sup> כולל תואר בלימודי תעודה.

**לוח 5: התפלגות התצפיות לפי אוניברסיטה ותואר:**

סה"כ		תואר דוקטור		תואר מוסמך		תואר בוגר		
22%	4,124	30%	214	27%	1,420	20%	2,490	העברית
10%	1,886	16%	114	8%	437	10%	1,335	הטכניון
30%	5,536	26%	179	32%	1,706	29%	3,651	תל-אביב
16%	2,916	11%	75	14%	715	17%	2,126	בר-אילן
12%	2,263	1%	10	10%	551	13%	1,702	חיפה
10%	1,865	3%	20	8%	421	11%	1,424	בן-גוריון
1%	123	13%	90	1%	33	..	..	ויצמן
100%	18,713	100%	702	100%	5,283	100%	12,728	<b>סה"כ</b>

מההטרוגניות שנמצאה בתארים הנרכשים במוסדות השונים יש לצפות לכך ששכרם של בוגרי האוניברסיטאות שבהן שיעור בעלי התארים הגבוהים גדול יותר יהיה גבוה יותר; זאת לאו דווקא בזכות איכותו של המוסד, אלא בגלל הפרמיה לתארים המתקדמים. ממצא זה אכן מתבטא בלוח 6, המציג את התפלגות השכר הממוצע לפי תחום הלימוד המקובץ, האוניברסיטה והתואר. יש להדגיש כי השכר המוצג בלוח הוא ממוצע משוקלל במדגם ואינו משוקלל בכלל האוכלוסייה. מהלוח עולה כי שכרם של מסיימי מכון ויצמן אכן היה גבוה משמעותית מהשכר הממוצע ועמד על 12,102 שקלים בממוצע. עוד עולה מהלוח כי שכרם הממוצע של השכירים האקדמאים - בוגרי אוניברסיטה ישראלית - שעבדו בתעשייה עמד על 10,419 שקלים בשנת 1995. זאת לעומת השכר הממוצע במשק לעובדים ישראלים, שלפי נתוני הביטוח הלאומי עמד על 4,355 שקלים לשנה זו.

שכר האקדמאים אינו הומגני כלל: מהמדגם עולה כי שכרם של בעלי תואר מוסמך גבוה מזה של בעלי תואר בוגר בכ-30 אחוזים, ושכרם של בעלי תואר דוקטור גבוה משל בעלי תואר מוסמך בכ-17 אחוזים. גם בחלוקה הפנימית בתוך תחומי הלימוד השונים נמצא שישנם הבדלים מובהקים בשכר: שכרם של המהנדסים (11,152 שקלים בממוצע) גבוה מהממוצע, ושכרם של בעלי תואר במדעי הרוח הוא הנמוך ביותר (6,082 שקל בממוצע). השכר הממוצע של בוגרי מכון ויצמן גבוה משמעותית מזה של בוגרי שאר האוניברסיטאות - כנראה משום שבמכון ויצמן לומדים לתארים מתקדמים בלבד; משמע כך שפערי השכר יכולים לנבוע מהפרמיה ללימודים מתקדמים ולא דווקא מפרמיה חיובית עודפת ללימודים במכון ויצמן.

לוח 6: השכר הממוצע<sup>5</sup> לפי תחום הלימוד, האוניברסיטה והתואר:

ממוצע משוקלל	הנדסה	מדעים מדויקים	מדעי הרפואה	מדעי החברה	מדעי הרוח	
<b>העברית</b>						
8,187		8,450	6,610	9,471	5,079	בוגר
10,816		10,140	9,124	11,982	9,420	מוסמך
11,832		12,918			4,232	דוקטור
<b>9,161</b>		<b>9,310</b>	<b>7,410</b>	<b>10,400</b>	<b>5,648</b>	<b>ממוצע</b>
<b>הטכניון</b>						
10,076	10,159	9,485	3,510			בוגר
12,785	12,875	14,667	5,768			מוסמך
13,604	13,796	13,349				דוקטור
<b>10,617</b>	<b>10,627</b>	<b>11,010</b>	<b>5,316</b>			<b>ממוצע</b>
<b>ת"א</b>						
9,982	11,829	10,367	7,010	9,527	6,270	בוגר
15,158	13,630	12,936	10,365	16,877	6,725	מוסמך
9,848	10,206	10,681			5,084	דוקטור
<b>11,730</b>	<b>12,245</b>	<b>10,931</b>	<b>7,849</b>	<b>13,188</b>	<b>6,320</b>	<b>ממוצע</b>
<b>בר-אילן</b>						
9,511		8,970		10,278	6,261	בוגר
14,225		11,213		16,295	8,578	מוסמך
8,174		8,174				דוקטור
<b>10,733</b>		<b>9,231</b>		<b>12,044</b>	<b>7,188</b>	<b>ממוצע</b>
<b>חיפה</b>						
7,246		7,545		8,002	5,193	בוגר
10,308				12,023	7,221	מוסמך
						דוקטור
<b>7,471</b>		<b>7,545</b>		<b>8,317</b>	<b>5,404</b>	<b>ממוצע</b>
<b>בן-גוריון</b>						
8,703	9,347	9,674	5,232	6,475	7,344	בוגר
14,813	16,722	10,669		7,775	3,228	מוסמך
13,664					13,664	דוקטור
<b>10,209</b>	<b>11,392</b>	<b>9,908</b>	<b>5,232</b>	<b>6,683</b>	<b>6,710</b>	<b>ממוצע</b>
<b>מכון ויצמן</b>						
13,273		13,273				מוסמך
11,048		11,048				דוקטור
<b>12,102</b>		<b>12,102</b>				<b>ממוצע</b>
<b>ממוצע</b>						
9,226	10,265	9,266	6,244	8,960	5,812	בוגר
13,763	14,504	11,798	8,109	15,386	7,405	מוסמך
11,413	13,445	11,347			4,800	דוקטור
<b>10,419</b>	<b>11,152</b>	<b>10,061</b>	<b>6,865</b>	<b>11,132</b>	<b>6,082</b>	<b>ממוצע</b>

מקור: שכר ממוצע מנתוני הביטוח הלאומי לשנת 1995. מדגם מייצג של 18,713 בוגרי אוניברסיטאות ישראליות.

<sup>5</sup> יהודים, שכירים, שעבדו במשרה מלאה

## 5. תוצאות האמידה

לצורך אמידת משוואת השכר – משוואה (2) – השתמשתי בסט משתני דמה לאוניברסיטאות, לתארים ולתחומי הלימוד: 6 משתני דמה לאוניברסיטאות, 2 לתארים ו-4 לתחומי הלימוד. כמו כן המודל המלא (ספציפיקציה 4-7) כלל משתני אינטראקציה בין התארים, תחומי הלימוד והאוניברסיטאות. בעלי תואר בוגר במדעי הרוח מאוניברסיטת תל-אביב, שבה נלמדים כל תחומי הלימוד, נלקחו, כקבוצת הבסיס בכל הספציפיקציות הנאמדות.

כדי לפתור בעיות של שונות שונה, בין האוניברסיטאות, הנובעת מהרכב תחומי הלימוד והתארים השונים, הוכנס, בכל האמידות, תיקון White לבגין השונות השונה, כאשר התצפיות חולקו לאשכולות לפי האוניברסיטה.

לוח 7 מציג את תוצאות אמידת המודל, בספציפיקציות שונות. בספציפיקציה 1-7, לפיה ההשכלה מוגבלת להיות מוצר הומוגני, נעשה שימוש במספר שנות הלימוד לאמידת התשואה להשכלה על תיכונית, ונמצא כי התשואה לשנת השכלה נאמדת ב-4.8 אחוזים לכל שנת לימוד אקדמית. מספציפיקציה זו עולה כי הפרמיה ללימודי תואר מוסמך, מעבר לתואר הבוגר, היא 10 אחוזים, והתוספת ללימודי תואר דוקטור, מעבר לתואר מוסמך, היא 10 אחוזים נוספים. לעומת זאת, אמידת המודל כשמסחררים את ההנחה כי ההשכלה היא מוצר הומוגני ומשתמשים במשתני דמה לכל לתואר (ספציפיקציה 2-7) נמצא כי התשואה השולית להשכלה גבוהה פוחתת, וכי התשואה ללימודי תואר דוקטור היא 5 אחוזים בלבד, בעוד שהתשואה לתואר מוסמך עמדה על 24 אחוזים בקירוב.

ספציפיקציה 3-7 משחררת, עוד יותר, את הנחת הומוגניות ההשכלה ומאפשרת לתשואה להשכלה להשתנות על פני האוניברסיטה, תחום הלימוד והתואר. מספציפיקציה זו עולות תוצאות דומות לגבי התשואה לתארים מוסמך ודוקטור - 25 אחוזים ו-9 אחוזים, בהתאמה. רמת מובהקותם של אומדי האוניברסיטה, בספציפיקציה זו, עלתה. הסבר אפשרי לכך הוא שמרבית הלומדים לתארים מתקדמים מרוכזים באוניברסיטאות הנתפסות כאיכותיות יותר, ואם כן השמטת משתני הדמה לאוניברסיטאות מטה את השונויות הנאמדות לתואר כלפי מעלה; הוספת משתני הדמה לאוניברסיטאות העלתה את התשואה להשכלה, ביחס לאמידת המודל עם שנות הלימוד כמשתנה מסביר (כאמור, ספציפיקציה 1-7). הדבר מתיישב עם טענתו של Griliches (1977) כי ההטיה (כלפי מעלה) הנובעת מחוסר היכולת לנטרל את כישורי העובד נמוכה לאין שיעור מההטיה (כלפי מטה) הנובעת מטעויות מדידה של המשתנים המסבירים.

יש לזכור שתוצאות אלו נכונות עבור קבוצת הבקרה – מסיימי תואר בוגר במדעי הרוח מאוניברסיטת תל-אביב – אולם כדי לחשב את ההשפעה לאשורה יש להשתמש גם במשתני האינטראקציה; לכן בספציפיקציה 4-7 אמדתי את משוואה (2) עם 44 משתני אינטראקציה (מכפלה קרטזית של משתני הדמה לתואר, לתחום הלימוד ולאוניברסיטה) ונתקבל כי התשואה לתארים השני והשלישי גבוהה מזו שנמצאה בספציפיקציות 2-7 ו-3-7: הפרמיה לתואר השני עמדה על 33 אחוזים, ולתואר השלישי על כ-13 אחוזים. מכאן שיש קשר בין התשואה לתואר לבין האוניברסיטה שבה הוא נרכש.

לוח 7: אמידת משוואות השכר בשיטת הריבועים הפחותים

	משתנה מוסבר: לוג השכר לשעת עבודה			
	7-1	7-2	7-3	7-4
	מספר שנות לימוד בלבד	כולל משתני דמה לתואר	משתני דמה לתואר, תחום לימוד ואוניברסיטה	כולל משתני אינטראקציה <sup>6</sup>
משתני הבקרה למחוז ולענף הכלכלי מוצגים בנספח נ-ג-1				
<i>Constant</i>	3.387 (31.50)**	4.054 (42.66)**	4.158 (35.84)**	4.077 (48.58)**
<i>Exp</i>	0.068 (23.48)**	0.08 (24.19)**	0.081 (23.78)**	0.083 (22.28)**
<i>Exp2</i>	-0.002 (31.08)**	-0.003 (23.96)**	-0.003 (25.16)**	-0.003 (21.67)**
<i>D_female</i>	-0.155 (7.77)**	-0.154 (7.55)**	-0.159 (8.38)**	-0.163 (9.20)**
<i>D_new_immig</i>	-0.268 (8.08)**	-0.294 (9.63)**	-0.281 (9.03)**	-0.288 (10.14)**
<i>Years_school</i>	0.048 (19.32)**			
<i>Ma</i>		0.242 (9.87)**	0.249 (10.14)**	0.33 (10.90)**
<i>PhD</i>		0.29 (13.26)**	0.339 (13.07)**	0.462 (7.76)**
<i>U_Hebrew</i>			-0.066 (5.64)**	0.061 (3.80)**
<i>U_Technion</i>			-0.029	-0.073
<i>U_Bar-Ilan</i>			-1	-0.8
<i>U_haifa</i>			0.044 (4.53)**	0.217 (11.20)**
<i>U_Ben-Gurion</i>			0.042 (3.22)*	0.13 (9.79)**
<i>U_Weizmann</i>			-0.017 -0.82	0.141 (6.05)**
			-0.111 -2.09	-0.161 (4.71)**
<i>F_social</i>			-0.013 -0.33	0.104 (6.45)**
<i>F_medical</i>			0.009 -0.21	0.168 (7.99)**
<i>F_Exact_Life</i>			-0.061 -1.19	0.144 (10.89)**
<i>F_Engeneering</i>			-0.002 -0.03	0.155 (10.29)**
<i>Obs.</i>	18,713	18,713	18,713	18,713
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.20	0.21	0.21	0.22

קבוצת הבסיס: בוגרי תואר ראשון במדעי הרוח מאוניברסיטת תל-אביב.

תיקון White-sandwich לשונות שונה באומדי השונות. אשכולות: אוניברסיטה.

בסוגרים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 1 אחוז, \*\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 5 אחוזים.

<sup>6</sup> כולל 44 משתני אינטראקציה בין התואר, תחום הלימוד והאוניברסיטה.

לוח 8: התוספת השולית (באחוזים) לתשואה להשכלה לכל תחום לימוד; לפי אוניברסיטה

**א-8: לתואר בוגר – בלי אינטראקציות**

הנדסה	מ. מדוייקים ומ. הטבע	מ. הרפואה ומ. הבריאות	מ. החברה משפטים וניהול	מ. הרוח	
העברית	-13%	-6%	-8%	-7%	..
הטכניון	-9%	-2%	..	..	-3%
בר-אילן	-2%	..	3%	4%	..
חיפה	-2%	..	3%	4%	..
בן-גוריון	-8%	-1%	-3%	-2%	-2%
ויצמן	-17%	..	..	..	..

מקור: ספספקיציה (7-3);  
קבוצת הבסיס: אוניברסיטת תל-אביב

**ב-8: בתואר בוגר – עם אינטראקציות**

הנדסה	מ. מדוייקים ומ. הטבע	מ. הרפואה ומ. הבריאות	מ. החברה משפטים וניהול	מ. הרוח	
העברית	-15%	5%	-10%	6%	..
הטכניון	9%	-7%	..	..	-9%
בר-אילן	10%	..	2%	22%	..
חיפה	-6%	..	0%	13%	..
בן-גוריון	-2%	-11%	-6%	14%	-7%
ויצמן	..	..	..	..	..

מקור: ספספקיציה (7-4);  
קבוצת הבסיס: אוניברסיטת תל-אביב

**ג-8: בתואר מוסמך – עם אינטראקציות**

הנדסה	מ. מדוייקים ומ. הטבע	מ. הרפואה ומ. הבריאות	מ. החברה משפטים וניהול	מ. הרוח	
העברית	-17%	3%	-12%	4%	..
הטכניון	6%	-11%	..	..	-12%
בר-אילן	-4%	..	-13%	7%	..
חיפה	..	..	3%	16%	..
בן-גוריון	-1%	..	-5%	15%	-5%
ויצמן	..	..	..	..	..

מקור: ספספקיציה (7-4);  
קבוצת הבסיס: אוניברסיטת תל-אביב

**א. השפעת האוניברסיטה**

לוח 8 מתאר את ההשפעה השולית של בחירת אוניברסיטה מסוימת על השכר, בהינתן התואר ותחום הלימוד; לוח 8-א' מציג את הפרמיה המחושבת מספציפיקציה 7-3, שאינה עושה שימוש במשתני אינטראקציה ולוחות 8-ב' עד 8-ד' מציגים את הפרמיה המחושבת מספספקיציה 7-4, העושה שימוש במשתני אינטראקציה בין כל משתני ההשכלה ובמשתני בקרה למקום העבודה ולמאפייני הפרט. החישוב עושה שימוש במטריצת השונויות הנאמדות למשתני האינטראקציה לאוניברסיטאות, התארים ותחומי הלימוד; באופן זה, ניתן לחשב אילו תוספות שוליות הן אכן

מובהקות (ברמת מובהקות של 5%) ואילו אינן מובהקות. תוספת מובהקת מסומנת בלוחות בהדגשה. ההשוואה אפשרית בתוך כל תחום לימוד, אך לא בין תחומים שונים. בכל המקרים נלקחה אוניברסיטת תל-אביב כקבוצת הבסיס, מפני היותה רלוונטית לכל המקרים.

הלוח מאושש את השערת המחקר בדבר היותה של ההשכלה מוצר הטרוגני, וכן כי הפרמיה להשכלה שונה במידה משמעותית בין האוניברסיטאות ותחומי הלימוד. עוד עולה מהלוח כי הבדלים אלו שונים בין התארים השונים.

מהשימוש במשתני האינטראקציה, המקדמים לאוניברסיטאות יצאו, במספר מקרים (לוח 8-ב') בסימנים הפוכים – ומובהקים – מאלו שחושבו בספציפיקציה שנאמדה בלי משתני האינטראקציה (לוח 8-א'): דוגמה לכך היא תוספת שלילית – שנאמדה מספציפיקציה 3-7 – של 7 אחוזים לשכר לרכישת תואר ראשון במדעי הרוח מאוניברסיטה העברית, ביחס לרכישתו באוניברסיטת תל-אביב; זאת לעומת תוספת חיובית ומובהקת – של 6 אחוזים – כשעושים שימוש במשתני האינטראקציה באמידת המוד. דוגמה זו ממחישה את חשיבותם של משתני האינטראקציה בין התואר, תחום הלימוד והאוניברסיטה ממנה נרכש התואר, ומשמעותה היא שהפרמיה לאוניברסיטה תלויה הן בתחום הלימוד והן בתואר; זאת כאשר אנחנו מנטרלים לא רק את מאפייני הפרט אלא גם על מקום העבודה. מכאן ניתן להסיק כי האוניברסיטאות השונות מתמחות בתחומי לימוד ספציפיים.

הבדלים בפרמיה להשכלה בין מוסדות הלימוד השונים מצביעים על גורם נוסף, מלבד השכר הצפוי, המשפיע על בחירת האוניברסיטה: העדפות אישיות שונות של הפרטים – לגבי המרחק מהבית, החברה וכדומה. גורם אחר להבדלים אלו יכול להיות ההתאמה של מקום הלימוד לכישורים: פרטים בעלי כישורים אפריוריים גבוהים יותר יבחרו ללמוד במסודות הנחשבים לטובים יותר. בנתוני המדגם לא ניתן לנטרל גורם זה. כדי לבדוק את השערת האפס ( $H_0$ ) כי התשואה להשכלה אינה שונה בין האוניברסיטאות השונות, נבחנו מספר מבחני השערות לגבי ספציפיקציה 4-7. בכל המבחנים נמצא, ברמת מובהקות של 1%, כי ניתן לדחות את השערת האפס שלפיה ההשכלה הנה מוצר הומוגני.

רמת מובהקות	הסטטיסטי	המבחן	
$P_{\text{value}}=0.000$	$F_{6,6}=182.62$	$\sum u_i = 0$	משתני הדמה לאוניברסיטאות לא רלוונטיים
$P_{\text{value}}=0.000$	$F_{4,6}=1147.21$	$\sum f_i = 0$	משתני הדמה לתחומי הלימוד לא רלוונטיים
$P_{\text{value}}=0.000$	$F_{6,6}=1706.12$	$\sum u_i + \sum f_j = 0$	משתני הדמה לתחומי הלימוד ולאוניברסיטאות, כקבוצה, לא רלוונטיים
$P_{\text{value}}=0.000$	$F_{6,8}=25719.86$	$\sum u_i \cdot f_j = 0$	משתני האינטראקציה לאוניברסיטה ותחומי הלימוד, כקבוצה, לא רלוונטיים
$P_{\text{value}}=0.000$	$F_{6,8}=25916.80$	$\sum u_i \cdot s_j = 0$	משתני האינטראקציה לאוניברסיטה ולתארים, כקבוצה, לא רלוונטיים

### ב. השפעת מאפייני הפרט

במצב שבו אין כל סלקציה בקבלה לאוניברסיטאות, והפרטים הומוגניים בכישוריהם, ניתן לצפות כי פערים בתשואה להשכלה בין האוניברסיטאות השונות ינבעו מפערים באיכות האוניברסיטאות בלבד; אולם אם כישורי העובדים הטרוגניים, הבדלים בתשואה להשכלה כוללים גם את רכיב



הסלקציה, שאותו לא ניתן לבדוד: מקדמי האוניברסיטאות כוללים את רכיב איכות האוניברסיטה ואת רכיב הסלקציה בבחירת אוניברסיטה.

ממצא מעניין נוסף מאמידת המודל, עבור כל תחומי הלימוד יחד נוגע לפערי השכר בין גברים לנשים ולפערי השכר בין ישראלים-ותיקים לעולים חדשים – לוח 7. עולה מוגדר בעבודה זו כפרט שעלה לארץ לאחר שנת 1988, ולכן משתנה זה תופס, בעיקר את עולי ברית המועצות-לשעבר. בכל הספציפיקציות שנאמדו שכרן של הנשים נמצא נמוך בכ-16 אחוזים משכר הגברים, ושכר העולים החדשים נמוך בכ-28 אחוזים מזה של הישראלים הותיקים. הוספת משתנה אינטראקציה לזמן שחלף מהעלייה לארץ הראתה כי ההבדל בין הישראלים לעולים החדשים הולך מצטמצם עד כי הוא מתבטל כעבור 7 שנים מהעלייה.

### לוח 9: אמידת משוואות השכר בשיטת הריבועים הפחותים, לכל תחום לימוד בנפרד

	משתנה מוסבר: לוג השכר לשעת עבודה				
	9-1	9-2	9-3	9-4	9-5
	מדעי הרוח	מדעי החברה, משפטים ומנע"ס	מדעי הרפואה והבריאות	מדעים מדויקים, טבע וחיים	הנדסה
משתני הבקרה למחוז ולענף הכלכלי מוצגים בנספח נ-2					
<i>Constant</i>	4.214 (22.94)**	4.053 (28.11)**	3.697 (9.19)**	4.271 (37.30)**	4.338 (22.58)**
<i>Exp</i>	0.046 (9.31)**	0.091 (23.46)**	0.06 (4.91)**	0.105 (14.32)**	0.101 (14.51)**
<i>Exp2</i>	-0.001 (2.93)**	-0.003 (10.61)**	-0.002 (2.29)*	-0.004 (6.65)**	-0.004 (7.32)**
<i>D_female</i>	-0.175 (7.52)**	-0.202 (13.18)**	-0.001 (0.02)	-0.081 (3.04)**	-0.113 (3.63)**
<i>D_new_immig</i>	-0.478 (7.01)**	-0.273 (4.13)**	-0.254 (2.50)*	-0.275 (4.71)**	-0.096 (1.49)
<i>Years_school</i>	4.214 (22.94)**	4.053 (28.11)**	3.697 (9.19)**	4.271 (37.30)**	4.338 (22.58)**
<i>Ma</i>	0.228 (6.05)**	0.372 (14.20)**	0.123 (1.81)	-0.034 (0.55)	0.246 (3.39)**
<i>PhD</i>	0.27 (2.66)**	0.401 (3.30)**	1.951 (2.55)*	0.291 (3.88)**	0.198 (1.28)
<i>U_Hebrew</i>	0.019 (0.51)	-0.061 (2.25)*	-0.011 (0.17)	-0.18 (3.89)**	
<i>U_Technion</i>			-0.312 (1.94)	0.054 (0.87)	-0.129 (3.19)**
<i>U_Bar-Ilan</i>	0.071 (1.96)	0.033 (1.44)		0.094 (1.75)	
<i>U_haifa</i>	0.02 (0.48)	0.026 (0.81)		0.003 (0.05)	
<i>U_Ben-Gurion</i>	-0.008 (0.17)	-0.043 (1.14)	0.032 (0.37)	-0.02 (0.32)	-0.09 (2.01)*
<i>U_Weizmann</i>				-0.126 (1.29)	
<i>Obs.</i>	4,634	7,386	1,503	2,756	2,434
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.21	0.28	0.09	0.27	0.29

קבוצת הבסיס: בוגרי תואר ראשון במדעי הרוח מאוניברסיטת תל-אביב. תיקון White-sandwich לשונות שונה באומדי השוניות. אשכולות:

אוניברסיטה. בסוגרים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 1 אחוז, \*\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 5 אחוזים.

אמידת המודל עבור כל תחום לימוד בנפרד (לוח 9) מעלה כי פערי השכר בין גברים לנשים משתנים כתלות בתחומי הלימוד השונים. הפער הממוצע בשכר בין נשים לגברים הוא 17 אחוזים, כשבמדעים המדויקים ובהנדסה פער זה הוא 15-16 אחוזים, במדעי הרפואה הפער מתבטל כך שאין כל הבדל בשכר, ובמדעי החברה – 24 אחוזים. תוצאות דומות נמצאו גם עבור הפרשי השכר בין עולים חדשים לישראלים ותיקים. תוצאות אלו מתיישבות עם ההשערה כי יש הפרשי שכר בין תחומי לימוד, וכי בתחומים שבהם הסלקציה גבוהה יותר ההבדלים בשכר פוחתים.

#### **ג. השפעת תחום הלימוד והמאפיינים הסביבתיים**

עם המשתנים המפקחים שנעשה בהם שימוש, מלבד מאפייני הפרט והשכלתו, נמנה המיקום הגיאוגרפי; מממצאי האמידה המתוארים בלוח 7<sup>7</sup> עולה השפעה מובהקת של המיקום הגיאוגרפי על השכר. בלוח נ-ג-1 רואים כי שכרם של הפרטים העובדים במחוז תל-אביב גבוה ב-5 אחוזים מזה של קבוצת הביקורת – העובדים במחוז ירושלים. ממצא זה נמצא מובהק בכל הספציפיקציות שנאמדו, אולם כשאומדים את משוואות השכר לכל תחום לימוד בנפרד (לוח נ-ג-2) נמצא כי בתחומי לימוד שונים הבדלי השכר בין מחוזות אינם אותם הבדלים. ממצא זה מעניין במיוחד משום שטוחי המרחקים בישראל נמוכים. יתכן כי הפרשים אלו נובעים מהבדלים ברמת המחירים בין האזורים השונים או מהבדלים בסוגי התעסוקה באזורים אלו. הסבר אחר לפערי שכר בין הפרטים העובדים במחוז ירושלים לבין אלו העובדים במחוז תל-אביב סלקציה בכישרים: ייתכן שהפרטים העובדים במחוז ירושלים הם בעלי כישרים שונים מאלו העובדים במחוזות האחרים – דבר המתבטא בפריור עבודה שונה ולכן גם בשכר יחסי שונה. הסבר אחר לפערי שכר אזוריים, המדגיש את הצורך במשתני הבקרה למאפייני מקום העבודה, הוא כי אזורי תעסוקה שונים מאופיינים בעיסוקים שונים, בפירמות מענפים שונים, או במבנה בעלות שונה: משרדי הממשלה ומעסיקים ציבוריים מרוכזים בירושלים בעוד שרובם של המעסיקים באזור המרכז הם חברות פרטיות.

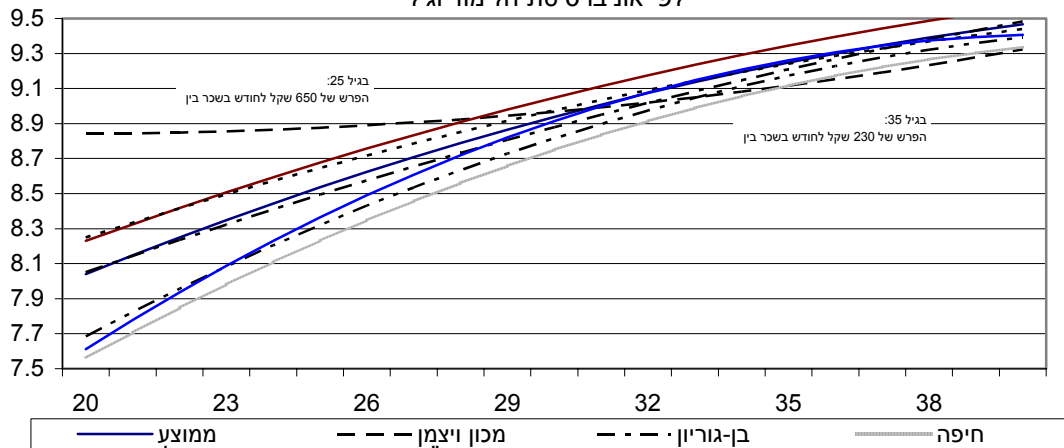
#### **ד. השפעת האיתות האקדמי לאורך זמן**

מקובל לחשוב כי השפעת האיתות האקדמי חזקה מאוד בשנים הראשונות שלאחר סיום הלימודים, כשלמעביד אין עדיין יכולת לזהות את כישרי העובד, ולאחר שהעובד צבר ניסיון בעבודה, איתות זה מאבד את השפעתו – התפתחות שתבטא בירידה של מובהקות אומדי האוניברסיטאות, המצביעה על שחיקת השפעת האיתות והגדלת התמורה להון האנושי הנצבר במהלך שנות העבודה – הניסיון התעסוקתי.

ואמנם, הסתכלות דיסקרפטיבית על השכר לאורך זמן, לפי מוסד הלימוד (דיאגרמה 4), מלמדת כי בשנים הראשונות שלאחר סיום התואר ניכר פער גדול בשכר, אולם פער זה הולך ומצטמצם עם הזמן. מחישוב שנעשה מתוצאות ספציפיקציה 3-7 עולה כי הפער הממוצע בין השכר החודשי הגבוה ביותר לממוצע השכר הנמוך ביותר בקרב בוגרי אוניברסיטאות בני 25 עמד על 630 שקלים לחודש, ואילו בקרב בני 35 עמד פער זה על 260 שקלים לחודש בלבד.

<sup>7</sup> אומדי הדמה למיקום המגורים ולענף הכלכלי לא מדווחים ברגרסיה עצמה, אלא בנספח ג' (נ-ג).

דיאגרמה 4: שכר חודשי ממוצע (באלפי ש"ח) - לפי אוניברסיטת הלימוד וגיל



מקור: עיבודים מספציפיקציה 3-7.

כדי לאושש השערה זו, אמדתי את המודל בתוספת משתני אינטראקציה בין הניסיון בעבודה למשתני האוניברסיטאות. תוצאות אמידת המודל מוצגות בלוח 10; מהאמידה נמצא כי האומדים למשתני האינטראקציה שליליים עבור אוניברסיטות בר-אילן וחיפה וחיוביים עבור הטכניון ומכון ויצמן. האינטראקציה עם האוניברסיטאות העברית ובן-גוריון נמצאה לא-מובהקת. הסבר אפשרי להבדלים אלו הוא בקשר בין איכות האוניברסיטה לכישורי העובד: באוניברסיטאות שעבורם המקדם חיובי – הנתפסות כטובות יותר – לומדים הסטודנטים בעלי כישורים גבוהים יותר מאשר של אלו הלומדים באוניברסיטאות שהמקדמים עבורם נמצאו שליליים, ולכן שכרם היחסי של הראשונים עולה עם הניסיון.

במבחן מובהקות (מבחן יחס הנראות) על כלל משתני האינטראקציה עם הניסיון, נמצא כי משתנים אלו, כקבוצה, מובהקים – ברמת מובהקות של אחוז אחד  $\{F_{stat}(6, 18683) = 5.98\}$ . דחיית השערת האפס מלמדת כי השפעת האוניברסיטה על השכר משתנה עם הצטברות הניסיון בעבודה.

לוח 10 : אמידת משוואות השכר, בשיטת הריבועים הפחותים, כולל משתני אינטראקציה לניסיון

משתני הבקרה למחוז ולענף הכלכלי מוצגים בנספח נ-ג-3

<i>Constant</i>	4.146 (35.59)**
<i>Exp</i>	0.083 (35.72)**
<i>Exp2</i>	-0.003 (18.24)**
<i>D_female</i>	-0.159 (8.43)**
<i>D_new_immig</i>	-0.269 (7.87)**
<i>Ma</i>	0.249 (10.14)**
<i>PhD</i>	0.334 (13.55)**
<i>U_Hebrew</i>	-0.069 (5.28)**
<i>U_Technion</i>	-0.122 (4.05)**
<i>U_Bar-Ilan</i>	0.077 (7.11)**
<i>U_haifa</i>	0.094 (5.97)**
<i>U_Ben-Gurion</i>	-0.023 (0.91)
<i>U_Weizmann</i>	-0.345 (5.91)**
<i>F_social</i>	-0.011 (0.28)
<i>F_medical</i>	0.011 (0.25)
<i>F_Exact_Life</i>	-0.059 (1.16)
<i>F_Engeneering</i>	-0.002 (0.04)
<i>Exp * U_Hebrew</i>	0.000 (0.82)
<i>Exp * U_Technion</i>	0.012 (17.12)**
<i>Exp * U_Bar-Ilan</i>	-0.006 (16.70)**
<i>Exp * U_haifa</i>	-0.009 (12.19)**
<i>Exp * U_Ben-Gurion</i>	0.001 (1.26)
<i>Exp * U_Weizmann</i>	0.031 (20.13)**
<i>Obs.</i>	18,713
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.21

קבוצת הבסיס: בוגרי תואר ראשון במדעי הרוח מאוניברסיטת תל-אביב.

נעשה בתיקון White-sandwich לשונות שונה באומדי השונות. אשכולות לפי אוניברסיטה. בסוגרים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 1 אחוז, \*\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 5 אחוזים.

## 6. השפעת מאפייני מקום העבודה על השכר

John Abowd ו-Francis Kramarz (להלן AK, 1999) הציגו את משוואות השכר על פי מודל המיקוח של Nash, לפיו משוואת השכר של Mincer מתקיימת בשו"מ הדוני הנובע כתוצאה ממיקוח (אסטרטגי) דו-צדדי בין העובדים והפירמות. AK מצאו כי המיזוג של מאפייני העובדים עם מאפייני מקום העבודה מאפשר לנטרל, באופן עקיף, את כישורי העובד ולכן מעלה במידה ניכרת את יכולת ההסבר של אמידת משוואת השכר. המחקר הנוכחי ממשיך בדרכם של AK – ממזג את מאפייני העובדים עם מאפייני מפעלי התעשייה ובודק באיזו מידה הבדלים בשכר נובעים מתהליך המיון וההתאמה של מקומות העבודה, ומהי השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר, כשמשותפים במאפייני המפעל כמשתני בקרה לכישורי העובדים.

AKM (1999) ו-AFK (1999) מניחים כי פעילות הפירמה וכישורי העובד משפיעים על יכולת המיקוח של הצדדים, ומכאן גם על השכר. מהנחה זו עולה שיש קשר בין המאפיינים הקבועים של הפירמה – הנצפים והבלתי נצפים – למאפייני הפרט ובפרט עם כישוריו הבלתי נצפים, כך שאמידת משוואת השכר בהשמטת מאפייני המפעל עלולה ליצור הטיות באומדנים – כתוצאה מהשמטת משתנה מסביר מתואם. משמע שאומדי הדמי לאוניברסיטאות יכולים לכלול בתוכם גם את השפעת המפעל.

ייחודו של חלק זה במחקר הוא בשימוש בנתונים על העובדים – המאפיינים האישיים, השכר וההשכלה – ועל מקומות העבודה גם יחד; מיזוג המשתנים תוך זיהוי של תחום הלימוד והמוסד האקדמי מאפשר לזהות הבדלים בפרמיה להשכלה הנובעים מהבדלים ברמה האקדמית, מבחירה עצמית של סטודנטים, או מקשר בין מקום הלימוד למקום העבודה. מיזוג הנתונים הללו במדגם אחד (עובדים-מעבידים) מאפשר לנטרל, לראשונה, את כישורי העובדים; כך ניתן לאמוד את השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר בלי ההטיות הנובעות מהסלקציה בבחירת השכלה.

### א. פירוט הנתונים של מדגם העובדים-מעבידים

כדי לבדוק את השפעת מקום העבודה על השכר, נעשה שימוש במדגם הממזג את נתוני העובדים, שהשתמשו עד כה, עם נתוני המפעלים מסקר התעשייה והמלאכה לשנים 1994 ו-1995 ובכך לקבל מדגם עובדים-מעבידים.

בשנת 1995 פעלו במשק 9,913 מפעלי תעשייה, שהעסיקו 5 עובדים ומעלה; מספר המועסקים במפעלים אלו עמד על כ-352 אלף, ורק 598 מהם העסיקו מעל 100 עובדים. סקרי התעשייה והמלאכה לשנים 1994 ו-1995 דגמו כ-2,100 מפעלים המעסיקים 5 עובדים או יותר. בשל בעיית תזמון בנתונים איחדתי את הנתונים של סקרי התעשייה והמלאכה לשנים 1994 ו-1995, אולם כתוצאה משינוי המדגם בשנת 1995, המדגם המאוחד לשתי השנים האלה כולל נתונים על 3,084 מפעלים.

לאחר מיזוג המדגם עם נתוני מפקד האוכלוסין, הקיף מדגם העובדים-מעבידים 2,308 עובדים ב-477 מפעלי תעשייה הפועלים בשבעה ענפים כלכליים מקובצים. המדגם הממוזג הוא מדגם מייצג של אוכלוסיית השכירים היהודים שעבדו בתעשייה בשנת 1995 ורכשו תואר אקדמי באחת משבע האוניברסיטאות הישראליות.

מדגם זה דומה מאוד במאפייניו למדגם הקודם, ורק שיעור הנשים בו נמוך (30 אחוזים) – שיעור התואם את הנתונים הידועים על שיעור המועסקות בתעשייה. התפלגות התארים דומה מאוד לזו שנמצאה במדגם הכללי – 72 אחוזים בעלי תואר בוגר, 25 בעלי תואר מוסמך ו-3 אחוזים בעלי תואר דוקטור.

**לוח 11: התפלגות המפעלים והעובדים שבמדגם, לפי ענף כלכלי מקובץ**

מפעלים		עובדים		
%	מספר	%	מספר	
12	59	8	176	1 – מזון ומשקאות
8	36	3	70	2 – הלבשה והנעלה
15	70	9	217	3 – עץ, מתכת, זכוכית
10	50	6	135	4 – נפט וכימיקלים
15	70	15	355	5 – מכונות וציוד
13	63	6	148	6 – אלקטרוניקה
27	129	52	1,207	7 – אחר
100	477	100	2,308	סה"כ

לוח 11 מתאר את התפלגות המפעלים והעובדים לפי ענף כלכלי מקובץ. מאפייני המפעלים שנכללו במדגם הם הענף הכלכלי (מקובץ ל-7 ענפים ראשיים) שהמפעל משתייך אליו, מספר העובדים במפעל, התפוקה הגולמית למועסק ומבנה הבעלות עליו (בעלות פרטית, ממשלתית או של קואופרטיב - קיבוץ או אגודה שיתופית). כדי לבדוק אם גודל המפעל (מספר העובדים) משפיע על השכר חילקנו את המפעלים לארבע קבוצות גודל לפי מספר העובדים. מלוח 12 ניתן לראות כי ב-46 אחוזים מהמפעלים מספר העובדים קטן מ-199 וכי 21 אחוזים הם מפעלים גדולים.

**לוח 12: התפלגות העובדים והמפעלים במדגם לפי קבוצת גודל (מספר עובדים)**

מפעלים		עובדים		
%	מספר	%	מספר	
28	133	9	213	49-5 עובדים
18	86	8	180	99-50 עובדים
34	160	20	458	299-100 עובדים
21	98	63	1,457	+300 עובדים
100	477	100	2,308	סה"כ

לוח 13 מראה כי רוב המפעלים שנדגמו הם בבעלות פרטית, ורק 12 אחוזים מהמפעלים הם בבעלות אגודה שיתופית או בבעלות ממשלתית. עוד עולה מלוח 13 כי חלקם של המפעלים בבעלות פרטית או קואופרטיבית בתעסוקה – 28 אחוזים מכלל המועסקים במדגם – גדול בהרבה מחלקם

בכלל המפעלים, וזאת בעיקר משום שהמפעלים הממשלתיים שנדגמו הם מפעלים גדולים – למשל מפעלי התעשיות הבטחוניות.

לוח 13: התפלגות העובדים והמפעלים במדגם לפי מבנה הבעלות של המפעל

מפעלים		עובדים		
%	מספר	%	מספר	
67	318	44	1,006	בעלות פרטית (בע"מ)
21	102	29	658	בעלות פרטית אחרת
3	13	15	342	בעלות שיתופית
9	44	13	302	בעלות ממשלתית
100	477	100	2,308	סה"כ

### ב. תוצאות אמידת המודל במדגם העובדים-מעבידים

המודל נאמד תחת שלוש ספציפיקציות שונות (לוח 14): ספציפיקציה 14-1 אומדת את משוואת השכר בשיטת ה-OLS; ספציפיקציה 14-2 מוסיפה גם את מאפייני הפירמה כמשתנים מסבירים – ובכך מאפשרת לבדוק כיצד מאפייני הפירמה משפיעים על השכר; ספציפיקציות 14-3 ו-14-4 עושות שימוש בשיטת האפקטים הקבועים (firm fixed effects) ובשיטת האפקטים האקראיים (firm random effects), בהתאמה. השימוש בשיטת האפקטים הקבועים מאפשר לנטרל את האפשרות שקיים דפוס קבוע של רמת שכר לכל מפעל בלי כל קשר למאפייני העובד, וזאת בגלל השפעתו של מאפיין בלתי נצפה. בהתאם, שיטת האפקטים האקראיים מנטרלת דפוסים אקראיים ברמות השכר. בכל הספציפיקציות הנאמדות נעשה שימוש במשתני אינטראקציה בין שלושת ממדי ההשכלה.

הסטטיסטי למבחן Hausman, המשווה את מודל האפקטים הקבועים למודל האפקטים האקראיים, נמצא  $\chi^2(48) = 38.93$  ( $P_{rob} = 0.82$ ), ולכן נדחה את השערת האפס, כי מודל האפקטים הרנדומליים של הפירמה יעיל ועקיב ומודל האפקטים הקבועים של הפירמה עקיב אך לא יעיל. מכאן שהמודל הנכון הוא, כצפוי, מודל האפקטים הקבועים (ספציפיקציה 14-3).

מאמידת המודל עבור מדגם העובדים-מעבידים עולה כי מיזוג נתוני הפירמות עם נתוני העובדים העלה את יכולת ההסבר של האמידה, וכי למאפייני המפעל השפעה מובהקת על השכר. כצפוי, הענף הכלכלי, המיקום הגיאוגרפי של המפעל, ומבנה הבעלות נמצאו מובהקים. האומדים למאפייני מקום העבודה מוצגים בנספח נ-ג-4.

מספציפיקציה 14-3 נמצא כי פרט למקדם משתנה הדמה לאוניברסיטה העברית, שיצא שלילי ומובהק, האומדים ליתר האוניברסיטאות יצאו לא-מובהקים; זאת בדומה לתוצאות של ספציפיקציה 7-3 (לוח 7), שאינה משתמשת במשתני אינטראקציה. תוצאה זו מאששת את ההשערה המרכזית של המחקר אודות היכולת של הפירמות לזהות את כישורי העובדים, כך שהשכר מתואם עם מאפייני הפירמה: הוספת מאפייני הפירמה הקטינה את מובהקות האומדים לאוניברסיטאות ולתחומי הלימוד והעלתה את יכולת ההסבר של האמידה.

לוח 14: אמידת משוואות השכר לעובדים בענף התעשייה, עם מאפייני הפירמה  
 כולל משתני איטראקציה לתואר, תחום לימוד ואוניברסיטה:

	משתנה מוסבר: לוג השכר לשעת עבודה			
	(14-1)	(14-2)	(14-3)	(14-4)
	OLS בלי מאפייני הפירמה	OLS בתוספת מאפייני הפירמה	Firm Fixed Effects	Firm Random Effects
<b>מאפייני הפירמה מוצגים בנספח נ-ג-4</b>				
<i>Constant</i>	4.722 (100.86)**	4.642 (41.41)**	4.773 (38.61)**	4.568 (35.15)**
<i>Exp</i>	0.102 (7.68)**	0.109 (10.10)**	0.088 (7.27)**	0.1 (9.21)**
<i>Exp2</i>	-0.004 (4.32)**	-0.004 (5.71)**	-0.003 (3.76)**	-0.004 (5.03)**
<i>D_female</i>	-0.235 (5.05)**	-0.238 (6.65)**	-0.193 (4.89)**	-0.23 (6.43)**
<i>D_new_immig</i>	-0.255 (3.90)**	-0.191 (1.98)*	-0.167 (1.54)	-0.19 (1.97)*
<i>Ma</i>	-0.191 (1.88)	0.072 (0.51)	0.107 (0.66)	0.104 (0.74)
<i>PhD</i>	-0.225 (11.48)**	-0.128 (0.39)	-0.32 (0.91)	-0.161 (0.5)
<i>U_Hebrew</i>	-0.298 (27.09)**	-0.146 (1.12)	-0.237 (1.65)	-0.143 (1.11)
<i>U_Technion</i>	0.136 (1.32)	-0.107 (0.94)	-0.105 (0.93)	-0.09 (0.82)
<i>U_Bar-Ilan</i>	-0.049 (1.93)	-0.021 (0.11)	-0.302 (1.42)	-0.085 (0.47)
<i>U_haifa</i>	-0.05 (3.22)*	-0.079 (0.64)	-0.168 (1.22)	-0.114 (0.91)
<i>U_Ben-Gurion</i>	-0.139 (11.00)**	-0.231 (1.42)	-0.287 (1.58)	-0.224 (1.38)
<i>U_Weizmann</i>	-0.194 (12.23)**	-0.026 (0.12)	-0.318 (1.1)	-0.361 (1.29)
<i>F_social</i>		-0.04 (0.44)	-0.18 (1.71)	-0.065 (0.7)
<i>F_medical</i>		-0.456 (1.6)	-0.598 (1.95)	-0.46 (1.63)
<i>F_Exact_Life</i>		0.042 (0.4)	-0.079 (0.68)	0 (0.)
<i>F_Engeneering</i>		-0.115 (1.14)	-0.244 (2.15)*	-0.168 (1.65)
<i>Obs.</i>	2,064	2,064	2,064	2,064
<i>Num. of groups</i>			359	359
<i>R<sup>2</sup></i>	0.29	0.34	0.28 <sup>‡</sup>	0.35 <sup>‡</sup>

קבוצת הבסיס: בוגרי תואר ראשון במדעי הרוח מאוניברסיטת תל-אביב.

בסוגרים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 1 אחוז, \*\* - המשתנה מובהק ברמת מובהקות של 5 אחוזים.

Overall R<sup>2</sup> -



### ג. השפעת גודל המפעל

הספרות הכלכלית עוסקת זה כמאה שנה בשאלה אם קיימת פרמיית שכר לגודל המפעל. Moore (1911, p. 140) טען כי יש קשר חיובי בין גודל המפעל לבין השכר, כאשר מנטרלים את מגדר העובד, גילו, וכן את הענף הכלכלי והמיקום הגיאוגרפי של המפעל. הסיבה לפרמיה חיובית לגודל המפעל היא, לטענתו, שמפעלים קטנים סובלים מחוסר יציבות ומתלופת עובדים מהירה, בעוד שמפעלים גדולים מאופיינים ביציבות וכן – בדרך כלל – בסביבת עבודה נעימה יותר, ובטכנולוגיה מתקדמת יותר. כדי לאושש את טענתו בחן Moore את שכרן היומי של נשים המועסקות במתפרות, באיטליה, ואכן מצא פרמיה חיובית לגודל המפעל. Moore מסביר את הפרמיה החיובית לגודל המפעל בהטרוגניות של כישורי העובדים ובנטייתן של הפירמות הגדולות להעסיק עובדים בעלי כישורים גבוהים יותר, כלומר, בסלקציה בהשמת עובדים למקומות עבודה. Idson and Feaster (1990) סידרו את המפעלים לפי קבוצות גודל ואמדו רגרסיה Ordered Probit כדי לנטרל את ההסתברות של עובד לעבוד במפעל בגודל מסוים. בדרך זו הם רצו לפתור את בעיית הסלקטיביות. ואכן הם מצאו כי הפרמיה לגודל המפעל נמוכה במידה רבה מזו שנמצאה באומדי OLS, שאינם פותרים את בעיית הסלקטיביות בהשמה.

מאמידת המודל עבור מדגם העובדים-מעבידים הממוזג מצאתי פרמיה חיובית, ומובהקת, לגודל המפעל. עוד נמצא, כי לאחר שמנטרלים את בעיית הסלקטיביות הנובעת מהתאמת כישורים העובד למאפייני המפעל, הפרמיה נמוכה יותר אולם עדיין מובהקת. רמת ההתאגדות בקרב מפעלי התעשייה הגדולים בישראל, בשנת 1995, גבוה מאוד, וזאת במיוחד בתעשיות הבטחוניות. בנוסף מפעלים אלו חתומים על הסכמי עבודה קיבוציים דבר המגדיל את השכר לעובד במפעלים אלו.

אמידת משוואת לוג השכר בצורה השכיחה לוקה בהטיה של האומדים וברמת הסבר נמוכה. הטיה זו נובעת משתי השפעות מנוגדות – אי היכולת לנטרל את כישורי העובד מטה את האומדים כלפי מטה, והשימוש בשנות הלימוד כמשתנה מסביר להשכלת העובד מטה אותם, ביתר עוצמה, כלפי מעלה. מחקר זה מניח כי ההשכלה היא מוצר הטרוגני, המאופיין בשלושה ממדים נצפים – האוניברסיטה, התואר ותחום הלימוד, ובוחר אם לבחירת אוניברסיטה יש השפעה מובהקת על השכר. לצורך זה אני משתמש במדגם של בוגרי אוניברסיטאות ישראליות, שסיימו את לימודיהם בשנים 1980-1995 ונדגמו במפקד האוכלוסין של שנת 1995. בחלק השני של המחקר נעשה שימוש בתת-מדגם הממזג את נתוני הפירמות עם אלו של העובדים ובוחר כיצד הוספת מאפייני הפירמה משפיעה על תוצאות האמידה. תרומתו העיקרית של המחקר נובעת מהשימוש במדגם ייחודי, הממזג את נתוני מפקד האוכלוסין לשנת 1995, מרשם מסיימי התארים וסקרי התעשייה. קישור זה של מאפייני העובדים והמעבידים מאפשר לפתור את בעיית הסלקטיביות הנובעת מהמתאם בין כישורי העובד להשכלתו. משימוש במאפייני המפעל כמשתני בקרה נמצא כי מפעלים גדולים יותר משלמים שכר גבוה יותר, וכי גם משתני הבקרה למקום הגיאוגרפי, לענף הכלכלי ולמבנה הבעלות השפעה מובהקת על השכר.

במחקר נמצאו הבדלים מובהקים בתשואה להשכלה בין התארים: משימוש במשתני במשתני ההטרוגניות של ההשכלה מתברר כי התשואה להשכלה גבוהה, שנאמדה בכ-10 אחוזים לכל תואר כאשר נאמד המודל השכיח, מוטה כלפי מטה, וכי התשואה לתואר מוסמך גבוהה מזו שנאמדה במודל השכיח – ושיעורה הוא 25 אחוזים, בעוד שהתשואה לתואר דוקטור היא 9 אחוזים בלבד. לאחר שנוספו המאפיינים השונים של מקום העבודה – כמשתני בקרה לכישורי העובד, נמצא כי התשואה השולית להשכלה גבוהה היא 10 אחוזים לתואר מוסמך ושולית לתואר דוקטור. עוד נמצא במחקר כי התשואה להשכלה שונה בין תחומי הלימוד השונים. שימוש במאפייני מקום העבודה כמשתני בקרה העלה כי למקום העבודה השפעה מובהקת על השכר וכי מובהקותם של אומדי הדמה לאוניברסיטאות יורדת משמעותית. תוצאה זו מאוששת את המסקנה כי בחירת מקום העבודה מתואמת עם תכונות הפרט - תוך דגש על כישוריו הבלתי נצפים. משמעות תוצאה זו היא כי ישנה סלקציה עצמית בבחירת מוסד הלימוד – כך שפרטים בעלי כישורים גבוהים יבחרו ללמוד באוניברסיטאות הנחשבות כטובות יותר – וכי שוק העבודה מצליח לזהות את העובדים הטובים, כך שאלה יעבדו בפירמות המשלמות שכר גבוה יותר בממוצע. מסקנה זו היא נדבך משמעותי בהבנת הגורמים המשפיעים על השכר, אולם יש לזכור כי תוצאות אלו התקבלו מענף התעשייה בלבד, וייתכן שהן אינן מייצגות את המצב בכלל המשק.

המחקר מחזק ממצאים קודמים בדבר הבדלי שכר בין גברים לנשים ובין עולים חדשים לישראלים ותיקים: מתברר כי שכרן של הנשים נמוך בממוצע ב-16 אחוזים משכר הגברים, וכי שכרם של העולים החדשים נמוך משכרם של הישראלים הותיקים בממוצע ב-28 אחוזים. אמידת המודל עבור כל תחום לימוד בנפרד העלתה כי פערי השכר הללו משתנים מאוד, ומובהקים, כתלות בתחומי הלימוד. תוצאות אלו מתיישבות עם ההשערה כי הפרשי השכר שונים בין תחום לימוד אחד לאחר, וכי בתחומים שבהם הסלקציה גבוהה הבדלי השכר פחותים, אולם עדיין מובהקים. ממצא מעניין נוסף, התואם תוצאות קודמות בספרות הכלכלית, הוא כי ההפרש בשכר בין עולים לותיקים פוחת ונעלם כעבור 7 שנים. הסבר אפשרי לכך הוא תהליך ההתערות של העולים החדשים, הכולל את התאמת מיומנותיהם לאלו הנדרשות בשוק המקומי.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (אוקטובר 1998). סקרי התעשייה והמלאכה 1995, פרסום 1091.  
הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. שנתון סטטיסטי לישראל, שנים שונות.

Abowd, John M., and Francis Kramarz (AK, 1999). "Econometric Analyses of Linked Employer-Employee Data", Labor Economics 61(1), 53-74.

\_\_\_\_\_, Hampton Finer and Francis Kramarz (AFK, 1999). " Individual and Firm Heterogeneity in Compensation: An Analysis of Matched Longitudinal Employer-Employee Data for the State of Washington", in: J. Haltiwanger et al. (eds.) the Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data, (Amsterdam: North Holland, 1999), 3-24.

\_\_\_\_\_, Francis Kramarz and David N. Margolis (AKM, 1999). "High Wage Workers and High Wage Firms", Econometrica 67(2), 251-333.

\_\_\_\_\_, Francis Kramarz, David N. Margolis and Kenneth R. Troske (1998). "The Relative Importance of Employer and Employee Effects on Compensation: a Comparison of France and the United States", Paris I - Laboratoire de Microeconomie Appliquee Papers, 1998-10.

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

Ashenfelter, Orley, Colm Harmon and Hessel Oosterbeek (1999). "A Review of Estimates of the Schooling/Earnings Relationship, with Tests for Publication Bias", Labour Economics 6(4), 453-70.

Becker, Gary S. (1964). Human Capital, A Theoretical and Empirical Analysis With Special Reference to Education, New York, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Card, David (1995). "Earnings, Schooling, and Ability Revisited", Research in Labor Economics 14, 23-48.

\_\_\_\_\_. (1999). "The Causal Effect of Education on Earnings", Handbook of Labor Economics 3A, Amsterdam, North Holland.

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

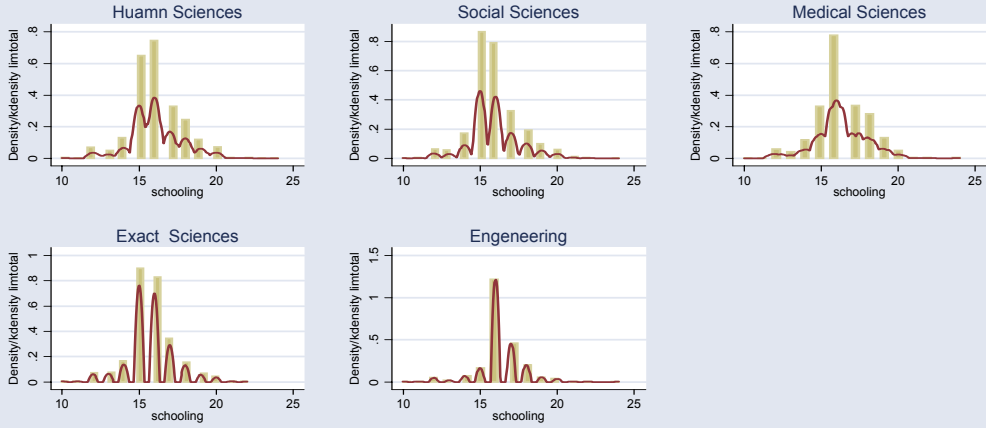
- Idson, Todd L. and Daniel J. Feaster (1990). "A Selectivity Model of Employer-Size Wage Differentials", Journal of Labor Economics 8(1), 99-122.
- Mincer, Jacob (1958). "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution", Journal of Political Economy 66(4), 281-302.
- \_\_\_\_\_ (1974). Schooling, Experience, and Earnings, New York, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Moore, Henry M. (1911). Laws of Wages, New York, Macmillan.

נספח נ-א': רשימת המשתנים :

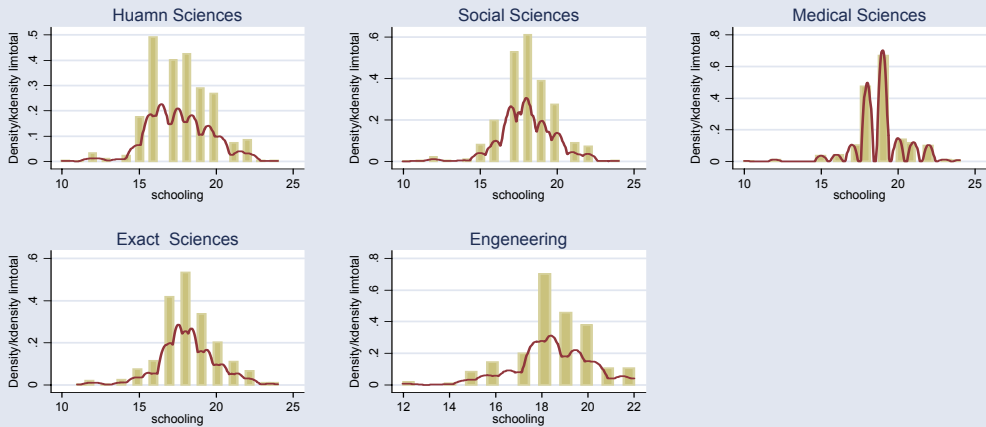
הערות	פירוט	משתנה
לפי סיווג הלמ"ס לענפים ראשיים.	ענף כלכלי	anaf
1 – מזון ומשקאות (14-16, 42)	ענף כלכלי מקובץ	br
2 – הלבשה והנעלה (17-19)		
3 – עץ, מתכת, זכוכית (13, 20, 26, 28)		
4 – נפט וכימיקלים (23-25, 131, 138)		
5 – מכונות וציוד (28-29)		
6 – אלקטרוניקה (31-35)		
7 – אחר (21-22, 36-39)		
1 – ראשון	תואר אקדמי	toar
2 – שני		
3 – שלישי		
4 – תעודה		
1 – אשה	משתנה דמה עבור אשה	dfemale
0 – גבר		
1 – עולה חדש	משתנה דמה לעולה חדש, שעלה לאחר שנת 1988.	dole
0 – וותיק	מספר השכירים	e
	מספר שנות לימוד	limtotal
	ניסיון פוטנציאלי	exp
	ניסיון <sup>2</sup>	exp2
1 – הנדסה	תחום לימוד	ocp
2 – מדעים מדויקים		
3 – מדעי החיים/טבע		
4 – מדעי החברה, מנע"ס ומשפטים		
5 – מדעי הרוח, חינוך ואחרים		
	שנת קבלת התואר	fyr
1 – ירושלים	מחוז	mahoz
2 – הצפון		
3 – חיפה		
4 – המרכז		
5 – תל-אביב		
6 – הדרום		
7 – יו"ש וחבל עזה		
מפתח זיהוי	מספר מפעל	newid
מפתח זיהוי	מספר ת.ז.	newtz
מנתוני מפקד האוכלוסין (1995)	שכר	sambr
1 – חברות בע"מ	סקטור	sector
2 – מפעלים פרטיים		
3 – קיבוציים או אגודות שיתופיות		
4 – מפעלים בבעלות הממשלה		
1 – 49-5 מועסקים	גודל המפעל	size
2 – 99-50 מועסקים		
3 – 299-100 מועסקים		
4 – 300+ מועסקים		
1 – העברית	אוניברסיטה	unv
3 – טכניון		
5 – ת"א		
6 – בר אילן		
7 – חיפה		
8 – בן גוריון		
9 – מכון ויצמן		
מנתוני הביטוח הלאומי	שכר חודשי	wage
לפי "רשימת היישובים אוכלוסייתם וסמליהם" 31.12.1995	סמל ישוב מקום העבודה	yish_wr

דיאגרמה נ-ב-1: פונקציית צפיפות קרנל למספר שנות הלימוד הכולל לקבלת תואר לפי תואר ולפי תחום לימוד

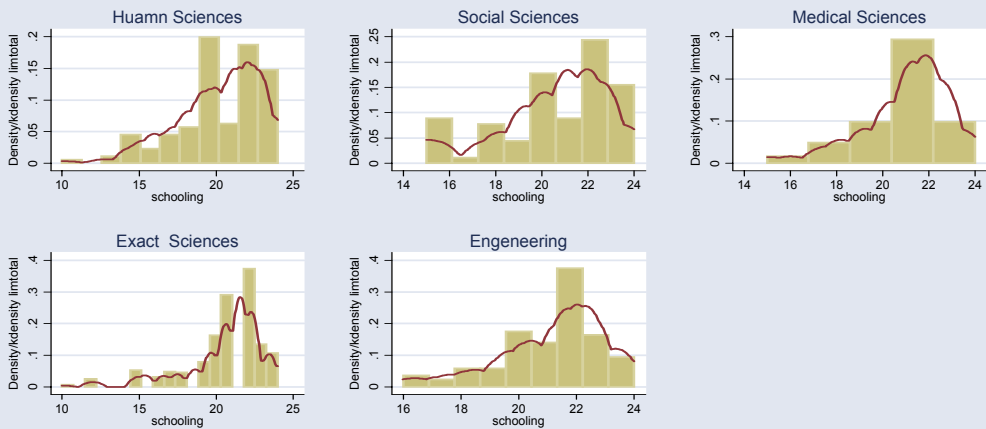
BA: Kernel density function by field of study



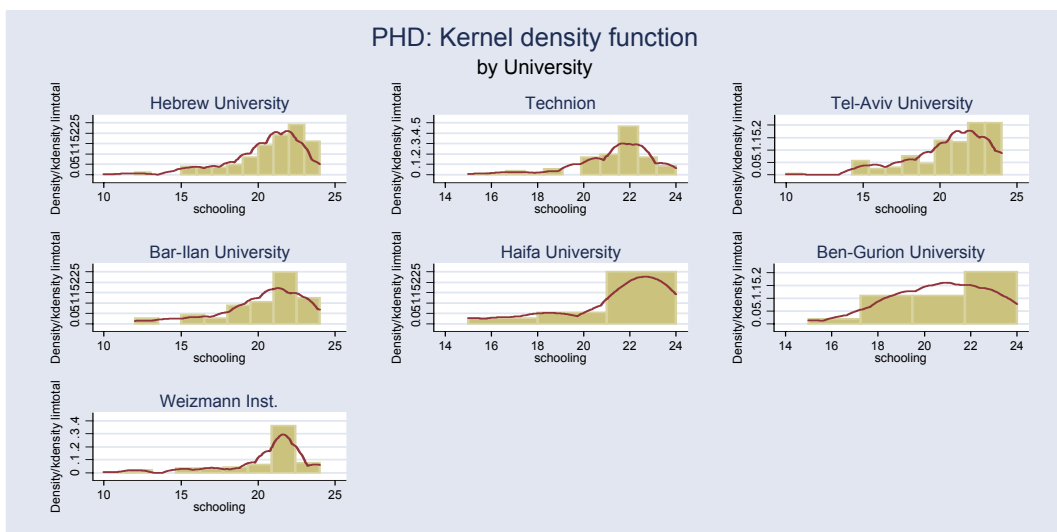
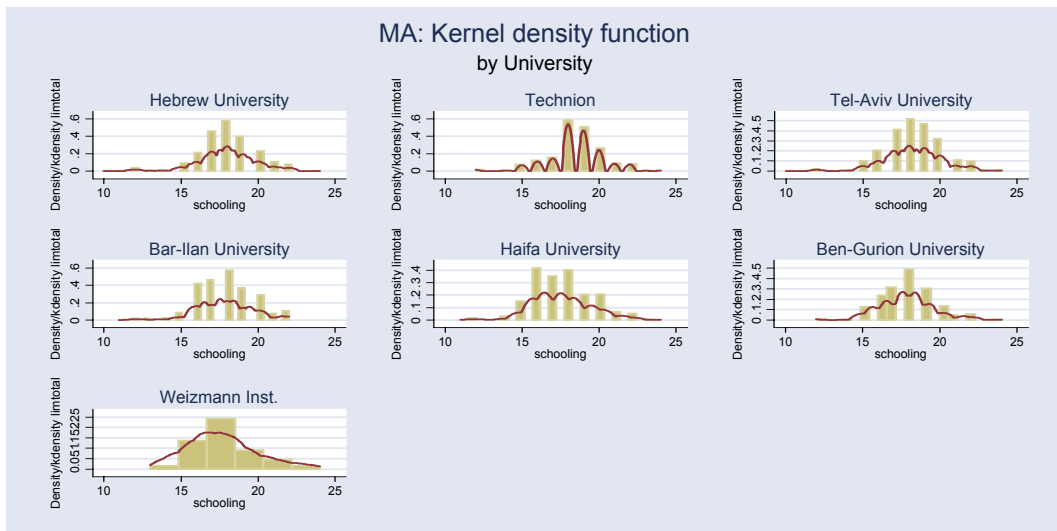
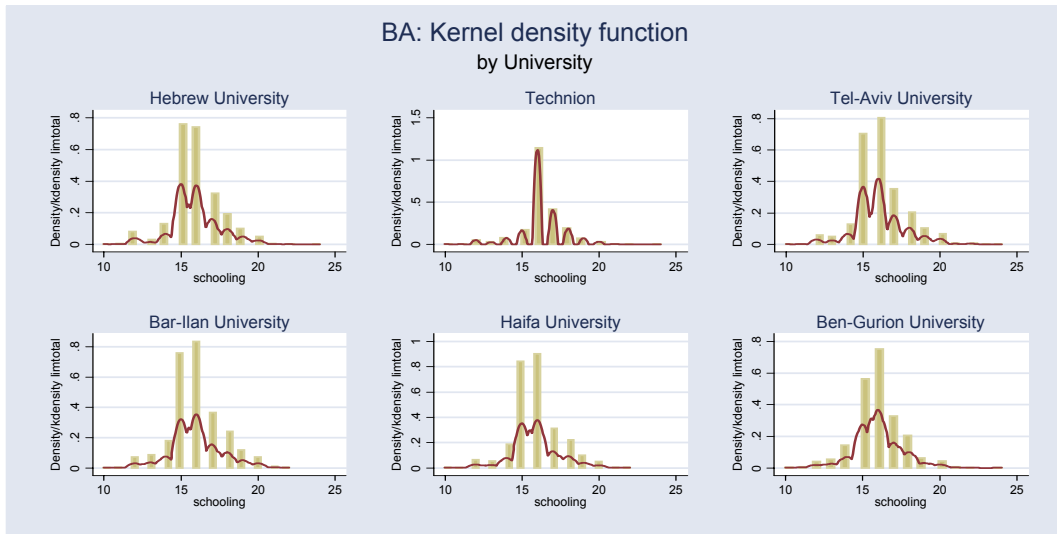
MA: Kernel density function by field of study



PhD: Kernel density function by field of study



דיאגרמה נ-ב-2: פונקציות צפיפות קרנל למספר שנות הלימוד הכולל לקבלת תואר לפי תואר ואוניברסיטה



נספח נ-ג-1: משתני הבקרה למחוז ולענף הכלכלי ללוח 7

	7-1	7-2	7-3	7-4
	מספר שנות לימוד בלבד	כולל משתני דמה לתואר	משתני דמה לתואר, תחום לימוד ואוניברסיטה	כולל משתני אינטראקציה
<i>anaf_2</i>	0.503 (7.40)	0.515 (7.61)	0.480 (7.06)	0.433 (6.39)
<i>anaf_3</i>	0.457 (5.57)	0.465 (5.68)	0.432 (5.27)	0.393 (4.80)
<i>anaf_4</i>	0.452 (5.54)	0.464 (5.71)	0.421 (5.16)	0.391 (4.81)
<i>anaf_5</i>	0.315 (4.48)	0.325 (4.65)	0.289 (4.12)	0.244 (3.49)
<i>anaf_6</i>	-0.059 (-.76)	-0.040 (-.52)	-0.081 (-1.04)	-0.107 (-1.39)
<i>anaf_7</i>	0.380 (5.34)	0.394 (5.55)	0.345 (4.85)	0.317 (4.46)
<i>anaf_8</i>	0.472 (6.77)	0.471 (6.77)	0.425 (6.10)	0.385 (5.53)
<i>anaf_9</i>	0.337 (4.97)	0.368 (5.45)	0.334 (4.93)	0.296 (4.38)
<i>anaf_10</i>	0.418 (6.07)	0.422 (6.15)	0.364 (5.26)	0.326 (4.74)
<i>anaf_11</i>	0.450 (6.67)	0.449 (6.68)	0.392 (5.80)	0.352 (5.23)
<i>anaf_12</i>	0.262 (3.85)	0.275 (4.07)	0.221 (3.22)	0.196 (2.87)
<i>anaf_13</i>	0.204 (2.84)	0.213 (2.98)	0.159 (2.21)	0.130 (1.82)
<i>anaf_14</i>	-0.115 (-.90)	-0.145 (-1.14)	-0.185 (-1.46)	-0.210 (-1.66)
<i>anaf_15</i>	-0.104 (-.27)	-0.098 (-.26)	-0.184 (-.49)	-0.209 (-.56)
<i>anaf_16</i>	0.323 (3.82)	0.317 (3.77)	0.274 (3.25)	0.240 (2.86)
<i>M_North</i>	0.051 (2.11)*	0.063 (2.58)**	0.003 (-.11)	0.008 (-.28)
<i>M_Haifa</i>	0 (-.02)	0.012 (-.63)	-0.05 (2.26)*	-0.046 (2.06)*
<i>M_Center</i>	0.061 (3.48)**	0.064 (3.66)**	0.02 (-1.05)	0.022 (-1.17)
<i>M_Tel-Aviv</i>	0.089 (5.75)**	0.096 (6.21)**	0.046 (2.57)*	0.046 (2.61)**
<i>M_South</i>	0.05 (2.34)*	0.06 (2.82)**	0.023 (-.92)	0.022 (-.90)
<i>M_yosh</i>	0.05 (-.81)	0.069 (-1.12)	0.027 (-.44)	0.012 (-.19)
<i>M_gaza</i>	0.55 (-1.71)	0.606 (-1.89)	0.525 (-1.64)	0.503 (-1.58)
<i>Obs.</i>	18,713	18,713	18,713	18,713
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.20	0.21	0.21	0.22



נספח נ-ג-2: משתני הבקרה למחוז ולענף הכלכלי ללוח 8

	8-1 מדעי הרוח	8-2 מדעי החברה, משפטים ומנע"ס	8-3 מדעי הרפואה והבריאות	8-4 מדעים מדוייקים, טבע וחיים	8-5 הנדסה
<i>anaf_2</i>	0.286 (1.55)	0.478 (3.36)	1.137 (2.78)	0.326 (3.23)	0.312 (1.73)
<i>anaf_3</i>	0.293 (1.16)	0.454 (2.73)	1.247 (1.86)	0.351 (2.23)	0.176 (0.93)
<i>anaf_4</i>	0.426 (1.70)	0.499 (3.21)	0.428 (0.64)	0.108 (0.55)	0.244 (1.27)
<i>anaf_5</i>	0.083 (0.45)	0.357 (2.47)	1.076 (2.68)	0.040 (0.36)	0.178 (0.95)
<i>anaf_6</i>	-0.135 (0.70)	-0.028 (0.19)	0.532 (1.21)	-0.104 (0.72)	-0.397 (1.57)
<i>anaf_7</i>	0.326 (1.77)	0.430 (2.98)	0.608 (1.40)	0.153 (1.23)	0.147 (0.76)
<i>anaf_8</i>	0.302 (1.63)	0.477 (3.35)	1.180 (2.16)	0.176 (1.51)	0.131 (0.67)
<i>anaf_9</i>	0.235 (1.29)	0.306 (2.16)	0.590 (1.43)	0.344 (3.42)	0.155 (0.85)
<i>anaf_10</i>	0.443 (2.44)	0.411 (2.89)	0.865 (2.05)	0.061 (0.53)	-0.052 (0.27)
<i>anaf_11</i>	0.572 (3.20)	0.369 (2.59)	0.710 (1.80)	0.030 (0.30)	-0.040 (0.21)
<i>anaf_12</i>	0.231 (1.26)	0.252 (1.77)	0.881 (2.26)	-0.085 (0.76)	0.001 (0.01)
<i>anaf_13</i>	0.178 (0.98)	0.285 (1.95)	0.534 (1.25)	-0.162 (1.13)	0.111 (0.50)
<i>anaf_14</i>	-0.091 (0.32)	-0.185 (0.86)	0.808 (1.56)	-0.473 (1.65)	-1.021 (2.35)
<i>anaf_15</i>	-0.163 (0.25)	-0.011 (0.02)	..	..	..
<i>anaf_16</i>	0.143 (0.67)	0.255 (1.59)	1.008 (2.07)	0.252 (1.46)	0.222 (1.09)
<i>M_North</i>	0.127 (2.63)**	-0.013 (0.28)	-0.115 (1.05)	-0.136 (1.92)	-0.127 (1.66)
<i>M_Haifa</i>	0 (0.00)	-0.04 (1.11)	-0.06 (0.72)	-0.136 (2.31)*	-0.024 (0.35)
<i>M_Center</i>	-0.007 (0.19)	0.104 (3.51)**	-0.186 (2.72)**	-0.067 (1.39)	-0.055 (0.80)
<i>M_Tel-Aviv</i>	0.022 (0.62)	0.093 (3.60)**	-0.08 (1.19)	0.004 (0.08)	0.038 (0.56)
<i>M_South</i>	0.095 (2.07)*	0.091 (2.23)*	-0.177 (1.93)	-0.083 (1.27)	-0.127 (1.71)
<i>M_yosh</i>	0.087 (0.96)	0.067 (0.66)	-0.388 (1.55)	-0.079 (0.39)	-0.254 (0.96)
<i>M_gaza</i>	0.549 (1.26)	0.782 (1.28)	..	-0.326 (0.49)	..
<i>Obs.</i>	18,713	18,713	18,713	18,713	18,713
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.20	0.21	0.21	0.22	0.22

נספח נ-ג-3: משתני הבקרה למחוז ולענף הכלכלי ללוח 9

	(9) אינטראקציה בין ניסיון לאוניברסיטה
<i>anaf_2</i>	0.481 (7.08)
<i>anaf_3</i>	0.438 (5.34)
<i>anaf_4</i>	0.426 (5.23)
<i>anaf_5</i>	0.291 (4.16)
<i>anaf_6</i>	-0.079 (1.03)
<i>anaf_7</i>	0.348 (4.89)
<i>anaf_8</i>	0.429 (6.15)
<i>anaf_9</i>	0.338 (5.00)
<i>anaf_10</i>	0.367 (5.32)
<i>anaf_11</i>	0.398 (5.89)
<i>anaf_12</i>	0.223 (3.26)
<i>anaf_13</i>	0.163 (2.27)
<i>anaf_14</i>	-0.176 (1.38)
<i>anaf_15</i>	-0.179 (0.48)
<i>anaf_16</i>	0.275 (3.27)
<i>M_North</i>	0.003 (0.11)
<i>M_Haifa</i>	-0.047 (2.08)*
<i>M_Center</i>	0.02 (1.03)
<i>M_Tel-Aviv</i>	0.045 (2.52)*
<i>M_South</i>	0.022 (0.90)
<i>M_yosh</i>	0.03 (0.49)
<i>M_gaza</i>	0.512 (1.60)
<i>Obs.</i>	18,713
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.21

נספח נ-ג-4: מאפייני הפירמה מלוח 14

	(14-1) OLS	(14-2) Firm Fixed Effects	(14-3) Firm Random Effects
<i>Number of Employees</i>	0.476 (2.18)*		0.749 (1.39)
<i>Employee Productivity</i>	2.374 (3.48)**		2.364 (1.89)
<i>Mahoz_2</i>	-0.043 (0.47)	0.289 (1.97)*	0.09 (0.84)
<i>Mahoz_3</i>	0.016 (0.2)	0.301 (2.47)*	0.142 (1.5)
<i>Mahoz_4</i>	0.027 (0.36)	0.209 (1.85)	0.077 (0.88)
<i>Mahoz_5</i>	0.127 (1.75)	0.353 (3.30)**	0.203 (2.41)*
<i>Mahoz_6</i>	0.017 (0.17)	0.256 (1.66)	0.103 (0.9)
<i>Mahoz_7</i>	-0.044 (0.4)	0.222 (1.64)	0.033 (0.29)
<i>Sector = Private (LTD)</i>	0.047 (1.58)		0.067 (1.22)
<i>Sector = Public</i>	0.017 (0.25)		-0.013 (0.10)
<i>Sector = Cooperative</i>	0.017 (0.45)		0.033 (0.46)
<i>Branch_2</i>	0.052 (0.58)		0.16 (1.28)
<i>Branch_3</i>	-0.158 (2.28)*		-0.117 (1.08)
<i>Branch_4</i>	0.149 (1.75)		0.221 (1.88)
<i>Branch_5</i>	-0.056 (0.82)		0.051 (0.47)
<i>Branch_6</i>	0.045 (0.57)		0.084 (0.74)
<i>Branch_7</i>	0.178		0.2
<i>Obs.</i>	2,064	2,064	2,064
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.34	0.28 <sup>‡</sup>	0.35 <sup>‡</sup>

Overall R<sup>2</sup> - ‡

כולל משתני אינטראקציה בין אוניברסיטה, תואר ותחום לימוד.