

**ניתוח מבני של השפעות רפורמות במערכת החינוך הציבורית
על בני המיעוטים בשוק העבודה הישראלי**

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

מאת

אלברט ירמיהו

הוגש לסינאט אוניברסיטת בן גוריון בנגב

נובמבר 2019

חשון תש"פ

באר שבע

**ניתוח מבני של השפעות רפורמות במערכת החינוך הציבורית
על בני המיעוטים בשוק העבודה הישראלי**

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

מאת

אלברט ירמיהו

הוגש לסינאט אוניברסיטת בן גוריון בנגב



אישור המנחים

אישור דיקן בית הספר ללימודי מחקר מתקדמים ע"ש קרייטמן

נובמבר 2019

חשון תש"פ

באר שבע

העבודה נעשתה בהדרכת

פרופ' מיקי מלול

ד"ר רובין אופיר

במחלקה למנהל ומדיניות ציבורית

בפקולטה לניהול ע"ש גילפורד גלייזר


הצהרת תלמיד המחקר עם הגשת עבודת הדוקטור לשיפוט

אני החתום מטה מצהיר/ה בזאת: (אנא סמן):

√ חיברתי את חיבורי בעצמי, להוציא עזרת ההדרכה שקיבלתי מאת מנחה/ים.

√ החומר המדעי הנכלל בעבודה זו הינו פרי מחקרי מתקופת היותי תלמיד/ת מחקר.

_____ בעבודה נכלל חומר מחקרי שהוא פרי שיתוף עם אחרים, למעט עזרה טכנית הנהוגה בעבודה ניסיונית. לפי כך מצורפת בזאת הצהרה על תרומתי ותרומת שותפי למחקר, שאושרה על ידם ומוגשת בהסכמתם.

תאריך 20/11/2019 שם התלמיד אלברט ירמיהו חתימה 

תודות

ברצוני להביע את תודתי העמוקה והערכת המלאה למנחים, פרופסור מיקי מלול ודוקטור אופיר רובין שליוו אותי נאמנה במסע הארוך והמפרך אך גם המעניין והמלמד. אני מודה להם על הדרכתם המסורה ומעורבותם הרבה, על הייעוץ והעידוד, על הזמינות וההקשבה, וכמובן על הדאגה והאכפתיות שהעניקו לי לכל אורך כתיבת הדוקטורט.

ברצוני להודות גם למוסדות שסייעו לי בעת כתיבת העבודה: **הפקולטה לניהול על שם גילפורד גלייזר** על השימוש בתשתיות שנדרשות לביצוע המחקר וה**מוסד לביטוח לאומי** על הענקת מילגה שאפשרה כתיבת עבודה זו.

תודה גם למשפחתי המקסימה, ובמיוחד להוריי היקרים על התמיכה ועל העידוד.

עבודה זו מוקדשת לְהורי היקרים, איכס ומישי ירמיהו,

אשר תמכו בי, עודדו וליוו אותי לאורך כל תקופת הלימודים.

תקציר

מחקרים רבים מראים שמתוך מגוון הגורמים לפערי ההכנסות, גורם ההשכלה, אשר מהווה אחד ממרכיביו של ההון האנושי, הינו גורם משמעותי בהשפעה על כושר ההשתכרות ועל יכולת השתלבות הפרטים בשוק העבודה (Mincer, 1974; Becker, 1975; Altonji, Blom and Meghir, 2012).

מפאת הפוטנציאל הגדול של ההשכלה לצמצום פערי שכר באוכלוסייה, הרשויות במדינות רבות בעולם מנסות לעודד למידה בקרב אזרחיהן באמצעות הנהגת רפורמות ושינויים חוקתיים אחרים בתחום החינוך היסודי והתיכוני כמו גם במערכת ההשכלה הגבוהה והנגישות אליה. משום כך רוב המחקרים, שעוסקים בהערכת רפורמות רחבות היקף בחינוך והשכלה, מתמקדים בדרך כלל בסיכויי הפרט לרכוש השכלה וגם בהשפעת צעדי מדיניות אלה בחינוך על יכולת השתכרות ותשואה להשכלה של הפרט בשוק העבודה (Leonard, 1984; Harmon and Walker, 1995; Meghir and Palme, 1999; Denny and Harmon, 2000; Duflo, 2001).

בהקשר הזה העבודה הנוכחית בודקת כיצד קבוצות מובחנות (מוחלשות) באוכלוסייה מושפעות ממדיניות החינוך בהשוואה לקבוצת הרוב. לפיכך, במחקר נבחנות ההשפעות של רפורמות ושינויים חוקתיים במערכת ההשכלה הגבוהה על הנגישות לחינוך גבוה בקרב בני המיעוטים אשר מאוחר יותר עשויות להתבטא ביכולת ההשתלבות וההשתכרות של הפרטים בשוק העבודה הישראלי. למעשה, מדובר בשני צעדי מדיניות: האחד – "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995, והשני – תוכנית רב-שנתית לאינטגרציה של בני המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה, שהחלה ב-2012 ביוזמת הות"ת של המל"ג והיתה אחת מהתוכניות שקודמו על ידי יו"ר הות"ת לשעבר, פרופ' מנואל טרכטנברג, לצד התוכנית הרב שנתית לשילוב חרדים באקדמיה שהייתה מוקדמת יותר. באשר לחוק המכללות האקדמיות, יש לציין כי רפורמה זו במערכת ההשכלה הגבוהה, אשר הוצעה ע"י פרופ' אמנון רובינשטיין (שר החינוך דאז), במקור נועדה לקדם את האקדמיזציה בקרב כל המגזרים של האוכלוסייה הישראלית ובכך אפשר לראשונה למכללות להעניק תארים אקדמאיים. רכישת השכלה גבוהה דרך המכללות האקדמיות מהווה ביטוי מוחשי אקסוגני להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה עבור מועמדים עם מצב סוציו-אקונומי נמוך, צעירים המתגוררים בפריפריות, בני מיעוטים או עבור מי שאינו עומד בתנאי הקבלה של האוניברסיטאות בישראל.

עבודת הדוקטורט חולקה לשלושה חלקים תוך שמירה על קשר רציף ביניהם, כאשר כל חלק עוסק בזווית אחרת של השפעת מדיניות החינוך הנחקרת על הנגישות ופוטנציאל ההכנסה. כך למשל, החלק הראשון מתמקד בבחינה של השפעת חוק המכללות האקדמיות מ-1995 על נגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים ביחס לאוכלוסיית הרוב בישראל, כלומר כיצד שינוי חוקתי במערכת החינוך הציבורית בא לידי ביטוי בצמצום פערי ההשכלה והשכר בין שתי הקבוצות בשוק העבודה הישראלי. בהמשך, בחלק השני נבחנת הדינמיקה של השפעות הרפורמות בהשכלה גבוהה לאורך זמן על רמת השכלתו ויכולת השתכרותו של הפרט. החלק האחרון בעבודת הדוקטורט עוסק בבחינת ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי (אוניברסיטה או מכללה, פרטית או ציבורית) ותחום הלימודים על יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של הערבים ביחס לקבוצת הרוב בשוק העבודה הישראלי.

הממצא המרכזי העולה מהחלק הראשון, שמתבסס על סקרי הכנסות הפרט של הלמ"ס לשנת 2008, מצביע על כך ש"חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 תרם לנגישות להשכלה גבוהה באופן כללי, אך במידה גבוהה יותר לנגישות של בני המיעוטים ואף לשיפור ביכולת השתכרותם בשוק העבודה הישראלי. עם זאת, ראוי לציין כי עדיין קיימים פערים ניכרים בשכר בין יהודים וערבים.

מהתוצאות של החלק השני, שנערך על בסיס סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית של הלמ"ס לשנים 2001-2016, מסתמן כי גם במרוצת השנים הרפורמה רחבת ההיקף בהשכלה הגבוהה מ-1995 ממשיכה לתרום לשיפור הנגישות ללימודים אקדמיים בקרב ערביי ישראל. בהקשר זה ראוי לציין, כי יתכן שההשפעה של חוק המכללות על מספר שנות לימוד המשיכה להיות חזקה יותר בקרב הערבים ואף יציבה בין השנים 2012-2016 היא, בין היתר, תוצאת התוכנית הרב-שנתית מ-2012 לשילוב בני המיעוטים באקדמיה.

הנתונים גם מצביעים על כך שעד שנת 2012 התשואה להשכלה של הפרט הערבי הייתה גבוהה יותר מזו של הפרט היהודי, אך הפערים במקדמי ההשכלה בין המגזרים הלכו והצטמצמו עם השנים עד להיעלמותיהם המוחלטת החל משנת 2013. במילים אחרות, זאת עשויה להיות אחת הסיבות הפוטנציאליות לכך שהפרשי השכר בין שתי הקבוצות הנחקרות מצטמצמים לכיוון התכנסות לאורך הזמן, שכן הקטנת הפערים בשיעורי התשואה להשכלה בדרך כלל תורמת לירידה באי-השוויון בהכנסות (ראה/י למשל: קלינוב, 2014; קמחי ושרברמן, 2014; בר רבי, שרברמן וירין, 2017).

נראה אפוא כי אחת הסיבות, שבגינה פערי השכר בין הקבוצות עדיין לא מצליחים להיסגר, היא איכות המוסדות האקדמיים בהם נוטים ללמוד בני המיעוטים וגם תחומי הלימוד הנבחרים על ידם. כאמור, נושא איכות ההשכלה הגבוהה המוענקת על ידי מוסדות שונים נבחן בחלק השלישי של המחקר. בניתוח אמפירי, שמתבסס על נתוני פאנל ייחודיים של הלמ"ס אשר קרויים "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", נמצא כי השפעת החוק על שיפור הנגישות לחינוך גבוה מתבטאת באופן שונה בסיכויי ההשתלבות וגם בגידול כושר ההשתכרות של הערבים בשוק העבודה הישראלי. למשל, השפעת המכללות המתוקצבות נבדלת מזו של מכללות פרטיות ומכללות להוראה. סיבה אפשרית לכך היא שקיים פער באיכות ההשכלה המוענקת על ידי מכללות שונות. סיבה נוספת יכולה להיות תחום הלימוד שנבחר על ידי הסטודנט.

אחת התרומות העיקריות של מחקר זה היא ניסיון לזהות ולבחון את הגורמים אשר טיפול בהם עשוי לצמצם פערים ברמות ההשכלה והבדלים בשכר בין בני המיעוטים לבין שאר האוכלוסייה בשוק העבודה הישראלי. מאחר ובחברה המודרנית קיים קשר הדוק בין רמת ההשכלה של הפרט, מקצועו ורמת הכנסתו, יש להבטיח כי קבוצות מובחנות יצליחו להשתלב ולהתקדם ברמה טובה יותר בשוק העבודה. רכישת תואר אקדמי יכולה לא רק לספק הזדמנויות לשיפור שיעורי התעסוקה והגדלת ההכנסה של הערבים, אלא גם להוות מקור לצמיחה בכלכלה הישראלית כולה.

לכן, הנחת העבודה היא שטיפול בגורם ההשכלה והאקדמיזציה בפרט באמצעות רפורמות בחינוך ומערכת ההשכלה הגבוהה עשוי לתרום למיצוי טוב יותר של פוטנציאל ההשכלה, יכולת ההשתכרות וגם להשתלבות המוצלחת לטווח ארוך של קבוצות מובחנות בשוק העבודה הישראלי.

פרסום בכתב עת שנבע מעבודת הדוקטורט :

Yirmiyahu, A., Rubin, O. D., & Malul, M. (2017). Does greater accessibility to higher education reduce wage inequality? The case of the Arab minority in Israel. *Studies in Higher Education*, 42(6), 1071-1090.

תוכן עניינים

12.....	1. מבוא והקדמה כללית.....
14.....	1.1. מבנה מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל וחוק המכללות האקדמיות.....
22.....	1.2. מטרת העבודה.....
22.....	1.3. שאלות המחקר.....
23.....	1.4. מבנה עבודת הדוקטורט.....
24.....	2. חלק ראשון – נגישות רבה יותר להשכלה גבוהה כגורם להפחתת אי שוויון בשכר.....
24.....	2.1. הקדמה.....
28.....	2.2. השערות המחקר.....
29.....	2.3. מתודולוגיה.....
29.....	2.3.1. אמידת משוואת השכר בגישת OLS.....
30.....	2.3.2. רפורמה במערכת ההשכלה הגבוהה כמשתנה עזר ואמידת משוואת השכר בגישת TSLS.....
	2.3.2.1. אמידת משוואת השכר ב-TSLS כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד.....
31.....	2.3.2.2. אמידת משוואת השכר ב-TSLS כאשר המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית.....
32.....	2.4. נתונים.....
33.....	2.5. תוצאות.....
34.....	2.6. דיון ומסקנות.....
40.....	3. חלק שני – מגמות בהשפעה של הנגשת לימודים אקדמיים על התשואה להשכלה.....
42.....	3.1. הקדמה.....
42.....	3.1.1. פערי ההשכלה הגבוהה בין יהודים לערבים לאורך השנים וצעדים לצמצומם.....
48.....	3.1.2. מגמות בפערים חברתיים-כלכליים בין יהודים לערבים.....
54.....	3.2. השערות המחקר.....
54.....	3.3. מתודולוגיה.....
56.....	3.4. נתונים.....
59.....	3.5. תוצאות.....
59.....	3.5.1. תוצאות האמידה של רגרסיות השכר כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד.....
	3.5.2. תוצאות האמידה של רגרסיות השכר כאשר המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית.....
63.....	3.6. דיון ומסקנות.....

4.	חלק שלישי – ההשפעה של נגישות גבוהה יותר להשכלה אקדמית, בחירת סוג מוסד ותחום הלימוד על התשואה להשכלה בקרב ערביי ישראל.....	70
4.1	הקדמה.....	70
4.2	דפוסי בחירה של מסלול הלימודים האקדמיים.....	70
4.3	בחירת מסלולי לימוד של בני המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל.....	74
4.4	הפערים בשכר ובתשואה להשכלה כפונקציה של הבדלים בבחירת מסלול הלימודים האקדמיים.....	75
4.5	השערות המחקר.....	78
4.6	מתודולוגיה.....	78
4.6.1	הגישה הדו-שלבית של Heckman לנתוני פאנל (Panel Data).....	79
4.6.2	שיטות אקונומטריות לאמידת מקדמי המשתנים במשוואות המודל Heckit.....	81
4.7	נתונים ותיאור המשתנים.....	83
4.7.1	סטטיסטיקה תיאורית.....	84
4.7.2	תיאור משתני המחקר.....	87
4.8	תוצאות.....	89
4.8.1	תוצאות האמידה של השלב הראשון במודל Heckit.....	90
4.8.2	תוצאות האמידה של השלב השני במודל Heckit.....	95
4.9	דיון ומסקנות.....	101
5.	דיון כללי וסיכום.....	105
6.	מקורות וביבליוגרפיה.....	111
7.	נספחים.....	126

1. מבוא והקדמה כללית

רוב המחקרים שנעשו על ההבדלים ברמת השכר בין קבוצות האוכלוסייה הצביעו על פער לטובת הקבוצות "החזקות", לדוגמא: גברים לעומת נשים בשוק העבודה (Brown and Corcoran, 1997; Blau and Kahn, 2000); לבנים לעומת שחורים (Chay and Lee, 2000; Bertrand and Mullainathan, 2004); קבוצות אתניות לעומת אוכלוסיות הרוב (Trejo, 1997; Blackaby et al., 2008); תושבים מקומיים לעומת מהגרים (Reimers, 1983; Hellerstein and Neumark, 2008); דוגמאות מתאימות מישראל מוזכרות במחקריהם של Lewin-Epstein and Borjas, 1995). Semyonov (1993), Friedberg (2000), Klinov (2004), Levanon and Raviv (2007).

בדרך כלל, הבדלי השכר בין קבוצות שונות של האוכלוסייה ניתנים להסבר על ידי מאפיינים דמוגרפיים ותכונות אחרות של הפרט, כגון: מגדר, מצב משפחתי, השתייכות למגזר כזה או אחר, מספר שנות לימוד, משלח היד, אזור מגורים וכו'. יחד עם זאת, מחקרים רבים בתחום מראים שמתוך המגוון הרחב של הגורמים לפערי ההכנסות, **גורם ההשכלה**, אשר מהווה אחד ממרכיביו של **ההון האנושי**, הינו גורם משמעותי בהשפעה על פוטנציאל ההשתכרות ועל יכולת השתלבות הפרטים בשוק העבודה (Mincer, 1974; Becker, 1975; Altonji, Blom and Meghir, 2012).

מפאת הפוטנציאל הגדול של ההשכלה לצמצום פערי שכר באוכלוסייה, הרשויות במדינות רבות בעולם מנסות לעודד למידה בקרב אזרחיהן באמצעות הנהגת רפורמות ושינויים חוקתיים אחרים בתחום החינוך היסודי והתיכוני כמו גם במערכת ההשכלה הגבוהה והנגישות אליה. כך גם לא מעט מהמחקרים העוסקים כיום בשוק העבודה מסתמכים על רפורמות רחבות היקף אלו בחינוך והשכלה, למשל: הנהגת שינויים בחוק חינוך חובה באנגליה (Harmon and Walker, 1995); תוכנית ההשקעה המסיבית בחינוך באינדונזיה בתחילת שנות ה-70 של המאה הקודמת (Duflo, 2001); רפורמות החינוך שהתרחשו בשבדיה בשנות ה-50 אשר נועדו להרחיב רמת השכלה ארצית במחוזות ובפריפריה (Meghir and Palme, 1999); שינויים פונדמנטליים במערכת ההשכלה באירלנד בשנות ה-60 המאוחרות, כגון: מדיניות הקטנת שכר לימוד בבתי ספר (Denny and Harmon, 2000); מדיניות של "העדפה מתקנת" (Affirmative Action Programs) המונהגת במערכת ההשכלה הגבוהה בארה"ב מזה ככמה עשורים (Leonard, 1984); הנהגת שינויים בחוק חינוך חובה בישראל בשנת 1979 (פריש, 2008) ועוד.

בחלוף כעשור מאז שהונהגו שינויים בחוק חינוך חובה, ישראל גם חוותה מהפכה אמיתית גדולה בסוגיית הנגישות לחינוך גבוה לכל השכבות והאוכלוסיות בחברה הישראלית, בדגש על תושבי הפריפריה וערביי ישראל (יוגב, 2000). כך, בתחילת שנות ה-90 נחשפה המערכת להשכלה גבוהה בישראל לחץ פוליטי וציבורי להרחיב את נגישותה לפריפריה ולאוכלוסיות מוחלשות. כתוצאה מכך, מתחילת שנות התשעים הוקמו בישראל שלל מכללות אקדמיות. במקביל פתחו האוניברסיטאות את שעריהן לתושבי הפריפריה והשכבות החלשות. יש לציין כי הרעיון של הרחבת הנגישות להשכלה גבוהה החל בסוף שנות ה-70, אך יושם רק בשנות ה-90. הנגישות להשכלה גבוהה התחילה להתרחב

כבר בשנות השבעים והשמונים, אבל תמורה אמיתית שהנגישה את ההשכלה לכל השכבות והאוכלוסיות בחברה הישראלית חלה רק בתחילת שנות התשעים (Guri-Rozenblit, 1993).

כך, מאז אמצע שנות ה-90 מערכת ההשכלה האקדמית בישראל התאפיינה, בין היתר, בהתרחבות מואצת ובפתיחה של מכללות ציבוריות (מתוקצבות ע"י המדינה) ופרטיות (שאינן מתוקצבות ע"י המדינה) ואקדמיזציה שלהן, וכן הקמת שלוחות של אוניברסיטאות זרות בישראל (וולנסקי, 2005). גורמים אלה תרמו לגידול ניכר במספר הסטודנטים. כך, עד תחילת שנות ה-90 85% מהסטודנטים בישראל למדו באוניברסיטאות, ואילו בתחילת שנות ה-2000 רק כמחצית מתלמידי תואר ראשון למדו באוניברסיטאות והשאר במכללות האקדמיות. הגידול במספר הסטודנטים, שבאים בשערי המכללות האקדמיות, בלט במיוחד בתחומי הלימוד בעלי ערך בשוק העבודה, כגון: לימודי כלכלה וניהול, מינהל עסקים, משפטים, מדעי המחשב והנדסה (זוסמן, פורמן, קפלן ורומנוב, 2009). יש לציין כי תהליכים אלה הובילו לכך שהחל משנת 2002 חלק מהמכללות האקדמיות אף מציעות תכניות לימודים שונות לתואר שני, חלקן במסלולים מחקרניים (הכולל כתיבת עבודת תזה) וחלקן במסלולים עיוניים/יישומיים (ללא תזה).

לפני פחות מעשור התחוללה מהפכה נוספת במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל, קרי קידום תוכניות ממשלתיות לאינטגרציה של קבוצות מובחנות באקדמיה. מדובר בתוכנית רב-שנתית לשילוב הציבור הערבי במערכת ההשכלה הגבוהה, שהחלה ב-2012 ביוזמת הות"ת¹ של המל"ג² והיתה אחת מהתוכניות שקודמו על ידי יו"ר הות"ת לשעבר, פרופ' מנואל טרכטנברג, לצד התוכנית הרב שנתית לשילוב חרדים באקדמיה שהייתה מוקדמת יותר. כך למשל, למאמצים ומשאבים, שמקדישה המדינה כדי להנגיש את ההשכלה האקדמית לחברה הערבית, נרשם הישג מרשים. מנתוני המל"ג עולה כי בשנת הלימודים תשס"ח (2008) למדו בישראל 22,543 סטודנטים ערבים בכל התארים, אך בזכות התכנית ההוליסטית המקיפה שמפעילה ות"ת החל מלימודי התיכון ועד הלימודים לתארים אקדמיים מתקדמים, הוכפל מספרם תוך עשור, כך שבשנת תשע"ח למדו בישראל 48,627 סטודנטים ערבים. כלומר, העלייה החדה הביאה לכך שמרבית היעדים, שנקבעו לשנת 2022, הושגו כבר לקראת שנה"ל תשע"ט (2018-2019). נתוני המל"ג מראים גם כי בשנים האחרונות נרשם גידול בהשתתפות הסטודנטים הערבים בתחומי לימוד שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר, למשל: לימודי הנדסה, מתמטיקה ומדעים מדויקים, מדעי הרוח, מדעי החברה ומינהל עסקים.³ סקירה קצרה על מבנה מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל ו"חוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 מופיעה בתת-פרק הבא.

אם כן, נראה כי קיים בסיס לטענה כי המכללות האקדמיות והתוכניות השונות לשילוב בני המיעוטים באקדמיה לא רק מנגישות את ההשכלה הגבוהה בקרב הערבים, אלא גם עשויות לתרום להשתלבותם המוצלחת יותר בשוק העבודה הישראלי. כלומר, רכישת תואר אקדמי עשויה לא רק לספק הזדמנויות לשיפור שיעורי התעסוקה והגדלת ההכנסה של הערבים, אלא גם להוות מקור לצמיחה בכלכלה הישראלית כולה.

¹ הות"ת – הוועדה לתכנון ולתקצוב.

² המל"ג – המועצה להשכלה גבוהה.

³ מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

1.1 מבנה מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל וחוק המכללות האקדמיות

מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל התפתחה בעקבות ההתפתחויות בעולם, והושפעה במהלך השנים בעיקר משלוש תרבויות אקדמיות – הגרמנית, הבריטית והאמריקאית. אולם מעבר לכך, למוסדות אקדמיים בישראל יש כמה מאפיינים ייחודיים, שהתהוו לאור השוני ברקע ההיסטורי, בהיבטים החברתיים והתרבותיים, ובסביבה בה הם התפתחו (קירש, 2014).

עם הקמת מדינת ישראל פעלו בתחומה שני מוסדות להשכלה גבוהה – הטכניון, שהוקם בשנת 1924, והאוניברסיטה העברית בירושלים, שהוקמה בשנת 1925. אולם, רק בשנת 1958 נחקק חוק המועצה להשכלה גבוהה אשר הסדיר את תחומי ההשכלה האקדמית בישראל. החוק קבע כי רק מוסד להשכלה גבוהה, אשר קיבל את אישור והסמכת המועצה עצמה להעניק לבוגריו תואר אקדמי מוכר ואשר תכנית הלימודים לתואר מתקיימת בו במלואה, זכאי להיקרא אוניברסיטה. מתוך כך, בשנות ה-50 וה-60 הוקמו עוד חמש אוניברסיטאות: אוניברסיטת בר-אילן, אוניברסיטת תל אביב, אוניברסיטת חיפה, אוניברסיטת בן-גוריון בנגב ומכון ויצמן למדע. באמצע שנות ה-70 הוקמה האוניברסיטה הפתוחה. כמו כן, החוק קבע כי באוניברסיטאות ישראל התארים האקדמיים מוענקים לבוגרים על פי שלוש רמות: תואר ראשון⁴, תואר שני⁵ ותואר שלישי⁶.

למעשה, עד שנת 1995 אסר החוק על הקמת מוסדות אקדמיים שאינם אוניברסיטאיים בישראל, אולם באותה שנה, החליט שר החינוך דאז, פרופ' אמנון רובינשטיין, על רפורמה בהשכלה הגבוהה ושינה את החוק. כך, ב-20 בפברואר 1995 בכנסת ישראל אושר תיקון מס' 10 לחוק המועצה להשכלה גבוהה, התשי"ח - 1958, שאפשר את פתיחתן של מכללות אקדמיות. שינוי זה בחוק קיבל כינוי "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995. יש לציין כי החוק אינו חל על מכללות אקדמיות לחינוך. תהליך של הפיכת המכללות להכשרת מורים ממוסדות על-תיכוניים למוסדות להשכלה גבוהה התחיל מוקדם יותר - בסוף שנות ה-70.

כתוצאה מהמהלך, משנת 1995 ועד היום הוקמו עשרות מכללות ורובן המכריע מציע מסלולים לימודים אקדמאיים לתואר ראשון באותם מקצועות הנלמדים באוניברסיטאות השונות. פתיחת המכללות הביאה לידי הרחבת הנגישות של קבוצות רבות להשכלה גבוהה והגדלת שיעור בעלי ההשכלה האקדמית באוכלוסיה ישראלית כולה. כך לפי המועצה להשכלה גבוהה, נכון לשנה"ל תשע"ח (2017-2018), כ-115 אלף סטודנטים לתואר ראשון לומדים ב-53 מכללות אקדמאיות בישראל.

בשנת 2002 נערך תיקון נוסף לחוק המועצה להשכלה גבוהה (1958) וכיום חלק מהמכללות האקדמאיות אף מציעות תכניות לימודים שונות לתואר שני, חלקן במסלולים מחקרניים⁷ (הכולל

⁴ בוגר אוניברסיטה – B.A., B.Sc., B.Tech., B.Ed., B.Des., B.Arch., LI.B. וכדומה.

⁵ מוסמך אוניברסיטה – M.A., M.Sc., M.B.A., M.Ed., LI.M. וכדומה.

⁶ דוקטור – Ph.D., M.D., D.M.D., D.V.M., LI.D. וכדומה.

⁷ על פי החלטת המלי"ג מיום 26.10.2004, מוסדות להשכלה גבוהה שאינם אוניברסיטאות יוכלו לקיים לימודי תואר שני עם תיזה אם יעמדו ברמה אקדמית נאותה, כולל סביבה מחקרית מתאימה. כלומר, כדי לקבל את האישור מהמועצה על המכללות להציג תכניות לימוד בהיקף וברמה הזוהים לאלה הקיימים באוניברסיטה, להציג רמה אקדמית גבוהה בלימודי התואר הראשון, ולבסס סגל אקדמי בכיר וסביבת מחקר איכותית במעבדות ובספריות. כמו כן, הן יידרשו להציג תקציב מאוזן, שכן לא יינתן להן תקציב נוסף מהמלי"ג ליישום תוכנית הלימודים החדשה (החלטת מלי"ג רוחבית, 2004).

כתיבת עבודת תזה) וחלקן במסלולים עיוניים/יישומיים (ללא תזה). יש לציין כי כיום מכללות אקדמאיות בישראל לא מוסמכות להעניק תואר שלישי, דהיינו דוקטורט. אומנם, בשנים האחרונות מנסות מספר מכללות אקדמאיות להביא לשינוי החוק בכנסת, כך שיתאפשר להן להציע מסלולי לימודים ל-Ph.D.⁸

באשר לרגולטורים האחראיים על ההשכלה האקדמית, המועצה להשכלה גבוהה (המל"ג) והוועדה לתכנון ולתקצוב (הות"ת) הן שני גופי האסדרה אשר עוסקים בסוגיות הנוגעות למכללות ולאוניברסיטאות שפועלות היום בישראל. תפקיד המל"ג הוא להתוות את מדיניות ההשכלה הגבוהה, תוך הבטחת עצמאותה של המערכת האקדמית. לעומת זאת, תפקידה של הות"ת הוא להוות גוף עצמאי בלתי תלוי בין הממשלה לבין המוסדות האקדמיים, בכל ענייני ההקצבות להשכלה הגבוהה. יש לציין כי פעילותן של מל"ג וות"ת כרגולטורים של המערכת האקדמית בישראל עוגנה בחוק המועצה להשכלה גבוהה משנת 1958 (תשי"ח). אולם בשנת 1977 החליטה הממשלה בהחלטתה שמספרה 666 לנתק את הות"ת מסמכותה הבלעדית של המל"ג, ונתנה גושפנקה ממשלתית לעצמאות הות"ת בנושאי תכנון ותקצוב, על אף היותה וות"ת כוועדת משנה של המל"ג.

למעשה, הרפורמה במערכת ההשכלה הגבוהה מ-1995, שהמל"ג והות"ת הובילו באותה עת, נתפסה כמעבר ממערכת מונוליתית-אליטיסטית של האוניברסיטאות למערכת פלורליסטית-בינארית⁹ הכוללת גם את המוסדות האקדמיים שאינם אוניברסיטאות. במהלך השנים שחלפו מאז, התברר שמודל הפעולה של שני גופי הרגולציה מתאים את עצמו למציאות המשתנה בעולם האקדמיה ועונה על צרכי החברה הישראלית, למרות שבחלק מהזמן האינטראקציה בין הגופים הייתה מלווה במחלוקת ויחסים מתוחים (קירש, 2014).

על מנת לקדם פיתוח האוניברסיטאות כמוסדות מחקר מובילים ופיתוח המכללות האקדמיות כמענה לביקוש העולה להשכלה גבוהה ונגישות אליה, השכילה הות"ת לקבוע כללים לחלוקת התקציב בין המוסדות ולהפעיל עליו פיקוח אפקטיבי, תוך רגישות רבה לחירות האקדמית. במילים אחרות, מדיניות זו של הות"ת הובילה לכך שבמרבית המכללות בישראל, בשונה מאוניברסיטאות, לא מתבצע מחקר אקדמאי וסגל המרצים מקבל את משכורתו בעיקר בגין הוראה.

באשר למודלים רגולטוריים בעולם לקביעת מדיניות ההשכלה הגבוהה, תכנון ותקצוב מוסדות הלימוד, ניתן למקם בקצה האחד את שוודיה כמייצגת שיטה ריכוזית יחסית, ואילו בקצה השני את ארה"ב בה חלק מהמוסדות האקדמיים בדרך כלל נהנים מעצמאות וניהול עצמי. ביניהן מתמקמות שווייץ, שבדומה לשוודיה מעגנת חלקים נרחבים במבנה ההשכלה הגבוהה בחוק, ואנגליה, שמעניקה למוסדותיה האקדמיים חופש פעולה יחסי המתקרב במידה מסוימת לזה שקיים בקליפורניה. ראוי לציין כי במדינות הנדונות קיימים או התקיימו לאחרונה תהליכים של התייעלות וביחנה מחדש של אופן הרגולציה (השכלה גבוהה – מודלים רגולטוריים בעולם, אדקיט, 2014).

⁸ בשנת 2018 אושר למרכז הבינתחומי בהרצליה להגיש תכנית ללימודי תואר שלישי במשפטים (PhD in Law). התוכנית תיבחן על ידי וועדה בינלאומית מטעם המל"ג, כאשר במקביל ייבדקו ההיבטים התקציביים והתכנוניים. במידה וחוות הדעת של הוועדה תהיה חיובית והיא תימצא ראויה, יקבל המוסד הרשאה להענקת דוקטורט במשפטים.

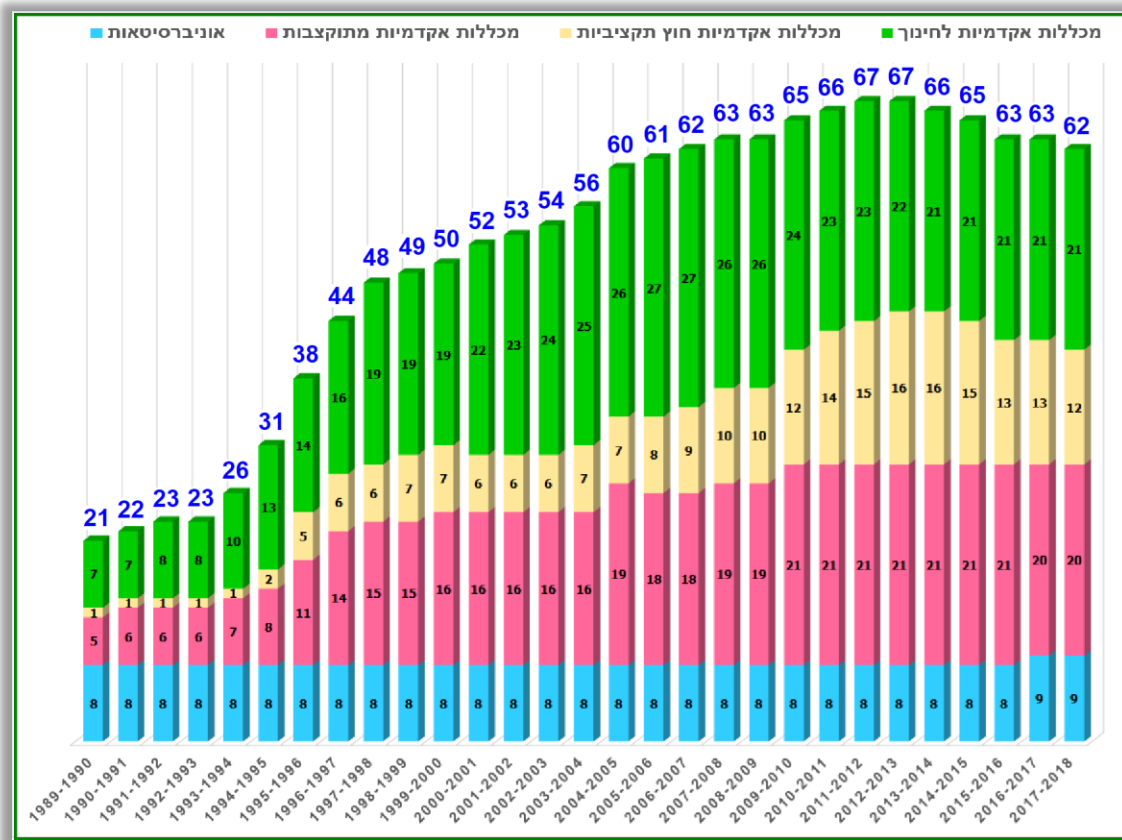
⁹ מערכת בינארית היא מערכת החינוך הגבוהה שיש בה חלוקת עבודה ברורה בין סוגי המוסדות השונים: מצד אחד נמצאות האוניברסיטאות, המשלבות מחקר והוראה, ומן הצד האחר – מכללות אקדמיות, שמטרתן העיקרית הכשרה מקצועית ברמה גבוהה ומתן השכלה כללית (קירש, 2014; גולדצויג, 2015).

מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל כיום ובראייה רב שנתית

כאמור, מאז קום המדינה המערכת האקדמית התפתחה באופן מואץ וכוללת היום 62 מוסדות אשר קיבלו הכרה מן המועצה להשכלה גבוהה והוסמכו להעניק תארים אקדמיים: 8 אוניברסיטאות מחקר והאוניברסיטה הפתוחה, 20 מכללות אקדמיות מתוקצבת על ידי הות"ת (דהיינו, מכללות ציבוריות), 12 מכללות חוץ תקציביות (דהיינו, מכללות פרטיות) ו-21 מכללות אקדמיות לחינוך. יש לציין כי מכללות אקדמיות להכשרת מורים ועובדי חינוך מוגדרות גם כמוסדות אקדמיים ציבוריים מאחר ונתמכים על ידי משרד החינוך (המוסדות להשכלה גבוהה, המל"ג, 2018).

התרשים שלהלן מלמד שמאז התאפשרה פתיחת מכללות אקדמיות עלה במידה ניכרת מאוד מספר המוסדות הלא-אוניברסיטאיים להשכלה גבוהה ומספר המכללות להכשרת מורים, בעוד מספר האוניברסיטאות נשאר כמעט ללא שינוי¹⁰ (ראה/י תרשים מס' 1).

תרשים מס' 1: ראייה רב שנתית – התפתחות המוסדות להשכלה גבוהה בישראל (תש"ן – תשע"ח)



מקור: המועצה להשכלה גבוהה

כמתואר לעיל, מאז תחילת שנות ה-90 התרחש מעבר ממערכת מונוליתית של האוניברסיטאות למערכת בינארית הכוללת גם את המכללות האקדמיות, תוך גידול משמעותי במספר הסטודנטים ובאחוז המתחילים ללמוד מתוך שנתון. כלומר, הגידול החד בביקוש להשכלה גבוהה בתחומים

¹⁰ החל משנה"ל 2016-2017 (תשע"ז) אריאל נכללת במניין האוניברסיטאות ונגרעה מרשימת המכללות המתוקצבות.

מגוונים הביאה לצורך במוסדות אקדמיים בעלי אופי שונה (קירש, 2014). למעשה, ניתן לסווג את כל המכללות האקדמיות למספר סוגים לפי בעלות ציבורית או פרטית, תחומי הלימוד וההתמחות. כך למשל, מכללות ציבוריות מתחלקות לשלוש קטגוריות מרכזיות: "מכללות מתמחות" המציעות תארים אקדמיים בתחומים מסוימים, כגון: אמנות חזותית וביצועית, אופנה, מחשבים, אדריכלות, הנדסה וטכנולוגיה; "מכללות אזוריות", שממוקמות בעיקר באזורים פריפריאליים, מציעות לרוב תוכניות במדעי החברה, אך גם בתחומים מבוקשים, כגון: טכנולוגיה, כלכלה ומנהל עסקים; מכללות לחינוך המכשירות מורים לבתי ספר יסודיים ולחטיבות ביניים. לבסוף, המכללות הפרטיות כוללות שני סוגים: "מכללות ישראליות פרטיות" אשר מתמקדות בעיקר בתחומי לימוד מבוקשים ויוקרתיים, כגון: משפטים, כלכלה ומנהל עסקים, אך מציעות גם תוכניות במדעי המחשב ומדעי החברה; ושלוחות של אוניברסיטאות מחו"ל המציעות בעיקר תוכניות במדעי החברה ובמשפטים (Ayalon and Yogev, 2005).

בשנת הלימודים תשע"ח (2017-2018) תקציבה של מערכת ההשכלה הגבוהה עמד על 11.5 מיליארד שקלים, התקציב השנתי הגבוה ביותר שהיה עד כה במדינה. שכר הלימוד במוסדות אקדמיים ציבוריים מסובסד על ידי המדינה ואילו במכללות הפרטיות משולם באופן מלא על ידי הסטודנט עצמו, עד לתקרה של כ-30 אלף שקלים לשנת לימודים אחת. אף על פי כן, דו"ח של ארגון ה-OECD שהתפרסם בספטמבר 2018, "חינוך במבט מהיר" (EAG-Education at a Glance), מראה כי ההוצאה הלאומית בישראל על השכלה גבוהה היא עדיין מהנמוכות ביחס להוצאה הציבורית הממוצעת במדינות החברות ב-OECD. בפרט, ההוצאה הציבורית לסטודנט נמוכה בכ-3% מההוצאה הממוצעת ב-OECD. על פי הדו"ח, במקומות הראשונים בהוצאה הציבורית על חינוך ניצבות מדינות סקנדינביות, כגון שבדיה, פינלנד ונורבגיה.

על אף האמור לעיל, דו"ח ה-EAG מצביע על כך שבין השנים 2010-2015 גדלה ההוצאה השנתית לתלמיד בישראל ב-21%, בהשוואה לגידול הממוצע ב-OECD שמסתכם ב-5%. נתון זה מעמיד את מדינת ישראל במקום הראשון בשיעור הגידול של ההוצאה לחינוך ביחס למדינות מפותחות בעולם בתחום זה. יש לציין כי מגמת העלייה ברמת ההוצאה הלאומית להשכלה גבוהה עשויה להוביל לשיפור של איכות ההוראה ורמת המחקר במוסדות האקדמיים אשר מהווים גורם מפתח לצמיחת הכלכלית והחברתית של המדינה בעתיד.

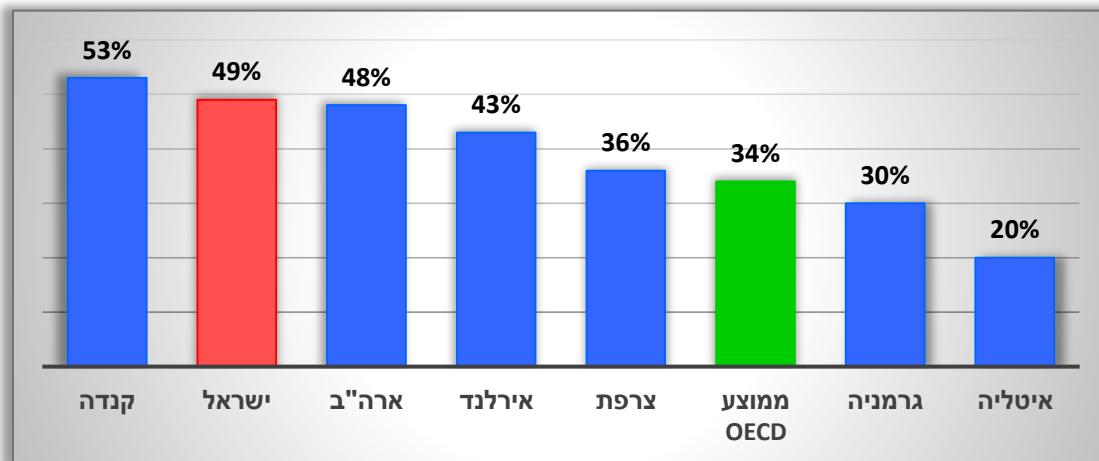
יתרה מזאת, הדו"ח גם חושף כי מדינת ישראל מדורגת במקום השני בעולם (אחרי קנדה) בשיעור האזרחים ילידי הארץ בגילאי 25-64 בעלי השכלה על תיכונית ואקדמית (48.5%) (תרשים מס' 2).

למערכת ההשכלה הגבוהה יש היום יעדים ברורים והם הכשרת כוח אדם מיומן המיועד לשוק העבודה, מחקר אקדמי מתקדם, שימור התרבות, קידומן של מטרות חברתיות לאומיות והכשרת הדור הבא של סגל ההוראה והמחקר למערכת האקדמית בישראל.

כדי להגשים את היעדים שהוצבו, המל"ג והות"ת מקדמות היום תוכניות שונות להנגשת ההשכלה הגבוהה לקבוצות מובחנות באוכלוסייה הישראלית, כגון: תושבי הפריפריה, חרדים, ערבים, נשים

ויוצאי אתיופיה. כך למשל, הגידול החד במספר הסטודנטים בעשורים האחרונים בא לידי ביטוי גם בהישגים משמעותיים בהרחבת הנגישות להשכלה אקדמית בקרב האוכלוסייה המתגוררת בפריפריה ובקרב קבוצות אוכלוסייה מוחלשות. מנתוני המל"ג עולה כי בשנת הלימודים תשע"ח (2017-2018), מעל 47,000 סטודנטים, שיעור של 29% מסך התלמידים לתואר ראשון, הגיעו מיישובים הממוקמים באשכולות חברתיים-כלכליים נמוכים. במכללות המתוקצבות ע"י ות"ת, למשל, אחוז הסטודנטים לתואר ראשון שהגיעו מהישובים הללו היה הגבוה ביותר מבין סוגי המוסדות השונים ועמד על 33.4% (המל"ג, 2018א).

תרשים מס' 2: דירוג ה-OECD – שיעור בעלי השכלה על תיכונית ואקדמית בקרב גילאי 25-64



מקור: Education at a Glance, 2018

נראה כי מאמצים ומשאבים רבים, שמקדישות מל"ג וות"ת כדי להנגיש את ההשכלה האקדמית לאוכלוסייה החרדית ולשלב בתעסוקה ובחברה בישראל מניבים את פירותיהם. המדיניות הרב-שנתית לשנים תשע"ז-תשפ"ב, שגובשה על ידי שני גופי הרגולציה בין השנים תשע"ה-תשע"ז, הביאה לכך שבשנת תשע"ח (2017-2018) סך כל התלמידים החרדים שלמדו במוסדות להשכלה גבוהה עמד על יותר מ-13,000 סטודנטים בתחומים הנדרשים למשק ולמגזר החרדי, לרבות תחומי ההיי-טק והכשרת המורים למגזר החרדי: כ-10,000 לתואר ראשון, כ-1,600 לתואר שני וכ-2,000 במכינות, לעומת סה"כ 6,000 סטודנטים חרדים שלמדו בתשע"א לכל התארים. תקציבה הכולל של התוכנית הרב-שנתית (6 שנים) עומד על כ-1.2 מיליארד ₪ והיעד לשנת תשפ"ב הוא 19,000 סטודנטים (המל"ג, 2018א).

גם בהקשר להנגשת ההשכלה האקדמית לחברה הערבית נרשם הישג מרשים. כך, בתכנית הרב-שנתית תשע"ז-תשפ"ב נקבעו יעדים ברורים להגדלת ייצוג החברה הערבית בהשכלה הגבוהה בהלימה לחלקם באוכלוסייה. מנתוני המל"ג עולה כי בשנת תשס"ח (2008) למדו בישראל 22,543 סטודנטים ערבים בכל התארים, אך בזכות התכנית ההוליסטית המקיפה שמפעילה ות"ת החל מלימודי התיכון ועד הלימודים לתארים אקדמיים מתקדמים, הוכפל מספרם תוך עשור, כך שבשנת תשע"ח למדו בישראל 48,627 סטודנטים ערבים. כלומר, העלייה החדה הביאה לכך שמרבית היעדים, שנקבעו לשנת 2022, הושגו כבר לקראת שנת הלימודים תשע"ט (2018-2019). נתוני המל"ג מראים גם כי בשנים האחרונות

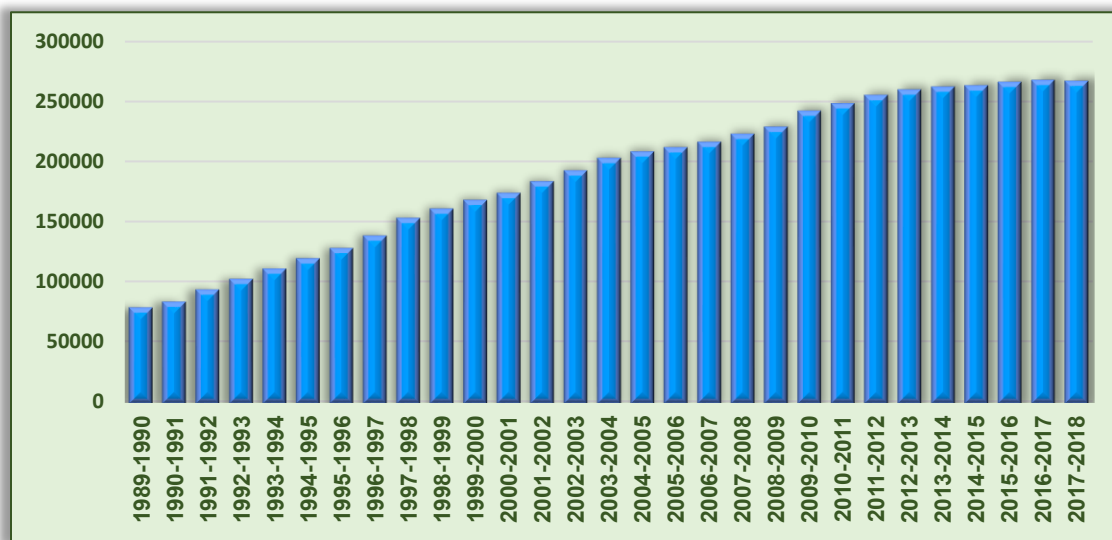
נרשם גידול בהשתתפות הסטודנטים הערבים בתחומי לימוד שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר, למשל: לימודי הנדסה, מתמטיקה ומדעים מדויקים, מדעי הרוח, מדעי החברה ומינהל עסקים (המלי"ג, 2018א). דיון מקיף על תוכניות לשילוב המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה והשפעותיהן מופיע בפרק 3.1.1.

לצד תוכניות ההנגשה, המלי"ג והות"ת מפעילות גם את התוכנית הלאומית לחיזוק לימודי מקצועות ההנדסה וההיי-טק בישראל. מנתוני תשע"ח עולה כי בשנה זאת בפעם הראשונה לימודי הנדסה הם מסלול הלימודים הנלמד ביותר בישראל בתואר ראשון (34,660 סטודנטים המהווים כ-18.3% מכלל הלומדים לתואר ראשון). בכך לימודי הנדסה עקפו את מדעי החברה (34,030 סטודנטים המהווים 17.9% מכלל הלומדים לתואר ראשון) שלאורך שנים נחשבו למסלול הלימודים הגדול ביותר בישראל.

ראוי לציין כי עידוד ללימודי מקצועות ה-STEM (מקצועות המדעים וההייטק) נעשה גם בקרב הנשים. מנתוני המלי"ג עולה כי למרות שמחצית מהניגשים לבגרות 5 יח"ל במתמטיקה הן נשים, בלימודים האקדמיים שיעור הנשים הלומדות במקצועות ההיי-טק נמוך יותר והגיע בשנה"ל תשע"ח לכ-27%. זוהי סיבה מרכזית אחת לכך שאחוז הנשים שמועסקות היום בענף ההיי-טק עומד על 26% בלבד. לפיכך, החליטה הות"ת להקצות שורה של תמריצים אשר מטרתם לעודד קליטתן של סטודנטיות לתחומים אלו (המלי"ג, 2018א).

באשר למספר כולל של סטודנטים, בשנת הלימודים תשע"ח (2017-2018) למדו בכל המוסדות האקדמיים בישראל 306,440 סטודנטים, בהם: 230,895 תלמידים לתואר ראשון, 63,155 מסטרנטים, 11,350 דוקטורנטים ו-1,040 סטודנטים ללימודי תעודה¹¹ (המלי"ג, 2018ב).

תרשים מס' 3: מספר הסטודנטים בכל התארים במוסדות להשכלה גבוהה בישראל בראייה רב שנתית



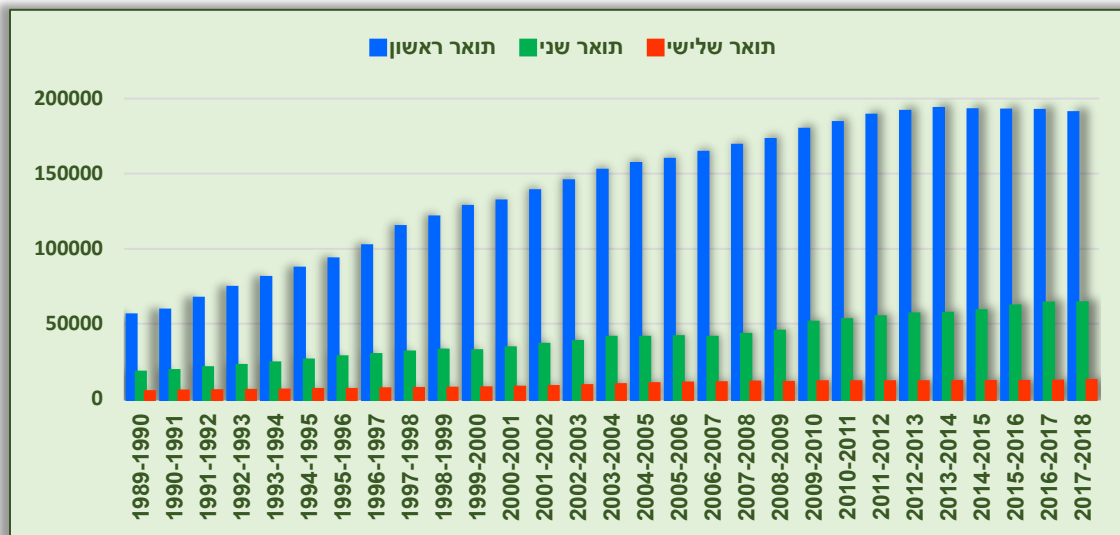
מקור: המועצה להשכלה גבוהה

¹¹ הנתונים כוללים את הסטודנטים באוניברסיטה הפתוחה ואת הלומדים בשלוחות של האוניברסיטאות הזרות הפועלות בארץ.

אם מסתכלים על מספר הסטודנטים במערכת האקדמית בראיה רב-שנתית, ניתן לראות כי מאמצים ומשאבים, שהושקעו על ידי גופי הרגולציה בשנים האחרונות, ככל הנראה תרמו להנגשת ההשכלה הגבוהה בקרב האוכלוסייה הישראלית, אך תוצאות השקעה זו, למעשה, התבטאה רק עד שנת תשע"ח. כפי שניתן לראות בתרשים 3 שלעיל, מספר הסטודנטים במוסדות להשכלה גבוהה בישראל עלה באופן די רציף במהלך שלושה עשורים אחרונים, אך קצב הגידול השנתי במרוצת השנים הלך וקטן. כך למשל, בין השנים 1989-1998 היה קצב גידול שנתי של כ-9% בממוצע, בין 1998-2004 המספר ירד לכ-5%, בין 2004-2013 קצב הגידול השנתי הגיע לרמה של כ-3%, ואילו בין 2013-2017 חלה התייצבות מסוימת במספר הסטודנטים (כ-260,000 סטודנטים בכל התארים) ואף האטה קטנה של 0.3% בשנה"ל תשע"ח (2017-2018)¹².

כאשר מבצעים פילוח רב שנתי (1989-2018) של מספר הסטודנטים במוסדות אקדמיים לפי סוג התואר (תרשים מס' 4), ניתן לראות כי מאז תחילת שנת תשע"ה (2014-2015) ישנה ירידה קלה במספר הסטודנטים לתואר ראשון. הדבר נובע, ככל הנראה, ממספר פגורמים: התייצבות באחוז זכאי הבגרות, התייצבות בשיעור המועמדים שעומדים בדרישות הסף של האוניברסיטאות וגם האטה בקצב הגידול של קבוצת הגיל הרלוונטית לכניסה למערכת ההשכלה הגבוהה בישראל (בני 20-24). כמו כן, מעיון בתרשים מס' 4 מסתמן כי מגמת הגידול בתארים מתקדמים צפויה להימשך גם בשנת הלימודים תשע"ט (2018-2019). כפי שניתן לראות בנספח א, מאז תחילת שנות ה-2000 הוכפל מספר הסטודנטים לתואר שני: מ-31,340 לומדים לקראת תואר שני בשנת תש"ס ל-63,155 מסטרנטים בשנת תשע"ח. בנוסף, מפילוח הנתונים עולה כי מגמה דומה מאפיינת גם את לימודי התואר השלישי, אשר בשנת תשע"ח כללו 11,350 דוקטורנטים לעומת 6,650 בלבד בשנת תש"ס¹².

תרשים מס' 4: מספר הסטודנטים במוסדות להשכלה גבוהה בישראל לפי סוג תואר בראיה רב שנתית

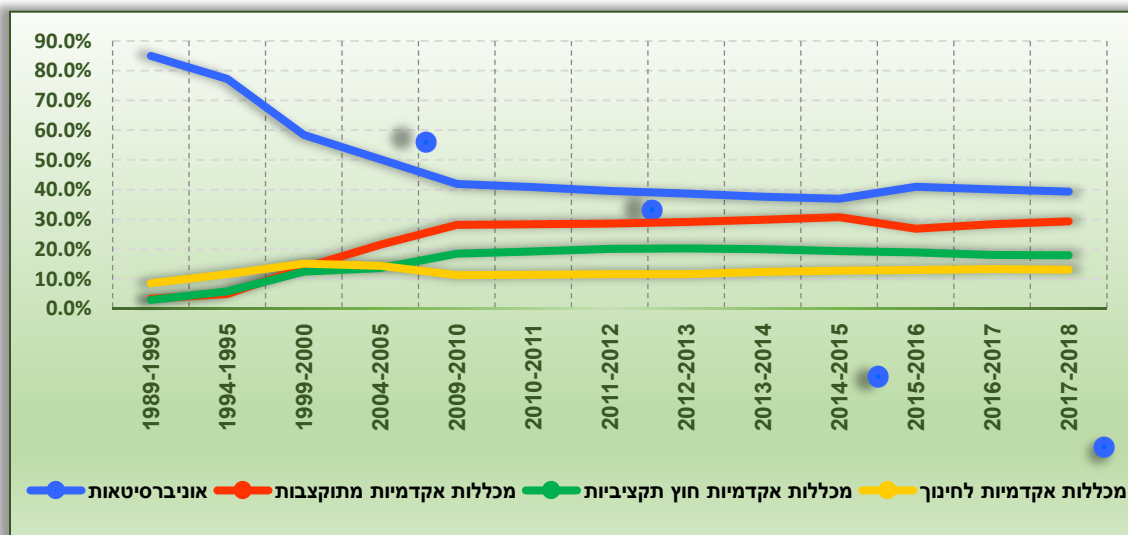


מקור: המועצה להשכלה גבוהה

¹² הנתונים אינם כוללים את הסטודנטים באוניברסיטה הפתוחה ואת הלומדים בשלוחות של האוניברסיטאות הזרות הפועלות בארץ.

מעיון בפילוח רב שנתי (1989-2018) של שיעור הלומדים לקראת תואר ראשון בחלוקה לפי סוגי המוסדות האקדמיים (תרשים מס' 5 ונספח ב) עולה כי הביקוש החד ללימודים אקדמיים לאורך השנים הביא לעלייה הדרגתית ועקבית במספר הסטודנטים שלמדו תואר ראשון במכללות האקדמיות (הציבוריות וגם הפרטיות) לצד ירידה הדרגתית ומתמדת בחלקם באוניברסיטאות באותן השנים. כך, עד עידן פריחת המכללות האקדמיות רוב הסטודנטים (85%) למדו באוניברסיטאות, ואילו בתחילת שנות ה-2000 רק כמחצית מתלמידי תואר ראשון למדו באוניברסיטאות והשאר במכללות האקדמיות. במהלך העשור האחרון מלי"ג וות"ת עודדו מדיניות של מעבר מסלולי לימוד במכללות מתוקצבות מאחריות אקדמית של האוניברסיטאות לעצמאות מלאה של המכללות, תהליך שעשוי להסביר את הגידול המרשים בשיעור הסטודנטים במכללות, כך שבשנה"ל תשע"ח (2017-2018) אחוז הסטודנטים לתואר ראשון בכל המכללות האקדמיות (כולל מכללות חינוך) עמד 60% לעומת 40% בלבד באוניברסיטאות¹³.

תרשים מס' 5: אחוז הסטודנטים לתואר ראשון לפי סוג מוסד אקדמי בראייה רב שנתית



מקור: המועצה להשכלה גבוהה

פילוחים רב-שנתיים מפורטים יותר של מספר הסטודנטים לפי מגזר (יהודי וערבי) וסוג התואר בחלוקה למוסדות האקדמיים יוצגו וינתחו בתתי פרק 3.1.1.

לסיכום, התמורות המשמעותיות שחלו במבנה ההשכלה הגבוהה בישראל בתחילת שנות ה-90, אכן תרמו במהלך השנים לשילוב משמעותי של סטודנטים במערכת האקדמית. אך לאחרונה אנו עדים להאטה משמעותית בגידול במספר הסטודנטים הכולל במערכת ההשכלה הגבוהה, שנובעת בעיקר מירידה במספר הסטודנטים לתואר ראשון באוניברסיטאות והאטה בגידול במספר הלומדים במכללות האקדמיות, הן המתוקצבות ע"י ות"ת והן החוץ תקציביות. התייצבות באחוז המתחילים ללמוד מתוך השנתון הרלוונטי נותנת את אותותיה גם במספר המוסדות להשכלה גבוהה בארץ. כלומר, ההנגשה הביאה עימה לתחרות ולצמצום טבעי במספר מוסדות הלימוד.

¹³ הנתונים אינם כוללים את הסטודנטים באוניברסיטה הפתוחה ואת הלומדים בשלוחות של האוניברסיטאות הזרות הפועלות בארץ.

1.2 מטרת העבודה

הספרות והנתונים מעידים על קיום פערי השכלה מובהקים בין קבוצות מובחנות (כגון: תושבי הפריפריה, חרדים, ערבים ומהגרים) לבין אוכלוסיית הרוב בישראל (למשל: פריש, 2008). המציאות גם מצביעה על אי-שוויון בהכנסות ובשכר לרעת הקבוצות המובחנות (למשל: Haberfeld and Cohen, 2007). לפיכך, מטרת המחקר היא לבחון כיצד צעדי מדיניות במערכת החינוך הגבוה בדגש על "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 והתוכנית הרב-שנתית מ-2012 לשילוב הציבור הערבי באקדמיה משפיעים על נגישות להשכלה גבוהה בקרב כלל האוכלוסייה הישראלית ובפרט בקרב בני המיעוטים. כמו כן, המחקר יבדוק כיצד השפעה זו של שינויים חוקתיים אלה באה לידי ביטוי ביכולת ההשתלבות וההשתכרות של הפרט הערבי ביחס לפרט יהודי בשוק העבודה הישראלי.

1.3 שאלות המחקר

בהתאם למוצג לעיל, **שאלת המחקר המרכזית היא האם רפורמות במערכת החינוך הציבורית תורמות באופן שונה לבני המיעוטים בהשוואה להשפעתן על אוכלוסיית הרוב**. בהקשר של מקרה הבוחן שלפנינו, כיצד שינויים חוקתיים במערכת ההשכלה הגבוהה באים לידי ביטוי בצמצום פערי ההשכלה והשכר בין אוכלוסיית הרוב ובני המיעוטים בשוק העבודה הישראלי? להלן שאלות המחקר לפי מבנה העבודה:

- החלק הראשון של המחקר שואף לענות על שתי שאלות, כאשר השאלה השנייה נגזרת מהראשונה:
- האם "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 השפיע באופן שונה על נגישות ללימודים אקדמיים בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב?
 - כיצד השפעה זו של החוק באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות של הפרט בשוק העבודה הישראלי?
- החלק השני של המחקר מתמקד בשאלות הבאות:
- האם השפעת "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 על הנגישות ללימודים אקדמיים בקרב בני המיעוטים משתנה על פני זמן ביחס לשאר האוכלוסייה הישראלית?
 - כיצד השפעות אלו של החוק שבאות ליד ביטוי ביכולת ההשתכרות של בני המיעוטים בשוק העבודה משתנות לאורך השנים ביחס לאוכלוסיית הרוב?
- החלק השלישי של המחקר עוסק בשאלה הבאה:
- מהי ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי (אוניברסיטה או מכללה, ציבורית או פרטית) ותחום הלימודים הנבחר על יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של בני המיעוטים ביחס לקבוצת הרוב בשוק העבודה הישראלי?

1.4 מבנה עבודת הדוקטורט

עבודת הדוקטורט חולקה לשישה פרקים תוך שמירה על קשר רציף ביניהם, כאשר המשך העבודה ערוכה כדלקמן:

- הפרק השני מציג את החלק הראשון של המחקר אשר מתמקד בבחינה של השפעת חוק המכללות האקדמיות מ-1995 על נגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים ביחס לאוכלוסיית הרוב בישראל, כלומר כיצד שינוי חוקתי במערכת החינוך הציבורית בא לידי ביטוי בצמצום פערי ההשכלה והשכר בין שתי הקבוצות בשוק העבודה הישראלי.
- בפרק השלישי מוצג החלק השני של העבודה שבו נבחנת הדינמיקה של השפעת החוק לאורך זמן על רמת השכלתו ויכולת השתכרותו של הפרט.
- הפרק הרביעי מציג את החלק השלישי בעבודת הדוקטורט אשר עוסק בבחינת ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי ותחום הלימודים על יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של הערבים ביחס לקבוצת הרוב בשוק העבודה הישראלי.
- לבסוף מוצג דיון כללי אשר חותם את ממצאי העבודה כולה. הפרק מכיל סיכום והמלצות.

2. חלק ראשון – נגישות רבה יותר להשכלה גבוהה כגורם להפחתת אי שוויון בשכר

פרסום בכתב עת שפיט שנבע מפרק זה:

Yirmiyahu, A., Rubin, O. D., & Malul, M. (2017). Does greater accessibility to higher education reduce wage inequality? The case of the Arab minority in Israel. *Studies in Higher Education*, 42(6), 1071-1090.

2.1 הקדמה

מחקרים רבים, אשר דנים ביעילות ההשפעה של רפורמות במדיניות החינוך על הנגשה ותשואה להשכלה גבוהה, מראים כי ההשלכות האפשריות של צעדים אלה על אוכלוסיות המיעוט והקבוצות החלשות עשויות להיות שונות. חוקרים רבים סבורים שההתנהגות של בני המיעוט – ככל שהדבר נוגע להשכלה גבוהה – שונה מזו של קבוצת הרוב, הן בתפיסת חשיבות הלימודים והן במאפייני הלימודים (Johnsrud and Sadao, 1998; Johnson and Wiley, 2000; Branch, 2001). מיעוטים נוטים לראות בהשכלה הגבוהה לא רק כגורם חשוב במאבקם על זכויות חברתיות ופוליטיות (Iannelli, 2007), אלא כאמצעי לשיפור נגישותם למשאבים כלכליים וגם לגישור על הפערים שנוצרו בין אוכלוסיית הרוב לבני המיעוטים בתחומי החיים השונים (Connor and Britain, 2004). בני מיעוטים מייחסים חשיבות רבה יותר מאשר בני הרוב לרכישת השכלה גבוהה כדי להתרחק ממצב של אבטלה ושוליות בחברה. שוק העבודה שנשלט לרוב בידי אוכלוסיית הרוב אינו פותח את שעריו בקלות בפניהם והם נדרשים להתאמץ יותר כדי להגיע למצב של שוויון הזדמנויות (Hagel and Shaw, 1996).

לפי הנאמר לעיל, קיימת חשיבות חברתית וכלכלית להפוך את ההשכלה הגבוהה לנגישה יותר בקרב אוכלוסיות המיעוט והקבוצות החלשות. מושג "נגישות ההשכלה הגבוהה" מצביע על מידת הפתיחות של מוסדות אקדמיים לקבל תלמידים מחתכים שונים באוכלוסייה (Altbach, 2007). למעשה, הנגישות נקבעת על פי הרקע החינוכי-השכלתי של הפונים ללימודים גבוהים וגם על פי יכולתם של מוסדות להשכלה גבוהה לקלוט מועמדים משכבות ואוכלוסיות שונות (אבו עסבה, 2006). וולנסקי בחן את הדרישות הכלכליות של מוסדות אקדמיים לעומת היכולות של ציבורים שונים וכן את התנאים הסביבתיים והאקדמיים הנדרשים, וטען כי הנגישות היא פונקציה של הביקוש להשכלה גבוהה לעומת היצע מקומות הלימוד ושל מידת הפתיחות למיעוטים (וולנסקי, 2005).

אחת הדרכים להפוך את ההשכלה הגבוהה לנגישה יותר בקרב הקבוצות המובחנות היא באמצעות קידום חוקים לחיזוק אוכלוסיות חלשות, כגון: מדיניות של "העדפה מתקנת" או "אפליה מתקנת" (Affirmative Action) אשר מונהגת בארה"ב מזה כמה עשורים (Holzer and Neumark, 2000). כך, לא מעט מהמחקרים מראים כי במדינות מערביות רבות תימרוץ בני מיעוטים אתניים לרכישת השכלה גבוהה נעשית באמצעות מדיניות מכוונת של "העדפה מתקנת". בחלק מהמדינות אפילו נדרשו לנושא זה ע"י הצבת רף כניסה מדורג או נמוך יותר מאוכלוסיית הרוב עבור המיעוטים המנסים

להתקבל למוסדות להשכלה גבוהה. כדוגמא לכך, בריטניה הגבירה באופן ניכר את שיעורם של בני מיעוטים במוסדות להשכלה גבוהה באמצעות מדיניות ממשלתית שסימנה לה כמטרה את קליטתם של 50% בריטניה השכילה בשנות ה-90 להפעיל מדיניות ממשלתית שסימנה לה כמטרה את קליטתם של 50% מכלל הצעירים בגילאי 25-30 למערכת ההשכלה הגבוהה. כתוצאה ממדיניות זו, קבוצת המיעוטים הגיעה לשיעור זה ובחלק מהמקרים אף חצתה אותו.

גם ישראל חוותה מהפכה אמיתית גדולה בסוגיית הנגישות להשכלה גבוהה אשר ניכרת ברמות שונות בכלל החברה הישראלית. המהפכה התרחשה בתחילת שנות ה-90 כאשר המערכת להשכלה גבוהה בישראל נחשפה ללחץ פוליטי וציבורי להרחיב את נגישותה לפריפריה ולאוכלוסיות מוחלשות (יוגב, 2000). כתוצאה מכך, מתחילת שנות התשעים הוקמו בישראל שלל מכללות אקדמיות (ציבוריות ופרטיות), נפתחו שלוחות של אוניברסיטאות זרות ובמקביל פתחו האוניברסיטאות את שעריהן לתושבי הפריפריה והשכבות החלשות (וולנסקי, 2005). למעשה, הנגישות להשכלה גבוהה התחילה להתרחב כבר בסוף שנות השבעים והתבטאה בעיקר באקדמיזציה של המכללות להוראה, אך יושמה רק בתחילת שנות התשעים עם הקמתן של המכללות האזוריות והפרטיות ועם פתיחתן של שלוחות האוניברסיטאות מחוץ-לארץ (Guri-Rozenblit, 1993). כך, בתוך עשור, ובמיוחד בין השנים 1993-1982, גדל מספר הסטודנטים באוניברסיטאות בכ-50% ובמכללות בשיעור של כ-70%. בעקבות זאת גדל שיעור הלומדים הערבים באוניברסיטאות מ-2.9% בשנות השמונים ל-6.7% באמצע שנות התשעים (עראר, 2012).

העלייה המתמדת במספר הסטודנטים הערבים בישראל מלמדת שמספרם הנמוך לפני כן לא נבע בעיקר מגורמים תרבותיים, אלא כנראה גם ממכשולים שהציבו בפניהם מוסדות החינוך וההשכלה, ההזנחה בחינוך היסודי והתיכוני, והחסמים המבניים שעומדים בפניהם (כגון: נגישות פיזית למוסדות אקדמיים; מחסור במידע, יעוץ והכוון מוקדמים לגבי תכניות ומוסדות לימוד; תנאי קבלה, בחינה פסיכומטרית ומבחני כניסה אחרים) (עלי, 2013). חסמים אלה ניכרים היטב גם בבדיקה של אחוז המתקבלים לאוניברסיטאות ביחס למספרם לפי שכבת גיל. כך למשל, באמצע שנות השמונים היוו הערבים 22.7% מבני ה-18 באוכלוסייה, אולם חלקם מהמתקבלים לאוניברסיטאות היה 7.4% בלבד (Ali, 2010). מוסטפא ועראר (2009) סבורים כי הגורמים שאחראיים לפערים בנגישות להשכלה גבוהה הם הרקע החברתי-כלכלי של בני המיעוטים; רמת ההשכלה הנרכשת עד שלב הפניה (או אי פנייה) לאוניברסיטה או למכללה; מיומנויות וכישורי למידה; ידיעת שפות עברית ואנגלית; וכדומה. כל אלה משליכים על סיכויי הנגישות למוסדות ההשכלה הגבוהה, ונכון הדבר גם ביחס לערביי ישראל (מוסטפא ועראר, 2009). לטענתו של עלי (2013), בדרכם של ערבים המבקשים לרכוש השכלה גבוהה בדרך כלל עומדים שלושה חסמים מרכזיים: הראשון הוא אי-קבלת תעודת בגרות מלאה ואיכותית העומדת בדרישות הסף של האוניברסיטאות, השני הוא הבחינה הפסיכומטרית, והשלישי הוא התמודדות עם בעיות היסוד שקשורות לקליטתו והשתלבותו של הסטודנט הערבי בשנתיים הראשונות לאחר שהתקבל למוסד האקדמי (עלי, 2013).

באשר להשכלה כגורם העשוי לצמצם את פערי השכר, הספרות מלמדת כי המתאם בין רמת השכלה לכושר השתכרות בשוק העבודה הוא ישיר וחזק, ואת הקשר הסיבתי ביניהם ניתן לבדוק באמצעות אמידת התשואה לשעת עבודה (פריש, 2008; מלצר, 2014). משמעות המונח "תשואה להשכלה" היא התוספת לשכר העבודה על כל שנת השכלה נוספת. הזמן והכסף שאנשים מקדישים לרכישת השכלה הם למעשה השקעה, ולכן נהוג לראות בהפרשי השכר שבין עובדים משכילים יותר לעובדים משכילים פחות החזר תשואה על אותה השקעה (בר רבי, שרברמן וירין, 2017).

על מנת לאמוד את התשואה להשכלה יש לבדוק ראשית את הגורמים המובילים את הפרט לרכישת השכלה. כלומר, יש לראות במספר שנות לימוד של הפרט כמשתנה אנדוגני משום שקיימים מגוון רחב של תכונות ומאפיינים בלתי נצפים (כגון: כישורים, אינטליגנציה מולדת, יכולת מולדת או נרכשת, מוטיבציה של הפרט, וכדומה) ונצפים (כגון: רקע משפחתי, ארץ מוצא, סביבה ואיזור מגורים, תחום הלימוד, רפורמות ושינויים חוקתיים אחרים בתחום החינוך היסודי והתיכוני וגם במערכת השכלה גבוהה, וכדומה) אשר מתואמים עם ההשכלה. כך למשל, במחקרים מוקדמים ניסו החוקרים להראות את הקשר בין השכלה לבין משתנים בלתי נצפים (ראה/י למשל מחקריהם של Griliches (1977), Ashenfelter ו-Krueger (1992), Ashenfelter ו-Zimmerman (1997), ועוד רבים אחרים).

לעומת זאת, במחקרים מאוחרים יותר בניסיון לעקוף את הקשר הגורדי שבין ההשכלה לבין מאפיינים בלתי נצפים התמקדו החוקרים בצד ההיצע של ההשכלה. כלומר, מחקרים אלה ניסו לזהות את השפעת ההשכלה על השכר באמצעות שינויי מדיניות משמעותיים בחינוך ובמערכת ההשכלה הגבוהה, משום שהללו אינם מתואמים עם אינטליגנציה, יכולת, כישורים, מוטיבציה וכדומה. למעשה, מחקרים אלה מסתמכים על רפורמות רחבות היקף או "ניסויים טבעיים" בחינוך ולא על מדיניות יזומה של הרשויות אשר עשויה לעודד את האנשים המשתייכים לקבוצות חלשות באוכלוסייה לרכוש השכלה, כגון: העדפה מתקנת (Affirmative Action). כך למשל, Harmon ו-Walker (1995) בחנו את השפעה השינויים בחוק חינוך חובה באנגליה. הם מצאו כי רפורמות אלו, אשר הביאו לגידול משמעותי של מספר שנות הלימוד, תרמו גם ליכולת השתכרותו של הפרט. גם Card ו-Lemieux (2001), כאשר בחנו את ההשפעה של פתיחת שערי האוניברסיטאות שבקנדה לצעירים שהתנדבו לשירות צבאי בזמן מלחמת העולם השנייה, הצביעו על השלכות חיוביות של המדיניות על יכולת ההשתכרות של הפרט.

גם מלצר (2013), כאשר בחנה את הקשר בין השכלתו של הפרט להשתלבותו ולהצלחתו בשוק העבודה, מצאה כי הבדלי השכר בקרב שכירים נובעים בעיקר מפערים בנגישות להשכלה, ובפרט בנגישות להשכלה גבוהה. לטענתה, יש כאן השפעה הדדית: נגישות להשכלה משפיעה על התשואה ממנה, ולהפך. למשל, תשואות להשכלה נמוכות יגרמו לפרט לבחור שלא ללמוד. בנוסף, החוקרת מצאה כי השכלה גבוהה יכולה להיות מועילה במיוחד בקרב קבוצות אוכלוסייה המגיעות ממשפחות יהודיות דלות אמצעים ופחות משכילות, כמו גם בקרב הנשים הלא יהודיות. כלומר, קבוצות אלו, המגיעות מרקע חברתי-כלכלי חלש, עומדות מול שוק עבודה בעל תשואות נמוכות ללא השכלה אקדמית (מלצר, 2013).

לעומת זאת, פריש (2008), כשבחן את ההשפעה של החלת חוק חינוך תיכון חינוך בכיתות י' עד יב' והעלאת סף חינוך החובה בשנה נוספת בישראל, מצא כי שינוי זה משנת 1979 לא תרם לגידול בתשואה הממוצעת להשכלה של הפרט. החוקר טוען כי, בחינת התפתחות התשואה להשכלה בשנים 1995 עד 2005 מלמדת שהתשואה להשכלה בקרב הפרטים מכל שכבות האוכלוסייה הישראלית הייתה די יציבה במהלך העשור. יחד עם זאת, הוא ציין כי שינוי זה במדיניות החינוך הגדיל את רמת השכלתן של קבוצות אתניות מוחלשות בעלות הכנסה נמוכה, כגון: ערבים ויוצאי עדות המזרח (תלמידים שהוריהם נולדו באסיה או אפריקה).

חלק מהמחקרים, אשר גם מסתמכים על רפורמות רחבות היקף בחינוך, מדווחים על השפעה שונה של "ניסויים טבעיים" אלה בקרב קבוצות שונות באוכלוסייה. למשל, Duflo (2001) מראה במחקרו כי חשיפה לתוכנית ההשקעה המסיבית בחינוך באינדונזיה בתחילת שנות ה-1970 השפיעה באופן חיובי, אך שונה, על רמת הכנסת הפרטים אשר מתגוררים במחוזות שונים של המדינה. Palme ו-Meghir (1999) מראים תוצאות דומות, בהקשר לרפורמות החינוך שהתרחשו בשבדיה בשנות ה-1950 אשר נועדו להרחיב רמת השכלה ארצית במחוזות ובפריפריה.

יחד עם זאת, ישנן רפורמות רחבות היקף או "ניסויים טבעיים" בחינוך, אשר נועדו לכלל האוכלוסייה ומתגלות בסופו של דבר כתורמות יותר לנגישות להשכלה בקרב הקבוצות המובחנות, כגון: בני המיעוטים, תושבי הפריפריה וכדומה (Duflo, 2001; וולנסקי, 2005). כך גם המחקר הנוכחי שמתמקד בבחינה של השפעת "החוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 על נגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים אשר מאוחר יותר עשויה להתבטא ביכולת ההשתלבות וההשתכרות של הפרט הערבי בשוק העבודה הישראלי.

במכללות האקדמיות בישראל יש כיום ייצוג גבוה יותר לסטודנטים שלא זכו בעבר לבוא בהיקף משמעותי בשערי האוניברסיטאות, כגון: סטודנטים עם מצב סוציו-אקונומי נמוך, צעירים המתגוררים בפריפריה, בני המיעוטים, בוגרי החינוך המקצועי או מי שאינו עומד בתנאי הקבלה של האוניברסיטאות הגדולות בישראל. כך נענה הביקוש המתרחב ללימודים גבוהים וגברה הנגישות לחינוך הגבוה – שהיא כיום מן הגבוהות במדינות המערב. למעשה, התרחבות ההשכלה הגבוהה בישראל משתלבת במגמה עולמית של התרחבות החינוך העל-תיכוני (Arum et al., 2007).

באשר לייצוגם העולה של סטודנטים ערבים באקדמיה בשנים האחרונות, ראוי לציין כי הרפורמה האחרונה להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה בקרב האוכלוסייה הערבית, הדרוזית והצירקסית נותנת את אותותיה. כלומר, העלייה המתמדת במספר הסטודנטים הערבים בישראל בשנים האחרונות היא, בין היתר, תוצאת התוכנית הרב-שנתית לאינטגרציה של בני המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה, אשר החלה ב-2012 ביוזמת הות"ת של המל"ג והיתה אחת מהתוכניות שקודמה על ידי יו"ר הות"ת לשעבר, פרופ' מנואל טרכטנברג, לצד התוכנית הרב-שנתית לשילוב חרדים באקדמיה שהייתה מוקדמת יותר.¹⁴ התכנית שגובשה מתייחסת למכלול החסמים בהשתלבות המיעוטים במערכת

¹⁴ מהפכת הנגשת ההשכלה הגבוהה לחברה הערבית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

ההשכלה הגבוהה, החל מהשלב של מידע, ייעוץ והכוון בביה"ס תיכון, דרך הכנה ללימודים אקדמיים ומתן מעטפת תמיכה מקיפה לסטודנטים בשנה א' המאופיינת בשיעורי נשירה גבוהים ועד לעידוד סטודנטים מצטיינים להמשיך לתארים מתקדמים (שביב, בינשטיין, סטון ופודם, 2013).

כך, מנתוני המל"ג (2018) עולה כי בעשור האחרון נרשם גידול משמעותי במספר הסטודנטים הערבים לתואר ראשון באוניברסיטאות ובמכללות בישראל. שיעור בני המיעוטים הלומדים לקראת תואר ראשון עלה בכ-65% בין השנים 2007-2018, מ-10.3% מכלל הסטודנטים בשנת הלימודים תשס"ח (2007-2008) ל-16.97% בשנת תשע"ח (2017-2018), שכן על פי השנתון הסטטיסטי לשנת 2017 החברה הערבית היוותה כ-21% מכלל האוכלוסייה הישראלית וכ-26% בשכבת הגיל הרלוונטית. ראוי לציין כי בסך הכל כמות הסטודנטים הערבים בכל התארים באותה תקופה גדלה ביותר מ-100%, מ-22,543 סטודנטים בשנת תשס"ח ל-48,627 בשנת תשע"ח.¹⁵

יחד עם זאת, למרות התוכנית ההוליסטית והמשאבים הניכרים שמשקיעה ות"ת, בקרב האוכלוסייה הבדואית בנגב הנתונים עדיין נמוכים משמעותית ואינם מספקים. יו"ר ות"ת, פרופ' יפה זילברשץ, הצהירה כי בשנים הקרובות הות"ת תמשיך להשקיע משאבים כדי לשלב באקדמיה את הערבים בכלל והבדואים בפרט, לרבות ליווי אקדמי, כלכלי, חברתי ואישי במגוון רחב של מקצועות. בהתאם לכך, ביולי 2018 החליטה הות"ת על הפעלת התכנית "שער לאקדמיה", התכנית לשילובם של צעירים וצעירות מהחברה הבדואית במוסדות להשכלה גבוהה.¹⁶

דיון מקיף על השפעת תוכניות אחרונות לאינטגרציה של בני המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה יוצג בפרק 3. החלק הראשון של המחקר עוסק בשתי השאלות הבאות כאשר השאלה השנייה נגזרת מהראשונה:

- האם הרפורמה במערכת ההשכלה הגבוהה מ-1995 השפיעה באופן שונה על נגישות ללימודים אקדמיים בקרב הערבים ביחס לשאר האוכלוסייה הישראלית?
- כיצד השפעה זו של החוק באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות של הפרט בשוק העבודה הישראלי?

2.2 השערות המחקר

על סמך סקירת הספרות נוסחו השערות המחקר הבאות:

- "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 השפיע במידה רבה יותר על נגישות ללימודים אקדמיים בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב.
- השפעה זו של החוק באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות של הפרט בשוק העבודה. כלומר, רכישת השכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים עשויה לתרום לגידול בשכרם ולצמצום פערי השכר ביחס לשאר האוכלוסייה בשוק העבודה הישראלי.

¹⁵ מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

¹⁶ התכנית "שער לאקדמיה", אתר האינטרנט של המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

2.3 מתודולוגיה

על מנת לבחון את השפעת שינוי מדיניות (אקסוגני) במערכת ההשכלה הגבוהה מ-1995 על רמת השכלתו ויכולת השתכרותו של הפרט בשוק העבודה הישראלי, במחקר הנוכחי נאמוד את מקדמי גרסיית השכר בשתי צורות, כפי שנעשה במחקרים של Harmon ו-Walker (1995) Meghir ו-Palme (1999) Denny ו-Harmon (2000) Duflo (2001) Sakellariou (2006), פריש (2008):

- פעם אחת כאשר נניח כי מספר שנות לימוד הינו משתנה אקסוגני.
 - פעם שניה כאשר נניח כי מספר שנות לימוד הינו משתנה אנדוגני, וזאת על מנת לבחון כיצד "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 משפיע על נגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב, כאשר הנגשה זו בתורה עשויה להשפיע על רמת השכלתו של הפרט.
- כלומר, בדרך זו נבדוק האם רפורמה בחינוך, אשר נועדה לכלל האוכלוסייה הישראלית, תרמה באופן יחסי יותר לנגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המעוטים מאשר לשאר האוכלוסייה וכיצד השפעתו של ניסוי טבעי זה באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות וצמצום פערי השכר בין הקבוצות והמגזרים בשוק העבודה.

2.3.1 אמידת משוואת השכר בגישת OLS

מודל סמי (חצי) לוגריתמי נוסח מינסר מקובל לאמידת משוואות שכר וביקוש לכסף, ובאמצעותו ניתן ללמוד על מבנה השכר באופן כללי. חשוב לציין, כי המודל של הון אנושי, שפותח על ידי Mincer (1974) Becker (1975) וחוקרים אחרים בתחום, הניח 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 אחרות להיווצרות פערי שכר בין עובדים. אולם הדיון סביב ההחזר השולי על ההשכלה עודנו נמשך. משוואתו של מינצר בצורתה הבסיסית מוגדרת כך¹⁷:

$$\ln(\text{Hourly Wage}_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot \text{Age}_i + \beta_3 \cdot \text{Age}_i^2 + \sum_{j=4}^m \beta_j \cdot X_{ij} + e_i \quad (1)$$

כאשר: i – אינדקס שמציין את מספר הפרט ($i=1,2,3,\dots,n$); j – אינדקס שמציין את מספר המשתנה המסביר ($j=1,2,3,\dots,m$); Hourly Wage_i – שכר ברוטו לשעה של פרט i ; S_i – השכלתו של פרט i אשר נמדדת במספר שנות לימוד; Age_i – גילו של פרט i ; Age_i^2 – גיל בריבוע של פרט i ; X_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות ביניהם אשר נבחרו כמועמדים להשפיע על

¹⁷ שיטתו של Mincer מניחה שאנשים מתחילים ללמוד בגיל שש, לומדים ברצף ובשלב מסוים מחליטים לפרוש ממערכת החינוך ולהשתלב בכוח העבודה. על פי גישה זו, ותק של העובד מחושב כהפרש בין גילו לבין מספר שנות הלימוד שלו פלוס שש (גיל שבו הפרט התחיל ללמוד). המודל אינו מותאם באופן אידיאלי למצב בישראל, משום שרוב הישראלים משרתים בצבא ורק מעטים ממשיכים לימודיהם ברצף. נוסחת מינצר משמשת כאן לחישוב בקירוב מאחר שאין בנמצא נתונים מדויקים יותר ברמת הפרט על דפוסי צבירת ותק בשוק העבודה.

השכר של פרט i , כגון: משתני דמי עבור מגדר (גבר – 1, אישה – 0), מצב משפחתי (נשוי – 1, לא נשוי – 0), השתייכות למגזר יהודי או אחר (יהודי או אחר – 1, ערבי – 0), בעל משלח יד מוגדר כלשהו (1 – כן, 0 – לא), בעל תואר אקדמי כלשהו (1 – כן אקדמאי, 0 – לא אקדמאי), סטטוס "יליד הארץ" (1 – כן, 0 – לא); e_i – שארית (שגיאה) במשוואת השכר עבור פרט i .

יש לציין, כי ברמה תיאורטית ההטייה במקדמי הרגרסיה, ובפרט התשואה להשכלה, עלולה לנבוע כתוצאה מבחירה עצמית של הפרט (self-selection bias) בגין השתתפותו או אי השתתפותו בכוח העבודה¹⁸. הדרך המקובלת בספרות להתמודד עם בעיית הסלקציה העצמית היא שימוש בגישה דו-שלבית של Heckman (1979). לאחר יישום הגישה התגלה כי תוצאות האמידה אינן שונות מאומדי המקדמים שהתקבלו בשיטת ה-OLS הרגילה הן בכיוונם והן במובהקותם, שכן חלק מהמקדמים, כולל תשואה להשכלה, עדיין מוטים. לכן ניתן להניח שבמקרה זה בעיית הסלקציה העצמית לא הייתה משמעותית וההטייה במקדם ההשכלה נובעת מאנדוגניות של מספר שנות לימוד. כלומר, תיקון ההטייה יבוצע באמצעות גישת משתני עזר (Instrumental Variables) כפי שיוצג בתת סעיף הבא.

2.3.2 רפורמה במערכת ההשכלה הגבוהה כמשתנה עזר ואמידת משוואת השכר בגישת TSLS

אמידת משוואת לוג השכר נוסח Mincer כתלות במאפייני הפרט מצביעה ברוב המקרים על תשואה חיובית להשכלה. אולם אמידת רגרסיית השכר בצורה השכיחה (משוואה 1 למעלה) לוקה בהטייה של אומדני המקדמים. הטיית האומדנים בדרך כלל נובעת מהיות "מספר שנות הלימוד" משתנה אנדוגני, אשר מטה את מקדם ההשכלה. אחת מהסיבות לאנדוגניות זו היא שהשכלה היא בחירה אשר מתואמת עם תכונות ומאפיינים בלתי נצפים של הפרט, כגון: אינטליגנציה מולדת, יכולת מולדת או נרכשת, מוטיבציה וכדומה (ראה/י למשל מחקריהם של Griliches (1977), Krueger ו- Ashenfelter (1992), Ashenfelter ו-Zimmerman (1997), ועוד רבים אחרים). במחקר הנוכחי נתמקד בצד ההיצע של ההשכלה (Harmon and Walker, 1995; Meghir and Palme, 1999; Denny and Harmon, 2000; Duflo, 2001; Sakellariou, 2006). כלומר, ננסה לזהות את השפעת ההשכלה על השכר באמצעות משתנה נצפה המתאר שינוי מדיניות משמעותי במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל, קרי חוק המכללות האקדמיות מ-1995.

על מנת להתמודד עם הטיות באומדני התשואה להשכלה מסוג זה ולקבל אומדים עקיבים לפרמטרים הנחקרים, הוצעה גישה חלופית לשיטת OLS המקובלת - גישת משתני עזר, כאשר מחשבים משתנים אלה ואומדים את מקדמיהם תוך שימוש בשיטת "הריבועים הפחותים בשני שלבים" (TSLS). כך למשל, Harmon ו-Walker (1995) בחנו את השפעה השינויים בחוק חינוך חובה באנגליה אשר הביאו לגידול משמעותי של מספר שנות הלימוד. במחקרם, שבו השינויים בחוק חינוך חובה שימשו כמשתני

¹⁸ כוח העבודה הוא מונח מתחום הכלכלה המתאר את היקף האוכלוסייה בגילאי העבודה שמועסקת בכל סוגי המשרות או שמעוניינת לעבוד, דהיינו, פרטים שמחפשים עבודה אך הם מובטלים. מכאן, הפרטים שמתתפים בכוח העבודה הם פרטים שעובדים בכל סוגי המשרות או מובטלים אך מחפשים תעסוקה.

עזר למספר שנות הלימוד, נמצא כי התשואה להשכלה שנאמדה ברגרסיית IV (15%-16%) הייתה גבוהה בהרבה מזו שנאמדה ברגרסיית OLS הרגילה (6%).

לעומתם, פריש (2008) כאשר בחן את השפעה השינויים בחוק חינוך חובה בישראל מצא כי שינוי זה משנת 1979, המשמש כמשתנה עזר והמאפשר לאמוד את הקשר הסיבתי שבין שכר להשכלה, לא תרם לגידול בתשואה להשכלה של הפרט. כלומר נמצא כי תשואה להשכלה אשר נאמדה באמצעות רגרסיה עם משתנה עזר אינה שונה מזו שנאמדה ברגרסיית OLS המקובלת.

2.3.2.1 אמידת משוואת השכר בגישת TSLS כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד

כעת, נציג את השלבים של גישת "הריבועים הפחותים בשני שלבים" (TSLS Approach), כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד.

בשלב הראשון נאמוד את המשוואה המקוצרת (Reduced-form Schooling), כאשר המשתנה המוסבר במקרה זה הינו משתנה אנדוגני "מספר שנות לימוד". פונקציה זו תשמש לחישוב ערכים חזויים למספר שנות לימוד של הפרט (Predicted Schooling). משתנה העזר אשר נבחר במחקר הנוכחי הינו משתנה $AcadCollege_i$. זהו משתנה דמי עבור הפרט אשר לגביו השפעת חוק המכללות עשויה להיות רלוונטית, כלומר, פרט שגילו יכול היה לאפשר לו להיות מושפע מהחוק ע"י לימודים במכללה [חישוב מפורט של המשתנה מופיע בנספח ג]. לשם כך, ראשית נגדיר את המשוואה המקוצרת של פרט i :

$$S_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot Z_{ij} + u_i \quad (2)$$

כאשר: i – אינדקס שמציין את מספר הפרט ($i=1,2,3,\dots,m$); j – אינדקס שמציין את מספר המשתנה המסביר ($j=1,2,3,\dots,m$); S_i – מספר שנות לימוד של פרט i ; Z_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות ביניהם אשר נבחרו כמועמדים להשפיע על מספר שנות לימוד של פרט i , כגון: גיל, גיל בריבוע, מגדר, מצב משפחתי, השתייכות למגזר יהודי או אחר, סטטוס "יליד הארץ" ומשתנה העזר $AcadCollege_i$; u_i – השארית המתקבלת כתוצאה מהרצה של המשוואה המקוצרת עבור פרט i .

לאחר מכן, תוך שימוש בגישת OLS הרגילה נאמוד את המקדמים של המשוואה המקוצרת אשר הוצגה לעיל. על בסיס אומדני המקדמים אלה ניתן לחשב את הערכים החזויים למספר שנות לימוד של פרט i ($PredSchooling_i$).

בשלב שני של השיטה הדו-שלבית נכניס למשוואת השכר את המשתנה החדש $PredSchooling_i$ אשר חושב בשלב הקודם ונאמוד אותה גם בשיטת OLS. להלן המשוואה:

$$\ln(Hourly Wage_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot PredSchooling_i + \beta_2 \cdot Age_i + \beta_3 \cdot Age_i^2 + \sum_{j=4}^m \beta_j \cdot X_{ij} + v_i \quad (3)$$

כאשר: i – אינדקס שמציין את מספר הפרט ($i=1,2,3,\dots,n$); j – אינדקס שמציין את מספר המשתנה $PredSchooling_i$ – ערך המסביר ($j=1,2,3,\dots,m$); $Hourly Wage_i$ – שכרו הגולמי השעתי של פרט i ; Age_i – גיל בריבוע של פרט i ; Age_i^2 – גיל בריבוע של פרט i ; X_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות ביניהם אשר נבחרו כמועמדים להשפיע על השכר של פרט i ; v_i – השגיאה המתקבלת כתוצאה מהרצה פונקציית השכר אחרי תיקון ההטיה.

2.3.2.2 אמידת משוואת השכר בגישת TSLS כאשר המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית

בנוסף לכך ניתן לאמוד את מקדמי משוואת השכר תוך בחינת ההשפעה של שינוי מדיניות (אקסוגני) במערכת ההשכלה הגבוהה מ-1995 על החלטתו של הפרט לרכוש השכלה אקדמית. כלומר, בדומה למחקריהם של Oliveira ו-Zanchi (2003), Doan (2011), נבדוק כיצד השפיע "ניסוי טבעי" זה במערכת החינוך הגבוה על בחירתו של הפרט להירשם ללימודים גבוהים וגם על יכולת השתכרותו בשוק העבודה הישראלי, וזאת על מנת לקבל על מנת לקבל תמונה ברורה ורחבה יותר ככל האפשר בנוגע להשפעה של חוק המכללות.

למעשה, גם במקרה זה רגרסיית השכר נאמדת בעזרת שיטת TSLS, אך הפעם המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לרכוש השכלה גבוהה ולא מספר שנות לימוד, כפי שמוצג לעיל.

השלב הראשון הוא אמידה של משוואת הבחירה (Academic Selectivity Model) שלהלן:

$$Academic_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot Z_{ij} + u_i \quad (4)$$

בשלב שני אומדים את משוואת השכר המתוקנת (Selectivity Corrected Log Earnings) שלהלן:

$$\ln(Hourly Wage_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot PredAcademic_i + \beta_2 \cdot Age_i + \beta_3 \cdot Age_i^2 + \sum_{j=4}^m \beta_j \cdot X_{ij} + v_i \quad (5)$$

כאשר: i – אינדקס שמציין את מספר הפרט ($i=1,2,3,\dots,n$); j – אינדקס שמציין את מספר המשתנה $PredAcademic_i$ – משתנה דמי המציין אם פרט i בעל תואר אקדמי כלשהו הבלתי תלוי ($j=1,2,3,\dots,m$); $Academic_i$ – משתנה דמי המציין אם פרט i בעל תואר אקדמי כלשהו

(1 – כן, 0 – לא); Z_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות ביניהם אשר נבחרו כמועמדים להשפיע על ההחלטה של פרט i לרכוש השכלה גבוהה (כולל משנתה העזר $AcadCollege_i$); u_i – השארית המתקבלת כתוצאה מהרצה של המשוואה המקוצרת עבור פרט i ; $Hourly Wage_i$ – שכרו הגולמי השעתי של פרט i ; $PredAcademic_i$ – סיכויי החזויים של פרט i לרכוש השכלה גבוהה; Age_i – גילו של פרט i ; Age_i^2 – גיל בריבוע של פרט i ; X_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות ביניהם אשר נבחרו כמועמדים להשפיע על השכר של פרט i ; v_i – השגיאה המתקבלת כתוצאה מהרצה פונקציית השכר אחרי תיקון ההטיה.

2.4 נתונים

בחלק ראשון של המחקר נעשה שימוש בסקרי הכנסות הפרט לשנת 2008 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. בסיס הנתונים כולל מידע על שכירים (גברים ונשים) יהודים (כולל אחרים) וערבים¹⁹ אשר עבדו בכל סוגי המשרות. כמו כן, בפרק זה ייסוב הדיון על השפעת ההשכלה על השכר בקרב האוכלוסייה שבגילאי העבודה העיקריים (25–54). שיעורי ההשתתפות בשוק העבודה הישראלי בגילאים אלו הם גבוהים ביחס לשאר קבוצות הגיל בשל אופק תעסוקה ארוך יחסית ושיעורים נמוכים יחסית של משרתים בצבא, של לומדים ושל פורשים לגמלאות.²⁰ כתוצאה מהתחשבות בשיקולים שצוינו לעיל, בסיס הנתונים עומד על 8,357 עובדים שכירים.

שכיחות הערבים השכירים במדגם הנחקר עומדת על 15%. ייצוג של קבוצה זאת אינו חורג בהרבה מפירסומים מעודכנים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שכן על פי השנתון הסטטיסטי לשנת 2008 ערביי ישראל מהווים כ-18% מכלל האוכלוסייה בגילאי העבודה העיקריים (25–54). כמו כן, במדגם הנחקר 39.86% (3,331) הינם גברים יהודים ו-10.68% (893) גברים ערבים. שיעור הנשים היהודיות 45.14% (3,772) ו-4.32% (361) נשים ערביות. בנוסף, אחוז האקדמאים בקרב גברים יהודים (15.81%) נמוך מזה של נשים יהודיות (21.01%). לעומת זאת, שיעור בעלי השכלה גבוהה בין שני המינים באוכלוסייה הערבית כמעט זהה (1.36%, 1.38%).

¹⁹ על פי ההגדרות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס), החל משנת 1995 האוכלוסייה הישראלית מחולקת לשלוש קבוצות המבוססות על דת ולאום, כדלקמן:
 - יהודים
 - מוסלמים (כולל צ'רקסים), נוצרים-ערבים (כולל ארמנים) ודרוזים.
 - אחרים: נוצרים לא-ערבים, בני דתות אחרות ותושבים ללא סיווג דת במשרד הפנים (מרשם האוכלוסין). למעשה, עד למפקד 1995 "אחרים" נכללו באוכלוסייה הערבית.
 (אתר האינטרנט הרשמי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה – www.cbs.gov.il; אוכלוסייה-הגדרות והסברים).

²⁰ אחד מטווחי הגילאים הנפוצים ביותר למדידת כוח העבודה הוא מגיל 25 ועד גיל 54 (Romanov and Zussman, 2003; Dahan, 2007).

הנתונים בלוח מס' 1 מצביעים על כך שאכן קיים פער בשכר החודשי הממוצע בין המגזרים לטובת היהודים (כ-9,024 ₪ לעומת 5,762 ₪ אצל ערבים). כמו כן, לא קיים כמעט הבדל בין הגילאים הממוצעים ושעות העבודה החודשיות של שני המגזרים. ניתן לראות כי בממוצע יהודים לומדים כ-3 שנים יותר מאשר הערבים.

לוח מס' 1: סטטיסטיקה תיאורית

ערבים		יהודים		כל המדגם		
ממוצע	סטיית התקן	ממוצע	סטיית התקן	ממוצע	סטיית התקן	
5,761.5	3,913.6	9,023.9	8,719.1	8,653.2	8,378.2	שכר ברוטו לחודש
177.91	53.55	176.39	58.81	176.56	58.23	שעות העבודה החודשיות
37.19	7.82	39.49	8.57	39.14	8.51	גיל
11.92	3.24	14.78	3.04	14.35	3.24	מס' שנות לימוד

עיבוד של נתוני סקרי הכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2008

מנתוני סקרי הכנסות הפרט לשנת 2008 עולה גם כי אין כמעט הבדל במספר שנות ההשכלה של אקדמאים בין שני המגזרים הנחקרים: ליהודים אקדמאים 17.13 שנות לימוד בממוצע ואילו לערבים אקדמאים 16.63. יתרה מזאת, פילוח שנות ההשכלה לגברים אקדמאים ונשים אקדמאיות בנפרד מצביע על כך שהפערים בקרבם הם גם לא גדולים (17.23 אצל יהודים ובקרב ערבים 16.94; 17.05 אצל יהודיות ובקרב ערביות 16.32).

2.5 תוצאות

לוחות מס' 2 ו-3 מטה מציגים תוצאות האמידה של משוואות השכר הרגילות והמתוקנות, כפי שהן מתקבלות מהמדגם הנחקר. המקדמים של משתנה הדמי עבור פרט יהודי בכל רגרסיות השכר, אשר נעים בין 4.48% ל-157.1%, מצביעים על פער שכר מובהק לרעת הערבים. האומדנים של שאר מקדמי המשתנים המסבירים נתקבלו בכיוונים הצפויים ובהלימה עם תוצאות שהתקבלו במחקרים אחרים בתחום פערי השכר בין אוכלוסיות שונות. כך, למשל: השכר הגולמי הממוצע לשעה של גבר גבוה מזה של אישה בכ-16%, השתכרות שעתית של ילידי הארץ גבוהה מזו של העולים (המהגרים) בכ-26%; עם כל שנת גיל השכר הגולמי הממוצע לשעה של הפרט עולה בכ-4% בממוצע; המקדם של משתנה גיל בריבוע מצביע על ההשפעה הפוחתת של גיל הפרט על שכרו השעתי; השכר הגולמי הממוצע לשעה של נשוי/נשואה גבוה מזה של פרט עם מצב משפחתי אחר בכ-15%; הפרט בעל משלח יד מוגדר כלשהו משתכר יותר מהפרט הלא מיומן.

לוח מס' 2: אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואות השכר

Variable	OLS Estimation		TSLS Estimation			
	OLS Log Earnings		Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
Variable	Coefficient	S. E.	Coefficient	S. E.	Coefficient	S. E.
Constant	1.175 (7.88) ***	0.149	7.725 (6.20) ***	1.247	0.144 (0.29)	0.489
Jew	0.253 (3.89) ***	0.065	3.270 (27.73) ***	0.118	1.571 (1.84) *	0.856
Gender	0.161 (13.66) ***	0.012	-0.493 (-7.22) ***	0.068	0.152 (5.11) ***	0.030
Native	0.240 (18.46) ***	0.013	0.527 (6.98) ***	0.075	0.255 (7.36) ***	0.035
Age	0.035 (4.89) ***	0.007	0.188 (3.19) ***	0.059	0.043 (3.76) ***	0.011
Age ²	-0.000 (-3.62) ***	0.000	-0.002 (-3.59) ***	0.001	-0.000 (-2.84) ***	0.000
Married	0.145 (10.41) ***	0.014	0.352 (4.33) ***	0.081	0.153 (6.28) ***	0.024
AcadCollege	-----	-----	1.056 (4.46) ***	0.237	-----	-----
AcadCollege · Jew	-----	-----	-0.990 (-4.79) ***	0.207	-----	-----
Skilled	0.104 (5.04) ***	0.021	-----	-----	0.241 (10.89) ***	0.022
Schooling	0.071 (15.35) ***	0.005	-----	-----	0.133 (3.37) ***	0.039
Schooling · Jew	0.004 (0.71)	0.005	-----	-----	-0.098 (-1.65) *	0.059
Adjusted R ²	0.284		0.116		0.156	
Sample Size	8357		8357		8357	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 1%, 5%, 10%, בהתאמה.

הנתונים בלוח מס' 2 שלעיל מצביעים על כך שברגרסיית השכר בגישת OLS התשואה להשכלה בקרב הערבים היא 7.1% ומובהקת, ואילו התוספת למקדם ההשכלה של היהודים ($7.1\% + 0.4\% = 7.5\%$) אינה מובהקת. משמעות הדבר היא שהתשואה להשכלה בקרב שני המגזרים אינה שונה. מנגד, כאשר לוקחים בחשבון אנדוגניות של מספר שנות לימוד מתקבלים בגישת TSLS שני ממצאים מעניינים:

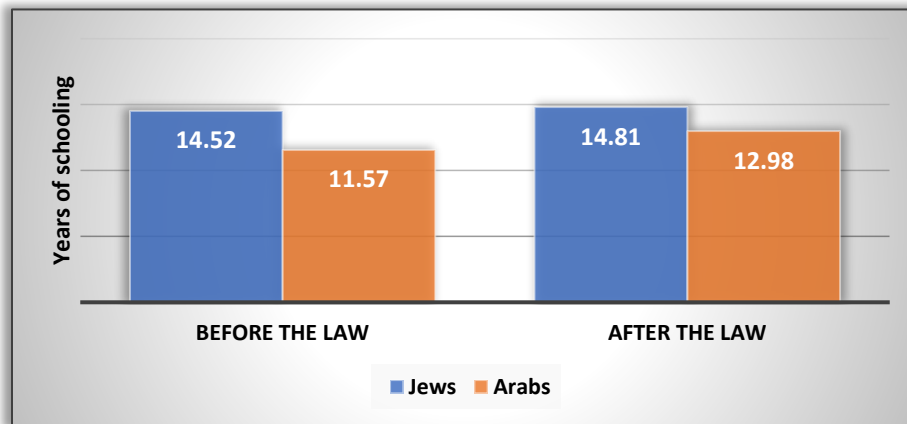
1. תוצאות האמידה של משוואת ההשכלה המקוצרת (Reduced-form schooling) (לוח מס' 2) מצביעות על כך ש"חוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 תורם יותר למספר שנות לימוד של הערבים (1.056) מאשר ליהודים ($1.056 - 0.990 = 0.066$). כלומר רפורמה זו במערכת ההשכלה הגבוהה אכן השפיעה באופן חיובי יותר על נגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב, כאשר הנגשה זו בתורה גרמה לעליה במספר שנות לימוד של הפרט בקרב שני המגזרים. יחד עם זאת, פרט ערבי עדיין לומד פחות שנים בממוצע מאשר הפרט היהודי, כפי שניתן לראות בתרשים מס' 6 שלהלן. האומדנים של שאר מקדמי המשתנים המסבירים ברגרסיה זו בכיוונים צפויים וגם מובהקים מבחינה סטטיסטית. כך, למשל: גברים לומדים בממוצע פחות שנים מאשר הנשים; ילידי הארץ לומדים בממוצע יותר שנים מאשר העולים (המהגרים); עם כל שנת גיל נוספת מספר שנות השכלה של הפרט עולה בכ-20% בממוצע; המקדם של משתנה גיל בריבוע אכן מצביע על ההשפעה הפוחתת של גיל הפרט על מספר שנות לימוד שלו; מספר שנות ההשכלה של פרט נשוי/נשואה גבוה מזה של פרט במצב משפחתי אחר בממוצע בכ-35%.

2. מניתוח תוצאות האמידה של רגרסיית השכר המתוקנת (IV Log Earnings) (לוח מס' 2) עולה כי התשואה להשכלה בקרב הערבים (13.3%) ותוספת (-9.8%) למקדם ההשכלה של היהודים ($13.3\% - 9.8\% = 3.5\%$) הן שתי תוצאות מובהקות סטטיסטית. כלומר, כאשר מטפלים באנדוגניות של רמת ההשכלה של הפרט באמצעות משתנה עזר (IV) למספר שנות הלימוד, ניתן לגלות כי תשואה להשכלה בקרב הערבים גבוהה יותר מזו של היהודים. בהתאם לכך, קיים בסיס לטענה שהשפעה זו של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 אכן באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות של בני המיעוטים בשוק העבודה הישראלי. עם זאת, לא ניתן לטעון כי רפורמה רחבת היקף במערכת ההשכלה הגבוהה בהכרח תרמה לצמצום פערי השכר בין האוכלוסייה הערבית ואוכלוסיית הרוב, שכן הגדלת הפערים בשיעורי התשואה להשכלה בדרך כלל תורמת לגידול באי-השוויון בשכר (למשל: קלינוב, 2014; בר רבי, שרברמן וירין, 2017).

ממצאים אלו עולים בקנה אחד עם תוצאות שדווחו במחקרים בשוקי עבודה אחרים בעולם. כך למשל, Denny ו-Harmon (2000) מראים במחקרם כיצד שינויים משמעותיים במערכת ההשכלה באירלנד בשנות ה-1960 המאוחרות השפיעו על יכולת השתכרות של הפרט. החוקרים סבורים כי למדיניות הפחתת שכר לימוד בבתי ספר אכן הייתה השפעה חיובית על רמת ההשכלה של הפרט. במחקרם, שבו השינויים במערכת החינוך האירית שימשו כמשתני עזר למספר שנות הלימוד, נמצא כי התשואה להשכלה שנאמדה ברגרסיית IV ($16.8\% - 12.5\%$) הייתה גבוהה בהרבה מזו שנאמדה ברגרסיית OLS הרגילה ($8.9\% - 7.7\%$). יחד עם זאת, במחקר התגלתה הטרוגניות בתשואה להשכלה, כלומר לפרטים עם רקע משפחתי, חברתי וכלכלי שונה הייתה תשואה שונה להשכלה.

גם Sakellariou (2006) עסק בסוגיית הפחתת שכר לימוד בבתי ספר במדינות מתפתחות. הוא מצא במחקרו כי החלת חוק חינוך תיכון חינוך בינתיים ב-1988 הביאה לעליה ברמת ההשכלה. החוקר סבור כי שינוי זה במדיניות החינוך תרם יותר לנגישותן של קבוצות מעוטות יכולת לרכוש השכלה תיכונית. בנוסף, ממצאי המחקר מראים כי חוק זה מ-1988, המשמש כמשתנה עזר למספר שנות לימוד, תרם לגידול בתשואה להשכלה של הפרט. כלומר, נמצא כי תשואה להשכלה אשר נאמדה באמצעות רגרסיה עם משתנה עזר (11.4%-15.8%) גבוהה מזו שנאמדה ברגרסיית OLS המקובלת על (6.1%-8.3%). למעשה, גם מחקר זה מראה כי קבוצות שונות באוכלוסייה הושפעו באופן שונה מרפורמות רחבות היקף בחינוך.

תרשים מס' 6: ההשפעה של חוק המכללות על מספר שנות לימוד



עיבוד של נתוני סקרי הכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2008

כעת, כפי שצוין בתת פרק 2.3.2.2, בדומה למחקריהם של Oliveira ו-Zanchi (2003), Doan (2011), נבדוק כיצד "ניסוי טבעי" זה במערכת החינוך הגבוהה השפיע על בחירתו של הפרט לצאת ללימודים גבוהים. כלומר, נבחן את השפעת שינוי מדיניות (אקסוגני) במערכת ההשכלה הגבוהה מ-1995 על החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית וגם על יכולת השתכרותו בשוק העבודה הישראלי. גם הפעם נאמוד את מקדמי רגרסיית השכר בשתי צורות:

- פעם אחת כאשר משתנה דמי עבור בעל תואר אקדמי כלשהו הינו משתנה אקסוגני.
- פעם שניה כאשר משתנה דמי עבור בעל תואר אקדמי כלשהו הינו משתנה אנדוגני. לצורך כך נאמוד משוואת בחירה (Academic Selectivity Model), כאשר גם במקרה זה נבחר ב"חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 כמשתנה עזר אשר מבטא את הנגישות להשכלה גבוהה העשויה להשפיע על החלטתו של הפרט לצאת ללימודים גבוהים.

הנתונים בלוח מס' 3 מצביעים על כך שברגרסיית השכר בגישת OLS התשואה לתארים אקדמיים אצל הערבים (61.9%) ותוספת (-18.6%) למקדם ההשכלה הגבוהה של היהודים הן שתי תוצאות מובהקות. משמעות הדבר היא שפרמיה להשכלה בקרב הערבים (61.9%) גבוהה יותר מזו של היהודים (43.3%=61.9%-18.6%).²¹

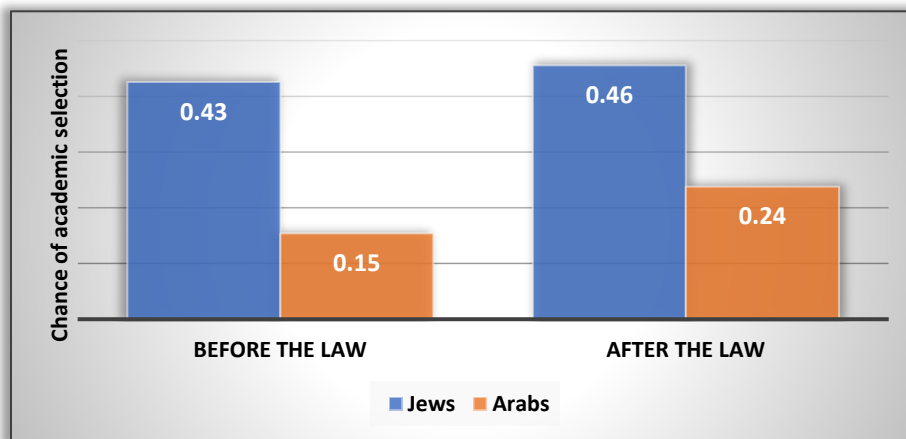
²¹ הפרמיה להשכלה מוגדרת כיתרון התשואה בשכר לבעלי השכלה גבוהה על פני מי שלא רכשו תואר אקדמי (כך, 2017).

ממצאים לא פחות מעניינים מתקבלים גם כאשר מריצים משוואת השכר בגישת TSLs, שבה "חוק המכללות אקדמיות" משנת 1995 שימש כמשתנה עזר להחלטת הפרט לרכוש השכלה גבוהה, כפי שנראה להלן:

1. תוצאות האמידה של רגרסיה לוגיסטית (Logit Academic) (לוח מס' 3) מצביעות על השפעה חזקה יותר של "חוק המכללות האקדמיות" על החלטתם של הערבים (0.585) לרכוש השכלה אקדמית מאשר על החלטתם של היהודים ($0.585 - 0.370 = 0.215$). כלומר רפורמה זו במערכת ההשכלה הגבוהה אכן השפיעה באופן חיובי יותר על נגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב, כאשר הנגשה זו בתורה השפיעה בצורה חיובית על ההחלטה לצאת ללימודים גבוהים בקרב פרטים של שתי הקבוצות אך באופן שונה (לטובת הערבים), כפי שניתן לראות בתרשים מס' 7 שלהלן.

2. מניתוח תוצאות האמידה של רגרסיית השכר המתוקנת (Selectivity Corrected Log Earnings) (לוח מס' 3) עולה כי תשואה לתארים אקדמיים בקרב הערבים (207.6%) ותוספת (-178.3%) למקדם ההשכלה הגבוהה של היהודים ($207.6\% - 178.3\% = 29.3\%$) הן שתי תוצאות מובהקות. במילים אחרות, גם לאחר טיפול באנדוגניות של אקדמיזצית הפרט, הפרמיה להשכלה בקרב הערבים עדיין גבוהה יותר מזו של היהודים. בהתאם לכך, קיים בסיס לטענה שהשפעה זו של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 אכן באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות של בני המיעוטים בשוק העבודה הישראלי. עם זאת, כפי שצוין בניתוח הקודם, לא ניתן לטעון כי רפורמה רחבת היקף בהשכלה הגבוהה בהכרח תרמה לצמצום פערי השכר בין האוכלוסייה הערבית ואוכלוסיית הרוב, שכן הגדלת הפערים בשיעורי התשואה להשכלה בדרך כלל תורמת לגידול באי-השוויון בשכר (למשל: קלינוב, 2014; בר רבי, שרברמן וירין, 2017).

תרשים מס' 7: ההשפעה של חוק המכללות על ההחלטה לרכוש השכלה גבוהה



עיבוד של נתוני סקרי הכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2008

לסיכומו של הניתוח, נראה כי אכן קיימת הטיית מקדם ההשכלה בשל אנדוגניות ושהשימוש במשתנה אינסטרומנטלי "חוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 אכן תרם לתיקון הטיה זו.

לוח מס' 3: אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר

Variable	OLS Estimation		TSLS Estimation			
	OLS Log Earnings		Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
Variable	Coefficient	S. E.	Coefficient ²²	S. E.	Coefficient	S. E.
Constant	1.833 (13.22) ***	0.139	-----	-----	1.409 (7.38) ***	0.191
Jew	.0448 (23.19) ***	0.019	1.253 (12.92)***	.0097	0.769 (6.22) ***	0.124
Gender	0.170 (14.40) ***	0.012	-0.394 (-8.43)***	0.047	.0169 (5.05) ***	0.033
Native	0.275 (21.14) ***	0.013	.0009 (0.17)	0.050	0.273 (19.40) ***	0.014
Age	0.034 (4.81) ***	0.007	0.168 (4.14)***	0.041	0.039 (3.62) ***	0.011
Age ²	-0.000 (-3.64) ***	0.000	-0.002 (-4.31)***	0.001	-0.000 (-2.75) ***	0.000
Married	0.147 (10.50) ***	0.014	.0223 (4.00)***	0.056	0.146 (6.20) ***	0.024
AcadCollege	-----	-----	0.585 (3.17)***	0.185	-----	-----
AcadCollege · Jew	-----	-----	-0.370 (-2.22)**	0.166	-----	-----
Skilled	0.162 (7.86) ***	0.021	-----	-----	0.242 (10.91) ***	0.022
Academic	0.619 (16.07) ***	0.039	-----	-----	2.076 (3.78) ***	0.549
Academic · Jew	-0.186 (-4.59) ***	0.040	-----	-----	-1.783 (-3.91) ***	0.457
Adjusted R ²	0.278		-----		0.157	
Pseudo R ²	-----		0.0368		-----	
Sample Size	8357		8357		8357	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.
קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

²² בעמודה זו מופיעים מקדמים המבטאים את ההשפעות השוליות (Marginal Effects). כלומר, כאן יחסי הסיכויים (Odds Ratio) הומרו להשפעות חלקיות של כל אחד מהמשתנים המסבירים על סיכויי הפרט לרכוש השכלה אקדמית, בהנחה ששאר מאפייני הפרט נשארים ללא שינוי (קבועים).

2.6 דיון ומסקנות

התרומה העיקרית בפרק הנוכחי היא ניסיון לזהות ולבחון את הגורמים אשר טיפול בהם עשוי לצמצם פערי שכר בין אוכלוסיית הרוב לבין האוכלוסייה הערבית בשוק העבודה הישראלי. כך למשל, טיפול בגורם ההשכלה בקרב ערביי ישראל עשוי לתרום ליכולת השתכרותם וגם להצלחת השתלבותם לטווח ארוך בכוח העבודה. לצורך כך במחקר נבחנה ההשפעה של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 על הנגשה להשכלה גבוהה בקרב המיעוט הערבי וכיצד השפעה זו של החוק באה לידי ביטוי ביכולת ההשתכרות וצמצום פערי השכר בין שני המגזרים בשוק העבודה.

התוצאות שהתקבלו בניתוח האקונומטרי מתיישבות עם עיקר ההשערות שהועלו בחלק הראשון של המחקר. כך, רפורמה רחבת היקף במערכת ההשכלה הגבוהה משנת 1995 אכן השפיעה באופן חיובי יותר על נגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב, כאשר הנגשה זו בתורה גרמה לעליה במספר שנות לימוד בקרב שני המגזרים, אך באופן שולי שונה (1.056 לערבים, 0.066 ליהודים). יחד עם זאת, פרט ערבי עדיין לומד פחות שנים בממוצע מאשר הפרט היהודי. במחקר גם נמצא כי "חוק המכללות האקדמיות" השפיע באופן חזק יותר על החלטתם של הערבים (0.585) לרכוש השכלה אקדמית מאשר על זו של היהודים (0.215).

כמו כן, בדומה למחקרים אחרים שבהם הושוו התשואות להשכלה של קבוצות חלשות לאלו של אוכלוסיות חזקות²³, גם בעבודה זו נמצא כי מקדם ההשכלה של בני המיעוטים גבוה מזה של אוכלוסיית הרוב (13.3% לעומת 3.5% בהתאמה). לפיכך, מאחר וההשפעה השולית של רמת ההשכלה על השכר בקרב הערבים גבוהה יותר מזה של היהודים, קיים בסיס לטענה שטיפול בגורם ההשכלה והאקדמיזציה בפרט באמצעות רפורמה בחינוך אכן תרם לגידול בשכרו של המיעוט הערבי בשוק העבודה הישראלי. עם זאת, לא ניתן לטעון כי "חוק המכללות האקדמיות" בהכרח תרם לצמצום פערי הכנסות בין שני המגזרים הנחקרים, שכן, בהנחה שהפרטים לא נבדלים מבחינת כישוריהם, ההבדלים בשכר בדרך כלל נובעים לא רק מהבדל בנגישות ההשכלה או מהבדל בתשואה להשכלה, אלא גם מהבדלים בהיקף העבודה, קרי במספר שעות העבודה (מלצר, 2014).

נראה אפוא כי מאז היווסדן מכללות אקדמיות תרמו לא רק להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים, אלא גם לשיפור ביכולת השתכרותם בשוק העבודה הישראלי. אין ספק כי פערים ברמת ההשכלה מהווים גורם כלכלי דומיננטי אשר יכול להסביר חלק משמעותי ביותר מפערי ההכנסה והעוני בין הערבים לאוכלוסיית הרוב כמו גם את הפערים בתוך אוכלוסיית הרוב עצמה (Ben-David and Kimhi, 2017). לפיכך, העלאת רמת ההשכלה של הערבים הינה גורם משמעותי שעשוי לאפשר שילוב כלכלי מוצלח יותר של הערבים בכלכלת ישראל, ולצמצם את פערי ההכנסה והעוני ביחס לאוכלוסיית הרוב. רכישת תואר אקדמי, העשויה לספק הזדמנויות לשיפור שיעורי התעסוקה בקרב הקבוצות המובחנות, יכולות גם להיות מקור לצמיחה בכלכלה הישראלית כולה.

²³ בארה"ב: Sandefur and Scott, 1983, בקנדה: Patrinos and Sakellariou, 1992, George and Kuhn, 1994, בישראל: יעל מלצר, 2014.

חוקרים אשר עסקו בחקר ההשכלה הגבוהה בקרב מיעוטים, סבורים שהתנהגותם של בני המיעוט שונה מזו של קבוצת הרוב, ככל שהדבר נוגע להשכלה גבוהה: הן בתפיסת חשיבות הלימודים והן במאפייני הלימודים. כך גם ערביי ישראל שכנראה מייחסים חשיבות רבה יותר לאקדמיזציה מאשר בני הרוב ונוטים לראות בהשכלה הגבוהה לא רק כגורם חשוב במאבקם על זכויות חברתיות ופוליטיות, אלא כאמצעי לשיפור נגישותם למשאבים כלכליים וגם לגישור על הפערים שנוצרו בין אוכלוסיית הרוב לבני המיעוטים בתחומי החיים השונים. רכישת השכלה גבוהה מרחיקה את הערבים ממצב של אבטלה ושוליות בחברה ישראלית. שוק העבודה, אשר לרוב נשלט על ידי אוכלוסיית הרוב, אינו פותח את שעריו בקלות בפניהם ולכן בני המיעוטים נדרשים להתאמץ יותר כדי להגיע למצב של שוויון הזדמנויות.

הרעיון של הרחבת הנגישות להשכלה גבוהה באמצעות "חוק המכללות האקדמיות", אשר החל באמצע שנות השבעים ויושם רק בשנות התשעים, נועד כדי לקדם אקדמיזציה בקרב כלל האוכלוסייה הישראלית, אך בסופו של דבר התגלה כתורם יותר לנגישות להשכלה גבוהה של בני המיעוטים. העלייה המתמדת במספר הסטודנטים הערבים בישראל, במיוחד לאחר פתיחתן של המכללות האקדמיות, מצביעה על כך שמספרם הנמוך לפני כן היה כתוצאה מקשיים וחסמים מבניים שחווה התלמיד הערבי בנגישותו להשכלה הגבוהה באוניברסיטאות, כגון: מיומנויות וכישורי למידה; ידיעת שפות עברית ואנגלית; בחינה פסיכומטרית; נגישות פיזית למוסדות אקדמיים; מחסור במידע, יעוץ והכוון מוקדמים לגבי תכניות ומוסדות לימוד, תנאי קבלה וכדומה.

באשר להמלצתנו, חיפוש דרכים להתמודדות עם חסמים מבניים וחיצוניים הניצבים בפני המיעוט הערבי בקבלה למוסדות להשכלה גבוהה בישראל מחייב שינוי המדיניות המונהגת כעת. מתוצאות פרק זה עולה שהתשואה להשכלה בקרב בני המיעוטים היא גבוהה יותר ולכן יש טעם לשקול מדיניות עתידית לפיתוח ההשכלה האקדמית בקרב בני המיעוטים. מדיניות זו תצטרך לאפשר לאוכלוסיות אלה גישה רחבה ושווה ללימודים שבצדם ביקוש בשוק העבודה ומיצוב חברתי בישראל. אחת הדרכים לעשות זאת היא באמצעות תוכניות רב שנתיות שונות לקידום אוכלוסיות מובחנות²⁴ אשר מטרתן להגביר את השפעות רפורמות בחינוך הגבוה לאורך זמן.

בהתאם לכך, החלק הבא של המחקר בוחן האם ההשפעות של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 משתנה על פני זמן.

²⁴ תוכניות רב-שנתית לשילוב החרדים והערבים באקדמיה (משנת 2009 ושנת 2012, בהתאמה).

3. חלק שני – מגמות בהשפעה של הנגשת לימודים אקדמיים על התשואה להשכלה

3.1 הקדמה

אחת השאלות המשמעותיות העולות בנוגע להבדלי השכר בין שני המגזרים היא כיצד רכישת השכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים עשויה לתרום לצמצום פערי השכר ביחס לשאר האוכלוסייה בשוק העבודה הישראלי בטווח הארוך. כלומר, האם במרוצת השנים חלים שינויים בהשפעות של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995. אך לפני שננסה לתת מענה לשאלה זו, כדאי שנדון תחילה על המגמות בפערים בהשכלה גבוהה בין קבוצות באוכלוסייה, ובפרט על הפערים ההשכלתיים בין יהודים וערבים ועל הצעדים לצמצום.

3.1.1 פערי ההשכלה הגבוהה בין יהודים לערבים לאורך השנים וצעדים לצמצום

כפי שצוין בתת פרק 2.1, מערכת ההשכלה הגבוהה הישראלית מאז סוף שנות ה-70 התחילה להתרחב ולחוות שינויים ורפורמות, אשר נועדו לתרום לצמצום פערים בהשכלה בין הקבוצות השונות באוכלוסייה. השינוי שחל באותה תקופה, קרי תחילת האקדמיזציה של המכללות להוראה, הואץ באופן משמעותי בתחילת שנות ה-90 עם התרחבותן המהירה של המכללות האזוריות והפרטיות ושל שלוחות האוניברסיטאות הזרות (Guri-Rozenblit, 1993). כתוצאה מכך, מספר הסטודנטים לתואר ראשון במוסדות אקדמיים גדל למעלה מפי שלושה, מכ-50,000 באמצע שנות ה-80 ל-126,900 בשנת 2000 ועד 168,010 בשנת 2008.²⁵ אחד ההסברים האפשריים למגמה זו הוא שדרישות הקבלה במכללות רבות היו פחות מחמירות מאשר באוניברסיטאות. כלומר, רוב המכללות מסתפקות בתעודת בגרות ואינן דורשות עמידה בבחינה פסיכומטרית או ציון רף כלשהו במבחן זה. יתרה מזאת, דרישות הקבלה בשלוחות של האוניברסיטאות מחוץ-לארץ אף פחות מחמירות מאלו של המכללות האקדמיות, כאשר ניתן להתקבל אליהן גם ללא תעודת הבגרות (Ayalon and Yogev, 2006).

צעדים אלה להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה תרמו לצמצום הפערים ההשכלתיים בין קבוצות חברתיות חזקות וחלשות באוכלוסייה. למעשה, המכללות – הן הציבוריות והן הפרטיות – פתחו צוהר לחלום האקדמי בעיקר לסטודנטים שיכולתם הלימודית לא הספיקה לצורך כניסה לתחומי הלימוד המבוקשים באוניברסיטה (איילון ויוגב, 2002). עם זאת, במקצועות הלימוד היוקרתיים, שהתואר הנרכש בהם דומה במכללות ובאוניברסיטאות, ממשיכה להתקיים במכללות תחרות בין קבוצות חברתיות חזקות וחלשות על מקומות הלימוד המבוקשים (Ayalon and Yogev, 2005).²⁶

גם שביט ושותפיו (2007), כאשר חקרו את ההשלכות של התרחבות זו על שינויים באי השוויון בין קבוצות חברתיות בנוגע לקבלה למוסדות אקדמיים, מצאו שמוסדות חדשים, הפחות סלקטיביים, קלטו סטודנטים מהשכבות החלשות ותרמו בכך לצמצום אי השוויון בין קבוצות חברתיות-כלכליות בשיעורי הכניסה להשכלה גבוהה. במחקרם גם נמצא כי, לעומת המכללות, האוניברסיטאות הצליחו לשמר ואף להגביר את מידת הסלקטיביות החברתית שלהם (Shavit, Ayalon, Bolotin- Chachashvili and Menahem, 2007).

²⁵ חוברת מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל, המועצה להשכלה גבוהה, 2008.

²⁶ לצעדים אלו עשויות להיות גם השלכות הנוגעות לפערי איכות בין סוגי המוסדות השונים. נושא זה ייבחן בחלק השלישי של העבודה.

לעומתם, שביט וברונשטיין (2011), כאשר בחנו את שיעורי ההשכלה של ילידי 1955-1981 וביצעו מעקב אחרי פערי השכלה מאז שנות השבעים ועד תחילת שנות האלפיים, מצאו כי עדיין נשמר אי-השוויון החברתי-כלכלי במערכת ההשכלה הגבוהה, למרות ההתרחבות הניכרת שלה. עם זאת, ממצאי המחקר מצביעים על כך שהפער בין יהודים לערבים בהשכלה אקדמית, שהתרחב דווקא בתחילת התקופה, הלך והצטמצם בקרב ילידי אמצע שנות השבעים ואילך, כאשר שיעורי ההשכלה הגבוהה בקרב הערבים גדלו מאוד (שביט וברונשטיין, 2011).

גם פניגר, איילון ומקדוסי (2013) טוענים שלמרות ההתרחבות הדרמטית של מערכת האקדמית בשני העשורים האחרונים (2010-1990) היא עדיין מאופיינת בפערים חברתיים ניכרים בין קבוצות דומיננטיות בחברה הישראלית לבין קבוצות מהפריפריה החברתית.

עם זאת, ראוי לציין, כי השנים האחרונות הסתמנו כשנים בהן פערי ההשכלה הגבוהה בין שני המגזרים המשיכו להצטמצם. כפי שצוין בתת פרק 2.1, מספר הסטודנטים הערבים באקדמיה כמעט הוכפל מאז שנת 2008, וזאת, ככל הנראה, בזכות התוכנית ההוליסטית והמשאבים הניכרים שמשקיעה הות"ת של המל"ג בשנים האחרונות. למעשה, מדובר בתוכנית רב שנתית לשילוב הציבור הערבי במערכת ההשכלה הגבוהה, שהחלה לפעול בשנת 2012 ביוזמת הות"ת אך הופעלה באופן מלא בשנת 2015. התכנית, שתקציבה הכולל עומד על כמיליארד ש"ח, היא אחת מהתוכניות שקודמה על ידי יו"ר הות"ת לשעבר, פרופ' מנואל טרכטנברג, לצד התוכנית הרב שנתית לאינטגרציה של חרדים באקדמיה שהייתה מוקדמת יותר. כך, מתוך לקט נתונים של המל"ג לקראת פתיחת שנת הלימודים באקדמית תשע"ט (2018-2019) עולה כי בעשור האחרון נרשם גידול משמעותי של יותר מ-100% במספר הסטודנטים הערבים באוניברסיטאות ובמכללות בישראל. כפי שניתן לראות בלוח מס' 4, בסך הכל גדל ייצוג הסטודנטים הערבים בכל התארים בכ-116%, מ-22,543 סטודנטים בשנה"ל תשס"ח (2007-2008) ל-48,627 בשנה"ל תשע"ח (2017-2018).²⁷

לוח מס' 4: מספר הסטודנטים הערבים במערכת ההשכלה הגבוהה בשנים 2007-2018

מספר הסטודנטים הערבים	שנת לימודים	
	תשס"ח	2007-2008
22,543	תשס"ט	2008-2009
24,377	תש"ע	2009-2010
25,951	תשע"א	2010-2011
29,046	תשע"ב	2011-2012
31,157	תשע"ג	2012-2013
34,225	תשע"ד	2013-2014
37,217	תשע"ה	2014-2015
40,351	תשע"ו	2015-2016
43,516	תשע"ז	2016-2017
46,332	תשע"ח	2017-2018

מקור: המועצה להשכלה גבוהה, 2007-2018

²⁷ מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

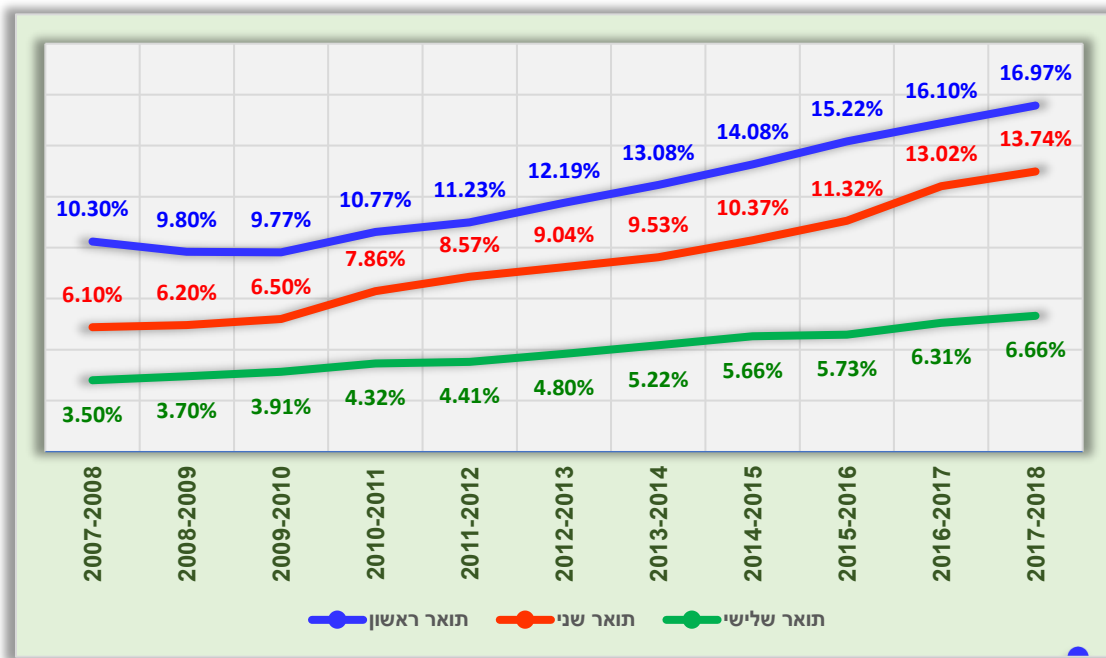
להלן מפורטים עיקרי התוכנית לשילוב הציבור הערבי בהשכלה האקדמית, כפי שהוצגו בדו"ח הצוות המקצועי של ות"ת במרץ 2013 (שביב, בינשטיין, סטון ופודס, 2013):

- התכנית הרב שנתית מתחילה בהגדלת המודעות והכוונה להשכלה גבוהה באמצעות הרחבת מרכזי "הישגים" ליישובי אוכלוסיות בני מיעוטים, ביצוע פעילות חשיפה והכנה לאקדמיה בבתי ספר תיכוניים, וכן תרגום אתרי האינטרנט של המל"ג והמוסדות המתוקצבים לשפה הערבית. כמו כן, הוקמו מסלולי ההכנה הקדם-אקדמיים לצרכים של סטודנטים ערבים באמצעות מעטפת סיוע ייחודית לכלל המכינות המתוקצבות על ידי ות"ת בהן לומדים סטודנטים מהחברה הערבית. בנוסף תעניק ות"ת מלגות הצטיינות לבוגרי המכינות, וכן תקצב כל מוסד בתקציב חד פעמי במטרה להביא אל מודעות האוכלוסייה הערבית את ההכנה הקדם אקדמית ואת יתרונותיה.
- עיקר התמיכה של ות"ת בתואר הראשון מיועדת לצמצום נשירה, גרירת לימודים ומעבר בין חוגים בקרב סטודנטים ערבים בשנה א'. לשם כך למוסדות אקדמיים ניתן תקציב המאפשר מתן תמיכה חברתית, תמיכה אקדמית, ייעוץ אישי, שיפור מיומנויות למידה, תגבור שפתי וכדומה.
- בנוסף, על מנת להקל על הצעירים והצעירות מהחברה הערבית את המפגש הראשוני עם העולם האקדמי, השפה העברית והתרבות הישראלית-מערבית, מונהגת תכנית "צעד ראשון" אשר מתבצעת כחודשיים לפני מועד פתיחת הלימודים לתואר הראשון וכוללת בתוכה תגבור שפתי, אוריינטציה אקדמית וכדומה.
- הפעלת קרן מלגות לסטודנטים ערבים שמושתתת על מצב סוציו-אקונומי, מצוינות ותחומי לימוד מועדפים. הקרן קמה בשיתוף ות"ת של המל"ג, משרד ראש הממשלה וגורמים פילנתרופיים.
- כמו כן, כדי לאפשר השתלבות טובה יותר ורחבה יותר של ערבים אקדמאים בשוק העבודה הישראלי תוך שאיפה לגרום לכך שתעסוקתם תהיה הולמת השכלה, החליטה הות"ת לתמוך בהכוון תעסוקתי. כך, סטודנטים ערבים, שנמצאים בשנתם האחרונה ללימודי התואר הראשון, עוברים הכוון תעסוקתי שבא לידי ביטוי בכתיבת קו"ח, הכנה לראיונות עבודה, מפגש עם מעסיקים פונציאליים וכדומה.
- תכנית להשתלבותם של סטודנטים בני מיעוטים מצטיינים בלימודים מתקדמים - על מנת לעבות את עתודת החוקרים בני מיעוטים, יש לעודד את סטודנטים ערבים להשתלב בלימודים מתקדמים. לשם כך, ות"ת הרחיבה את תמיכתה בדוקטורנטים מצטיינים. בנוסף לכך, החל מתשע"ד ממשיכה הות"ת לתמוך ב-25 סטודנטים בני מיעוטים מצטיינים לתואר שני מחקרי ולהעניק 25 מלגות לפוסט דוקטורנטים.
- קליטת בני מיעוטים בסגל האקדמי – לצד חלוקת מלגות הצטיינות לסטודנטים לתואר שני מחקרי, דוקטורנטים ובתור דוקטורנטים, ממשיכה ות"ת לתמוך גם בהענקת מלגות "מעוף" לקליטת אנשי סגל בני מיעוטים במערכת להשכלה גבוהה. בהקשר זה חשוב להדגיש כי מדובר בתוכנית אשר פתחה את שערי המוסדות האקדמיים בפני קרוב ל-100 מרצים מצטיינים מהאוכלוסייה הערבית אשר בהחלט מהווים מודל חיקוי לתלמידים הצעירים והסטודנטים הערבים אשר מתחילים בקריירה האקדמית שלהם.
- במסגרת התכנית הרב-שנתית נקבעו גם יעדים להגדלת ייצוג החברה הערבית במערכת להשכלה הגבוהה. לפי היעד שהציבה המל"ג, עד שנת 2022 שיעור הסטודנטים מקרב אוכלוסיית המיעוטים יעמוד על 17% לפחות. היעד נגזר בהלימה לחלקם של הערבים באוכלוסייה הישראלית.

בחינה ראשונית של מגמות ההשפעה של רפורמות ושינויי מדיניות במערכת ההשכלה הגבוהה על הנגישות לחינוך גבוה בקרב הקבוצות המובחנות בראיה רב-שנתית מצביעה על כך שלחוק המכללות האקדמיות מ-1995 וגם לתוכנית הרב-שנתית מ-2012 לשילוב בני המיעוטים באקדמיה מתאם חיובי עם הגדלת מספר הסטודנטים הערבים במהלך השנים 2007-2018.

כך למשל, כאשר מבצעים פילוח רב שנתי (2007-2018) של אחוז הסטודנטים במוסדות אקדמיים ליהודים וערבים בנפרד לפי סוג התואר, ניתן ללמוד כי לרפורמת 1995 ותוכנית רב-שנתית היו השלכות על צמצום פערים השכלתיים בין המגזרים. מתרשים מס' 8 עולה כי בין השנים 2007-2018 נרשם גידול של כ-65% במספר הסטודנטים הערבים לתואר ראשון, מ-10.3% מכלל תלמידי תואר ראשון בשנת הלימודים תשס"ח (2007-2008) ל-16.97% בשנת תשע"ח (2017-2018). באותן שנים הוכפל גם שיעור בני המיעוטים הלומדים לקראת תואר שני, מ-5.8% ל-13.74% מכלל המסטרנטים, ואילו אחוז הסטודנטים הערבים לתואר שלישי עלה בכ-90%, מ-3.5% ל-6.67% מכלל הדוקטורנטים.

תרשים מס' 8: אחוז הסטודנטים הערבים במוסדות אקדמיים לפי סוג התואר בראיה רב שנתית



עיבוד נתוני המועצה להשכלה גבוהה, 2007-2018

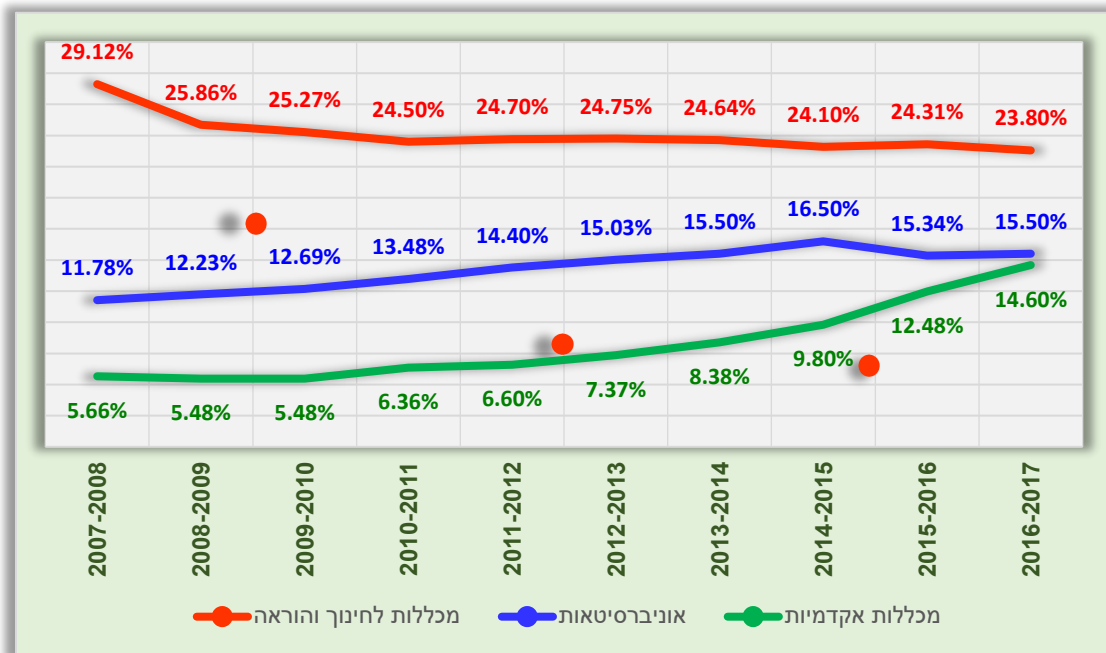
לשם השוואה, בקרב הסטודנטים היהודים נרשמה ירידה כללית באחוז הלומדים לתארים אקדמיים. מעיבוד נתוני המועצה להשכלה גבוהה עולה כי שיעור הסטודנטים היהודים לתואר ראשון ירד ב-7.4% בין השנים 2007-2018, מ-89.7% מכלל תלמידי תואר ראשון בשנה"ל תשס"ח (2007-2008) ל-83.03% בשנת תשע"ח (2017-2018). באותה תקופה ירד גם שיעור היהודים הלומדים לקראת תואר שני, מ-93.9% ל-86.21% מכלל המסטרנטים. כמו כן, באותן שנים נרשמה ירידה קלה של 3.3% בשיעור הדוקטורנטים היהודים.

עם זאת, לא ניתן לומר שהדעיכה באחוז הסטודנטים היהודים במהלך השנים 2007-2018 מצביעה על ירידה כללית במספר היהודים הלומדים באוניברסיטאות ומכללות באותה תקופה. למעשה, קצב הגידול השנתי בקרב היהודים הלומדים במוסדות להשכלה גבוהה היה חיובי, אך הלך והצטמצם עד שבשנת 2014 התחיל להיות שלילי (בערך -1.5%). כלומר, הפערים השנתיים בין המגזרים מבחינת אחוז הלומדים לתארים אקדמיים נובעים בעיקר מהשוני בקצב הגידול השנתי בקרבם.

כמו כן, כאשר מבצעים פילוח רב שנתי (2007-2017) של שיעור הלומדים לקראת תואר ראשון ליהודים וערבים בנפרד לפי סוג המוסד האקדמי, ניתן לראות כי שילוב בין חוק המכללות האקדמיות והתוכנית הרב-שנתית מ-2012 לווה בכך שבשנים האחרונות יותר בני מיעוטים מעדיפים ללמוד באוניברסיטאות ומכללות אקדמיות מאשר במכללות לחינוך והוראה.

מהנתונים בתרשים מס' 9 עולה כי בין השנים 2007-2017 נרשם גידול של 31.58% במספר הסטודנטים הערבים הלומדים לקראת תואר BA באוניברסיטאות, מ- 11.78% מכלל תלמידי תואר ראשון באוניברסיטאות בשנת הלימודים תשס"ח (2007-2008) ל- 15.5% בשנת תשע"ז (2016-2017). באותן שנים גם הוכפל שיעור בני המיעוטים הלומדים לקראת תואר BA במכללות אקדמיות (ציבוריות ופרטיות), מ- 5.66% ל- 14.6% מכלל תלמידי תואר ראשון במכללות אקדמיות, בעוד שאחוז הסטודנטים הערבים הלומדים לקראת תואר B.Ed ירד בכ- 18% , מ- 29.12% ל- 23.8% מכלל תלמידי תואר ראשון במכללות לחינוך והוראה.

תרשים מס' 9: אחוז הסטודנטים הערבים לתואר ראשון לפי סוג מוסד אקדמי בראייה רב שנתית



עיבוד נתוני המועצה להשכלה גבוהה, 2007-2017

ראוי לציין כי אחוזים אלה מצביעים על כך שהתוכנית לשילוב בני המיעוטים באקדמיה אכן נותנת את אותותיה, שכן חל היפוך מגמה בשנים האחרונות. מצד אחד נרשמה ירידה בביקוש ללימודי ההוראה המזוהים כתחום לימוד מסורתי בציבור הערבי, ואילו מצד השני חל גידול בביקוש לתחומי לימוד אחרים. כך, מנתוני המל"ג עולה כי בשנים האמורות נרשם גידול בהשתתפות הסטודנטים הערבים בתחומי לימוד שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר, למשל: לימודי הנדסה, מתמטיקה ומדעים מדויקים, מדעי הרוח, מדעי החברה ומינהל עסקים. סוגיית תחומי הלימוד והערכת איכות ההשכלה הגבוהה יידונו בהרחבה בהמשך, בפרק הבא של העבודה.

לעומת זאת, פילוח רב שנתי (2007-2017) של שיעור הסטודנטים היהודים לתואר ראשון מצביע על מגמה שונה מזו של ערבים. כאמור, בשנים האחרונות נרשמה בקרב היהודים ירידה כללית באחוז הלומדים במוסדות אקדמיים שונים.

עיבוד נתוני המועצה להשכלה גבוהה מצביע על כך ששיעור הסטודנטים היהודים לתואר ראשון באוניברסיטאות ירד ב-4.2% בין השנים 2007-2017, מ-88.22% מכלל תלמידי תואר ראשון בשנת הלימודים תשס"ח (2007-2008) ל-84.5% בשנת תשע"ז (2016-2017). באותה תקופה ירד גם שיעור היהודים הלומדים לקראת תואר BA במכללות אקדמיות (ציבוריות ופרטיות), מ-94.34% ל-85.4% מכלל תלמידי תואר ראשון במכללות אקדמיות. יחד עם זאת, באותן שנים נרשמה עלייה של 7.5% בשיעור הסטודנטים היהודים הלומדים לקראת תואר B.Ed במכללות לחינוך והוראה. ההתעניינות ההולכת וגוברת במקצועות החינוך וההוראה בשנים האחרונות נובעת, ככל הנראה, מרפורמות ושינויי מדיניות שמשרד החינוך מנהיג בעקבות המלצות כוח המשימה הלאומי לקידום החינוך בישראל ("ועדת דוברת"), קרי התכנית הלאומית לחינוך משנת 2005.²⁸

כאשר משווים בין שני המגזרים, עולים ממצאים מעניינים, דהיינו, לא נמצאו הבדלים מהותיים מבחינת כמות הסטודנטים בחלק מהמוסדות האקדמיים. כך למשל, נכון לשנה"ל תשע"ז (2016-2017), כ-32% מהסטודנטים הערבים הלומדים לתואר ראשון למדו באוניברסיטאות – קרוב לשיעור הלומדים לתואר ראשון בציבור היהודי (33%). 23% מהסטודנטים הערבים למדו במכללות הציבוריות, לעומת 24% בקרב הסטודנטים היהודים, ו-17% מהסטודנטים הערבים למדו באוניברסיטה הפתוחה, לעומת 18% בקרב הסטודנטים היהודים. לעומת זאת, הבדל משמעותי יותר נראה בקרב הלומדים במכללות הפרטיות (היקרות) ובקרב הלומדים במכללות להוראה – השיעור הקטן ביותר של סטודנטים יהודים לומדים במכללות להוראה, והשיעור הקטן ביותר של סטודנטים ערבים לומדים במכללות הפרטיות. בפרט, רק 12% מכלל הסטודנטים הערבים למדו לקראת תואר ראשון במכללות פרטיות, לעומת 15% מעמיתיהם היהודים, ו-16% מהסטודנטים הערבים למדו במכללות לחינוך, לעומת 10% בלבד מהסטודנטים היהודים.

נוכח המספרים והאחוזים שהוצגו לעיל, אין ספק שמרבית היעדים של התוכנית הרב שנתית שהמל"ג הציבה לשנת 2022, דהיינו שילוב מאסיבי של סטודנטים ערבים בכל סוגי התארים האקדמיים, הושגו כבר בשנת 2018. כך על פי נתוני המל"ג, מספר הסטודנטים הערבים לתואר ראשון בישראל בשנת

²⁸ תוכנית לאומית זו התקבלה בהחלטה מס. 3060 של הממשלה מיום 16.01.2005, משרד ראש הממשלה, 2005.

2018 (תשע"ח), שעמד על 39,160, מצביע על כך שהיעד הושג (כ-17% מכלל תלמידי תואר ראשון). גם מבחינת מספר הסטודנטים הערבים הלומדים לקראת תואר שני היעד הושג במלואו ואף מעבר לכך, שכן בשנת 2018 (תשע"ח) גדל מספרם ל-8,708 סטודנטים, והם היוו כ-14% מסך כלל המסטרנטים בישראל (2% מעל ליעד שנקבע). בקרב הדוקטורנטים הערבים היעד שעמד על 7% כמעט הושג, מספרם בפועל בשנת 2018 (תשע"ח) היה 759 סטודנטים (6.66% מכלל תלמידי תואר שלישי).²⁹

אי לכך, קיים בסיס לטעון כי צעדי המדיניות שנקטו להנגשת ההשכלה תרמו לקצב הגידול השנתי במספר הסטודנטים הערבים בשנים אחרונות. עם זאת, למרות התוכנית ההוליסטית והמשאבים הניכרים שמשקיעה ות"ת, בקרב האוכלוסייה הבדואית בנגב הנתונים עדיין נמוכים משמעותית ואינם מספקים. יו"ר ות"ת, פרופ' יפה זילברשץ, הצהירה כי בשנים הקרובות הות"ת תמשיך להשקיע משאבים כדי לשלב באקדמיה את הערבים בכלל והבדואים בפרט, לרבות ליווי אקדמי, כלכלי, חברתי ואישי במגוון רחב של מקצועות. בהתאם לכך, ביולי 2018 החליטה הות"ת על הפעלת התכנית "שער לאקדמיה", התכנית לשילובם של צעירים וצעירות מהחברה הבדואית במוסדות להשכלה גבוהה.³⁰

התוכנית "שער לאקדמיה" התחילה בשנת 2015 כתוכנית פיילוט במכללה האקדמית ספיר ופעלה במשך שלוש שנים. כיום, החל משנת הלימודים תשע"ט (2018-2019), בעקבות הצלחתה במכללת ספיר, התוכנית מופעלת גם בארבעה מוסדות נוספים: אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, האוניברסיטה הפתוחה, המכללה האקדמית אחווה והמכללה האקדמית אשקלון. התכנית "שער לאקדמיה" הינה נדבך מרכזי בתכנית הרב שנתית לאינטגרציה של סטודנטים בדואים במערכת ההשכלה הגבוהה. לפיכך, צופה המל"ג כי בתוך 5 שנים יהיה גידול של 75% במספר הסטודנטים הבדואים בשנה אי בלימודי התואר הראשון, מ-850 סטודנטים (2016) ל-1,500 סטודנטים (2022). תקציב התכנית הרב שנתית הינו כ-225 מלש"ח, מתוכם כ-130 מלש"ח מתקציב ות"ת, והיתר ממשרדי החקלאות, האוצר והחינוך, וזאת כחלק מהחלטת הממשלה מסי' 2397 לפיתוח חברתי כלכלי של החברה הבדואית בדרום.³⁰

3.1.2 מגמות בפערים חברתיים-כלכליים בין יהודים לערבים

כאשר דנים במצבו החברתי-כלכלי של הציבור הערבי בישראל נוטים להתמקד בין היתר בפערי הכנסות הקיימים בינו לבין האוכלוסייה היהודית. כך למשל, מנתוני הדו"ח של ארגון ה-OECD על שוק העבודה והמדיניות החברתית בישראל משנת 2010 עולה כי, נכון לשנת 2007 השכר לשעת העבודה של ערבי היה נמוך מהשכר השעתי של עמיתו היהודי בעל השכלה דומה ב-24.5%-30.6%, ואילו אצל הנשים הפער היה קטן יותר ונע בין 13.9% ל-23.5%. בדו"ח צוין כי הפערים בהכנסה בין שני המגזרים אינם נובעים רק מפערים ברמות ההשכלה, אלא גם מהבדלים בסך שעות העבודה החודשיות, דהיינו, מפערים בשיעורי ההשתתפות בתעסוקה (OECD, 2010).³¹

²⁹ מהפכת הנגשת ההשכלה הגבוהה לחברה הערבית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

³⁰ התכנית "שער לאקדמיה", אתר האינטרנט של המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

³¹ OECD. 2010. Labour Market and Social Policy OECD Review of Israel. OECD Publishing.

המחקרים, שעסקו בהתפתחות פערי השכר בין המגזרים בישראל לאורך השנים, לא תמיד הצביעו על מגמות דומות. למשל, Asali (2006) נעזר בסקרי הכנסות לשנים 1990-2003, ומצא כי פערי השכר בין ערבים ליהודים בישראל התרחבו בשנים 1990-1999, אך הצטמצמו מאוד לאחר מכן. לטענתו של המחבר, התרחבות פערי השכר מוסברת בכניסת עולים חדשים ממדינות חבר העמים. המחבר משער שהצטמצמותם עשויה להיות קשורה לאינתיפאדה השנייה, שהביאה לירידה חדה במספר הפלסטינים המועסקים בישראל והגדילה את הביקוש לעובדים ערבים ישראלים (Asali, 2006).

לעומת זאת, Cohen ו-Haberfeld (2007), שחקרו את השפעת הגידול באי-השוויון בהכנסות בשוק העבודה הישראלי בין השנים 1975-2001 על פערי השכר, מצאו כי האפליה לרעת עובדים מהמגזר הערבי מ-1992 ואילך לא פחתה ואולי אף התגברה. מיעארי ושותפיו (2011) מצאו כי בין השנים 1997-2009 ישנה אפליית שכר מובהקת לאורך כל השנים, כאשר רמתה משתנה בהתאם לשינויים במשק כגון: גל העלייה, האינתיפאדה, מספר העובדים הזרים ועוד (מיעארי, נבואני וחטאב, 2011).

גם דגן-בוזגלו ושותפיה (2014) מצאו כי בין השנים 2002-2012 השכר הממוצע לשעה של שכירים ושכירות יהודים היה גבוה משכרם של שכירים ושכירות ערבים בישראל, בהתאמה. בנוסף, פילוח השכר השעתי לפי מגדר מראה כי הפער בין שתי הקבוצות גדול יותר בקרב הגברים מאשר בקרב הנשים. הממצא המעניין הנוסף שעולה במחקרם הוא ששכרן לשעה של נשים ערביות גבוה משכרם לשעה של גברים ערבים, וזאת כאשר שכרם החודשי של הגברים גבוה יותר. כך למשל, נכון לשנת 2012, השכר השעתי הממוצע אצל אישה ערבייה היה 38 ₪ לעומת 35.2 ₪ אצל גבר ערבי. לדעתם של חוקרים, מאפייני התעסוקה של נשים ערביות הם הסבר אפשרי לתופעה זו. כלומר, השתתפותן של נשים ערביות בכוח העבודה באותן השנים הייתה בהקפים נמוכים (כ-27%), כך ששיעורי התעסוקה³² שלהן בשנת 2012 עמדו על כ-23% (דגן-בוזגלו, חסון ואופיר, 2014). פוקס ופרידמן ווילסון (2018) מסבירות את התופעה הזו על ידי כך שרוב הנשים הערביות, שמצליחות להשתלב בשוק העבודה, בעלות השכלה אקדמית ולכן שכרן השעתי גבוה מזה של גבר. יחד עם זאת, מחצית מהנשים הערביות המועסקות עובדות במשרות חלקיות ולכן שכרן החודשי עדיין נמוך משכרם החודשי הממוצע של גברים ערבים (פוקס ופרידמן ווילסון, 2018). עם זאת, בחינת השכר לשעה בקרב המגזר היהודי מראה כי בשנים הנדונות נשים יהודיות הרוויחו פחות מגברים. כך למשל, נכון לשנת 2012, השכר השעתי הממוצע אצל אישה יהודייה היה 49.8 ₪ לעומת 66.3 ₪ אצל גבר יהודי. אחד הגורמים המשפיעים על פערי השכר המגדריים הוא העובדה שנשים, בממוצע, עובדות פחות שעות מגברים (דגן-בוזגלו, חסון ואופיר, 2014).

גם בראייה על פני זמן נראה כי הציבור הערבי בישראל עדיין לא מצליח לסגור את הפערים בהכנסות. כך למשל, זוסמן ופרידמן (2008) מצאו שבתקופה 1987-2005 נרשמה מגמת עלייה בפערי השכר לשעת עבודה בין ערבים ליהודים בעלי מאפיינים דומים: נמצא כי פערי השכר עלו בממוצע מ-12% בשנת 1987 ללמעלה מ-25% בשנת 2005 (זוסמן ופרידמן, 2008). לעומתם, קלינוב (1999) מצביעה על צמצום

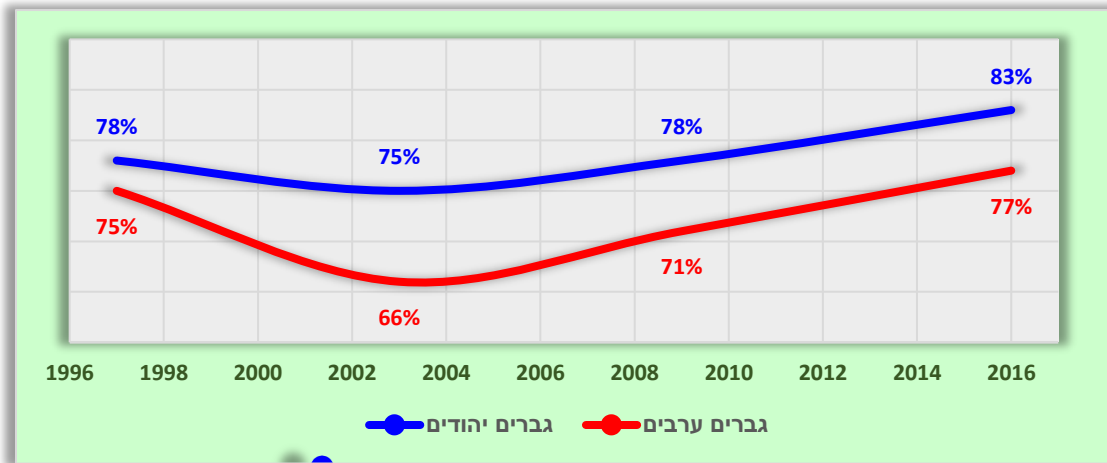
³² שיעור התעסוקה של קבוצה מסוימת מוגדרת כאחוז חברי הקבוצה המועסקים בכל סוגי המשרות. לפי ההגדרה של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, מועסקים הם אנשים שעבדו, לפחות שעה אחת בשבוע הקובע, בעבודה כלשהי תמורת שכר, רווח או תמורה אחרת; כל העובדים בקיבוצים; בני משפחה שעבדו בשבוע החקירה ללא תשלום למעלה מ-15 שעות בשבוע; שוהים במוסדות שעבדו למעלה מ-15 שעות בשבוע; אנשים שנעדרו זמנית מעבודתם (הגדרות סיווגים והסברים, סקר חברתי וסקר כוח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, 2016).

הפערים לאורך השנים. כך, בתחילת שנות ה-80 השכר של גבר יהודי היה גבוה בכ-17% משכרו של גבר ערבי בעל אותם מאפיינים, ואילו לקראת סוף שנות ה-90 הפער הצטמצם והגיע לרמה של כ-10% (קלינוב, 1999).

כפי שצוין לעיל, אחד ההסברים הבולטים לאי השוויון בין המגזרים בישראל הוא שיעורי ההשתתפות הנמוכים של הערבים בשוק העבודה (OECD, 2010). הערבים מהווים כ-21% מהאוכלוסייה הכללית בישראל, כאשר שיעורו של הציבור הערבי מכלל האוכלוסייה בגיל העבודה עומד על 18%, אך בפועל הערבים מהווים רק 13.1% מכוח העבודה האזרחי³³.

יחד עם זאת, תרשים מס' 10 מצביע על כך שבין השנים 1997-2016 אחוזי התעסוקה בקרב גברים ערבים בשוק העבודה לא היו נמוכים בהרבה מאלה של היהודים. עיקר ההבדל בשיעורי התעסוקה בין המגזרים נבע משיעורי ההשתתפות הנמוכים מאוד של הנשים הערביות. מהנתונים בתרשים מס' 11 עולה כי למרות ששיעורי התעסוקה שלהן גדלו מאז 1997, רק 32% מן הנשים הערביות בגיל העבודה הועסקו בשנת 2016, לעומת 81% מן הנשים היהודיות.³⁴ לטענתם של גרא וכהן (2001) וג'בארין (2010), רמת העוני הגבוהה בחברה הערבית בישראל נובעת בין היתר משיעורן הגבוה של נשים ערביות בלתי מועסקות בשוק העבודה.

תרשים מס' 10: תעסוקה בקרב גברים יהודים ובקרב גברים ערבים בגילאים 25-64 (באחוזים)

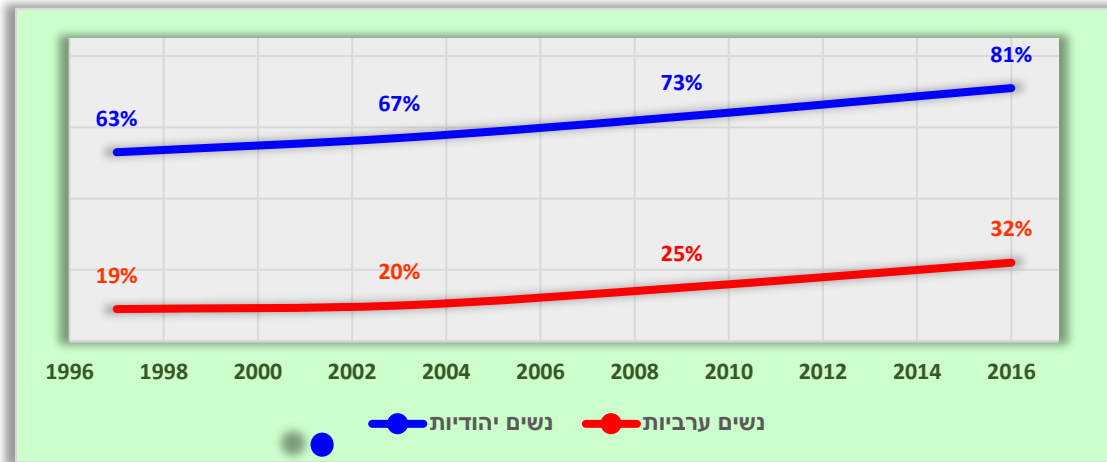


עיבוד של נתוני סקרי כוח האדם של הלמ"ס, 1997-2016

עם זאת, יש לציין כי אחת הסיבות העיקריות להגדלת שיעורי התעסוקה בקרב בני המיעוטים בשנים האחרונות מקורה בתוכניות ממשלתיות שונות לעידוד תעסוקת ערבים בישראל, שהחלו לפעול בשנת 2010 (ישיב וקלינר קסיר, 2013).

³³ הנתונים מתבססים על השנתון הסטטיסטי לישראל לשנת 2018 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
³⁴ האוכלוסייה הערבית בישראל: עובדות ומספרים. מכון מאיירס-ג'וינט-ברוקדייל, 2018.

תרשים מס' 11: תעסוקה בקרב נשים ערביות ובקרב נשים יהודיות בגילאים 25-64 (באחוזים)



עיבוד של נתוני סקרי כוח האדם של הלמ"ס, 1997-2016

למרות התרומה של צעדי המדיניות האחרונים להשתלבות ערביי ישראל בכוח העבודה ולצמצום אי השוויון, ההצלחה במישור הזה עדיין חלקית. כלומר, הגידול באחוז המועסקים והמועסקות לא מחק לחלוטין את פערי השכר בין ערבים ליהודים בשוק העבודה הישראלי (בר רבי, שרברמן וירין, 2017). דן בן-דוד ואיל קמחי (2017) סבורים שפערי התעסוקה וגם פערי השכר בישראל מתואמים במידה רבה עם ההשכלה. לטענתם, ככל שרמת ההשכלה של שכירים בגילאי העבודה העיקריים נמוכה יותר, כך יכולת ההשתכרות ושיעורי התעסוקה שלהם בשוק העבודה נמוכים יותר. מכאן, הצורך והחשיבות לרכוש השכלה אקדמית או חינוך טכנולוגי-מקצועי רק הולכים וגדלים בקרב הפרטים בישראל בשנים האחרונות, וזאת, כמובן, בגלל שפערי השכר בין עובדים משכילים למשכילים פחות לא הצטמצמו בעשור האחרון (קמחי, 2012; Ben-David and Kimhi, 2017).

ואכן בתקופה האחרונה אנו עדים ליותר ויותר צעירים ערבים שפונים ללימודים גבוהים על מנת לשפר את כישוריהם מדעיים וטכנולוגיים אשר יאפשרו להם להיכנס לענפי תעסוקה חדשים (כגון: תעשיית ההיי-טק) שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר. אך למרות הגידול במספר האקדמאים הערבים בארץ, קשת הזדמנויות התעסוקה ההולמות את השכלתם אינה מתרחבת. אקדמאים ערבים רבים נתקלים בקשיים במציאת עבודות ההולמות את רמת השכלתם בהשוואה לאקדמאים יהודים. האקדמאים הערבים מוגבלים בחיפוש העבודה שלהם למציאת משרות שמרביתן מצויות במקומות עבודה שבתוך קהילתם או בישובים סמוכים למקום מגוריהם בחברה הערבית (חאגי יחיא, 2007). בנוסף, קיימות משרות רבות שאקדמאים ערבים אינם יכולים להתקבל אליהן משום שהן קשורות, בדרך זו או אחרת, לצבא או לתחום הביטחון. בתנאים שכאלה, אין זה מפתיע כי שיעור גבוה מהאקדמאים הערבים עובדים בשירות הציבורי³⁵ ובמשרות הוראה בחטיבת הביניים ובחטיבה העליונה (בן-דוד, אחיטוב, לוי-אפשטיין, ושטייר, 2004; אבו עסבה, 2006).

³⁵ המגזר הציבורי הוא הסקטור אשר אמון על מתן השירותים הציבוריים לאזרחים. סקטור זה כולל בתוכו את כל הפעילויות הכלכליות המתבצעות על ידי המדינה/הממשלה וגופים שבשליטתה, בתחומים כגון: ביטחון חוץ ופנים (צבא, משטרה, כבאות והצלה), משפט, בריאות ורפואה, חינוך ורווחה, אנרגיה, משאבי טבע, תשתיות לאומיות ומים, וגם כל פעילות הנעשית על ידי הרשויות המקומיות (ממשל אזורי או שלטון מקומי) (דוח בנק ישראל 2009, עמודים 201-202).

גם גרא וכהן (2001) וגרא (2005) מצאו שהסיכויים של ערבים משכילים לעסוק במשלחי יד ההולמים את השכלתם נמוכים בהרבה מסיכוייהם של יהודים משכילים. כך למשל, נכון לשנת 2005 מרבית האקדמאים הערבים (כ-45%) מועסקים בהוראה בבתי ספר תיכוניים ועל תיכוניים (גיבארין, 2007). לטענתם של גרא וכהן (2001) וגרא (2005), סוג ותנאי התעסוקה של החברה הערבית יכולים להסביר את פערי השכר ושיעורי העוני בקרבה. כלומר, למרות המודעות הגוברת לרכישת ההשכלה הגבוהה בקרב צעירים ערבים, עדיין ניכרים ההבדלים בין המגזר היהודי למגזר הערבי בקרב בעלי תעודה אקדמית מבחינת שיעור המועסקים (מלצר, 2014).

ממצאים דומים ניתן למצוא בתזכיר בנושא תעסוקת ערבים בעלי תואר אקדמי לשנת 2005 של מינהל תכנון וכלכלה שבמשרד התעשייה, המסחר והתעסוקה. המסמך חושף כי, בהשוואה לאקדמאים יהודים, מעט ערבים בעלי השכלה גבוהה עוסקים במשלחי היד הבאים: כימאים ופיזיקאים, מהנדסים, פסיכולוגים, מרצים במוסדות אקדמיים, כלכלנים ורואי חשבון. יתרה מזאת, מרבית הערבים בעלי תואר אקדמי ומשלח יד אקדמי מועסקים במשלחי יד מכווני קהילה ובמגזר הציבורי, ואינם מועסקים במקצועות מכווני עסקים.³⁶ למשל, מדו"ח של רשות החדשנות בישראל עולה כי בשנת 2016 אחוז הערבים המועסקים בהיי-טק היה 5.7% ושיעור הערבים המועסקים במו"פ עמד רק על 2%. אחוזים אלה נמוכים משמעותית משיעורם של בני המיעוטים באוכלוסייה שהינו 21% אך הם מייצגים עלייה משנת 2008 בה עמדו שיעורים אלה על 4.9% ו-0.5% בהתאמה.³⁷ מינהל תכנון וכלכלה שבמשרד התעשייה, המסחר והתעסוקה מסביר שהדבר נובע בעיקר מקיומם של חסמים המונעים מהערבים מעבר למקומות עבודה בהם החלק המכריע של העובדים הם יהודים. הבדלים אלה, בתורם, משתקפים גם בפערי השכר הממוצע בין שני המגזרים.

ראוי לציין כי צמצום הפער במצב התעסוקה בין בני המיעוטים לאוכלוסיית הרוב בכלל ובין האקדמאים הערבים לאקדמאים היהודים בפרט הוא ללא ספק אחד מהיעדים החשובים שהממשלה הציבה לעצמה בזמנו. כך, בעקבות יישום החלטות ופעולות הממשלה לקידום ייצוג הולם לחברה הערבית במגזר הציבורי³⁸ עלה שיעורם של בני המיעוטים מכ-5% בשנת 2000 לכ-10% בשנת 2016 – עלייה של כ-100.³⁹

דרך מקובלת ושיימה למדוד את מלאי ההון האנושי של המשק כרוכה בהתבוננות בקשר הסיבתי בין רמת ההשכלה ליכולת ההשתכרות של האוכלוסייה, קרי בתשואה להשכלה של הפרט (פריש, 2008; מלצר, 2014). ניתן למדוד תשואה זו הן בגישה מיקרו-כלכלית והן בגישה מאקרו-כלכלית. בגישה

³⁶ מתוך תזכיר בנושא תעסוקת ערבים בעלי תואר אקדמי של מינהל תכנון וכלכלה במשרד התעשייה המסחר והתעסוקה אשר פורסם 18 בספטמבר 2005.

³⁷ רשות החדשנות, חדשנות בישראל - תמונת מצב 2016.

³⁸ הממשלה ה-31, בראשות אהוד אולמרט, קיבלה שתי החלטות שעסקו בקידום ייצוג הולם של ערבים בשירות המדינה: החלטה 2579 מיום 11.11.2007 והחלטה 4436 מיום 25.01.2009 (המהווה למעשה המשך החלטה 2579). החלטות אלו מוסיפות על החובה הקיימת לפי חוק שירות המדינה, ומטרתן להבטיח ייצוג הולם לאוכלוסייה הערבית, הדרונית והצירקסית בקרב העובדים בשירות המדינה. החלטות כוללות מנגנונים אופרטיביים שמטרתם הסרת החסמים לקידום אוכלוסיות אלו וקובעות יעדי ייצוג בשירות הציבורי עד תום שנת 2012 לפיהם לפחות 10% מעובדי המדינה יהיו מהאוכלוסייה הערבית, הדרונית והצירקסית.

³⁹ לדו"ח מפורט הבהיר את מידת יישום ההיבטים השונים של החלטות הממשלה בנושא ראה/י מעש, המרכז להעצמת האזרח, יוזמות קרן אברהם, דו"ח מעקב: יישום החלטות הממשלה לייצוג הולם עבור האוכלוסייה הערבית, הדרונית והצירקסית בשירות המדינה (אפריל 2017).

המיקרו אומדים את התרומה של רמת ההשכלה על בסיס נתוני פרט, כאשר המסגרת האקונומטרית המקובלת היא משוואת לוג השכר נוסח Mincer (1974) שבה המשתנים המסבירים הם מאפייני הפרט כולל מספר שנות הלימוד שלו (זוסמן ופרידמן, 2008). לעומת זאת, בגישה המאקרו-כלכלית אומדים את התשואה להשכלה על בסיס נתוני חתך או נתוני פאנל ברמת המדינות, כאשר המסגרת האמפירית היא גרסיה רב משתנית שבה המשתנה המוסבר הוא התוצר המקומי והמשתנים הבלתי תלויים כוללים את מספר שנות הלימוד הממוצע במדינה (Morrison and Murtin, 2010). כצפוי, קיים שקלול תרומות (trade off) בין היתרונות והחסרונות של שתי הגישות: גישת המיקרו אינה מביאה בחשבון את ההשפעות הצולבות בין פרטים, ואילו גישת המאקרו מאלצת אותנו להסתפק במספר תצפיות קטן בהרבה ולהניח כי במדינות השונות יש תשואה דומה להשכלה. כלומר, הגישה השנייה אינה מביאה בחשבון את האופן שבו שינוי במאפיינים של פרט אחד משפיע על הפיריון של פרטים אחרים. אך למרות ההבדלים אשר צוינו לעיל, שתי הגישות בדרך כלל מניבות אומדני תשואה די קרובים (כ-10% לשנת השכלה) (איל ארגוב, 2016).

המחקרים שבתנו את אי השוויון בשכר לאורך זמן מלמדים כי במהלך השנים חלו שינויים בתשואה להשכלה (Acemoglu and Autor, 2011). כך גם ברבי ושותפיו (2017), כאשר בחנו את השינויים לאורך זמן בתשואה הממוצעת של שנת השכלה פורמלית לשכר עבודה השעתי, מצאו כי בין השנים 2003-2014 גדלה התשואה להשכלה בישראל בכל המגזרים והמגדרים. עם זאת, העלייה במקדם ההשכלה בקרב יהודים שאינם עולים הייתה גדולה יותר מאשר בקרב ערבים, וגם בקרב נשים לעומת גברים. לטענתם, ההבדלים בין המגזרים קשורים ככל הנראה גם להתפלגות משלחי היד בקרב הקבוצות השונות, המבטאים את ההתאמה הפחותה של כישורי העובדים והעובדות מקבוצות המיעוט לדרישות השוק. החוקרים סבורים כי העלייה במקדם ההשכלה בקרב בעלי השכלה אקדמית (16 ויותר שנות לימוד) בהשוואה לזה של בעלי 12 שנות לימוד, בשילוב הגידול בהיצע העבודה של בעלי השכלה גבוהה באותן שנים, מצביעים על עלייה בביקוש לעובדים בעלי מיומנויות גבוהות. לפיכך, הגדלת הפערים בתשואה להשכלה בין השנים 2003-2014 תרמה גם לגידול בפערי השכר בין עובדים בעלי השכלה אקדמית לעובדים משכילים פחות, שכן עלייה במקדם ההשכלה (ועצם העובדה שהוא חיובי) מעודדת עובדים, בעיקר צעירים, להמשיך ולרכוש השכלה פורמלית, ובכך הם משפרים את איכותו ומיומנותיו של כוח העבודה. יתרה מכך, מחקרה של מדהלה-בריק (2015) מראה גם כי קיים מתאם שלילי בין השכלת העובד לסיכון התעסוקתי, כך שהסבירות שעובדים בעלי רמת השכלה נמוכה יהיו מועסקים במשלחי יד שיעלמו בעתיד הקרוב היא גבוהה יותר (מדהלה-בריק, 2015).

קלינוב, בספרה (2014), מציינת את מגבלות מערכת החינוך בצמצום אי השוויון. היא טוענת כי למרות שעם השנים הפערים במספר שנות הלימוד הלכו והצטמצמו במידה ניכרת, חלה עלייה תלולה בשיעורי התשואה להשכלה אקדמית אשר בתורה תרמה לגידול באי-השוויון בשכר. גם נורית דוברין (2015) סבורה כי צמצום הפערים ברמת ההשכלה באוכלוסייה אינו בהכרח מביא לרמת הכנסה דומה בעתיד, וזאת למרות שהעדר השכלה יגרור אחריו יכולת מוגבלת לרמת חיים חומרית נאותה, ולתמיכה כלכלית בדור הבא ובאפשרויותיו להשכלה (דוברין, 2015).

לעומתם, קמחי ושרברמן (2014), כאשר בחנו את התפתחות פערי השכר בישראל בין 1997 ל-2011, מצאו כי עלייה בתרומתה של שנת ההשכלה לשכר באותן שנים דווקא תרמה לצמצום פערי הכנסות לאורך זמן, וזאת לנוכח מגמת השיפור במעמדם של עובדים בעלי שכר נמוך ביחס לאלה הנמנים עם העשירונים הגבוהים יותר. לטענתם, מגמה זו מנוגדת למגמה שרווחה באותה תקופה במדינות מפותחות אחרות. החוקרים סבורים כי אחד הגורמים לשיפור במצבם של העובדים החלשים ולצמצום פערי השכר בפרט הוא מגמת העלייה ההדרגתית בשכר המינימום באותן שנים. הסיבה הנוספת לצמצום פערי השכר במשק היא העסקת עובדים משכילים ואקדמאיים במשלחי יד בעלי שכר נמוך. כלומר, העלייה בתשואה להשכלה במשלחי יד בעלי שכר נמוך בין השנים 1997-2011 נבעה ממגמת העלייה המתמשכת בהשכלת העובדים באותה התקופה. גם אם עובדים משכילים לא ייקלטו במשלחי יד בעלי שכר גבוה, הרי שהשקעתם בהשכלה לא תרד לטמיון, גם אם יועסקו במשלחי יד בעלי שכר נמוך. קליטה של עובדים משכילים במשלחי יד בעלי שכר נמוך עשויה לתרום לפריון העבודה, ובעקבות זאת ימשיך שכר העובדים במשלחי היד האלה לעלות (קמחי ושרברמן, 2014).

בדומה לברנד (2014) וקמחי ושרברמן (2014) גם התמקד בשנים 1997-2011 כדי לבחון את התפתחות הפרמיה להשכלה במשק הישראלי. להגדרתו של החוקר, הפרמיה להשכלה היא פערי שכר בין עובדים שרכשו השכלה אקדמית לבין עובדים בעלי השכלה תיכונית בלבד, וממנה ניתן להסיק לגבי תנודות בביקוש לעובדים משכילים. אמידת הפרמיה להשכלה לאורך תקופה ממושכת, בהתחשב בשינויים במלאי ההון האנושי, איפשרה לחוקר לבחון את התפתחות הביקוש של הפירמות לעובדים משכילים אל מול ההיצע של עובדים אלה. במחקר נמצא כי העלייה בהיצע ההון האנושי וברמת ההשכלה בפרט לוותה בעלייה תואמת בביקוש לעובדים משכילים מצד הפירמות (ברנד, 2014).

3.2 השערות המחקר

בחלק השני של המחקר ייבחנו השערות הבאות, כאשר ההשערה השנייה נגזרת מהראשונה:

- לאורך השנים "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 השפיע יותר על נגישות ללימודים אקדמיים בקרב בני המיעוטים ביחס לשאר האוכלוסייה בישראל.
- השפעה זו של החוק מתבטאת ביכולת ההשתכרות של הפרט בשוק העבודה על פני זמן. כלומר, הרחבת הנגישות להשכלה אקדמית בקרב בני המיעוטים לאורך זמן עשויה לתרום לגידול בשכרם ולצמצום פערי השכר ביחס לשאר האוכלוסייה בשוק העבודה הישראלי.

3.3 מתודולוגיה

על מנת לבחון את הדינמיקה של השפעת "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 על רמת השכלתו ויכולת השתכרותו של הפרט בשוק העבודה הישראלי לאורך זמן, בפרק הנוכחי מקדמי הרגרסיות יואמדו בשיטת "הריבועים הפחותים בשני שלבים" (TSLS) תוך שימוש במשתנה אינסטרומנטאלי, כפי שנעשה בתת-פרק 2.3.2. למעשה, השימוש בגישה אקונומטרית זו מאפשר לא רק לאמוד את מקדם ההשכלה והתשואה לתואר אקדמי לאורך השנים, אלא גם לבחון אם השפעת החוק על הנגישות ללימודים גבוהים בקרב בני המיעוטים משתנה על פני זמן ביחס לשאר האוכלוסייה הישראלית.

כפי שצוין בפרק הקודם, האניסטרומנט אשר נבחר במחקר הנוכחי הינו משתנה $AcadCollege_i$. זהו משתנה אינדיקטור עבור הפרט אשר לגביו השפעת "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 יכולה להיות רלוונטית, דהיינו, פרט שגילו יכול היה לאפשר לו להיות מושפע מהחוק ע"י לימודים במכללה. בפרק הנוכחי משתנה העזר חושב באופן הבא – פרט שגילו בשנת 1995 היה 24 ומטה קיבל ערך 1, אחרת 0, שכן לפי נתוני המועצה להשכלה גבוהה, מאז תחילת שנות ה-2000 הגיל שבו רוב הסטודנטים בישראל מתחילים ללמוד לקראת תואר ראשון נע בין 20 ל-24.⁴⁰

לפיכך, האמידה של גרסיית השכר בחלק זה תבצע בשתי צורות, כפי שנעשתה בפרק הקודם:

(1) פעם אחת כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד:

$$\text{First Stage: } S_i^* = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot Z_{ij} + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\text{Second Stage: } \ln(HW_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i^* + \beta_2 \cdot Age_i + \beta_3 \cdot Age_i^2 + \sum_{j=4}^m \beta_j \cdot X_{ij} + v_i \quad (7)$$

(2) פעם שניה כאשר המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית:

$$\text{First Stage: } Acad_i^* = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot T_{ij} + \eta_i \quad (8)$$

$$\text{Second Stage: } \ln(HW_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Acad_i^* + \beta_2 \cdot Age_i + \beta_3 \cdot Age_i^2 + \sum_{j=4}^m \beta_j \cdot Y_{ij} + u_i \quad (9)$$

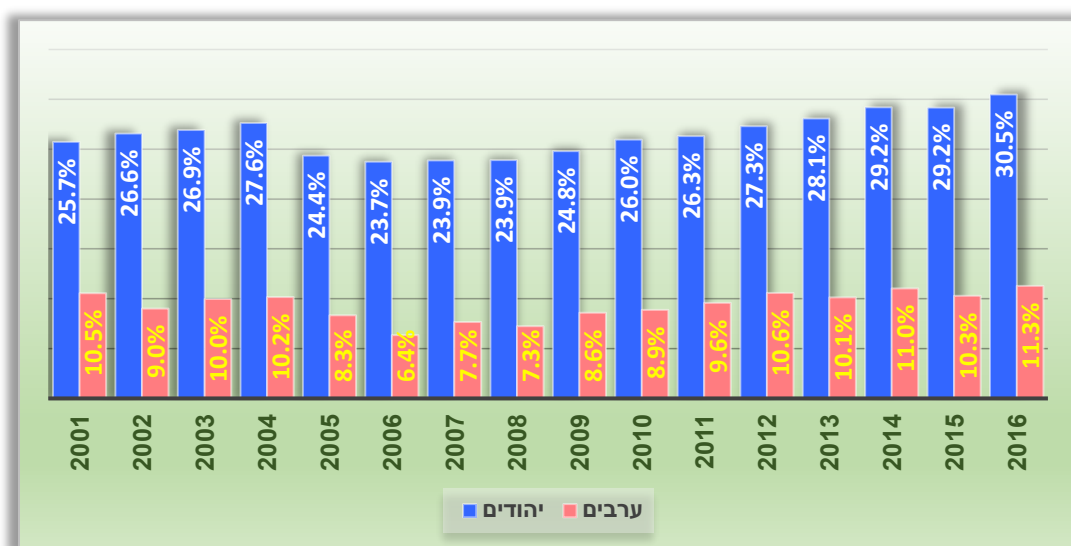
כאשר: i – אינדקס שמציין את מספר הפרט ($i=1,2,3,\dots,m$); j – אינדקס שמציין את מספר המשתנה המסביר ($j=1,2,3,\dots,m$); S_i^* – מספר שנות לימוד של פרט i ; $Acad_i^*$ – משתנה דמי המציין אם פרט i בעל תואר אקדמי כלשהו (1 – כן, 0 – לא); Z_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות במשוואה מס' 6 (כולל משתנה העזר $AcadCollege_i$); T_{ij} – מטריצת המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות במשוואה מס' 8 (כולל האניסטרומנט) ε_i ו- η_i – השאריות המתקבלות כתוצאה מהרצה של המשוואות המקוצרות עבור פרט i ; HW_i – שכרו הגולמי השעתי של פרט i ; Age_i – גילו של פרט i ; Age_i^2 – גיל בריבוע של פרט i ; X_{ij} ו- Y_{ij} – מטריצות המשתנים המסבירים הנוספים והאינטראקציות במשוואות מס' 7 ומס' 9, בהתאמה; v_i ו- u_i – השגיאות המתקבלות כתוצאה מהרצה פונקציות השכר אחרי תיקון ההטיה.

⁴⁰ המועצה להשכלה גבוהה, התפתחויות עיקריות במערכת ההשכלה הגבוהה – לקט נתונים, מאי 2012.

3.4 נתונים

בחלק שני של המחקר נעשה שימוש בסקרי הוצאות והכנסות של משקי בית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנים 2001-2016 אשר כוללים מידע על שכירים (גברים ונשים) יהודים (כולל אחרים) וערבים אשר עבדו בכל סוגי המשרות. הסיבה לבחירת טווח זה של השנים היא שמתחילת העשור הנוכחי החלה האטה כללית בקצב הגידול של מספר הלומדים במוסדות להשכלה גבוהה (אוניברסיטאות ומכללות גם יחד) לקראת תואר ראשון. כלומר, ההתפתחות וההתרחבות של מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל והנגישות אליה, שבהן התאפיינו שני העשורים האחרונים, נחלשו. אפשרי כי ההשפעה של חוק המכללות האקדמיות ותכניות תמיכה אחרות על קצב גידול הלומדים במערכת הולכת ופוחתת. ראוי לציין, כי האטה זו, שמושפעת בין היתר מהתייצבות בגודל השנתון הרלוונטי, נותנת את אותותיה גם במספר המוסדות להשכלה גבוהה בישראל.⁴¹

תרשים מס' 12: אחוז האקדמאים בכל מגזר בראייה רב שנתית (2001-2016)



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

מתרשים מס' 12 שלעיל עולה כי בבסיסי הנתונים הנחקרים שיעור בעלי השכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים נמוך מזה שבקרב היהודים לאורך השנים. התרשים גם מראה שבין השנים 2001-2005 לא הייתה עלייה באחוז האקדמאים בקרב שני המגזרים הנחקרים, כ-26% אצל יהודים לעומת כ-10% אצל ערבים. עם זאת, החל משנת 2006 נרשמה עלייה עקבית במספר בעלי השכלה האקדמית בקרב שתי הקבוצות הנבחנות. נראה כי המגמה בשנים אלו מבטאת ביקוש עולה ללימודים אקדמיים לאורך השנים האחרונות אשר בתורו הביא לשינויים מרחיקי לכת במבנה מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל, קרי, עידן פריחת המכללות האקדמיות.⁴²

⁴¹ חוברת מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל, המועצה להשכלה גבוהה, 2015.

⁴² מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

כמו כן, בחלק זה של העבודה נתונים נוספים, שנאספו בסקרים הללו על ידי הלמ"ס, מאפשרים לנו לכלול טווח רחב יותר של האוכלוסיה בגילאי העבודה 43.25-64

כתוצאה מהתחשבות בשיקולים שצוינו לעיל, בסיסי הנתונים אינם זהים מבחינת גודל המדגם ומשתנים משנה לשנה, כפי שניתן לראות בלוח מס' 5. שכיחות הערבים השכירים במדגמים הנחקרים גם משתנה מתקופה לתקופה ועומדת על כ-12% במוצע. ייצוג של קבוצה זו אינו חורג בהרבה מפירסומים מעודכנים של הלשכה המרכזית לסטטיטיקה, שכן על פי השנתון הסטטיסטי לשנת 2018 הערבים מהווים בפועל רק 13.1% מכוח העבודה האזרחי, בעוד ששיעורם מכלל האוכלוסייה הישראלית בגילאי העבודה העיקריים (25-64) עומד על 18.1%⁴⁴.

לוח מס' 5: ייצוג של מגזרים בכל מדגם

שנה	כל המדגם	שכיחות יהודים	שכיחות ערבים	שנה	כל המדגם	שכיחות יהודים	שכיחות ערבים
2001	11,900	87.20% (10,376)	12.80% (1,524)	2009	15,915	89.05% (14,173)	10.95% (1,742)
2002	14,133	89.07% (12,588)	10.93% (1,545)	2010	16,309	88.74% (14,473)	11.26% (1,836)
2003	13,708	89.06% (12,208)	10.94% (1,500)	2011	15,743	88.75% (13,972)	11.25% (1,771)
2004	13,657	89.41% (12,211)	10.59% (1,446)	2012	8,852	89.48% (7,920)	10.52% (932)
2005	14,850	88.48% (13,139)	11.52% (1,711)	2013	9,279	89.14% (8,272)	10.86% (1,007)
2006	14,359	89.12% (12,797)	10.88% (1,562)	2014	9,216	88.22% (8,130)	11.78% (1,086)
2007	14,570	88.51% (12,896)	11.49% (1,674)	2015	7,529	87.74% (6,606)	12.26% (923)
2008	14,981	88.49% (13,256)	11.51% (1,725)	2016	9,478	85.28% (8,083)	14.72% (1,395)

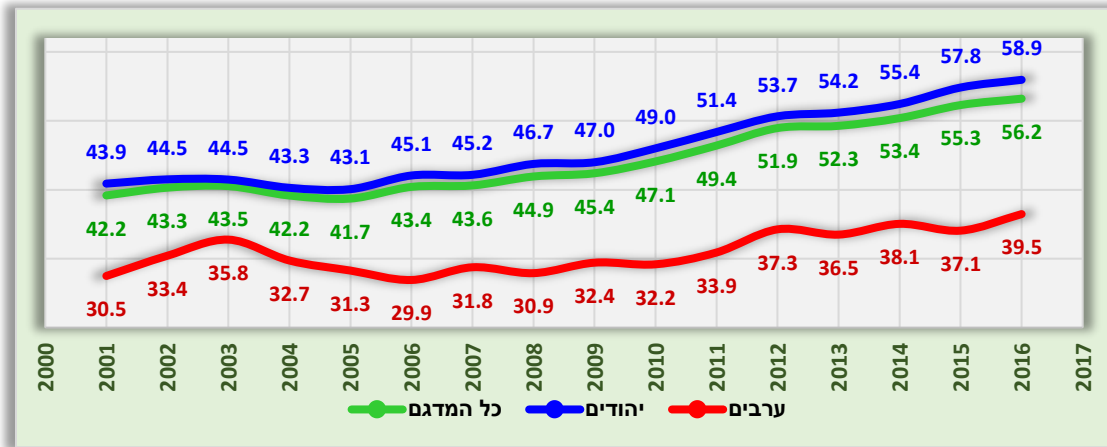
מנתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית לשנים 2001-2016 עולה גם כי קיימת מגמת עלייה לאורך השנים בשכר הממוצע לשעה. אחד מהסיבות האפשריות לכך היא עלייה הדרגתית בשכר המינימום באותן שנים. עם זאת, מהנתונים שבתרשים מס' 13 עולה כי לאורך השנים הנדונות נשמר הפער בשכר ברוטו השעתי בין המגזרים לרעת הערבים. למעשה, ההפרשים לא היו קבועים לאורך

⁴³ אחד מטווחי הגילאים הנפוצים ביותר למדידת כוח העבודה היא מגיל 25 ועד גיל 64 (ראה/י למשל: קלוד בר רבי, קיריל שרברמן ושירלי ירין, 2017; דן בן-דוד ואיל קמחי, 2017).

⁴⁴ הנתונים מתבססים על השנתון הסטטיסטי לשנת 2018 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

זמן. כך למשל, ההפרש, שבשנת 2001 עמד על כ-13 שנה, בשנת 2003 ירד לכ-9 שנה, ואילו מאז שנת 2004 הפער בשכר הממוצע לשעה התחיל להתרחב עד שהגיע לרמה של כ-20 שנה בשנת 2016. ממצא זה עומד בקנה אחד עם הספרות שנסקרה בפרק זה (למשל: קמחי ושרברמן, 2014; Asali, 2006; Haberfeld; and Cohen, 2007; ואחרים).

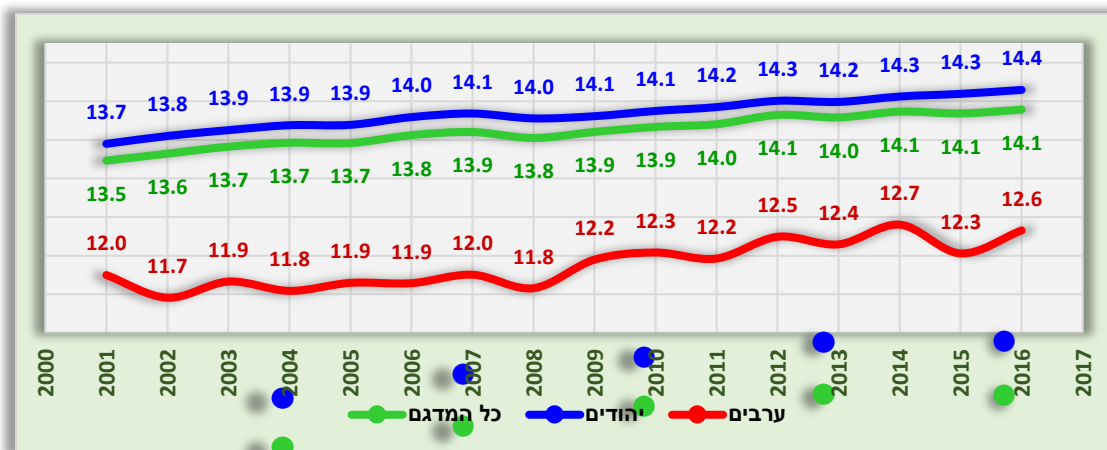
תרשים מס' 13: השכר הממוצע ברוטו לשעה לפי מגזר בראייה רב שנתית (2001-2016)



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

הנתונים בתרשים מס' 14 מראים כי מספר ממוצע של שנות לימוד לפרט עולה בצורה עקבית משנה לשנה: מ-13.5 שנות השכלה בשנת 2001 ל-14.1 שנות לימוד בשנת 2016. יחד עם זאת, פילוח שנות לימוד ליהודים וערבים בנפרד מצביע על הפערים ברמת ההשכלה בין שני המגזרים הנחקרים לרעת הערבים לאורך השנים הנדונות. כפי שניתן לראות בתרשים מס' 14, ההפרשים הם די קבועים לאורך זמן וניתן לראות כי יהודים לומדים בממוצע כשנתיים יותר מאשר הערבים.

תרשים מס' 14: מספר ממוצע של שנות לימוד לפרט לפי מגזר בראייה רב שנתית (2001-2016)



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

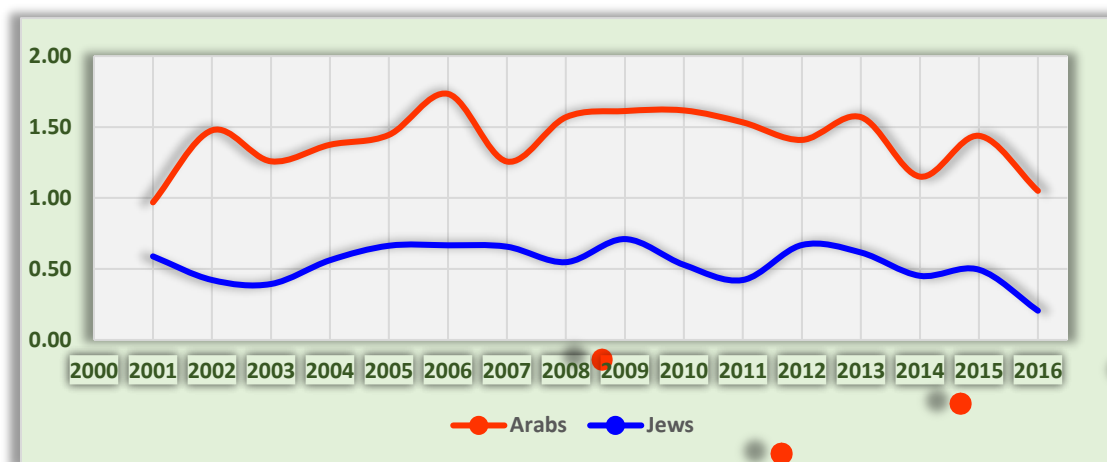
3.5 תוצאות

כעת יוצגו תוצאות של החלק השני באמצעותן ננסה לבחון כיצד משתנה השפעת "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 על הנגישות ללימודים אקדמיים בקרב בני המיעוטים על פני זמן ביחס לשאר האוכלוסייה הישראלית. בנוסף, נבדוק כיצד השפעות אלו של החוק שבאות ליד ביטוי ביכולת ההשתכרות של הערבים בשוק העבודה משתנות לאורך השנים ביחס לאוכלוסיית הרוב.

3.5.1 תוצאות האמידה של רגרסיות השכר כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד

נתחיל מניתוח תוצאות האמידה של רגרסיות השכר כאשר המשתנה האנדוגני הוא מספר שנות לימוד, כפי שהן מתקבלות מנתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית לשנים 2001-2016. תרשים מס' 15 שלהלן מציג את ההשפעות השוליות של "הניסוי הטבעי" במערכת החינוך הגבוה מ-1995 על מספר שנות לימוד בקרב בני המיעוטים על פני זמן ביחס ליהודים, בעוד שתרשים מס' 17 מדגים את התפתחות התשואה להשכלה לאורך השנים בקרב שתי הקבוצות הנחקרות.

תרשים מס' 15: דינמיקה של השפעת החוק מ-1995 על מספר שנות הלימוד



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

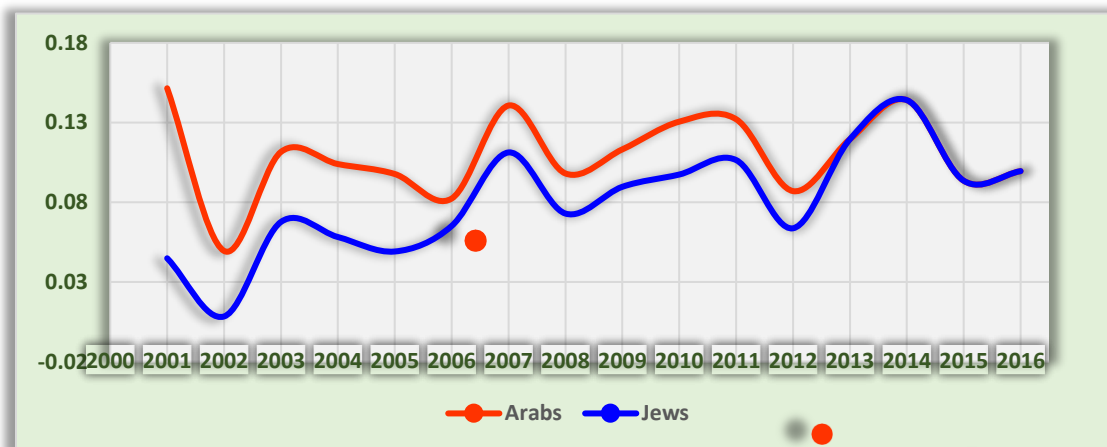
לפני שנתחיל לנתח את הגרפים המוצגים בתרשימים שלהלן, נזכיר תחילה שעל מנת לבחון את הדינמיקה של השפעת שינוי מדיניות (אקסוגני) במערכת ההשכלה האקדמית מ-1995 על רמת השכלתו ויכולת השתכרותו של הפרט בשוק העבודה הישראלי לאורך זמן, בפרק הנוכחי נעשה שימוש בשיטה אקונומטרית דו-שלבית העושה שימוש במשתנה אינסטרומנטאלי "חוק המכללות האקדמיות מ-1995". לפיכך, תרשים מס' 15 נבנה על סמך השפעות שוליות של "חוק המכללות" לפי מגזר, כפי הן שמתקבלות מהרצת הרגרסיות של השלב הראשון לשנים 2001-2016. תרשים מס' 17 מציג את תשואות להשכלה לפי מגזר עבור אותו טווח של שנים, כפי הן שמתקבלות מהרצת משוואות השכר.

תרשים מס' 16: דינמיקת ההפרשים בין השפעת החוק מ-1995 על מספר שנות לימוד בקרב היהודים לזו אצל הערבים



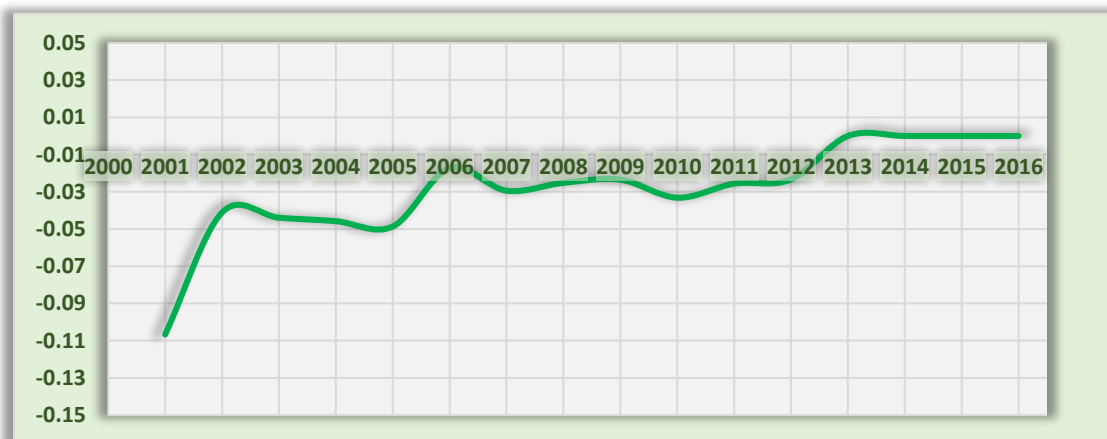
עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

תרשים מס' 17: דינמיקה של התשואה להשכלה



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

תרשים מס' 18: דינמיקת הפערים בין התשואה להשכלה של יהודים לזו של ערבים



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

כעת נעבור לפירוש האומדנים שמתקבלים מהרצת הרגרסיות לשנים 2001-2016. מאחר ועבור כל אחת מהשנים הנחקרות נבחן אותו מודל אקונומטרי, ניתן להדגים את פירוש המקדמים של פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2001 בלבד, וזאת על מנת להבין כיצד מתפרשים תוצאות האמידה של שאר השנים.

לוח מס' 6 שלהלן מציג תוצאות האמידה של פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר, כפי שהן מתקבלות מסקר הכנסות של משקי בית לשנת 2001. במשוואה הראשונה (Reduced-form Schooling) מקדמי המשתנים AcadCollege ו-AcadCollege×Jew מובהקים מבחינה סטטיסטית ומצביעים על כך ש"חוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 תורם יותר למספר שנות לימוד של הערבים (0.9693) מאשר ליהודים (0.589=0.3803-0.9693). כלומר, בהתאם לנתוני שנת 2001 רפורמה זו במערכת החינוך הגבוהה אכן השפיעה באופן חזק יותר על נגישות להשכלה אקדמית בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב⁴⁵, כאשר הנגשה זו בתורה גרמה לעליה במספר שנות לימוד בקרב שני המגזרים.

יתרה מזאת, האומדנים של שאר מקדמי המשתנים המסבירים ברגרסיית ההשכלה, חוץ ממקדם המשתנה Married, בכיוונים צפויים וגם מובהקים סטטיסטית. כך, למשל: גברים לומדים פחות שנים מאשר הנשים; ערבים עדיין לומדים בממוצע פחות שנים מאשר היהודים; עם כל שנת גיל נוספת מספר שנות השכלה של הפרט עולה בממוצע ב-0.2729 שנים; המקדם של משתנה גיל בריבוע מצביע על ההשפעה השולית הפוחתת של גיל הפרט על מספר שנות לימוד שלו; רמת השכלתם של עובדים במגזר הציבורי גבוהה יותר בהשוואה לזו של אלה שבמגזר הפרטי; בעלי משלח יד מוגדר כלשהו מלומדים יותר מהפרטים הלא מיומנים (האומדן מובהק ברמת מובהקות של 10%).

מניתוח תוצאות האמידה של רגרסיית השכר המתוקנת (IV Log Earnings) (לוח מס' 6) עולה כי המקדם של משתנה הדמי עבור פרט יהודי מצביע על אפליית שכר מובהקת לרעת הערבים, דהיינו, קיים פער בשכר השעתי הממוצע בין המגזרים לטובת היהודים. בנוסף, התשואה להשכלה בקרב הערבים (15.15%) ותוספת (-10.67%) למקדם ההשכלה של היהודים⁴⁶ (4.48%=10.67%-15.15%) הן שתי תוצאות מובהקות סטטיסטית. כלומר, כאשר מטפלים באנדוגניות של רמת ההשכלה של הפרט באמצעות משתנה עזר (IV) למספר שנות הלימוד, ניתן לראות כי תשואה להשכלה אצל הערבים גבוהה יותר מזו של היהודים. בהתאם לכך, קיים בסיס לטעון שטיפול בגורם ההשכלה האקדמית באמצעות רפורמה בחינוך הגבוהה אכן תרם לגידול בשכרו של המיעוט הערבי בשוק העבודה הישראלי. עם זאת, הפער בשיעורי התשואה להשכלה, שעומד על 10.67%, אינו מצביע על כך ש"חוק המכללות" תרם לצמצום פערי השכר בין האוכלוסייה הערבית ואוכלוסיית הרוב.

מעבר לכך, חוץ ממקדמי המשתנים Skilled ו-PublicSector, שאר האומדנים במשוואת השכר, בכיוונים צפויים ומובהקים סטטיסטית, וגם בהלימה עם תוצאות שהתקבלו במחקרים אחרים בתחום פערי השכר בין אוכלוסיות שונות. כך, למשל: השכר הגולמי הממוצע לשעה של גבר גבוהה מזה של אישה ב-13.51%; עם כל שנת גיל השכר הגולמי הממוצע לשעה של הפרט עולה ב-2.82% בממוצע;

⁴⁵ יש לציין שאם מקדם של משתנה האינטראקציה AcadCollege×Jew (-0.3803) לא היה מובהק, היינו מסיקים כי השפעת החוק על הנגישות ללימודים אקדמיים בקרב שני המגזרים אינה שונה.

⁴⁶ התוספת למקדם ההשכלה של היהודים מתבטאת במקדם של משתנה האינטראקציה Schooling×Jew.

המקדם של משתנה גיל בריבוע מצביע על ההשפעה השולית הפוחתת של גיל הפרט על שכרו השעתי; השכר הגולמי הממוצע לשעה של נשוי/נשואה גבוה מזה של פרט עם מצב משפחתי אחר ב-12.23%.

לוח מס' 6: אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	6.6195 (12.31) ***	0.5376	0.6270 (2.12) **	0.2955
Gender	-0.4356 (-7.70) ***	0.0565	0.1351 (9.80) ***	0.0138
Jew	1.6029 (12.42) ***	0.1290	1.3972 (5.44) ***	0.2569
Age	0.2729 (10.30) ***	0.0265	0.0282 (5.37) ***	0.0052
Age ²	-0.0035 (-10.97) ***	0.0003	-0.0003 (-4.07) ***	0.0001
Married	0.1013 (1.49)	0.0680	0.1223 (11.63) ***	0.0105
PublicSector	0.9303 (11.14) ***	0.0835	0.0424 (1.60)	0.0264
Skilled	0.1039 (1.78) *	0.0585	-0.0148 (-1.65)	0.0089
AcadCollege	0.9693 (5.35) ***	0.1810	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.3803 (-2.38) ***	0.1595	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.1515 (5.24) ***	0.0289
Schooling · Jew	-----	-----	-0.1067 (-5.12) ***	0.0208
Adjusted R ²	0.0678		0.1114	
Sample Size	11,900		11,900	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

תוצאות האמידה של פונקציות ההשכלה ומשוואות השכר לשנים 2002-2016 פוענחו באותו אופן שבו פורשו האומדנים לשנת 2001. טבלאות המסכמות את אמידת הרגרסיות הנ"ל מופיעות בנספחים ד-ג. כפי שצוין לעיל, השפעות שוליות של "חוק המכללות האקדמיות" על מספר שנות לימוד ותשואות להשכלה לפי מגזר לשנים 2001-2016 שימשו לבניית תרשימים שמספריהם 15 ו-17, בהתאמה.

כעת נחזור לניתוח גרפים המוצגים בתרשימים, שמספריהם 15, 16, 17 ו-18. תרשים מס' 15 מראה שלאורך השנים 2001-2016 "חוק המכללות האקדמיות" תרם יותר למספר שנות השכלה של בני המיעוטים מאשר ליהודים. יתרה מזאת, ההפרשים בין ההשפעות השוליות בקרב שני המגזרים, שמוצגים בתרשים מס' 16, הם יחסית יציבים לאורך זמן, מה שעשוי להצביע על ההשפעה החיובית והעקבית של הרפורמה על נגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב. עם זאת, כפי שצוין בתת-פרק הקודם, הערבים עדיין לומדים פחות שנים מאשר היהודים.

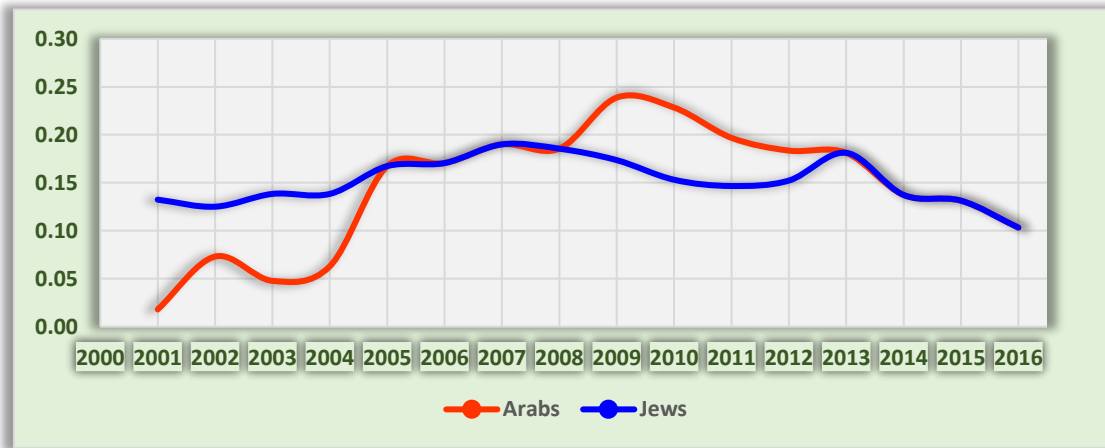
באשר להתפתחות התשואה להשכלה לאורך זמן, תרשים מס' 17 ממחיש את העובדה כי במהלך השנים 2001-2016 חלה עלייה ממוצעת במקדמי ההשכלה של שני המגזרים. התרשים גם מראה כי עד שנת 2012 תשואה להשכלה של הפרט הערבי הייתה גבוהה יותר מזו של הפרט היהודי, ואילו החל משנת 2013 מקדמי ההשכלה התחילו להתקרב. כלומר, מתרשים מס' 18 עולה כי ההבדלים בתשואה להשכלה הולכים וקטנים לאורך השנים עד להיעלמותיהם המוחלטת החל משנת 2013, מה שעשוי להצביע על כך שפערי השכר בין שתי הקבוצות הנחקרות מצטמצמים לכיוון התכנסות לאורך הזמן. ראוי לציין כי חלק מהצמצום בהפרשי השכר עשוי לנבוע מסיבות נוספות, כגון: היקף שעות העבודה, סוג המשרה (מלאה או חלקית), ותק וניסיון, התפתחות של שכר המינימום במשק לאורך השנים וכדומה. ממצאים אלה תומכים במחקרים שנסקרו בפרקים קודמים שהראו כי לפערים בשיעורי התשואה להשכלה לאורך זמן מתאם חיובי עם אי-השוויון בהכנסות.

3.5.2 תוצאות האמידה של רגרסיות השכר כאשר המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית

כעת נעבור לניתוח תוצאות האמידה של רגרסיות השכר כאשר המשתנה האנדוגני הוא החלטת הפרט לצאת ללימודים גבוהים, כפי שהן מתקבלות מנתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית לשנים 2001-2016. תרשים מס' 19 מציג את ההשפעות השוליות של "חוק המכללות האקדמיות" על סיכוייהם של בני המיעוטים לרכוש תואר אקדמי על פני זמן ביחס ליהודים, בעוד שתרשים מס' 21 מדגים את התפתחות התשואה להשכלה אקדמית לאורך השנים בקרב שתי הקבוצות הנחקרות.

תרשים מס' 19 נבנה על סמך השפעות שוליות של "חוק המכללות" לפי מגזר, כפי הן שמתקבלות מהרצת הפונקציות הלוגיסטיות לשנים 2001-2016. תרשים מס' 21 מציג את תשואות להשכלה אקדמית לפי מגזר עבור אותו טווח של שנים, כפי הן שמתקבלות מהרצת הרגרסיות של השלב השני, קרי משוואות שכר מתוקנות.

תרשים מס' 19: דינמיקה של השפעת החוק מ-1995 על סיכויי הפרט לרכוש תואר אקדמי



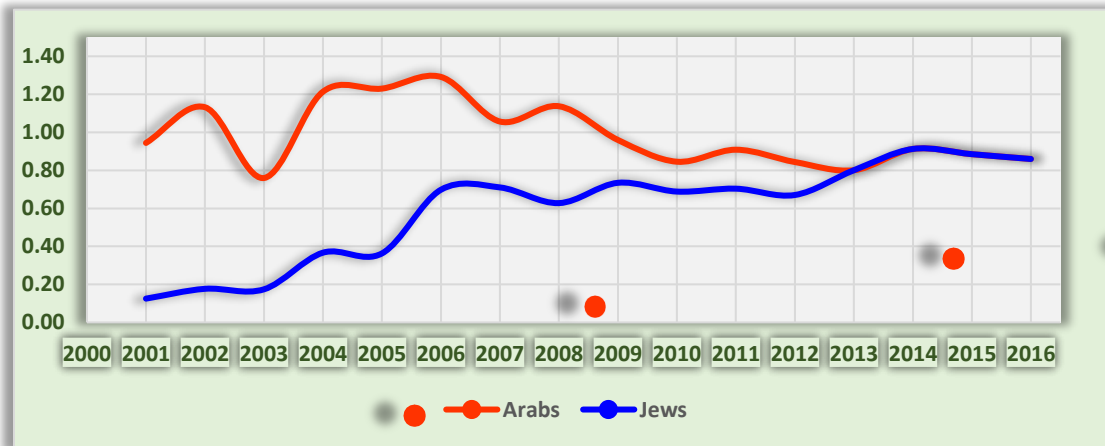
עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

תרשים מס' 20: דינמיקת הפרשים בין השפעת החוק מ-1995 על הסיכויים לרכוש תואר אקדמי בקרב היהודים לזו אצל הערבים



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

תרשים מס' 21: דינמיקה של הפרמיה להשכלה אקדמית



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

תרשים מס' 22: דינמיקת הפערים בין הפרמיה להשכלה אקדמית של יהודים לזו של ערבים



עיבוד של נתוני סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית, הלמ"ס, 2001-2016

לפני שנתחיל לנתח את הגרפים המוצגים בתרשימים שלעיל, נעבור לאינטרפרטציה של הפרמטרים ברגרסיות לשנים 2001-2016. בדומה לתת פרק הקודם, ניתן להדגים את פירוש המקדמים של המודל האקונומטרי לשנת 2001 בלבד, כדי להבין כיצד מתפרשים תוצאות האמידה של שאר השנים.

לוח מס' 7 מציג תוצאות האמידה של המודל הסלקטיבי ופונקציית השכר, כפי שהן מתקבלות מסקר הוצאות והכנסות של משקי בית לשנת 2001. גם כאן נדגים את תוצאות המודל על סמך הרצת שנה זו, טבלאות המסכמות את אמידת הרגרסיות עד שנת 2016 מופיעות בנספחים ד-לג. ברגרסיה לוגיסטית (Logit Academic) מקדמי המשתנים AcadCollege ו-AcadCollegeJew מובהקים סטטיסטית ומצביעים על כך ש"חוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 תורם פחות לסיכוייהם של ערבים לרכוש תואר אקדמי (0.0180) מאשר ליהודים ($0.0180 + 0.1144 = 0.1324$). כלומר, בהתאם לנתוני שנת 2001 רפורמה זו במערכת החינוך הגבוהה השפיעה באופן חזק יותר על נגישות להשכלה אקדמית בקרב אוכלוסיית הרוב ביחס לערביי ישראל.

יתרה מזאת, האומדנים של שאר מקדמי המשתנים המסבירים במודל הבחירה האקדמית, חוץ ממקדם המשתנה Skilled, בכיוונים צפויים וגם מובהקים סטטיסטית. כך, למשל: שיעור הגברים בקרב בעלי השכלה אקדמית נמוך יותר מזה של הנשים; אחוז האקדמאים בקרב היהודים גבוה יותר מזה של הערבים; גיל משפיע באופן חיובי על החלטת הפרט לרכוש השכלה אקדמית; המקדם של משתנה גיל בריבוע מצביע על ההשפעה השולית הפוחתת של גיל הפרט על בחירתו לצאת ללימודים גבוהים; שיעור הנשואים בקרב בעלי השכלה אקדמית נמוך יותר מזה של פרטים עם מצב משפחתי אחר; אחוז האקדמאים בקרב המועסקים בסקטור הציבורי גבוה יותר מזה שבמגזר הפרטי.

לוח מס' 7: אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient ⁴⁷	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.2026 (41.32) ***	0.0533
Gender	-0.0635 (-7.47) ***	0.0085	0.1234 (10.54) ***	0.0117
Jew	0.0851 (5.06) ***	0.0168	0.3318 (8.53) ***	0.0389
Age	0.0362 (8.80) ***	0.0041	0.0318 (8.61) ***	0.0037
Age ²	-0.0004 (-8.90) ***	0.0001	-0.0004 (-7.51) ***	0.0001
Married	-0.0276 (-2.75) ***	0.0101	0.1317 (12.27) ***	0.0107
PublicSector	0.1025 (9.02) ***	0.0114	0.0734 (4.15) ***	0.0177
Skilled	-0.0100 (-1.11)	0.0089	-0.0073 (-0.85)	0.0086
AcadCollege	0.0180 (0.60) *	0.0300	-----	-----
AcadCollege · Jew	0.1144 (4.33) ***	0.0264	-----	-----
Academic	-----	-----	0.9442 (4.52) ***	0.2089
Academic · Jew	-----	-----	-0.8191 (-4.30) ***	0.1904
Adjusted R ²	-----		0.1104	
Pseudo R ²	0.0294		-----	
Sample Size	11,900		11,900	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

⁴⁷ בעמודה זו מופיעים מקדמים המבטאים את ההשפעות השוליות (Marginal Effects). כלומר, כאן יחסי הסיכויים (Odds Ratio) הומרו להשפעות חלקיות של כל אחד מהמשתנים המסבירים על סיכויי הפרט לרכוש השכלה אקדמית, בהנחה ששאר מאפייני הפרט נשארים ללא שינוי (קבועים).

מניתוח תוצאות האמידה של רגרסיית השכר המתוקנת (Selectivity Corrected Log Earnings) (לוח מס' 7) עולה כי המקדם של משתנה הדמי עבור פרט יהודי מצביע על אפליית שכר מובהקת לרעת הערבים, דהיינו, קיים פער בשכר השעתי הממוצע בין המגזרים לטובת היהודים. בנוסף, התשואה לתואר אקדמי בקרב הערבים (94.42%) ותוספת (-81.91%) למקדם ההשכלה האקדמית של היהודים⁴⁸ ($94.42\% - 81.91\% = 12.51\%$) הן שתי תוצאות מובהקות סטטיסטית. כלומר, כאשר מטפלים באנדוגניות של אקדמיזציה הפרט בעזרת שיטת IV, ניתן לראות שפרמיה להשכלה בקרב הערבים גבוהה יותר מזו של היהודים. בהתאם לכך, קיים בסיס לטעון שטיפול בגורם ההשכלה האקדמית באמצעות רפורמה בחינוך הגבוה אכן תרם לגידול בשכרו של המיעוט הערבי בשוק העבודה הישראלי.⁴⁹ עם זאת, הפער בשיעורי הפרמיה להשכלה, שעומד על 81.91%, אינו מצביע על כך ש"חוק המכללות האקדמיות" תרם לצמצום פערי השכר בין האוכלוסייה הערבית ואוכלוסיית הרוב, כפי שצוין לעיל.

מעבר לכך, חוץ ממקדם המשתנה Skilled, שאר האומדנים במשוואת השכר, בכיוונים צפויים ומובהקים סטטיסטית, וגם בהלימה עם תוצאות שהתקבלו במחקרים אחרים בתחום פערי השכר בין אוכלוסיות שונות. כך, למשל: השכר הגולמי הממוצע לשעה של גבר גבוה מזה של אישה ב-12.34%; עם כל שנת גיל השכר הגולמי הממוצע לשעה של הפרט עולה ב-3.18% בממוצע; המקדם של משתנה גיל בריבוע מצביע על ההשפעה השולית הפוחתת של גיל הפרט על שכרו השעתי; השכר הגולמי הממוצע לשעה של נשוי/נשואה גבוה מזה של פרט עם מצב משפחתי אחר ב-13.17%; שכרו השעתי של הפרט, שמועסק בסקטור הציבורי, גבוה ב-7.34% מזה של מזה של העובד במגזר הפרטי.

כעת נחזור לניתוח גרפים המוצגים בתרשימים, שמספריהם 19, 20, 21 ו-22. בתרשימים מס' 19 ו-20 מתגלה ממצא משמעותי בנוגע להבדלים בהשפעת הרפורמה על הסיכויים לרכוש תואר אקדמי בקרב הקבוצות הנחקרות לאורך זמן. כך, נמצא כי בין השנים 2001-2004 חוק המכללות תרם יותר ליהודים מאשר לבני המיעוטים, בין 2005-2008 לא היה הבדל בהשפעות השוליות בין שני המגזרים, אך בארבע שנים הבאות (2009-2012) המגמה התהפכה לטובת הערבים ואילו החל משנת 2013 הפערים הצטמצמו ונראה כי מושגת התכנסות.

בנוסף, אם מתבוננים על כל קבוצה בנפרד (תרשים מס' 19), ניתן לראות שמשנת 2001 השפעת הרפורמה על ההנגשה להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל רק הלכה וגדלה (מ-0.02 ל-0.24) עד שבשנת 2009 התחילה לדעוך, אך עדיין נותרה חיובית (כ-0.103). לעומת זאת, אצל היהודים בין השנים 2001-2013 ההשפעה השולית הייתה יחסית יציבה עד שבשנת 2013 חלה ירידה מסוימת בדומה לזו של בני המיעוטים. הדעיכה במקדם המשתנה AcadCollege בקרב שתי הקבוצות, שחלה בין השנים 2013-2016, ככל הנראה מתאפיינת בירידה כללית במספר הסטודנטים הלומדים לקראת תואר ראשון במוסדות אקדמיים בשנים האחרונות (ראה/י תת-פרק 1.1). כלומר, תרשימים מס' 19 ו-20 מלמדים

⁴⁸ התוספת למקדם ההשכלה הגבוהה של היהודים מתבטאת במקדם של משתנה האינטראקציה Academic×Jew.
⁴⁹ יש לציין שאם התוספת למקדם ההשכלה האקדמית של היהודים לא הייתה מובהקת, היינו מסיקים כי התשואה לתואר אקדמי בקרב שני המגזרים אינה שונה.

כי "חוק המכללות האקדמיות" תרם לשיפור הנגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל על פני זמן, אולם אחוז האקדמאים בקרב הציבור הערבי עדיין נשאר נמוך בהשוואה ליהודים.

באשר להתפתחות הפרמיה להשכלה אקדמית במהלך השנים 2001-2016, תרשים מס' 21 מראה כי עד שנת 2012 תשואה לתואר אקדמי של הפרט הערבי הייתה גבוהה יותר מזו של הפרט היהודי, ואילו החל משנת 2013 מקדמי ההשכלה הגבוהה התחילו להתקרב. כלומר, כפי שניתן לראות בתרשים מס' 22, ההבדלים בפרמיה להשכלה גבוהה הולכים וקטנים לאורך השנים עד להיעלמותיהם המוחלטת החל משנת 2013, דבר שעשוי להצביע על כך שפערי השכר בין שתי הקבוצות הנחקרות מצטמצמים לכיוון התכנסות לאורך השנים, כפי שצוין בתת-פרק הקודם.

3.6 דיון ומסקנות

הדיונים במעמדו החברתי-כלכלי של הציבור הערבי בישראל בדרך כלל מתמקדים בפערים בינו לבין האוכלוסייה היהודית, אולם נתונים לגבי ההשפעה של צעדי מדיניות רלוונטיים כמעט ולא קיימים. חלק זה של המחקר שופך אור על ההתקדמות שעשו ערבים בתחום ההשכלה הגבוהה ועל השיפור שחל במצבם התעסוקתי ויכולת השתכרותם בשל צעדי מדיניות בנגישות להשכלה הגבוהה.

בהתאם לכך, במהלך ניתוח הנתונים התגלו שני ממצאים מעודדים הראויים להדגשה: הראשון קשור להשפעה של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 על ההנגשה להשכלה אקדמית בקרב בני המיעוטים לאורך זמן; והשני ממחיש את העובדה שההשפעה העקבית הזו של החוק באה לידי ביטוי בצמצום פערי השכר בין יהודים לערבים בשוק העבודה הישראלי.

למעשה, התוצאות שהתקבלו בניתוח האקונומטרי מתיישבות כמעט עם כל ההשערות שהועלו בפרק זה של המחקר. כך למשל, ההשערה הראשונה אוששה, שכן הממצאים מצביעים על כך שהשפעה חיובית של "חוק המכללות האקדמיות" על הנגישות להשכלה גבוהה בקרב ערביי ישראל ביחס לאוכלוסיית הרוב נשמרה גם מספר שנים לאחר יישומו. עם זאת, ראוי לציין כי למרות שהרפורמה המשיכה לתרום למספר שנות השכלה של בני המיעוטים במהלך השנים 2001-2016, פרט ערבי עדיין לומד פחות שנים בממוצע מאשר הפרט היהודי.

במחקר גם נמצא כי ההשפעה השולית של חוק המכללות על סיכוייהם של בני המיעוטים רק הלכה וגברה עם השנים עד שבשנת 2009 התחילה לדעוך, אך עדיין נותרה חיובית (כ-0.103). יש לציין כי דעיכה זו, שחלה בקרב שתי הקבוצות, ככל הנראה מתאפיינת בירידה כללית בכמות הלומדים לתואר ראשון בכל המוסדות האקדמיים בשנים האחרונות (ראה/י תת-פרק 1.1). מכאן ניתן להסיק כי הרפורמה רחבת היקף במערכת ההשכלה הגבוהה משנת 1995 בסך הכל תרמה לשיפור הנגישות ללימודים אקדמיים בקרב הערבים על פני זמן, למרות ששיעור האקדמאים בקרב ערבים עדיין נותר נמוך בהשוואה ליהודים.

בהקשר זה ראוי לציין, כי התוכנית הרב-שנתית מ-2012 לשילוב הציבור הערבי באקדמיה יכלה לרגום לכך שהשפעת הרפורמה על רמת השכלתם של בני המיעוטים המשיכה להיות חיובית ואף יציבה בשנים שאחרי 2012.

מעיון בתוצאות הניתוח עבור השערת המחקר השנייה עולה כי ההשפעה החיובית והעקבית של שינוי המדיניות (אקסוגני) במערכת החינוך הגבוהה מ-1995 אכן מתבטאת ביכולת ההשתכרות של הפרט בשוק העבודה על פני זמן. הנתונים מצביעים על כך שעד שנת 2012 תשואה להשכלה של הפרט הערבי הייתה גבוהה יותר מזו של הפרט היהודי, אך הפערים במקדמי ההשכלה בין המגזרים הלכו והצטמצמו עם השנים עד להיעלמותיהם המוחלטת החל משנת 2013. כלומר, זאת עשויה להיות אחת הסיבות הפוטנציאליות לכך שפערי השכר בין שתי הקבוצות הנחקרות מצטמצמים לכיוון התכנסות לאורך הזמן. יש לציין כי כאשר נבחנה התפתחות הפרמיה לתואר אקדמי בקרב הפרטים בין השנים 2001-2016 התקבלו תוצאות דומות ממצאים אלה אינם סותרים מחקרים שנסקרו בפרקים קודמים אשר הראו כי הקטנת הפערים במקדמי ההשכלה לאורך זמן עשויה לסייע לצמצום הפערים בהכנסות (ראה/י למשל: קלינוב, 2014; קמחי ושרברמן, 2014; בר רבי, שרברמן וירין, 2017).

כידוע, הערבים הם אחת משתי הקבוצות המובחנות (לצד חרדים) המרכזיות שבהן שיעורי התעסוקה נמוכים בהשוואה לשאר האוכלוסייה הישראלית (גיבארין, 2010). ניתוח רב שנתי, שבוצע בחלק זה של המחקר, ממחיש את העובדה שהרחבת הנגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים לאורך זמן עשויה לתרום לא רק להשתלבותם המוצלחת בשוק העבודה, אלא גם לגידול בשכרם ולצמצום פערי השכר בין המגזרים לכיוון התכנסות לאורך השנים, ובכך להוות מקור לצמיחה עתידית של המשק הישראלי כולו.

סוגיית איכות ההשכלה הגבוהה בישראל היא רלוונטית ביותר ולא נידונה עד כה בעבודה. כפי שראינו כאן בניתוח האקונומטרי, בעקבות מגמת העלייה בשיעור המשתתפים בכוח העבודה בקרב בעלי התואר האקדמי בשנים האחרונות, עליית התשואה להשכלה מגלה סימני בלימה עד כדי כך שמקדמי ההשכלה בקרב אוכלוסיות שונות התייצבו עם השנים. בהקשר זה קמחי ושרברמן (2014) מציינים שהתשואה להשכלה עלתה דווקא במשלחי יד שמועסקים בהם עובדים משכילים פחות ובעלי שכר נמוך יותר. כלומר, עובדים משכילים מאיישים יותר משרות שבעבר איישו עובדים משכילים פחות, ונראה כי הסיבה האפשרית לכך היא שלא כל בוגרי מוסדות אקדמיים מצליחים למצוא עבודה התואמת את ציפיותיהם וכמובן ההולמת את כישוריהם והסמכותיהם האקדמיות, וכך מוצאים את עצמם במשלחי יד בשכר נמוך יותר.

רכישת תואר אקדמי היא אמנם צעד חשוב בדרך לפיתוח אישי ולבניית קריירה, אך אינה מוצר הומוגני. כלומר, בעלי השכלה גבוהה מגיעים ממוסדות אקדמיים שונים הנבדלים באיכותם ובמגוון תחומי לימוד, ואין לצפות כי שוק העבודה יתגמל את כולם באופן זהה. תואר אקדמי כשלעצמו אינו מבטיח שכר גבוה, אם כי הוא בדרך כלל מבטיח שכר גבוה מזה של עובדים באותו משלח יד שאינם בעלי תואר אקדמי (קמחי, 2012).

אם כן, ניתן להניח כי התשואה להשכלה משתנה בהתאם למוסד אקדמי ולמקצוע הנבחר. החלק הבא של המחקר יתמקד בבחירת סוג מוסד הלימודים ותחום הלימוד והשפעתם על הפרטים.

4. חלק שלישי – ההשפעה של נגישות גבוהה יותר להשכלה אקדמית, בחירת סוג מוסד ותחום הלימוד על התשואה להשכלה בקרב ערביי ישראל

4.1 הקדמה

מאז שנות התשעים מדינת ישראל באופן עקבי נוקטת צעדי מדיניות המכוונים להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה בקרב קבוצות מובחנות ואוכלוסיות פריפריאליות; החל מ"חוק המכללות האקדמיות" משנת 1995 ועד התוכניות הרב-שנתיות האחרונות לשילוב החרדים והערבים באקדמיה. כך, שיעור הסטודנטים במכללות אקדמיות (ציבוריות ופרטיות כאחד) מסך הלומדים במוסדות להשכלה גבוהה גדל מ-12% בשנת הלימודים תשנ"ו (1995-1996) ל-47.4% בשנת תשע"ח (2017-2018) (ראה/י נספח ב). חזן וצור (2017) הראו כי כבר בשנת 2004 שיעור מקבלי תואר ראשון היווה כמחצית מסך האוכלוסייה הישראלית בקבוצות גיל צעירות (25-34) שהשלימו את תהליך רכישת ההון האנושי, בדומה לאחוז הזכאות לבגרות (חזן וצור, 2017). עם זאת, קיימת הטענה כי מדיניות הרחבה של שיעורי הלמידה לא תרמה רבות לשיפור בשוויון ההזדמנויות ואין בה כדי להבטיח צמצום פערים בין קבוצות חברתיות (שביט וברונשטיין, 2011).

הספרות העוסקת במקרה הישראלי מצביעה על הטרוגניות משמעותית בפרמיה להשכלה גבוהה לא רק לפי תחומי לימוד שונים, אלא גם לפי מוסדות אקדמיים שונים. זוסמן ושותפיו (2009) הראו שהתשואה להשכלה ממכללות אקדמיות במרבית המקצועות הייתה נמוכה ב-20%-30% מהתשואה להשכלה אוניברסיטאית (זוסמן, פורמן, קפלן ורומנוב, 2009). אחדות ושותפיה (2018) הראו בעזרת סקר המיומנויות הבינלאומי PIAAC⁵⁰ ששיעור בוגרי המכללות, שמדווחים על כך שהם מועסקים במשרה שאינה דורשת השכלה אקדמית, גדול באופן משמעותי משיעור זה בקרב בוגרי אוניברסיטאות (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018). מהממצאים שהובאו לעיל ניתן להסיק שתהליך האקדמיזציה של המכללות באמצע שנות ה-90 אמנם תרם להאצה בקצב הגידול של כמות ההון האנושי הישראלי, אך אפשרי כי איכות ההשכלה גדלה בקצב איטי יותר. כלומר, את ההון האנושי יש למדוד לא רק על ידי מספר שנות לימוד של הפרט, אלא גם על ידי הערכת איכות ההשכלה הגבוהה לפי מוסדות אקדמיים ותחומי לימוד שונים.

4.2 דפוסי בחירה של מסלול הלימודים האקדמיים

למרות סיווג המכללות החדשות כאקדמיות, מאז הקמתן הן נחשבו לרובד השני של ההשכלה הגבוהה, בעוד האוניברסיטאות נתפסו כרובד ראשון. תפיסה זו נבעה ככל הנראה ממדיניות המועצה להשכלה גבוהה שהגבילה את המכללות האקדמיות ללימודי תואר ראשון והגדירה אותן כמוסדות להוראה ולא כמוסדות למחקר (סבירסקי וסבירסקי, 1997; וולנסקי, 2005). תפיסת המכללות כרובד השני של מערכת האקדמית נתמכה במדיניות הקבלה שלהן, אשר הציגו דרישות קבלה נמוכות מאלה

⁵⁰ סקר מיומנויות הבוגרים הוא חלק מהתכנית הבינלאומית להערכת כישורי בוגרים (PIAAC - Programme for the International Assessment of Adult Competencies) של ארגון ה-OECD. בסקר משתתפות יותר מ-30 מדינות מרחבי העולם. בישראל הסקר נערך על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בשיתוף פעולה עם הרשות הארצית למדידה והערכה בחינוך.

של האוניברסיטאות בכל תחומי הלימוד (Ayalon and Yogev, 2005; Ayalon and Yogev, 2006). כך, חלק מהמכללות האקדמיות אינן דורשות ציון פסיכומטרי ומסתפקות בתעודת הבגרות, וגם במכללות שמחייבות ציון פסיכומטרי, ציון ההתאמה (ממוצע משוקלל של ממוצע הבגרות והציון הפסיכומטרי) המינימלי נמוך מזה שנדרש באוניברסיטאות בתחומים מקבילים (איילון ויוגב, 2002).

תפיסת המכללות האקדמיות כרובד השני של מערכת ההשכלה הגבוהה עוררה שאלות בדבר תרומתן לצמצום אי השוויון ההשכלתי בישראל. כלומר, האם רכישת תואר אקדמי באמצעות המכללות הציבוריות והפרטיות אכן מהווה ביטוי מוחשי אקסוגני להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה עבור מועמדים עם מצב סוציו-אקונומי נמוך, צעירים המתגוררים בפריפריה, בני מיעוטים או עבור מי שאינו עומד בתנאי הקבלה של אחת האוניברסיטאות? יש לציין כי שאלת ההשפעה של התרחבות וגיוון במערכות החינוך הגבוה על אי שוויון בהשכלה אינה ייחודית רק לישראל, והיא בגדר סוגיה מחקרית מרכזית במדינות רבות שבהן חלו שינויים כאלה (Arum et al., 2007).

לכן, על מנת לבחון את הקשר בין ההתרחבות והגיוון של מערכת החינוך הגבוה בישראל לבין אי השוויון ברכישת השכלה אקדמית, ראשית יש לבחון את מסלול הלימודים הנבחר ע"י הפרט וגם את השיקולים והמניעים לבחירתו. **מסלול הלימודים האקדמיים** כולל שני מרכיבים: מוסד לימודים ותחום לימודים. ראוי לציין כי ישנם תחומים הנלמדים רק בסוג אחד של מוסדות להשכלה גבוהה. כך למשל, מדעי הטבע, מדעי החיים ומדעי הרפואה נלמדים בדרך כלל באוניברסיטאות בלבד. במקרים אחרים, ניתן ללמוד תחום אקדמי מסוים באוניברסיטאות וגם במכללות, לדוגמא: מדעי החברה, מדעי הרוח, חינוך, משפטים, ניהול, כלכלה, מנהל עסקים, מדעי המחשב והנדסה. הסבר מפורט על סוגי המכללות האקדמיות בישראל והתחומים הנלמדים בהן נעשה בתת פרק 1.1 של העבודה.

מחקרים בתחום סוציולוגיה של החינוך מראים כי הבחירה במסלול לימודים תלויה במשאבים אישיים, ברקע סוציו-אקונומי, במעמד המשפחתי, במגדר, ובהישגים לימודיים קודמים (Lamont and Lareau, 1988; Persell et al., 1992; Hodgkinson and Sparkes, 1997; Mcdonough, 1997). המשפחה מעבירה לצאצאיה סוגי הון שונים, כגון: הון כלכלי, המאפשר תנאים מתאימים ללימוד ונגישות למסלולי לימוד יקרים יותר (Steelman and Powell, 1991); הון חברתי, הכולל קשרים החברתיים, כוח פוליטי וידע מתאים לסלילת הדרך להשכלה הרצויה (Coleman, 1988); הון תרבותי, הכולל עמדות, טעמים, העדפות, אוריינטציות, סגנון דיבור ושימושי לשון, התעניינות בתרבות "גבוהה" (Blau 1995; Aschaffenburg and Ineke, 1997). כלומר, חוקרים אלה טוענים כי קיים קשר בין סוגי ההון והבחירה בהשכלה, והתוצאה היא רפרודוקציה של המבנה מעמדי.

הקשר בין סוגי ההון המשפחתי להישגים לימודיים בכל שלבי החינוך של הפרט נבחן במחקרים רבים בעולם (למשל: Aschaffenburg and Ineke, 1997) וגם בישראל (Dar and Resh, 1996). משאבים משפחתיים משפיעים על איכויות של לימודים על-יסודיים ובכך לא רק מהווים גורם מסנן בכניסה למסלולי השכלה גבוהה, אלא גם תורמים להישגים לימודיים בהמשך (Marini et al., 1989). כך, סטודנטים ממשפחות עם רקע חברתי-כלכלי גבוה הם בעלי הישגים לימודיים גבוהים יותר, סיכוייהם להתקבל למוסדות סלקטיביים טובים יותר, והם אכן ילמדו במוסדות אלה (Alexander et al., 1975).

למשל, בפינלנד, מועמדים בעלי הון תרבותי וציונים גבוהים העדיפו אוניברסיטאות על פני מוסדות על תיכוניים מקצועיים (Ahola and Nurmi, 1997). גם בנורווגיה, בעלי מצב חברתי גבוה נטו לבחור במסלולים היוקרתיים בלימודיהם (Hansen, 1997). בארה"ב, בעלי מצב סוציו-אקונומי והון תרבותי גבוה התקבלו בנקל למוסדות בררניים (Hearn, 1991). בצרפת, המערכת האקדמית מאורגנת בהתאם למבנה החברתי והכלכלי. כלומר, בתי הספר היוקרתיים (Grandes Écoles) מעניקים השכלה לאליטות ובכך מערכת החינוך משמרת את המבנה המעמדי (Bourdieu and Saint-Martin, 1987).

לעומת זאת, מועמדים בעלי רקע סוציו-אקונומי נמוך, גם אם הישגיהם לימודיים קודמים גבוהים מאפשרים להם כניסה למוסד או לתחום לימודים נחשק, לעיתים בוחרים ללמוד במוסדות אקדמיים פחות יוקרתיים (Hearn, 1991). מנגד, פרטים בעלי משאבים סוציו-אקונומיים גבוהים, שהישגיהם העל-יסודיים אינם מאפשרים להם לבחור במסלולים היוקרתיים, לומדים במוסדות יוקרתיים אך בתחומי לימוד שיוקרתם נמוכה יותר (Bourdieu, 1984).

השלכות ההרחבה והגיוון של ההשכלה הגבוהה על אי שוויון חברתי תלויות גם ברקע לאי השוויון, כגון: אי שוויון עדתי (אתני), אי שוויון לאומי, אי שוויון מגדרי, אי שוויון לפי אזור מגורים (גיאוגרפי), אי שוויון מעמדי (אי שוויון על בסיס השכלת ההורים והכנסתם) (איילון, 2008). מחקרים רבים מראים כי קיימים הבדלים משמעותיים בסוגי אי השוויון החברתי בחינוך הגבוה, במיוחד כאשר משווים את אי השוויון המגדרי לאי שוויון מעמדי ואתני. בניגוד לנחיתות של קבוצות אתניות ומעמדיות מקופחות בנגישות לחינוך הגבוה, השתתפות נשים במערכת ההשכלה האקדמית אינה נופלת מזו של גברים, ואף עולה עליה. עם זאת, אי השוויון המגדרי בהשכלה הגבוהה הוא בתחומי הלימוד. נשים נוטות לבחור בתחומים ההומניסטיים ובמדעי החברה, ואילו גברים נוטים להתרכז בלימודי הנדסה, מחשבים ומדעים (Jacobs, 1995; Davies and Guppy, 1997; Bradley, 2000; Goyette and Mullen, 2006). דפוס זה נכון גם לישראל (איילון, 2000).

בשונה מאי השוויון המגדרי בתחומי לימוד בהשכלה הגבוהה, אי השוויון העדתי והמעמדי בבחירת מקצועות אקדמיים נובע בדרך כלל מההעדפות של בני קבוצות אתניות ובני מעמדות נמוכים. כך למשל, בארצות הברית מיעוטים אתניים, בעיקר ממוצא אסיאתי, נוטים לבחור בתחומי לימוד אקדמיים יוקרתיים שקשורים במישרין לשוק העבודה ומבטיחים תגמולים כלכליים גבוהים. ניתן להסביר דפוס זה בכך שהפרופסיות הנבחרות מעניקות הזדמנות לניעות כלפי מעלה ושהקריטריונים הברורים להשתלבות בהן מסייעים בידי מיעוטים אתניים להתגבר על אפליה כלפיהם בשוק העבודה (Xie and Goyette, 2003).

עם זאת, גויאט ומולן (Goyette and Mullen, 2006) טוענות במחקרן שכאשר אין מתמקדים בפרופסיות יוקרתיות אלא בתחומים יישומיים בכלל, אמריקאים ממוצא אסיאתי מגלים נטייה פחותה מזו של אמריקאים ממוצא אפריקאי והיספאני לבחור בתחומים מעשיים. לעומת זאת, אמריקאים לבנים מגלים נטייה גדולה יחסית ללימודים מעשיים פחות כהומניסטיקה ומדעים. החוקרות מדגישות שתחומים מעשיים כרוכים בתגמולים גבוהים יחסית בשלבים ראשונים לכניסה לשוק העבודה, אך התמונה מתהפכת בהמשך, בייחוד נוכח העובדה שבוגרי מקצועות הומניים ומדעים

נוטים להמשיך את לימודיהם לתארים גבוהים. דפוס דומה מתגלה בהשוואה בין מעמדות חברתיים. בארצות הברית בני מעמדות נמוכים נוטים להתמחות בפרופסיות שקשורות במישרין לשוק העבודה, ואילו בני מעמדות גבוהים נוטים לבחור בתחומים שמדגישים כישורים אינטלקטואליים, כגון לימודים הומניסטיים ומדעים (Brint et al., 2005; Goyette and Mullen, 2006). גויאט ומולן מייחסות הבדלים אלה לתפיסות שונות אודות תפקיד ההשכלה הגבוהה. בני מעמדות נמוכים נוטים לראות בהשכלה הגבוהה הכנה להשתלבות בשוק העבודה, ואילו בני המעמדות הגבוהים מדגישים את חשיבות הלימודים לשם רכישת הון תרבותי שמכין אותם להשתייכות לעילית. ברינט ושותפיו (Brint et al., 2005) מציינים, עם זאת, שגוברת נטייתן של האוכלוסיות החזקות בארצות הברית ללמוד פרופסיות ולהתרחק מלימודי מדעים והומניסטיקה שאפיינו אותם בעבר.

בהולנד למשל, בני השכבות החלשות נוטים ללמוד תחומים שמבטיחים תגמולים גבוהים בשוק העבודה, ואילו צאצאים להורים ששייכים לאליטות הכלכליות והתרבותיות נוטים לבחור תחומים שמעניקים להם אפשרות להמשיך את הקפיטל המשפחתי שלהם (Van de Werfhorst et al., 2001). בבריטניה, לעומת זאת, לא נמצא קשר של ממש בין מעמד חברתי לבחירת תחומי הלימוד (Van de Werfhorst et al., 2003). בישראל, תלמידים מרקע חברתי-כלכלי נמוך נוטים להעדיף תחומים יישומיים שקשורים במישרין לשוק העבודה, אך הבחירות הספציפיות של תלמידים אלה קשורות ביכולת הלימודית שלהם (Dar and Getz, 2007).

יתרה מזאת, איילון ויוגב (2002) טוענים שעל אף ההבדלים המובהקים בין תלמידי המכללות האקדמיות והאוניברסיטאות מבחינת הרקע החברתי והדמוגרפי שלהם, אין הם משמעותיים במיוחד מבחינת נגישות כוללת להשכלה גבוהה. החוקרים הסיקו שהתפשטות ההשכלה האקדמית בארץ פתחה חלון לחינוך הגבוה ול"חלום האקדמי" בעיקר לקבוצות חברתיות בעלות מאפיינים כלכליים נמוכים אך במעט מתלמידי האוניברסיטאות. כך גם גורי-רוזנבליט (Guri-Rosenblit, 1996) ראתה בהקמת המכללות האקדמיות אות לדמוקרטיזציה של ההשכלה הגבוהה ולהפיכתה מפריבילגיה ששמורה למעטים לזכות שפתוחה לכל. השונות בין האוניברסיטאות למכללות אקדמיות היא די חיובית לדעתה, שכן המכללות ימשכו אל ההשכלה הגבוהה תלמידים בעלי צרכים אקדמיים שונים מאלה של תלמידי האוניברסיטאות.

תפיסה שונה לחלוטין מבטאים סבירסקי וסבירסקי (1997), שראו במכללות האקדמיות, כבר בשלבים הראשונים להקמתן, גורם שמסייע לשעתוק של אי השוויון המעמדי. החוקרים לא התייחסו למכללות כמקשה אחת והדגישו במיוחד את ההבחנה בין המכללות הפרטיות, המציעות תחומים מבוקשים ויוקרתיים ונחשבות מסלול אליטיסטי, ובין המכללות האזוריות, הנחשבות מסלול עממי. גם איילון (2008) סבורה כי בגלל עלותן הגבוהה פונות המכללות הפרטיות אל אוכלוסיות מבוססות, ואילו קהל היעד של המכללות האזוריות הוא אוכלוסיות חלשות. גם העובדה שהמכללות הפרטיות מציעות תחומים מבוקשים שזוכים לתגמולים גבוהים בשוק העבודה, ואילו המכללות האזוריות מציעות תחומים מתגמלים פחות, תורמת לשעתוק של אי השוויון המעמדי.

בהתאם לאמור לעיל, אין ספק כי מדיניות של הרחבת היצע ההשכלה הגבוהה באמצעות המכללות האקדמיות אמנם הובילה לעלייה בשיעורי הלמידה בקרב הקבוצות המובחנות בישראל אך לא ברור

האם תרמה לשיפור בשוויון ההזדמנויות, מכיוון שאפשר שפרטים המגיעים מרקע חברתי-כלכלי נמוך נוטים ללמוד מקצועות יוקרתיים פחות ובמוסדות טובים פחות. כלומר, ייתכן כי התרחבות החינוך הגבוה אינה מספיקה כדי להבטיח צמצום פערים בין קבוצות חברתיות, מפני שאוכלוסיות חזקות בדרך כלל מיטיבות לנצל את ההזדמנויות החדשות אשר מוצעות על ידי המערכת, ואף נוטים לעשות זאת ביעילות רבה מבני השכבות החלשות. לכן, התפשטות ההשכלה הגבוהה מלווה בדרך כלל בשימור אי-השוויון או אף בהחרפתו (שביט וברונשטיין, 2011).

4.3 בחירת מסלולי לימוד של בני המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל

כפי שצוין בתת פרק 3.1.1, בעשור האחרון נרשם גידול משמעותי במספר הסטודנטים הערבים באוניברסיטאות ובמכללות בישראל, וזאת כנראה בזכות התוכנית הרב שנתית מ-2012 והמשאבים הניכרים שמשקיעה הות"ת כדי לשלב את בני המיעוטים באקדמיה. בסך הכל גדלה כמות הסטודנטים הערבים בכל התארים ביותר מ-100%, מ-22,543 סטודנטים בשנה"ל תשס"ח (2007-2008) ל-48,627 בשנת תשע"ח (2017-2018). ראוי לציין כי התוכנית ההוליסטית רחבת ההיקף לשילוב החברה הערבית במערכת ההשכלה הגבוהה נתנה את אותותיה לא רק בגידול אבסולוטי במספרי הסטודנטים הערבים במוסדות האקדמיים השונים בשנים האחרונות, אלא גם בגידול בהשתתפות בני המיעוטים בתחומי לימוד שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר, למשל: לימודי הנדסה, מתמטיקה ומדעים מדויקים, מדעי הרוח, מדעי החברה ומינהל עסקים.⁵¹

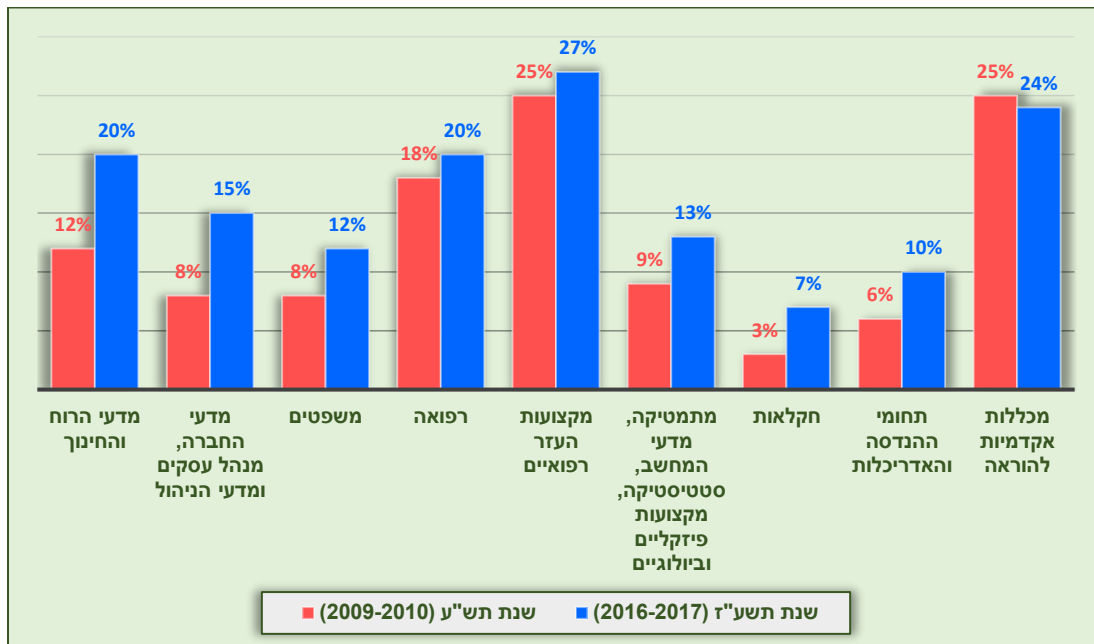
מנתוני המל"ג עולה כי מאז שנת תש"ע (2009-2010) חל היפוך מגמה בבחירות לימודיות של בני המיעוטים במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל. למעשה, כבר בשנת תשע"ז (2016-2017) נרשמה ירידה בביקוש ללימודי ההוראה המזוהים כתחום לימוד מסורתי בציבור הערבי ובו זמנית חל גידול בביקוש לתחומי לימוד אחרים שבהם בעבר ייצוג החברה הערבית היה נמוך באופן משמעותי. למשל, כפי שניתן לראות בתרשים מס' 23, בשנים האמורות נרשם גידול של 66% בהשתתפות הסטודנטים הערבים בתחומי ההנדסה והאדריכלות, חלה עלייה של 44% בביקוש ללימודי מתמטיקה, מדעי המחשב ומדעים מדויקים, עלה גם ייצוג החברה הערבית במדעי הרוח (66%) ואילו בביקוש ללימודי מדעי החברה ומינהל עסקים בכלל נרשם זינוק של 87%. כמו כן, התרשים מדגים קיטון יחסי בחלקם של בני המיעוטים אשר לומדים הוראה. כתימוכין, גם הפילוח הרב שנתי (2007-2017) של שיעור הלומדים לקראת תואר ראשון לערבים לפי סוג המוסד האקדמי, שנעשה בתת פרק 3.1.1, מראה שבשנים האחרונות יותר ויותר צעירים ערבים מעדיפים ללמוד באוניברסיטאות ומכללות אקדמיות מאשר במכללות לחינוך והוראה. הנתון הנוסף, שעולה מתרשים מס' 23, הוא ייצוגם הבולט של הסטודנטים הערבים בתחומי הרפואה ומקצועות העזר רפואיים. כך, בשנת תשע"ז (2016-2017) שיעור הערבים הלומדים רפואה עמד על 20% (לעומת 18% בתש"ע) ובתחומים העזר רפואיים ייצוגם של המיעוטים עמד באותה שנה על 27% (לעומת 25% בתש"ע).⁵²

⁵¹ מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

⁵² מהפכת הנגשת ההשכלה הגבוהה לחברה הערבית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

לאור האמור לעיל, קיים בסיס לטעון כי צעדי המדיניות שננקטו (''חוק המכללות האקדמיות'' מ-1995 והתוכנית ההוליסטית רחבת ההיקף מ-2012) השפיעו על בחירות רכישת ההשכלה הגבוהה של החברה הערבית בישראל בשנים האחרונות. יחד עם זאת, ישנם הטוענים כי רכישת ההשכלה הגבוהה לא מסייעת בצמצום פערים כלכליים-חברתיים בין האוכלוסייה היהודית לבין בני המיעוטים. כך, מנתוני ''מדד הגיוון'' בתעסוקה לשנת 2017 של נציבת שוויון הזדמנויות בעבודה עולה כי במרבית מענפי התעסוקה שנבחנו התגלה כי פערי השכר בין שכירים אקדמאים המשתייכים לשני המגזרים עדיין לא מצליחים להצטמצם כפי שניתן היה לצפות. למשל, בענף התכנות ערבים מרוויחים 66% משכרם של יהודים. כמו כן, כאשר נבחן הייצוג של קבוצות מיעוט בענפים שונים שבהם המשכורות הגבוהות במשק הישראלי, התגלה כי השתתפותם של הערבים בענפים אלה הייתה נמוכה ביחס לזו של היהודים.⁵³

תרשים מס' 23: ייצוג הסטודנטים הערבים מכלל הסטודנטים בישראל על פי תחומי לימוד



מקור: המועצה להשכלה גבוהה

4.4 הפערים בשכר ובתשואה להשכלה כפונקציה של הבדלים בבחירת מסלול הלימודים האקדמיים

כפי שצוין לעיל, חלק מהמניעים והשיקולים של המועמדים בבחירת מסלול הלימודים האקדמיים נובעים מיכולת השתלבותם והשתכרותם העתידית בשוק העבודה. כלומר, אחד מהאינדיקטורים למדידת ההצלחה של בוגרים בשוק העבודה היא בחינת השפעה של איכות המוסדות להשכלה גבוהה על שכרם של הבוגרים. כך לדוגמה, Zhang (2005) הראה כי בארה"ב השכר של בוגרי מוסדות אקדמיים איכותיים כעבור כחמש שנים בשוק העבודה גבוה בכ-20% מהשכר של בוגרי מוסדות ירודים. לעומתו, Dale ו-Krueger (2002) לא מצאו כל השפעה של איכות המוסדות להשכלה גבוהה על יכולת ההשתכרות בשוק העבודה האמריקאי (Dale and Krueger, 2002). גם בבריטניה לא

⁵³ מדד הגיוון - ייצוג ושכר בשוק העבודה הפרטי בישראל - דצמבר 2017, נציבות שוויון הזדמנויות בעבודה.

נמצאה השפעה משמעותית של איכות המוסדות האקדמיים על שכר בוגריו כעבור שנה או שש שנים מסיום הלימודים האקדמיים (Belfield and Fielding, 2001).

גם בישראל נבחנה הסוגייה של תרומת איכות המוסד האקדמי לשכר בוגריו. כך למשל, אחדות ושותפיה (2018) מצאו כי בשנים 2008-2015 השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי המכללות הציבוריות היה נמוך בהשוואה ליכולת ההשתכרות של בוגרי המוסדות האקדמיים האחרים, כמתואר להלן: נמוך בכ-10% מהשכר של בוגרי תואר ראשון ושני באוניברסיטאות, וביחס לבוגרי המכללות הפרטיות נמוך ב-6%-7%. החוקרים סבורים כי מיומנויות הן אחד מהגורמים החשובים בהסבר הבדלי השכר של בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה.

במחקר מוקדם יותר קלינוב (1980) הראתה כי קיימים פערים ניכרים בערך הנוכחי של הכנסות בוגרי תואר ראשון לא רק לפי סוג המוסד להשכלה גבוהה, אלא גם לפי מקצוע לימוד. לעומתה, חוקרים אחרים בתחום מדווחים על כך שיכולת ההשתלבות וההשתכרות של הקבוצות המובחנות בשוק העבודה הישראלי מושפעת בעיקר מתחום הלימודים הנבחר ופחות מסוג המוסד שבו למד הפרט (Katz-Gerro and Yaish, 2003; Shwed and Shavit, 2006). קריל ושותפיו (2016) מצאו כי הבחירה בתחום הלימוד מהווה כ-20% מהשונות המוסברת בשכר של בוגרי המוסדות האקדמיים (קריל, גבע ואלוני, 2016). עם זאת, פניגר ושותפיו (2014) מראים כי בחירת סוג המוסד ותחום הלימודים בקרב בני המיעוטים משמרת את פערי השכר וההבדלים בתשואה להשכלה בין יהודים לערבים בשוק העבודה הישראלי (Feniger, Mcdossi and Ayalon, 2014).

אם כן, מדידת איכות הלימודים במוסדות שונים להשכלה גבוהה ובחינת תרומתה לשכר הבוגרים חשובים מאוד מטעמים רבים ומסייעים במתן מענה לשאלות רבות העולות בנוגע לאי-שוויון בין קבוצות חברתיות. למשל, לא ברור כלל האם גברה הניעות החברתית-כלכלית והצטמצמו פערי השכר בישראל, שהם מהגבוהים בעולם המערבי, למרות שהנגישות לחינוך גבוה התרחבה, שכן ריבוד מערכת ההשכלה האקדמית עשויה להשפיע על מידת ההצלחה ביכולת ההשתלבות וההשתכרות של בוגרי המוסדות השונים בשוק העבודה הישראלי (איילון ויוגב, Shavit, 2002; Ayalon and Yogev, 2005; Ayalon, Bolotin-Chachashvili and Menahem, 2007).

איילון (2008), למשל, מצאה כי למרות שבני עדות המזרח בוחרים ללמוד בעיקר במוסדות ששייכים לרובד השני של המערכת האקדמית (דהיינו, המכללות), במוסדות אלה הם בוחרים ללמוד תחומים מבוקשים ומתגמלים כלכלית. כלומר, ההשלכות הריבודיות של רכישת מקצועות יוקרתיים במכללות האקדמיות תלויות בתגובות של שוק העבודה הישראלי לבוגרי מוסדות אלה. כך לדוגמא, מחקר ראשוני שנעשה בתחום זה הראה שהשכר הממוצע של בוגרי המכללות הפרטיות אשר למדו מקצועות יוקרתיים דומה לזה של בוגרי האוניברסיטאות שלמדו מגוון תחומים (Shwed and Shavit, 2006).

לעומת זאת, מחקר מקיף ומאוחר יותר של זוסמן ושותפיו (2009) הראה שהשכר במשרה הראשונה של בוגרי המכללות נמוך מזה של בוגרי האוניברסיטאות ברוב תחומי הלימוד, למעט מנהל עסקים, תחום שבו לבוגרי המכללות השכר גבוה יותר. כמו כן, החוקרים מצאו כי קיימים הבדלים ניכרים בשכר בין בוגרי אוניברסיטאות שונות, אך לא הבחינו בפערי שכר משמעותיים בין בוגרי המכללות

השונות. בנוסף, המחקר הראה שככל שהוותק במקום העבודה עולה, כך פערי השכר בין בוגרי המכללות לבוגרי האוניברסיטאות מתרחבים לטובת האחרונים (זוסמן, פורמן, קפלן ורומנוב, 2009).

יתכן שהתפתחותה והתרחבותה המהירה של מערכת ההשכלה האקדמית בישראל והנגישות אליה הביאו גם להבדלים ניכרים בתשואה להשכלה הגבוהה הנרכשת בסוגי המוסדות האקדמיים השונים. כך למשל, אחדות ושותפיה (2018) במחקרם, שעוסק בקשר בין איכות ההשכלה לפערי השכר בשוק העבודה הישראלי, בחנו כיצד התשואה לתואר אקדמי משתנה לפי סוג המוסד להשכלה גבוהה ולפי מקצוע הלימוד. הם מצאו כי התשואה להשכלה, במונחי שכר, של בוגרי אוניברסיטאות גבוהה בסדר גודל של כ-10% מזו של בוגרי מכללות אקדמיות (פרטיות וציבוריות), וזאת לאחר פיקוח על הכישורים והמאפיינים האישיים שלהם. ההבדל בין שני סוגי המוסדות האקדמיים מבחינת מקדם ההשכלה בולט במיוחד בתחום ההנדסה ומקצועות העזר רפואיים. לעומת זאת, במנהל עסקים ומדעי הניהול התשואה להשכלה אקדמית שנרכשת במכללות גבוהה יותר (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

לעומתם, קריל ושותפיו (2016), שהתמקדו בפערים בתשואה להשכלה כפונקציה של תחום הלימוד, סבורים שהפרמיה הכספית לתואר אקדמי מושפעת מאוד מהבחירה במקצוע הלימוד. במחקרם הם מצאו פרמיה גבוהה במיוחד לתחומי מדעי המחשב וההנדסה; ופרמיה נמוכה יותר לבחירה ללמוד אומנויות, פסיכולוגיה, אדריכלות ומדעי הרוח (קריל, גבע ואלוני, 2016).

קריל ושותפיו (2018) בחנו את התשואה במונחי שכר לסלקטיביות⁵⁴ של המוסדות האקדמיים הישראליים לפי קבוצות אוכלוסייה ורקע חברתי-כלכלי ומצאו כי השפעת סלקטיביות של מוסד הלימודים על השכר שונה לפרטים מרקעים שונים. למשל, נמצא כי הפרמיה לסלקטיביות בקרב הערבים אמנם חיובית אך נמוכה מאשר התשואה אצל יהודים. החוקרים מראים כי הפער בפרמיה בין ערבים ויהודים נובע במידה מסוימת מהשיעור הגבוה של אקדמאים ערבים המועסקים בתחומי החינוך וההוראה, בהם הדיפרנציאליות בשכר נמוכה יחסית. במחקר גם נמצא כי התשואה לסטודנטים שהוריהם ממעמד סוציאקונומי גבוה גבוהה ביחס לפרמיה המחושבת לצעירים להורים ממעמד סוציאקונומי בינוני או נמוך. לדעתם של החוקרים, אחד מההסברים האפשריים לכך הוא שבני מעמדות גבוהים בדרך כלל ממשיכים לתארים מתקדמים בשיעורים גבוהים יחסית לשאר התלמידים (קריל, פישר והקט, 2018).

ממצאים אלו, שצוינו לעיל, אכן מקשות על הסקת מסקנות חד-משמעיות וברורות בדבר האופן שבו שוק העבודה מתגמל את בוגרי המוסדות השונים ומסלולי הלימודים המגוונים ומידת ההשפעה על צמצום הפערים החברתיים-כלכליים. אנו ננסה להתמודד עם שאלות אלו בפרק זה.

⁵⁴ הסיבה שנעשה שימוש במונח "סלקטיביות" ולא "איכות" היא מכיוון שהמונח סלקטיביות לא מרמז שהסיבה לפערים היא צבירת ההון האנושי (ראה/י למשל: Broeche, 2012). בספרות המקצועית, שבוחנת את ההשוואה בין מוסדות אקדמיים שונים מבחינת השפעותיהם על יכולת השתלבותם והשתכרותם של הבוגרים בשוק העבודה, מקובל להשתמש במונח זה (ראה/י למשל: Bordón, 2013).

4.5 השערות המחקר

כאמור, החלק השלישי דן בבחינת ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי (אוניברסיטה או מכללה, ציבורית או פרטית) ותחום הלימודים הנבחר על יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של בני המיעוטים בעלי תואר ראשון ביחס לבוגרים יהודים בשוק העבודה הישראלי. בהתאם לכך, בפרק זה של המחקר ייבחנו ההשערות הבאות:

- יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של הקבוצות המובחנות מושפעים בעיקר מתחום הלימודים הנבחר ופחות מסוג המוסד האקדמי שבו למד הפרט, שכן בחירה מסוימת של המקצוע עשויה לתרום יותר או פחות להשתלבות מוצלחת של בני המיעוטים בשוק העבודה.
- בחירת סוג המוסד האקדמי ותחום הלימודים בקרב בני המיעוטים עשויים לשמר את פערי השכר וההבדלים בתשואות למאפיינים לימודיים בין יהודים לערבים בשוק העבודה הישראלי. עם זאת, ייתכן והבדלי השכר בין המגזרים יהיו קטנים יותר במקצועות אשר מכוונים למשרות בסקטור הציבורי מפני שהשכר בסקטור זה אינו נקבע בשוק החופשי.

4.6 מתודולוגיה

ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי ותחום הלימודים הנבחר על יכולת ההשתכרות של בוגרי תואר ראשון בשוק העבודה תיבחן תוך שימוש במשוואת לוג השכר נוסח Mincer כתלות במאפייני הפרט. אולם, אמידת רגרסיית השכר בצורתה השכיחה (ראה/י תת פרק 2.3.1) לרוב לוקה בהטייה של אומדני המקדמים וברמת הסבר נמוכה. הטיית האומדנים בדרך כלל נובעת ממספר סיבות וביניהן – אנדוגניות של חלק מהמשתנים המסבירים, כגון "רמת השכלתו של הפרט". תיקון ההטייה, שנובעת מהיותו של "מספר שנות הלימוד" משתנה אנדוגני, בדרך כלל מבוצעת באמצעות גישת המשתנים האינסטרומנטאליים (IV) כפי שנעשה בשני הפרקים הקודמים.

עם זאת, ברמה תיאורטית ההטייה במקדמים של משוואת השכר עלולה גם לנבוע כתוצאה מבחירה עצמית של הפרט בגין השתתפותו או אי השתתפותו בכוח העבודה⁵⁵. כלומר, כיוון שהבחירה של הפרט להשתלב בשוק העבודה אינה אקראית⁵⁶, הסלקציה האישית עלולה ליצור אומדנים מוטים למקדמי הרגרסיה. במחקר הנוכחי סיבות אפשריות לבעיית הסלקציה העצמית (self-selection bias problem) הן:

- בחלק זה של המחקר נבדק השכר עבור שכירים אקדמאים בלבד שנכללו בבסיס הנתונים אשר יוצג בתת פרק הבא. אם ההסתברות להיכלל בבסיס נתונים זה תלויה בסוג העבודה של הפרט, משמע שהקבוצה הנבדקת אינה מדגם מייצג של האוכלוסייה הנחקרת ולכן ייתכן שאומדי המקדמים של הרגרסיות יהיו מוטים (מזר, 2008).

⁵⁵ כוח העבודה הוא מונח מתחום הכלכלה המתאר את כמות האוכלוסייה בגילאי העבודה שמועסקת בכל סוגי המשרות או שמעוניינת לעבוד, דהיינו, פרטים שמחפשים עבודה אך הם מובטלים. מכאן, הפרטים שמתתפים בכוח העבודה הם פרטים שעובדים בכל סוגי המשרות או מובטלים אך מחפשים תעסוקה.

⁵⁶ כאשר לכל פרט במדגם קיים סיכוי שונה להשתלב בשוק העבודה, הבחירה היא לא אקראית.

○ יתכן שחלק מבוגרי המוסדות האקדמיים, שנבחרו להשתתף במדגם, עדיין לא הצליחו להשתלב בשוק העבודה כיוון שזה עתה סיימו את לימודיהם. לכן, גם במקרה זה בגלל בעיית סלקטיביות משוואות השכר עלולות להיות מוטות (זוסמן וצור, 2010).

○ אי ההצלחה להשתלב בשוק העבודה עלולה גם לנבוע מבעיית "ההשכלה העודפת". זהו מצב שבו היצע של בעלי ההשכלה האקדמית גבוה באופן משמעותי מהביקוש להשכלה כזו מצד המעסיקים (כץ, 2017)⁵⁷.

אי לכך, כיוון שהמדגם הנחקר אינו מקרי, עלינו לתקן הטיה סלקטיבית זו (selectivity bias). הדרך המקובלת בספרות להתמודד עם בעיית הסלקציה העצמית היא שימוש בגישה דו-שלבית של Heckman (1979). בפרק הנוכחי יושם הדגש ביישום גישה זו, כפי שנראה בהמשך.

4.6.1 הגישה הדו-שלבית של Heckman לנתוני פאנל (Panel Data)

כאמור, על מנת לתקן את ההטייה בגין בחירה עצמית של הפרט (self-selection bias) ולקבל אומדנים עקיבים למקדמי המשתנים המסבירים, נאמוד את משוואת השכר בשיטה הדו-שלבית של Heckman. בדומה למחקרה של Kyriazidou (1997), גם בפרק הנוכחי אמידת המודל Heckit (Heckman, Hill, Griffiths and Lim, 2018). תתבצע תוך התחשבות בעובדה שמדובר בנתונים ארוכי-טווח או נתוני פאנל (Panel Data) עליהם מתבסס המחקר⁵⁸.

בשלב הראשון אומדים את משוואת ה"צורה המצומצמת", קרי, משוואת הבחירה של אקדמאי i בגין השתלבותו או אי-השתלבותו בכוח העבודה בשנה t תוך שימוש במודל הסתברותי לנתוני פאנל מסוג פונקציית Probit. השיטה המקובלת ביותר לאמידת פרמטרים של המודל היא שיטת הנראות המקסימאלית (MLE - Maximum Likelihood Estimation) (Wooldridge, 2010). מודל Probit מוגדר כדלקמן:

$$Employed_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \cdot Z_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

כאשר: i – אינדקס שמציין את מספר האקדמאי ($i=1,2,3,\dots,m$); j – אינדקס שמציין את מספר המשתנה המסביר ($j=1,2,3,\dots,m$); t – אינדקס שמציין כמה שנים חלפו מאז שהבוגר סיים את לימודיו לקראת תואר ראשון ($t=0,1,2,3,\dots,T$); $Employed_{it}$ – משתנה מוסבר המציין אם פרט i היה מועסק בשנה t ממועד סיום התואר הראשון (1 – כן היה מועסק, 0 – לא היה מועסק), כלומר מדובר במשתנה דיכוטומי;

⁵⁷ למשל, הדו"ח Skills Outlook, אשר פורסם על ידי OECD במאי 2015, חושף כי מדינת ישראל נמצאת במקום השני מבין 34 מדינות בשיעור בעלי הסמכת-יתר ביחס לעיסוקם, כ-32% מבעלי ההשכלה הגבוהה דיווחו כי במקום עבודתם לא נדרשת השכלה כזו, כאשר אחוז גבוה במיוחד של חינוך עודף נמצא בקרב בוגרי מדעי הרוח. כמו כן, בדו"ח נטען כי הקושי, אותו חווים צעירים אקדמאים בכניסה לשוק התעסוקה, הוא תופעה עולמית המטרידה את בכירי הכלכלנים. המסמך עוד קובע כי מערכת ההשכלה הגבוהה אינה מלמדת את הסטודנטים כישורים הנדרשים בעולם העבודה וכי פירמות וארגונים בוחרים שלא להעסיק צעירים ללא ניסיון תעסוקתי משום שעלות חניכתם יקרה. במילים אחרות, ככל שאיכות ההשכלה הגבוהה ירודה יותר, כך סיכויי הבוגרים להשתלב בשוק העבודה קטנים יותר.

⁵⁸ דיון מפורט על נתונים ותיאור המשתנים ייעשה בתת פרק 5.7.

$-Z_{ijt}$ – מטריצת המאפיינים הדמוגרפיים והמשתנים המסבירים הנוספים שנבחרו כמועמדים להשפיע על סיכויי של אקדמאי i להשתלב בכוח העבודה בשנה t ממועד סיום התואר, כגון: מגדר, גיל, השתייכות למגזר יהודי או ערבי, מוסד אקדמי בו למד פרט i , תחום הלימוד אותו למד פרט i , משלחי היד של פרט i , ענף כלכלי/סקטור בו עבד פרט i בשנה t ממועד סיום התואר, וכד'; ε_{it} – השארית (השגיאה) המתקבלת כתוצאה מהרצה של משוואת הבחירה של אקדמאי i .

לאחר מכן, תוך שימוש באומדני המקדמים המתקבלים בשלב הראשון, מחשבים משתנה חדש בשם λ_{it} (Lambda) אשר מתקן את ההטייה הסלקטיבית של פרט i בשנה t (selectivity bias). משתנה בקרה זה שקול ל"היפוך יחס מילס" (IMR – Inverse Mills Ratio) ומחושב בצורה הבאה:

$$\lambda_{it} = IMR_{it} = \frac{\phi\left(\hat{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^m \hat{\alpha}_j \cdot Z_{ijt}\right)}{\Phi\left(\hat{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^m \hat{\alpha}_j \cdot Z_{ijt}\right)} \quad (11)$$

כאשר הביטוי $\phi(\circ)$ מציין שלסיכוי החזוי להיות מועסק ($Employed_{it}$) ישנה פונקציה צפיפות יחסית אשר מתפלגת נורמאלית, ואילו $\Phi(\circ)$ מציין שהסיכוי החזוי להיות מועסק ($Employed_{it}$) מתאפיין ע"י פונקציה צפיפות מצטברת אשר מתפלגת נורמאלית. למעשה, משתנה λ_{it} מבטא את כל ההשפעות החלקיות של מאפייני פרט i על סיכויי להשתלב בשוק העבודה בשנה t .

בשלב שני של שיטת ה-Heckit נכניס למשוואת השכר את המשתנה החדש λ_{it} אשר חושב בשלב הקודם. לאחר מכן, את הרגרסיה המתקבלת, קרי "המודל המלא" אומדים בשיטת הריבועים הפחותים מוכללים (GLS)⁵⁹. משוואת השכר המתוקנת מוגדרת כך:

$$\ln(\text{Monthly Wage})_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \cdot X_{ijt} + \beta_{\lambda_{it}} \cdot \lambda_{it} + v_{it} \quad (12)$$

כאשר: $\ln(\text{Monthly Wage})_{it}$ – המשתנה המוסבר הוא לוג השכר החודשי הממוצע (ש"ח) של פרט i בשנה t ממועד סיום התואר; $-X_{ijt}$ – מטריצת המאפיינים הדמוגרפיים והמשתנים המסבירים הנוספים שנבחרו כמועמדים להשפיע על שכרו החודשי של אקדמאי i בשנה t ממועד סיום התואר; v_{it} – השארית (השגיאה) המתקבלת כתוצאה מהרצה של פונקציית השכר המתוקנת של אקדמאי i בשנה t .

⁵⁹ הסיבה לאמידת הרגרסיה בשיטת GLS (Generalized Least Squares) היא שאומדני ה-Random Effects מתקבלים רק אם משתמשים בגישה זו (Wooldridge, 2010). דיון על שיטות אקונוטריות לאמידת מקדמי המשתנים במשוואות, שמתבססות על נתוני פאנל (Panel Data), ייעשה בתת פרק הבא (תת פרק 5.6.2).

הנחות המודל Heckit :

- הנחת נורמאליות של השאריות המתקבלות כתוצאה מהרצה של רגרסיית Probit בגין השתלבותו או אי-השתלבותו של אקדמאי i בכוח העבודה בשנה t , כלומר: $\varepsilon_{it} \sim Normal(0, \sigma_{\varepsilon_{it}}^2)$.
- הנחת נורמאליות של השאריות המתקבלות כתוצאה מהרצה של פונקציית השכר אחרי תיקון ההטיה שמציעה גישת Heckman: $v_{it} \sim Normal(0, \sigma_{v_{it}}^2)$.
- $E(v_{it}) = 0$ לכל i, j , כאשר $i=1,2,3,\dots,n$ ו- $t=1,2,3,\dots,T$. כלומר, תוחלת השאריות שווה ל"אפס".
- v_{it} בלתי תלוי ב- X_{ijt} ולכן $E\left(\frac{v_{it}}{X_{ijt}}\right) = E(v_{it}) = 0$ לכל i, j ו- t . כלומר, אקסוגניות של המשתנים המסבירים ביחס ל- v_{it} .
- השאריות האקראיות אינן מתואמות. כלומר, קיים חוסר מתאם סידרתי בין השגיאות האקראיות.

4.6.2 שיטות אקונומטריות לאמידת מקדמי המשתנים במשוואות המודל Heckit

מאחר ובמחקר הנוכחי נעשה שימוש בנתונים ארוכי-טווח או נתוני פאנל (Panel Data)⁶⁰, יש צורך להחליט באילו שיטות אקונומטריות להשתמש כדי לאמוד את מקדמי המשתנים במשוואות המודל Heckit, כך שבסופו של דבר נוכל לקבל אומדים עקיבים ויעילים⁶¹. בפרט, עלינו לבחור האם לעשות שימוש ב-Fixed Effects Estimator, או להשתמש ב-Random Effects Estimator⁶².

תחילה נציין כי השימוש בנתוני פאנל (Panel Data) מאפשר לחלק את השארית (u_{it}), שמתקבלת כתוצאה מהרצה של משוואת הרגרסיה, לשלושה חלקים כדלקמן (Wooldridge, 2010):

$$u_{it} = m_i + w_t + \theta_{it} \quad (13)$$

כאשר: m_i – הפרעה ספציפית לתצפית i ($i=1,2,3,\dots,n$) – הפרעה ספציפית לנקודת זמן t w_t – הפרעה מקרית לחלוטין לתצפית i בנקודת זמן t , המתפלגת נורמאלית עם תוחלת שווה לאפס ושונות קבועה. θ_{it} ($t=1,2,3,\dots,T$) – הפרעה מקרית לתצפית i בנקודת זמן t , המתפלגת נורמאלית עם תוחלת שווה לאפס ושונות קבועה.

יש לציין כי משלושת רכיבי השארית (u_{it}) בדרך כלל ניתן להסביר את שני הרכיבים הראשונים בלבד. הסיבות האפשריות לכך שמודל אקונומטרי לא מצליח להסביר את ההפרעה המקרית (θ_{it}) הן (Wooldridge, 2016):

- טעות במדידת אחד המשתנים.
- חוסר במשתנים מסבירים נוספים. כלומר, יתכן וקיימים משתנים מנבאים נוספים שלא נלקחו חשבון ולכן גם לא נמדדו.
- העולם הוא אקראי.
- טעות בקביעת המודל האקונומטרי

⁶⁰ מעקב ארוך טווח מאפשר לבדד תכונות לא מדירות של הפרט.

⁶¹ אומדים בעלי שונות קטנה יותר.

⁶² Wooldridge, 2010

טיפול בהפרעה ספציפית לנקודת זמן t (w_t)

הטיפול בהפרעה ספציפית לנקודת זמן t (w_t) אפשרי במקרים בהם מספר התקופות הנדונות קטן ממספר התצפיות במדגם ($n > T$), שזה המקרה הנפוץ ביותר. כאשר המדגם גדול דיו ניתן לכלול בין המשתנים המסבירים משתני דמי המציינים את התקופות, כך שהאומדנים למקדמיהם מהווים למעשה את w_t (תחת ההנחה שהתקופה המושמטת היא קבוצת הביקורת). עם זאת, יש לציין כי לעיתים נוטים להתעלם מאמידת ה- w_t , אם כי שימוש במשתני הדמי עשוי לסייע בנטרול ההשפעות הטמפורליות הבלתי נצפות.

טיפול בהפרעה ספציפית לתצפית i (m_i)

לעומת זאת, בהפרעה הספציפית לתצפית i (m_i) ניתן לטפל על ידי אמידה באחת מהשיטות הבאות: מודל עם אפקטים קבועים (Fixed Effects) או מודל עם אפקטים אקראיים (Random Effects).

באמידת משוואת הרגרסיה עם Fixed Effects (FE) מניחים כי m_i משתנה מתצפית לתצפית, אך מההבדלים בערכי המשתנה המוסבר (Y_{it}) בין התצפיות לא ניתן להסיק לגבי הבדלים בערכי המשתנה התלוי באוכלוסייה כולה. משום כך, ערכי המשתנה התלוי במודל הנאמד הם בניכוי הערך הממוצע של כל פרט. בעזרת ניכוי ההבדלים בממוצעים בין הפרטים מתוך מודל הרגרסיה ניתן "לנטרל" את השפעת הקבוצות המוכרות לנו כ-Cross Section. כלומר, אפקטים קבועים לא רק "מנטרלים" את ההשתנות בתוך הפרט הקשורה לתכונות קבועות ואישיות (כמו גנטיקה ומגדר), אלא גם מאפשרים לבחון השערות על השתנות בכלל האוכלוסייה אשר מתבטאת בהפרש בין הממוצע הכללי לממוצע של הפרט, ובכך הם למעשה מבודדים את הקשר בין משתנה התוצאה (Y_{it}) לבין משתנים מדידים שמשתנים לאורך זמן (לא קבועים) כגון גיל הפרט, מצבו התעסוקתי, וותק וכדומה. שיטת אמידה זו מספקת אומדנים עקיבים ולא מוטים.

באמידת מודל הרגרסיה עם אפקטים אקראיים (RE) מניחים כי ההבדלים בין הפרטים נובעים מההתפלגות אשר מאפיינת את האוכלוסייה ממנה נדגמו הפרטים באופן מקרי. בהתאם לכך, בעזרת ההנחה שקשורה להתפלגות האוכלוסייה ניתן לאמוד את ההבדלים בין הקבוצות השונות במדגם לצד ההבדלים לאורך הזמן. כלומר, בשיטה זו, להבדיל מ-FE Estimator, ניתן לפקח לא רק על משתנים מדידים אשר משתנים לאורך זמן כמו גיל ותעסוקה, אלא גם על משתנים מדידים קבועים כמו מגדר ורמת ההשכלה האקדמית. לאמידת המודל עם RE משתמשים בשיטת ריבועים פחותים מוכללים (GLS). בנוסף, על מנת לקבל אומדנים לא מוטים ועקיבים, יש להניח ש- m_i בלתי מתואם עם θ_{it} ועם המשתנים המסבירים (קרי, לא קיים מתאם בין מאפייני האוכלוסייה למטריצת השאריות).

באופן כללי, הבחירה באחת משיטות האמידה (FE או RE) תלויה בהנחות שהחוקר בוחר להניח, אם כי יש לזכור בשיטת האמידה עם RE האומדנים לא רק עקיבים וחסרי הטיה, אלא גם יעילים, משום שמשתמשים בכל האינפורמציה הגלומה בתצפיות. כפי שצוין לעיל, האמידה במקרה זה מסתמכת על שני ממדים: ממד הפרט וממד הזמן. בנוסף, ל-RE Estimator יתרון משמעותי בהתמודדות עם מדגמים גדולים (Baltagi, 2008).

על מנת להשוות בין המקדמים המתקבלים בשתי השיטות השונות מקובל לעשות שימוש במבחן סטטיסטי בשם Hausman. ההשערות במבחן זה מנוסחות בצורה הבאה :

- השערת האפס היא שהמדדים FE ו-RE הם אומדנים קונסיסטנטיים (עקיבים), ו-RE הוא יעיל.
- ההשערה האלטרנטיבית היא ש-RE אינו קונסיסטנטי (עקיב).

כלומר, אם השערת האפס לא נידחת, אז ניתן להסיק כי אין הבדל מובהק בין שתי שיטות האמידה, ולכן מותר להשתמש באומדני ה-Random Effects.

כמו כן, יש לציין כי אין אפשרות לאמוד אפקטים קבועים (Fixed Effects) ברגרסיות שנאמדו בשיטת הנראות המקסימאלית (MLE - Maximum Likelihood Estimation), כגון מודלים Probit ו-Tobit. כלומר, כפי שנראה בהמשך בתת פרק 4.8.1, אמידת המקדמים של השלב הראשון במודל Heckit תתבצע עם אפקטים אקראיים (Random Effects).

4.7 נתונים ותיאור המשתנים

בחלק זה של המחקר, על מנת לבחון את ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי (אוניברסיטה או מכללה) ותחום הלימודים על יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של הפרטים בשוק העבודה, נעשה שימוש בבסיס נתונים ייחודי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה אשר קרוי "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008".

קובץ זה מציג מידע על מאפייני מהלך הלימודים של תלמידים שהחלו את לימודיהם לקראת תואר ראשון בין השנים 1999-2001, וכן נתונים המאפשרים לאמוד את סיכויי הסטודנטים להשלים את הכשרתם האקדמית עד שנת 2008, כגון: הישגיהם בבחינה הפסיכומטרית; סוג המוסד האקדמי הנבחר; תחום הלימוד הנבחר; משך הלימודים הממוצע לקבלת תואר ראשון; שיעור המסיימים לימודיהם לתואר, לפי פרק זמן סיום הלימודים ביחס לפרק הזמן התקני; וכדומה. כמו כן, הקובץ מספק נתונים אודות השתלבותם ושכרם של בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה בשוק העבודה הישראלי. למעשה, בחלק זה של המחקר נעשה שימוש בנתונים ארוכי-טווח או נתוני פאנל (Panel Data).

בסיס נתונים זה מבוסס על שילוב אינפורמציה מארבעה מקורות עיקריים, כאשר הקישור ביניהם נעשה על פי מספרי תעודות זהות של הבוגרים. מאגרי נתונים מינהליים אלה כוללים:

- קבצים מינהליים של כל הסטודנטים החדשים לתואר ראשון אשר החלו את לימודיהם בשנים תשנ"ט (1998-1999) עד תשס"א (2000-2001).
- קובץ הכנסות הפרט הנבנה על בסיס דיווחי המעבידים לרשות המסים בישראל, המכסה את כל משרות השכיר בין השנים 1999-2008.
- מרשם האוכלוסין של משרד הפנים הכולל נתונים דמוגרפיים של הפרטים, כגון: מין, שנת לידה, דת ולאום.
- מפקד האוכלוסין לשנת 1995 המספק מידע על מקום מגורים של הפרט בשנת 1995. בהתחשב בעובדה שאוכלוסיית המחקר החלה לימודי תואר ראשון בין השנים 1999-2001, כתובת הפרטים בתקופת המפקד מציינת עבור רובם מקום מגורים של משק הבית בו הם גדלו.

בסיס הנתונים הנוכחי מאפשר לא רק להתחקות אחרי מהלך הלימודים של הסטודנטים, אלא גם לבצע מעקב אחר התעסוקה וההכנסה של בוגרי המוסדות האקדמיים בשוק העבודה עד שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון, דהיינו, ב-4 נקודות זמן עוקבות: שנת סיום התואר, שנה לאחר סיום הלימודים, שנתיים אחרי סיום התואר ושלוש שנים אחרי סיום הלימודים. למשל, אם הפרט התחיל את לימודיו בשנת תשנ"ט (1998-1999) וסיים אותם בשנת תשס"א (2000-2001), אז נעשה מעקב אחר תעסוקתו והכנסתו בשוק העבודה ב-4 התקופות הבאות: תשס"א (2000-2001), תשס"ב (2001-2002), תשס"ג (2002-2003) ותשס"ד (2003-2004). עם זאת, על פי נתוני הקובץ לא כל הבוגרים התחילו את לימודיהם באותה שנה ובנוסף לא כולם בחרו באותם תחומי הלימוד. יש לציין כי בחלק מהתחומים האקדמיים משך הלימודים הוא למעלה מ-3 שנים, כגון: הנדסה ורפואה. כך למשל, אם מדובר בצעיר שהתחיל את לימודיו באחד ממקצועות ההנדסה בשנת תשס"א (2000-2001) וסיים אותם בתשס"ד (2003-2004), אזי המעקב אחר השתלבותו בכוח העבודה התבצע ב-4 התקופות הבאות: תשס"ד (2003-2004), תשס"ה (2004-2005), תשס"ו (2005-2006) ותשס"ז (2006-2007).

באשר למגבלות של קובץ הנתונים הנוכחי, המדגם לא כולל פרטים שהיו מועסקים במשרות חלקיות. ייתכן שקבוצה חסרה זו יכלה להסביר חלק מההבדלים ברמת השכר ובשיעור התעסוקה בקרב קבוצות שונות בעיקר בקרב אלה שנוטות להיות מועסקות באופן חלקי, לדוגמא: אמהות, בוגרי תחומי לימוד עם ביקוש יחסית נמוך בשוק העבודה, אזורים גיאוגרפיים מרוחקים, סטודנטים הלומדים לקראת תואר שני וכדומה.

לפיכך, בסיס הנתונים מכיל מידע על שכירים אקדמאים (גברים ונשים) יהודים (כולל אחרים) וערבים אשר בין השנים 2001-2008 עבדו במשרות מלאות או חיפשו עבודה אך היו מובטלים ועומד על 59,343 עובדים.

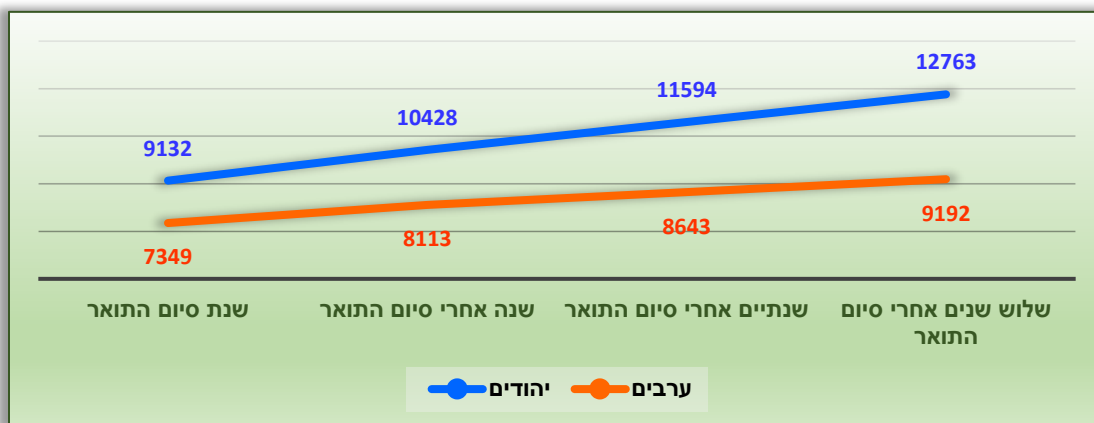
4.7.1 סטטיסטיקה תיאורית

שכיחות השכירים הערבים במדגם האקדמאים הנחקר עומדת על 5.34% (3,168) לעומת 94.3% (56,175) של שכירים יהודים בעלי תואר אקדמי. מספרים אלה אינם חורגים בהרבה מפירסומים מעודכנים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שכן נכון לשנת 2008 שיעור ההשתתפות בכוח העבודה של ערבים בעלי השכלה גבוהה מכלל האקדמאים בישראל בגילאי העבודה (25-67) עמד על 63.675%. כמו כן, במדגם הנחקר 45.81% (27,185) הינם גברים יהודים ו-2.75% (1,634) גברים ערבים. שיעור הנשים היהודיות 48.85% (28,990) ו-2.58% (1,534) נשים ערביות. נשים לב כי בכל אחד מהמגזרים הנחקרים קיימת חלוקה כמעט שווה בין גברים לנשים.

מבסיס הנתונים עולה כי במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר מספר השכירים האקדמאים משני המגזרים עולה באופן עקבי. עם זאת, תרשים מס' 24 מראה גם כי במהלך השנים הנדונות נשמר הפער בשכר ברטו החודשי בין הקבוצות לרעת הערבים. בנוסף, פילוח השכר החודשי הממוצע לגברים אקדמאים ונשים אקדמאיות בנפרד מצביע על כך שהתרחבות פערי ההכנסות בין המגזרים לאורך זמן בקרב הגברים חזקה יותר בהשוואה לזו של המגדר הנשי (ראה/י תרשימים מס' 25 ו-26).

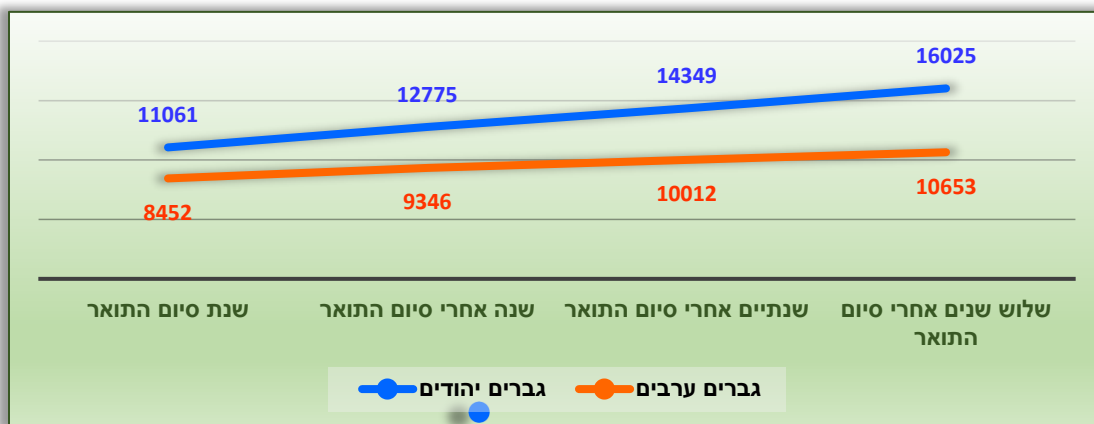
⁶³ מקור נתונים: סקרי כוח אדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2008.

תרשים מס' 24: השכר הממוצע ברוטו לחודש (ש"ח) לפי מגזר עד שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון



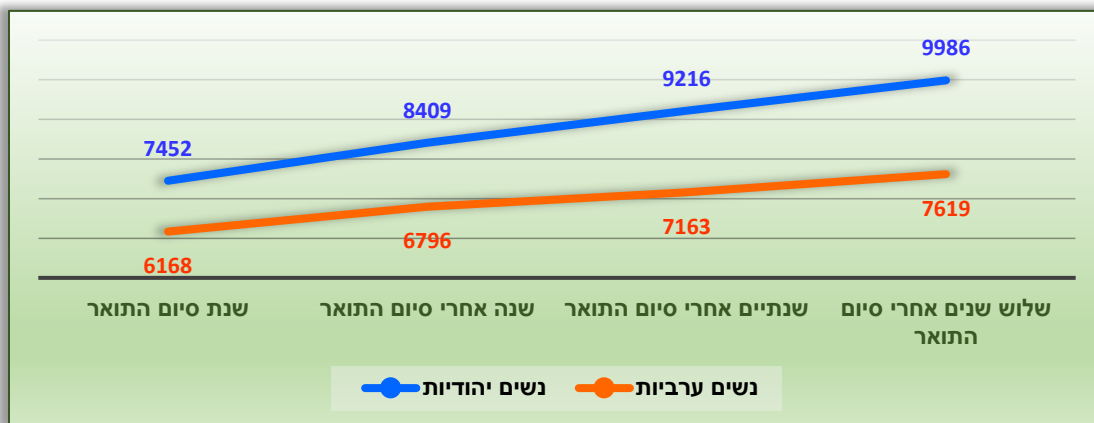
עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

תרשים מס' 25: השכר החודשי הממוצע של גברים לפי מגזר עד שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון



עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

תרשים מס' 26: השכר החודשי הממוצע של נשים לפי מגזר עד שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון

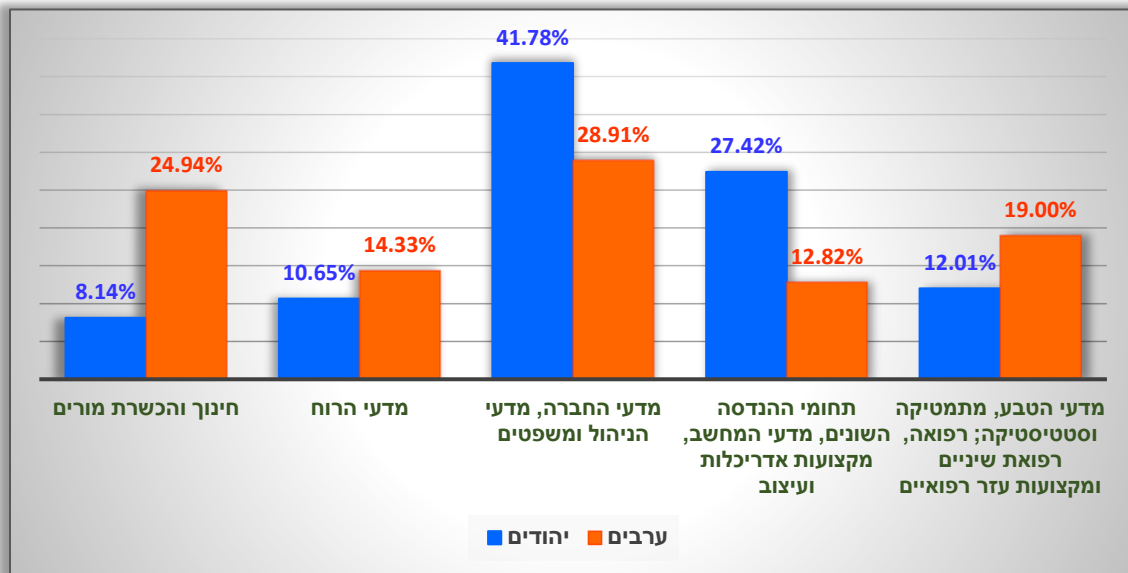


עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

כמו כן, תרשים מס' 27 מראה כי עד שנת 2008 תחומי הלימוד המבוקשים בקרב ערביי ישראל היו מדעי הרוח, חינוך והוראה, רפואה ומקצועות עזר רפואיים. יש לציין כי הבחירה בתחום הלימודים לא רק תלויה בשיקולים אישיים כגון תחומי עניין, יכולת השתלבות והשתכרות בשוק העבודה בעתיד, אלא גם בתנאי הקבלה לכל תחום לימוד אקדמי. אמנם צעירים ערבים משיגים ציוני בגרות דומים לאלו של יהודים, אך ציון הממוצע שלהם בבחינה הפסיכומטרית נמוך באופן יחסי ולרוב אינו מאפשר להם להתקבל לחוגים המבוקשים (פוקס, 2017). לכן מקובל לחשוב כי תחומי לימוד אלה מזוהים כתחומי הלימוד המסורתיים בציבור הערבי (עראר וחאגי' יחיא, 2011 ; עלי, 2013).

עם זאת, בקרב צעירים בעלי הישגים גבוהים ההבדלים בין יהודים לערבים בבחירת תחום הלימוד מצטמצמים עם השנים (פוקס, 2017). כפי שצוין לעיל, נראה כי בתמיכת התוכנית הרב-שנתית מ-2012 לשילוב בני המיעוטים באקדמיה, בשנים האחרונות חל היפוך מגמה בבחירות לימודיות של הערבים במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל. מנתוני המלי"ג עולה כי בשנים האמורות נרשם גידול בהשתתפות הסטודנטים הערבים בתחומי לימוד שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר, למשל: לימודי הנדסה, מדעים מדויקים, מדעי החברה ומינהל עסקים.⁶⁴

תרשים מס' 27: אחוז הבוגרים בתחומי הלימוד השונים מכלל האקדמאים בכל אחד מהמגזרים



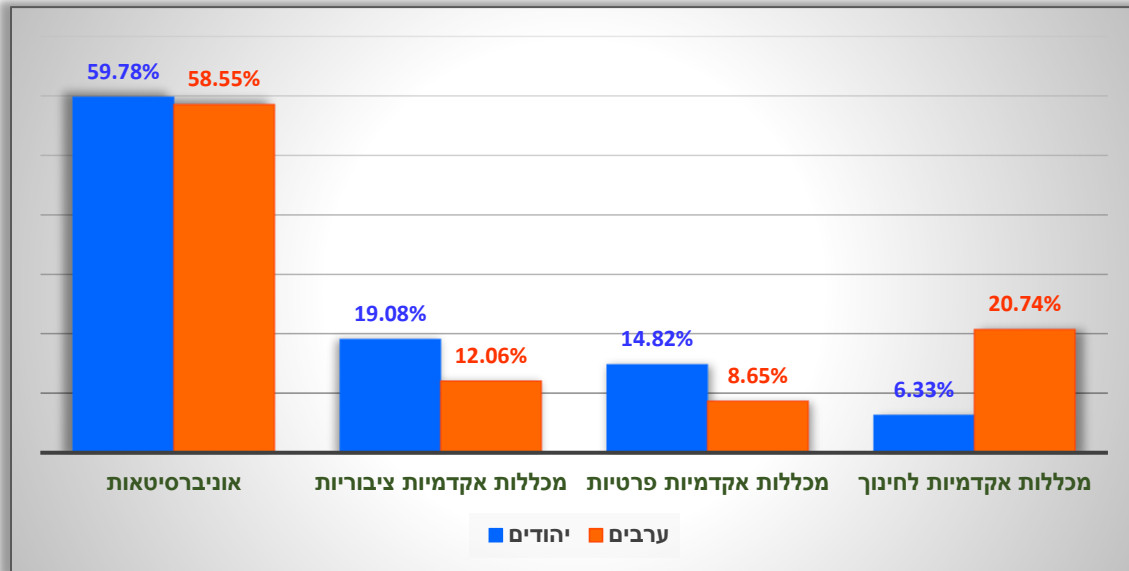
עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

באשר לבחירת סוג המוסד האקדמי, תרשים מס' 28 מלמד כי עד שנת 2008 לבני המיעוטים היה ייצוג בולט במכללות האקדמיות לחינוך, בעוד ששכיחותם במכללות הפרטיות היה נמוך כמעט פי 2 מזו של היהודים. לעומת זאת, אחוז בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הציבוריות בקרב הערבים באותה התקופה אמנם היה נמוך באופן יחסי, אך לא בצורה משמעותית. לדפוס בחירה אלו עשויות להיות כמה סיבות. איילון (2008), למשל, סבורה כי בגלל עלותן הגבוהה פונות המכללות הפרטיות אל אוכלוסיות מבוססות, ואילו קהל היעד של המכללות האזוריות (מכללות לחינוך ומכללות מתוקצבות)

⁶⁴ מהפכת הנגשת ההשכלה הגבוהה לחברה הערבית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

הוא אוכלוסיות חלשות, דהיינו, קבוצות חברתיות בעלות מאפיינים כלכליים נמוכים, כגון: חרדים ובני המיעוטים. גם העובדה שהמכללות הפרטיות מציעות תחומים מבוקשים שזוכים לתגמולים גבוהים בשוק העבודה, ואילו המכללות האזוריות מציעות תחומים מתגמלים פחות, תורמת לשעתוק של אי השוויון המעמדי (סבירסקי וסבירסקי, 1997).

תרשים מס' 28: אחוז בוגרי המוסדות האקדמיים השונים מכלל האקדמאים בכל אחד מהמגזרים



עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

4.7.2 תיאור משתני המחקר

להלן תיאור אודות כל המשתנים הרלוונטיים למודל הדו-שלבי של Heckman (שהוצג בתת פרק 4.6) שהיו זמינים בקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008" של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה:

✓ המשתנה המוסבר **Employed_{it}** הוא משתנה דמי המציין אם בוגר i היה מועסק בשנה t במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון. יש לציין כי משתנה זה משמש כמשתנה תלוי בשלב הראשון של המודל Heckit. אינדיקטור זה עבור פרט i נמדד ב-4 נקודות זמן עוקבות: שנת סיום התואר, שנה לאחר סיום הלימודים, שנתיים אחרי סיום התואר ושלוש שנים אחרי סיום הלימודים.

✓ המשתנה המוסבר **Ln(Monthly Wage)_{it}** הוא לוג השכר החודשי הממוצע (ש"ח) של בוגר i בשנה t במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון. יש לציין כי משתנה זה משמש כמשתנה תלוי בשלב השני של המודל Heckit. למעשה, השכר הממוצע ברוטו לחודש עבור פרט i נמדד 4 פעמים: שנת סיום התואר, שנה לאחר סיום הלימודים, שנתיים אחרי סיום התואר ושלוש שנים אחרי סיום התואר.

✓ המשתנה **Male_i** – משתנה דמי עבור מגדר של פרט i (גבר – 1, אישה – 0). משתנה זה משמש כמשתנה בלתי תלוי בשני השלבים של המודל Heckit.

- ✓ המשתנה **AgeStart27** – משתנה בינארי המציין את גילו של פרט i בשנת התחלת הלימודים לקראת תואר ראשון (בני 17-27 מקבלים ערך 1, ואילו בני 28 ומעלה מקבלים ערך 0). על פי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, הגיל החציוני של בוגרי התואר הראשון במערכת ההשכלה הגבוהה בישראל עומד על 26 שנים⁶⁵. המשתנה משמש כמסביר בשני השלבים של המודל Heckit משום שאין בבסיס הנתונים מידע לגבי שנת הלידה של הפרטים.
- ✓ המשתנה **University** – משתנה דמי המציין אם פרט i הוא בוגר אוניברסיטה (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מסביר בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Public College** – משתנה אינדיקטור המציין אם פרט i הוא בוגר מכללה אקדמית ציבורית (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מסביר בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Private College** – משתנה אינדיקטור המציין אם פרט i הוא בוגר מכללה אקדמית פרטית (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מסביר בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **College of Education** – משתנה דמי המציין אם פרט i הוא בוגר מכללה אקדמית לחינוך (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מסביר בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Humanities** – אינדיקטור המציין אם פרט i הוא בוגר במדעי הרוח (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמנבא בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Pedagogical and Educational Science** – דמי המציין אם פרט i הוא בעל תואר ראשון בחינוך והוראה (כן – 1, לא – 0). המשתנה משמש כמנבא בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Social Sciences** – אינדיקטור המציין אם פרט i הוא בוגר במדעי החברה או במדעי הניהול או במשפטים (כן – 1, לא – 0). המשתנה משמש כמנבא בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Computer Science and Engineering** – אינדיקטור המציין אם פרט i הוא בוגר באחד מתחומי ההנדסה או במדעי המחשב או באדריכלות ועיצוב (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מנבא בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Medicine and Natural Sciences** – אינדיקטור המציין אם פרט i הוא בוגר באחד מהתחומים הבאים: מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה; רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים (כן – 1, לא – 0). המשתנה משמש כמנבא בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Advanced Degree** – אינדיקטור המציין אם בוגר i המשיך לתארים מתקדמים (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מנבא בשני השלבים של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Private Sector** – משתנה דמי המציין אם בוגר i עבד בסקטור הפרטי בשנה t ממועד סיום התואר הראשון (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מנבא בשלב השני של המודל Heckit.
- ✓ המשתנה **Public Sector** – משתנה דמי המציין אם בוגר i עבד בסקטור הציבורי בשנה t ממועד סיום התואר הראשון (כן – 1, לא – 0). משתנה זה משמש כמשתנה מנבא בשלב השני של המודל Heckit.

⁶⁵ מקור נתונים: מונחים, הגדרות והסברים של הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008" של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

מעבר למשתנים המסבירים שהוצגו לעיל, במחקר הנוכחי הוחלט גם להשתמש בארבעה משתנים בינאריים נוספים אשר מציינים כמה זמן חלף מאז שהבוגר סיים את לימודיו לקראת תואר ראשון. כפי שצוין בתת פרק 4.6.2, כאשר מדובר במדגמים גדולים (כמו במקרה הנוכחי) ניתן לכלול בין המשתנים המסבירים משתני דמי המציינים את התקופות, ובכך בעצם לטפל בהפרעה ספציפית לנקודת זמן t (w_t) שמהווה רכיב אחד מהשארית (u_{it}).⁶⁶

הסיבה הנוספת להגדרה זו של משתנים היא שעל פי נתוני הקובץ לא כל הבוגרים סיימו את לימודיהם באותה שנה. כלומר, המעקב אחר תעסוקתם והכנסתם בשוק העבודה בוצע ב-4 תקופות עוקבות אך שונות מבחינת סדר קלנדרי שלהן. בהתאם לכך, לא ניתן לדעת כיצד התאפיינו שנות המעקב במדגם (2001-2008) אחר הפרטים מבחינת מצב המשק ונתוני מקרו אחרים העשויים בתורם להסביר את דפוסי ההשתתפות של בוגרי המוסדות האקדמיים בשוק העבודה בשנת סיום התואר ואילך, לדוגמא: קצב הצמיחה הכלכלית, שיעור האינפלציה, היקף התעסוקה והאבטלה, נתוני התוצר וכדומה).

להלן המשתנים:

- ✓ המשתנה **The Year of Completion of Academic Studies** – אינדיקטור המציין את השנה שבה פרט i סיים את לימודיו לקראת תואר ראשון.
- ✓ המשתנה **One Year after Graduation** – אינדיקטור המציין שעברה שנה מאז שפרט i סיים את לימודיו לקראת תואר ראשון.
- ✓ המשתנה **Two Years after Graduation** – משתנה דמי המציין שעברו שנתיים מאז שפרט i סיים את לימודיו לקראת תואר ראשון.
- ✓ המשתנה **Three Years after Graduation** – אינדיקטור המציין שעברו שלוש שנים מאז שפרט i סיים את לימודיו לקראת תואר ראשון.

4.8 תוצאות

כעת יוצגו תוצאות של החלק השלישי באמצעותן ננסה לבחון את ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי ותחום הלימודים הנבחר על יכולת ההשתלבות וכושר ההשתכרות של בוגרי תואר ראשון בשוק העבודה. בלוח מס' 8 מדווחות תוצאות האמידה של השלב הראשון במודל המטפל בסלקציה שהציע Heckman, בעוד שלוח מס' 9 מציג את אומדני המקדמים המתקבלים בשלב השני של המודל. המשוואות והרגרסיות, שבהן עושה שימוש המודל Heckit, נאמדו עבור כל מגזר בנפרד. כפי שצוין בתת פרק 4.7, בחלק זה של המחקר נעשה שימוש בנתוני פאנל. כאמור, המדגם מכיל 56,175 בוגרים יהודים ו-3,168 בוגרים ערבים, בסה"כ 59,343 שכירים אקדמאים אשר נדגמו ב-4 תקופות זמן עוקבות: שנת סיום התואר, שנה לאחר סיום הלימודים, שנתיים אחרי סיום התואר ושלוש שנים אחרי סיום הלימודים.

⁶⁶ Wooldridge, 2010.

4.8.1 תוצאות האמידה של השלב הראשון במודל Heckit

נתחיל מניתוח תוצאות האמידה של השלב הראשון במודל Heckit. בלוח מס' 8 מוצגים אומדני המקדמים⁶⁷ של רגרסיות Probit עם אפקטים אקראיים (RE)⁶⁸ אשר בוחנות את סיכוייהם של בוגרי תואר ראשון להיות מועסקים במשרה מלאה בשוק העבודה. כאמור, המשתנה התלוי בפונקציות אלו הוא משתנה בינארי אשר קיבל ערך 1 אם פרט i היה מועסק בשנה t במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון, אחרת – 0.

ניתוח השפעות שוליות של חלק מהמאפיינים הדמוגרפיים מצביע על כיוונים מנוגדים במגזרים השונים. כך למשל, המקדם של המשתנה Male מראה שבקרב אקדמאים יהודים סיכויי של הגבר להיות מועסק במשרה מלאה בשנה t במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר נמוכים יותר מאלה של האישה היהודייה. לעומת זאת, בקרב אקדמאים ערבים ניכרת השפעה הפוכה, קרי, הסיכויים של בוגר ערבי גבוהים ב-7.4% מאלה של אישה ערבייה בעלת תואר ראשון. ממצא זה תואם לממצאי הספרות המחקרית בתחום תעסוקת ערבים בישראל (ג'בארין, 2010; פוקס ופרידמן ווילסון, 2018).

עם זאת, ההשפעה של המשתנה AgeStart27 על ההסתברות להיות משולב בשוק העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים בקרב שני המגזרים היא חיובית ומובהקת. האומדן ל- $\beta_{AgeStart27}^{Jews}$ מצביע על כך שסיכוייהם של אקדמאים יהודים, שהתחילו את לימודיהם האקדמיים בהיותם בני 17-27, גבוהים ב-17.26% מהסיכויים של יהודים שהתחילו את הלימודים בגיל 28 ומעלה. גם בקרב בני המיעוטים הפער במקדם המשתנה AgeStart27 הוא לטובת קבוצת הגיל הצעירה (בני 17-27) ועומד על 8.79%. בנוסף, נשים לב כי הפער בין שני האומדנים ($\beta_{AgeStart27}^{Jews}$ ו- $\beta_{AgeStart27}^{Arabs}$) הוא לטובת היהודים. יש לציין כי פער זה מובהק ברמת מובהקות של 1% (ראה/י נספח לד).⁶⁹ משמעות הממצא היא שהעלייה בסיכויי של הצעיר היהודי בעל תואר ראשון למצוא עבודה בתחום העיסוק בו בחר גבוהה יותר מזו של מקבילו הערבי.

כעת נעבור לבחינת ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי על יכולת ההשתלבות של אקדמאים בשוק העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים. כפי שצוין בתת פרק 4.7.2, בנייתו זה נעשתה הבחנה בין הבוגרים שרכשו תואר ראשון באוניברסיטה, מכללה אקדמית ציבורית (מתוקצבת ע"י הות"ת), מכללה אקדמית פרטית (לא מתוקצבת ע"י הות"ת) ומכללה אקדמית לחינוך, כאשר קבוצת הביקורת שנבחרה בהרצה היא מכללה ציבורית (Public College).

אם כן, נשים לב כי בלוח מס' 8 מתגלה ממצא מעניין, שכן השפעתה השולית של האוניברסיטה (University) על יכולת ההשתלבות של אקדמאים יהודים היא שלילית. כלומר, בקרב היהודים

⁶⁷ מדובר כאן בהשפעות שוליות (Marginal Effects) של משתנים מסבירים על הסתברותו של אקדמאי i להיות משולב בכוח העבודה.

⁶⁸ כפי שצוין בתת פרק 4.6.2, ברגרסיות שנאמדו בשיטת הנראות המקסימאלית (MLE), כגון מודלים Probit ו-Tobit, למעשה אין אפשרות לאמוד אפקטים קבועים (Fixed Effects) (Wooldridge, 2010).

⁶⁹ Howell בספרו "Statistical methods for psychology" (2012) מציע מבחן סטטיסטי להשוואה בין שני מקדמי הרגרסיה, השייכים לאותו משתנה, אשר התקבלו משני מדגמים בלתי תלויים. יש לציין כי האומדנים האמורים צריכים להיות מובהקים ובעלי כיוונים זהים, אחרת אין שום משמעות למבחן הזה מבחינה סטטיסטית (Howell, 2012).

סיכוייהם של בוגרי אוניברסיטאות להשתלב בכוח העבודה נמוכים יותר (ב-7.04%) מאלה של בוגרי המכללות הציבוריות. ההבדל הזה באחוזים אצל היהודים מצביע על כך שבוגרי מכללות מתוקצבות מוצאים עבודה יותר בקלות. הדבר נובע ככל הנראה מהעובדה שלהבדיל מבוגרי האוניברסיטאות בוגרי המכללות הציבוריות מוכנים להשתלב בשוק העבודה "בכל מחיר". כלומר, אפשרי כי על מנת לזכות במשרה מלאה, בוגרי המכללות המתוקצבות מוכנים להתפשר על שכר נמוך או לעסוק במשלחי יד שאינם הולמים את השכלתם או שילוב של השניים (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

לעומת זאת, אצל הערבים המקדם של המשתנה University לא מובהק. כלומר, לא קיים הבדל סטטיסטי בין האוניברסיטה לבין המכללה הציבורית מבחינת השפעותיהן על יכולת של הבוגרים הערבים להשתלב בכוח העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים.

גם המקדם של המשתנה Private College עבור בני המיעוטים לא מובהק⁷⁰ ולכן גם מתפרש באופן דומה לפענוח האחרון. לעומת זאת, בקרב בוגרים יהודים השפעתה השולית של המכללה הפרטית על יכולת השתלבותם היא חיובית. כלומר, הסיכוי שיהודי בוגר מכללה פרטית יצליח למצוא תעסוקה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים גבוה יותר (ב-4.38%) מחברו שלמד במכללה הציבורית. הממצא נתמך בספרות המקצועית (ראה/י למשל: איילון, 2008; Shwed and Shavit, 2006). אחדות ושותפיה (2018) מסבירים זאת בכך שחלק מבוגרי המכללות הפרטיות מצליחים להשתלב בשוק העבודה בזכות קשרים שיש להורים שלהם (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

בנוגע למשתנה College of Education, אומדני המקדמים שבלוח מס' 8 מדווחים על השפעה שלילית ומובהקת של מכללות לחינוך על יכולת ההשתלבות של אקדמאים משני המגזרים. יתרה מזאת, מבחינה סטטיסטית אין הבדל בין שני האומדנים ($\beta_{College\ of\ Education}^{Jews}$ ו- $\beta_{College\ of\ Education}^{Arabs}$), כפי שניתן לראות במבחן להפרש בין שני מקדמי הרגרסיה⁷¹ אשר מוצג בנספח לה. ממצא זה מצביע על כך שבקרב שתי קבוצות האוכלוסייה מכללות ציבוריות תרמו יותר להגברת הסיכויים להשתלבות מהירה בכוח העבודה מאשר המכללות האקדמיות לחינוך.

בחינת ההשפעה של תחום הלימודים הנבחר על יכולת ההשתלבות של בוגרי תואר ראשון בשוק העבודה חושפת מספר ממצאים מעניינים נוספים בנוגע לפערים בין המגזרים. יש לציין כי מפאת ייצוג נמוך לבוגרים בחלק מתחומי הלימוד, עבור הניתוח אוחדו קטגוריות לימוד בעלי קרבה דיסציפלינרית, כפי שמוצג בתת פרק 4.7.2. קבוצת הביקורת שנבחרה בניתוח זה היא מדעי הרוח (Humanities).

לוח מס' 8 מראה כי בקרב היהודים סיכוייהם של בוגרי תואר ראשון בחינוך והוראה למצוא תעסוקה במשרה מלאה גבוהים יותר (ב-7.64%) מאלה שלמדו מדעי הרוח. לעומת זאת, אצל בני המיעוטים ההשפעה השולית של המשתנה Pedagogical and Educational Science אינה מובהקת סטטיסטית. כלומר, סיכוייהם של האקדמאים הערבים שלמדו מדעי הרוח ואילו שלמדו חינוך אינם שונים.

⁷⁰ הסיבה האפשרית לכך היא שבמדגם הנחקר אין הרבה אקדמאים ערבים שלמדו במכללות פרטיות.

⁷¹ המבחן נבדק ברמת מובהקות של 1%.

ההשפעה השולית של המשתנה Social Sciences על ההסתברות להיות משולב בשוק העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים בקרב שני המגזרים היא חיובית ומובהקת. כך, בקרב בני המיעוטים סיכוייהם של בוגרי מדעי החברה, מדעי הניהול ומשפטים להיות מועסקים במשרה מלאה גבוהים ב-17.48% מהסיכויים של אלה שלמדו מדעי הרוח, ואילו אצל היהודים מקדם המשתנה Social Sciences עומד על 9.52%. כלומר, בין שני האומדנים ($\beta_{Social\ Sciences}^{Arabs}$ ו- $\beta_{Social\ Sciences}^{Jews}$) קיים פער לטובת הבוגרים הערבים. יש לציין כי פער זה מובהק ברמת מובהקות של 1% (ראה/י נספח לו). משמעות הממצא היא שהעלייה בסיכוייו של הערבי בעל תואר ראשון ב-Social Sciences למצוא תעסוקה גבוה יותר בכ-8% מזו של מקבילו היהודי.

בלוח מס' 8 גם מתגלה שבתחומי הלימוד, כגון: מקצועות ההנדסה, מדעי המחשב, אדריכלות ועיצוב בני המיעוטים נהנים יותר מהשפעה שולית של לימוד מקצועות ה-Computer Science and Engineering מאשר היהודים. כך, בקרב הערבים סיכוייו של בוגר תואר ראשון בהנדסה או מדעי המחשב להשתלב בשוק העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים גבוה ב-33.75% מזה של אלה שלמדו מדעי הרוח, ואילו אצל היהודים מקדם המשתנה Computer Science and Engineering עומד על 13.64% בלבד. כלומר, גם כאן הפער בין שני האומדנים ($\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews}$ ו- $\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}$) מצביע על יתרון מובהק לטובת הבוגרים הערבים⁷² (ראה/י נספח לו). משמעות

הממצא היא שהעלייה בסיכוייו של הבוגר הערבי שלמד תואר ראשון באחד מהתחומים ב-Computer Science and Engineering למצוא תעסוקה במשרה מלאה גבוהה יותר בכ-20% מזו של מקבילו היהודי ($33.75\% - 13.64\% = 20.11\%$). ההסבר האפשרי להפרש משמעותי זה הוא שעל מנת לשמור על תעסוקה יציבה, בני המיעוטים לא נוטים להחליף מקומות עבודה בשיעורים גבוהים בהשוואה ליהודים ולכן, ככל הנראה, גם מסתפקים בשכר נמוך יותר.

גם המשתנה Medicine and Natural Sciences תורם יותר לסיכוייהם של בני המיעוטים להיות מועסקים מאשר ליהודים. כך, אם פרט ערבי רכש את התואר הראשון שלו באחד מהתחומים הבאים: מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה; רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים; אז סיכוייו להיות משולב בשוק העבודה גבוהים ב-14.48% מאלה של הבוגר הערבי במדעי הרוח. לעומת זאת, אצל היהודים ההשפעה השולית של המשתנה Medicine and Natural Sciences עומדת על 3.02%

בלבד. נשים לב כי גם כאן המבחן ההשוואתי בין $\beta_{Medicine\ and\ Natural\ Sciences}^{Jews}$ ל- $\beta_{Medicine\ and\ Natural\ Sciences}^{Arabs}$ מצביע על פער מובהק לטובת הבוגרים הערבים⁷³ (ראה/י נספח לח). כלומר, העלייה בסיכוייו של הבוגר הערבי, שרכש את התואר האקדמי שלו באחד מהתחומים של Medicine and Natural Sciences גבוהה יותר בכ-11% מזו של מקבילו היהודי ($14.48\% - 3.02\% = 11.46\%$).

סיכוייו של הבוגר היהודי, שהמשיך לתואר שני, למצוא תעסוקה במשרה מלאה גבוהים ב-2.44% מאלה של הפרט היהודי שלא בחר להמשיך ללימודים מתקדמים. לעומת זאת, אצל הערבים ההשפעה השולית של המשתנה Advanced Degree היא לא מובהקת. כלומר, אין הבדל בין אלה אשר בחרו להמשיך לתארים מתקדמים לבין אלה שלא.

⁷² הפרש בין המקדמים מובהק ברמת מובהקות של 1%.

העבודה במגזר הציבורי מגדילה את הסיכויים להיות משולב בשוק העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים בקרב שני המגזרים. ההשפעה השולית אצל הערבים היא 198.93% לעומת 116.75% אצל היהודים.. מבחן הסטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Public Sector}^{Jews}$ ל- $\beta_{Public Sector}^{Arabs}$ מצביע על הבדל מובהק של כ-82% לטובת הציבור הערבי (82.18% = 116.75% - 198.93%)⁷³ (ראה/י נספח לט). ניתן להניח כי הפער בין האחוזים נובע ככל הנראה מניסיונות שהמדינה מקדמת כבר יותר מעשור על מנת לצמצם את פערי התעסוקה בין הקבוצות באוכלוסייה. כפי שצוין בפרק הקודם, ניסיונות אלה של הממשלה באות לידי ביטוי בפעולות לקידום ייצוג הולם לאוכלוסייה הערבית, הדרונית והצירקסית בסקטור הציבורי.

ממצא זה עקבי עם מחקרים אחרים בתחום שוק העבודה. למשל, בן-דוד ושותפיו (2004) סבורים שהמיעוטים בישראל סובלים מ"אפליה תעסוקתית", שכן מקומות עבודה רבים במגזר הפרטי אינם מוכנים להעסיק עובדים ערבים. לכן, אין זה מפתיע כי מרבית בני המיעוטים בעלי השכלה גבוהה מועסקים במשלחי יד אקדמיים מכווני קהילה ולא מכווני עסקים, דהיינו, במשרות שונות בסקטור הציבורי כגון: חינוך והוראה, שירותים חברתיים ומוניציפליים, וכדומה (בן-דוד, אחיטוב, לוי-אפשטיין, ושטייר, 2004; ג'בארין, 2007).

כמו כן, מלוח מס' 8 עולה כי האומדנים למקדמי המשתנים המציינים כמה שנים חלפו מאז שהבוגר סיים את לימודיו האקדמיים הינם שליליים ומובהקים מבחינת סטטיסטית ברמת מובהקות של 1%, הן בקרב יהודים והן בקרב ערבים. באופן כללי ניתן לפרש את מקדמי המשתנים המסבירים שמשתייכים ל-Years after Graduation כדלקמן: אם שכיר אקדמאי (יהודי או ערבי) לא הצליח להשתלב בכוח העבודה בשנת סיום התואר, אז סיכויו למצוא תעסוקה במשרה מלאה הולכים וקטנים עם השנים. עם זאת, יש לציין כי הירידה בהשפעה שולית של t שנים מאז סיום הלימודים האקדמיים בקרב הערבים היא חזקה יותר מאשר אצל היהודים, כפי שניתן לראות בתרשים מס' 29. גם מבחנים סטטיסטיים להשוואה בין כל זוג מקדמים, שמוצגים בנספחים מ-מא, מחזקים את הטענה הזו. כך, אם בשנה ראשונה לאחר סיום הלימודים סטטיסטית עדיין לא רואים הבדל משמעותי בין האומדנים, אז בשנתיים הבאות ניתן להבחין בפערים מובהקים⁷⁴ בין המקדמים אשר רק הולכים ומתרחבים משנה לשנה. במילים אחרות, תרשים מס' 29 ניתן לפענוח באופן הבא:

- סיכויו של הבוגר להשתלב בשוק העבודה בשנה הראשונה לאחר סיום התואר נמוכים יותר מאלה שבשנת סיום התואר (ב-4.03% אצל יהודים וב-6.34% אצל ערבים).
 - ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בשנה השנייה שאחרי סיום התואר נמוכה יותר בהשוואה לזו שבשנת סיום התואר (שיעור הירידה אצל יהודים היא 8.39% ואילו אצל ערבים הוא 12.67%).
 - סיכויו של הבוגר למצוא תעסוקה במשרה מלאה בשנה השלישית לאחר סיום התואר נמוכים יותר מאלה שבשנת סיום התואר (ב-13.32% אצל יהודים וב-21.53% אצל ערבים).
- אחת מהסיבות האפשריות לכך שפערים בין האומדנים הולכים ומתרחבים היא שחלק מהמקצועות האקדמיים, שנרכשים על ידי בני המיעוטים, פחות מבוקשים בשוק העבודה הישראלי.

⁷³ הפרש בין המקדמים מובהק ברמת מובהקות של 1%.

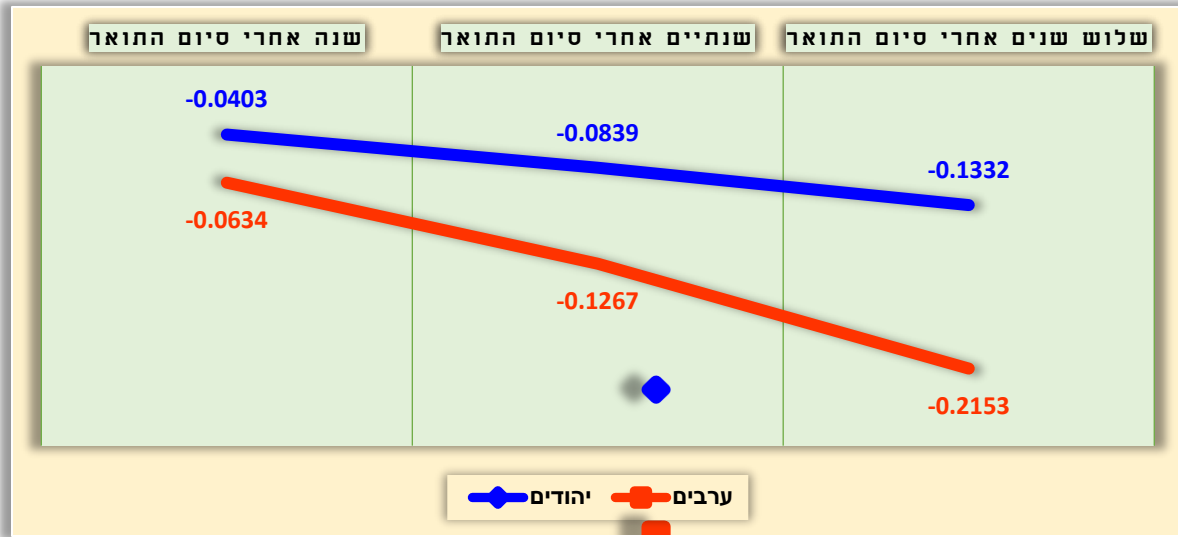
⁷⁴ מבחינה סטטיסטית ההבדלים מובהקים ברמת מובהקות של 1%.

לוח מס' 8: תוצאות האמידה של השלב הראשון במודל Heckit לפי מגזר

	Jews	Arabs
<i>Independent variables</i>	Random-Effects Probit Regression	Random-Effects Probit Regression
<i>Male</i>	-0.0273*** (0.0028)	0.0740*** (0.0194)
<i>AgeStart27</i>	0.1726*** (0.0043)	0.0879*** (0.0286)
<i>Higher Education Institutions</i>		
<i>Public College</i>	Control Group	Control Group
<i>University</i>	-0.0704*** (0.0036)	-0.0312 (0.0281)
<i>Private College</i>	0.0438*** (0.0048)	0.0162 (0.0357)
<i>College of Education</i>	-0.2834*** (0.0153)	-0.2090*** (0.0691)
<i>Fields of Study</i>		
<i>Humanities</i>	Control Group	Control Group
<i>Pedagogical and Educational Science</i>	0.0764*** (0.0136)	0.0069 (0.0605)
<i>Social Sciences</i>	0.0952*** (0.0047)	0.1748*** (0.0304)
<i>Computer Science and Engineering</i>	0.1364*** (0.0049)	0.3375*** (0.0307)
<i>Medicine and Natural Sciences</i>	0.0302*** (0.0057)	0.1448*** (0.0312)
<i>Advanced Degree</i>	0.0244*** (0.0039)	0.0135 (0.0270)
<i>Sectors of Employment</i>		
<i>Private Sector</i>	Control Group	Control Group
<i>Public Sector</i>	1.1675*** (0.0696)	1.9893*** (0.0714)
<i>Years after Graduation</i>		
<i>The Year of Completion of Academic Studies</i>	Control Group	Control Group
<i>One Year after Graduation</i>	-0.0403*** (0.0016)	-0.0634*** (0.0111)
<i>Two Years after Graduation</i>	-0.0839*** (0.0016)	-0.1267*** (0.0113)
<i>Three Years after Graduation</i>	-0.1332*** (0.0016)	-0.2153*** (0.0116)
<i>Wald Chi²</i>	10810.56***	531.21***
<i>Log Likelihood</i>	-76317.469	-2782.9711
<i>Number of Individuals</i>	56,175	3,168
<i>Number of Observations</i>	224,700	12,672

משתנה מוסבר: *Employed* – משתנה הדמי המציין אם אקדמאי *i* היה מועסק בשנה *t* במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון (1 – כן היה מועסק, 0 – פרט *i* לא היה מועסק).
 בסוגריים מופיעים סטיות התקן של ההשפעות השוליות של המשתנים המסבירים על הסתברותו של פרט *i* להיות מועסק.
 *, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

תרשים מס' 29: ההשפעה השולית של t שנים מאז סיום הלימודים האקדמיים על סיכוייו של הבוגר להיות מועסק במשרה מלאה בהשוואה לאלה שבשנת סיום התואר, לפי מגזר



עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

4.8.2 תוצאות האמידה של השלב השני במודל Heckit

כעת ננתח את תוצאות האמידה של השלב השני במודל Heckit. בלוח מס' 9 מוצגים אומדנים למקדמי משוואות השכר המתוקנות עבור בוגרי תואר ראשון בשוק העבודה לפי כל אחד מהמגזרים הנחקרים. כאמור, המשתנה התלוי בפונקציות אלו הוא לוג השכר החודשי הממוצע (ש"ח) של פרט i בשנה t במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון. אומדני המקדמים שמדווחים בלוח מס' 9 הם אפקטים אקראיים $^{75}(RE)$ של המשתנים מסבירים על לוג השכר הממוצע ברוטו לחודש עבור אקדמאי i בשוק העבודה.

ניתוח השפעות שוליות של המאפיינים הדמוגרפיים מצביע על כך שלעיתים מתקבלות השפעות הפוכות במגזרים השונים. כך למשל, המקדם של המשתנה AgeStart27 מראה כי השכר החודשי הממוצע אצל בוגרים יהודים, שהתחילו את לימודיהם האקדמיים בהיותם בני 17-27, גבוה ב-33.21% מהכנסתם החודשית של אלה שהתחילו את לימודיהם לתואר ראשון בגיל 28 ומעלה. לעומת זאת, בקרב אקדמאים ערבים נמצאה ההשפעה הפוכה, דהיינו, שכרו החודשי של הצעיר הערבי בעל תואר ראשון נמוך ב-42.74% מהכנסתו החודשית של אקדמאי ערבי שהתחיל את לימודיו לתואר ראשון בגיל 28 ומעלה.

עם זאת, ההשפעה השולית של המשתנה Male על לוג השכר הממוצע ברוטו לחודש היא חיובית ומובהקת בקרב שתי הקבוצות הנחקרות. כך, גבר יהודי בעל תואר ראשון משתכר בחודש ב-25.81%

⁷⁵ גם אמידת המקדמים בשתי משוואות השכר המתוקנות נעשתה תוך שימוש בהשפעות אקראיות. ממבחן Hausman לבדיקת קיומו של הבדל סיסטמטי בין שתי שיטות האמידה (FE ו-RE) עולה כי אין הבדל מובהק ביניהן, ולכן ניתן להשתמש באומדני ה-Random Effects בכל הרגרסיות. כל המבחנים הסטטיסטיים בוצעו באמצעות תוכנת ה-Stata (ראה/י נספחים מג-מד).

יותר מיהודייה אקדמאית, בעוד שהכנסתו החודשית הממוצעת של אקדמאי ערבי גבוהה ב-18.07% משכרה של אישה ערבייה בעלת השכלה אקדמית. כלומר, בקרב אקדמאים ערבים פערי שכר מגדריים נמוכים יותר מאלה שבמגזר היהודי. למרות שנשים ערביות הן אחת משתי קבוצות אוכלוסייה בישראל (לצד גברים חרדים) שבהן אחוזי התעסוקה נמוכים, בשנים האחרונות אנו עדים לעלייה בשיעורי ההשתלבות שלהן בכוח העבודה. למעשה, העלייה הזו בעיקר נובעת משיעורי התעסוקה גבוהים יחסית של אקדמאיות ערביות, שכן חלקן של הנשים הערביות הרוכשות השכלה גבוהה הולך וגדל עם השנים (פוקס ופרידמן ווילסון, 2018). לפיכך, נראה כי רכישת תואר אקדמי יכולה לספק הזדמנויות לא רק לצמצום פערי השכר בין המגדרים, אלא גם לשיפור שיעורי התעסוקה בקרב בנות המיעוטים.

כמו כן, חשוב לציין כי ההפרש הקיים בין שני האומדנים (β_{Male}^{Arabs} ו- β_{Male}^{Jews}) מצביע על הפער המובהק לטובת היהודים⁷⁶ (ראה/י נספח מה). כלומר, קיים בסיס לטעון כי הפער המגדרי בשכרם החודשי של אקדמאים יהודים גבוה בכ-8% מזה של מקביליהם הערבים (7.74% = 18.07% - 25.81%). ממצא זה מתיישב עם המידע הספרותי האומר כי פערי שכר מגדריים בקרב יהודים בעלי השכלה אקדמית גבוהים יותר מאלה שבציבור הערבי (ראה/י למשל: פופר-גבעון וקשת, 2016; פוקס, 2017).

קצת נעבור לבחינת ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי על כושר ההשתכרות של אקדמאים בשוק העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים. בדומה לניתוח תוצאות של השלב הראשון במודל Heckit, גם כאן נעשתה הבחנה בין הבוגרים שרכשו תואר ראשון באוניברסיטה, מכללה אקדמית ציבורית (מתוקצבת ע"י הות"ת), מכללה אקדמית פרטית (לא מתוקצבת ע"י הות"ת) ומכללה אקדמית לחינוך, כאשר קבוצת הביקורת שנבחרה היא מכללה ציבורית (Public College).

לוח מס' 9 מדווח על מקדמים חיוביים ומובהקים למשתנה University עבור שני המגזרים. כלומר, יכולת ההשתכרות החודשית של בוגרי האוניברסיטה, יהודים וערבים, גבוהה יותר מזו של בוגרי המכללות הציבוריות, בהתאמה. כך, ההשפעה השולית של המשתנה University על שכרו החודשי של היהודי היא 13.44%, ואילו אצל הערבים מקדם זה עומד על 10.41%. אולם המבחן הסטטיסטי לבחינת הפער בין $\beta_{University}^{Jews}$ ל- $\beta_{University}^{Arabs}$, אשר מוצג בנספח מו, מראה כי סטטיסטית אין הבדל בין שני האומדנים⁷⁷. למעשה, ממצאים אלה עולים בקנה אחד עם ממצאים שהתגלו במחקרם של אחדות ושותפיה משנת 2018. החוקרים מצאו כי בין השנים 2008-2015 השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות עלה בכ-10% על השכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

⁷⁶ הפרש בין המקדמים מובהק ברמת מובהקות של 1%.

⁷⁷ המבחן נבדק ברמת מובהקות של 1%.

ההשפעה השולית של המשתנה Private College על לוג השכר החודשי הממוצע נמצאה מובהקת רק בקרב היהודים.⁷⁸ כלומר, הכנסתו החודשית של הבוגר היהודי שלמד במכללה פרטית גבוהה ב-6.52% מזו של בוגר המכללה הציבורית, ואילו בקרב הערבים שכרם החודשי של בוגרי המכללות האקדמיות הפרטיות לא שונה באופן סטטיסטי מזה של בוגרי המכללות האקדמיות הציבוריות. יש לציין כי הממצא המתייחס ליהודים גם מצטרף לממצאים שהתגלו במחקרם של אחדות ושותפיה (2018), שכן בוגרי המכללות הפרטיות משתכרים בכ-6%–7% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות.

בנוגע למשתנה College of Education, אומדני המקדמים שבלוח מס' 9 מדווחים על כך שבקרב הערבים ההשפעה השולית של מכללות לחינוך על יכולת ההשתכרות היא מובהקת יותר מאשר אצל היהודים (1% לעומת 10%). כך, הכנסתו החודשית של הבוגר הערבי שלמד במכללה אקדמית לחינוך גבוהה ב-14.51% מזו של הערבי שרכש את התואר במכללה ציבורית, ואילו בקרב היהודים שכרם של בוגרי המכללות לחינוך גבוה ב-2.28% מזה של בוגרי המכללות שמתוקצבות על ידי המלי"ג. יתרה מזאת, כאשר משווים בין שני האומדנים הנ"ל באמצעות מבחן מתאים⁷⁹ (נספח מז), ניתן לגלות את הפער בין $\beta_{College\ of\ Education}^{Jews}$ ל- $\beta_{College\ of\ Education}^{Arabs}$ לטובת הערבים (12.23% = 14.51% - 2.28%). כלומר, העלייה בשכרו החודשי של הבוגר הערבי שלמד במכללה אקדמית לחינוך גבוהה בכ-12% מזו של מקבילו היהודי. תוצאה זו מובהקת ברמת מובהקות של 10% בלבד. כפי שצוין בתת פרק 4.7.1, על פי נתוני המדגם הנחקר עד שנת 2008 לבני המיעוטים היה ייצוג בולט במכללות האקדמיות לחינוך, בעוד ששכיחותם במכללות הפרטיות היה נמוך כמעט פי 2 מזו של היהודים (ראה/י תרשים מס' 28). כלומר, ההסבר האפשרי להבדל במקדמים הוא שעד שנת 2008 הרוב המכריע של בני המיעוטים בוגרי מכללות לחינוך היו מועסקים בחינוך והוראה.

גם ההשפעות השוליות של תחומי הלימוד האקדמיים על יכולת ההשתכרות של בוגרי תואר ראשון בקרב שני המגזרים הינן שונות. בדומה לניתוח הקודם, גם כאן אוחדו תחומי הלימוד על פי קרבה דיסציפלינארית, כאשר קבוצת הבסיס היא מדעי הרוח (Humanities).

מלוח מס' 9 עולה כי הכנסתם של יהודים בעלי תואר ראשון בחינוך נמוכה יותר (ב-2.83%) מזו של יהודים שלמדו מדעי הרוח. לעומת זאת, אצל בני המיעוטים ההשפעה השולית של המשתנה Pedagogical and Educational Science אינה מובהקת מבחינה סטטיסטית. כלומר, שכרם החודשי של האקדמאים הערבים שלמדו מדעי הרוח אינו שונה מעמיתיהם שלמדו חינוך.

גם מבחינת המשתנה Social Sciences ההשפעה השולית על יכולת ההשתכרות באה לידי ביטוי בקרב אוכלוסיית הרוב בלבד. במילים אחרות, אצל היהודים בוגרי מדעי החברה, מדעי הניהול ומשפטים ההכנסה החודשית גבוהה ב-10.03% מזו של אלה שלמדו מדעי הרוח, ואילו בקרב בני המיעוטים מקדם המשתנה Social Sciences אינו מובהק.

⁷⁸ כפי שצוין לעיל, במדגם הנחקר אין הרבה אקדמאים ערבים שלמדו במכללות פרטיות ולכן ייתכן שזאת הסיבה שמקדם המשתנה Private College עבורם לא יצא מובהק.

⁷⁹ מאחר ואחד מהאומדנים של המשתנה College of Education מובהק ברמת מובהקות של 10%, גם המבחן האמור נבדק ברמת מובהקות של 10%.

מלוח מס' 9 עולה גם שבתחומי הלימוד, כגון: מקצועות ההנדסה, מדעי המחשב, אדריכלות ועיצוב היהודים נהנים מהשפעה שולית גבוהה יותר של המשתנה Computer Science and Engineering מאשר בני המיעוטים. כך, שכרו החודשי של היהודי בעל תואר ראשון בהנדסה או מדעי המחשב במשך שלוש שנים ממועד סיום הלימודים גבוה ב-45.28% מזה של היהודי שלמד מדעי הרוח, ואילו בקרב האקדמאים הערבים מקדם המשתנה Computer Science and Engineering עומד על 15.17%⁸⁰ יתרה מזאת, גם המבחן הסטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews}$ ל- $\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}$ מצביע על הבדל מובהק של כ-30% לטובת היהודים (-45.28% $\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}$ = 30.11% = 15.17%)⁸¹ (ראה/י נספח מח). אי לכך, קיים בסיס לטעון שלעידוד בני מיעוטים לרכישת השכלה גבוהה במיוחד בתחומי הטכנולוגיה וההנדסה (מקצועות ה-STEM) קיים פוטנציאל לצמצום חלק מפערי השכר בין אקדמאים יהודים למקבליהם הערבים.

עם זאת, כאשר בוחנים אומדנים למקדמי המשתנה Medicine and Natural Sciences עבור שני המגזרים, לא מוצאים הבדל משמעותי בהשפעות השוליות בתוך אוכלוסיית הרוב ובתוך אוכלוסיית הערבים. כלומר, אם פרט רכש את התואר הראשון שלו באחד מהתחומים הבאים: מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה; רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים; אז יכולת השתכרותו החודשית בשוק העבודה גבוהה יותר מזו של הבוגר במדעי הרוח (19.07% ליהודים ו-15.71% לערבים). נשים לב כי גם המבחן ההשוואתי בין $\beta_{Medicine\ and\ Natural\ Sciences}^{Jews}$ ל- $\beta_{Medicine\ and\ Natural\ Sciences}^{Arabs}$ מצביע על כך שמבחינה סטטיסטית אין הבדל מובהק בין המקדמים⁸² (ראה/י נספח מט).

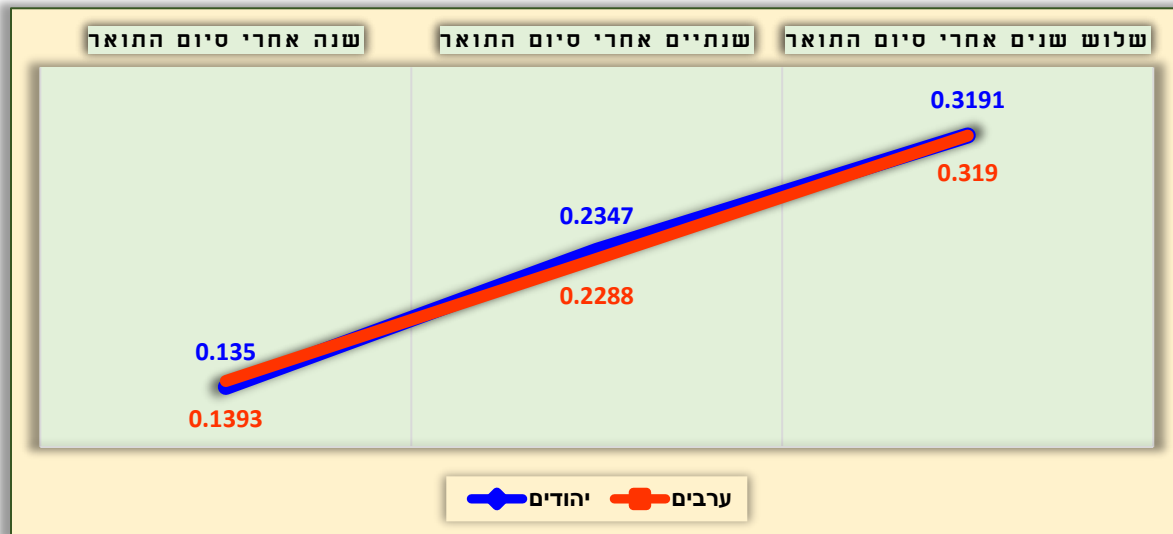
בנוסף, בקרב שתי הקבוצות הנחקרות הכנסתו החודשית של בוגר תואר ראשון, שהמשיך לתואר שני, נמוכה יותר מזו של הפרט שלא בחר להמשיך ללימודים מתקדמים. בפרט, אצל יהודים ההשפעה השולית של המשתנה Advanced Degree היא -5.24%, ואילו אצל ערבים מקדם זה עומד על -2.69%. גם תעסוקה במגזר הציבורי מתואמת עם שכר חודשי נמוך יותר של המועסק היהודי בשוק העבודה. השכר בסקטור זה נמוך ב-18.2% בהשוואה ליכולת ההשתכרות האפשרית במשרה מלאה בסקטור הפרטי. לעומת זאת, המקדם של המשתנה Public Sector עבור אקדמאי ערבי מובהק ברמת מובהקות של 10% אך חיובי. הכנסתו של הבוגר הערבי, שעובד בסקטור הציבורי במשרה מלאה, גבוהה ב-0.64% משכרו החודשי אם היה מועסק במגזר פרטי. כלומר, פעולות המדינה לקידום הייצוג ההולם של עובדים ערבים בסקטור הציבורי לא רק באות לידי הביטוי בצמצום פערי התעסוקה בין קבוצות האוכלוסייה, אלא גם עשויות לשפר את כושר השתכרותו של בן מיעוטים.

כמו כן, מלוח מס' 9 עולה כי האומדנים למקדמי המשתנים המציינים כמה שנים חלפו מאז שהבוגר (יהודי או ערבי) סיים את לימודיו האקדמיים הינם חיוביים ומובהקים ברמת מובהקות של 1%. ניתן

⁸⁰ האומדן הראשון (45.28%) מובהק בר"מ של 1%, ואילו האומדן השני (15.17%) מובהק בר"מ של 5% בלבד.
⁸¹ מאחר ואחד מהאומדנים של המשתנה Computer Science and Engineering מובהק ברמת מובהקות של 5%, גם המבחן האמור נבדק ברמת מובהקות של 5%.
⁸² המבחן נבדק ברמת מובהקות של 1%.

לפרש את מקדמי המשתנים המסבירים שמשתייכים ל-Years after Graduation כדלקמן: אם שכיר אקדמאי (יהודי או ערבי) הצליח להשתלב בשוק העבודה במשרה מלאה בשנת סיום התואר, אז שכרו החודשי הממוצע הולך וגדל כל שנה במשך שלוש שנים ממועד סיום לימודיו האקדמיים.⁸³ בנוסף נשים לב כי ההשפעה החיובית של ניסיון תעסוקתי (וותק) על יכולת השתכרותו של העובד כמעט זהה בשני המגזרים הנחקרים (ראה/י תרשים מס' 30). גם מבחינים סטטיסטיים להשוואה בין כל זוג אומדנים, שמוצגים בנספחים נ-נב, מחזקים את הטענה הזו, קרי, אין הבדל בין מקדמי המשתנים המסבירים של ל-Years after Graduation.⁸⁴ כאן ניתן לראות בבירור כיצד השינויים, שמתרחשים במאפייני ההון האנושי (כגון: השכלה וצבירת ניסיון תעסוקתי), באים לידי ביטוי בכושר השתכרותו של הפרט לאורך זמן (Mincer, 1974; Becker, 1975; Brand and Halaby, 2006).

תרשים מס' 30: ההשפעה השולית של t שנים מאז סיום הלימודים האקדמיים על לוג השכר החודשי הממוצע (ש"ח) של הבוגר בהשוואה לזה שבשנת סיום התואר, לפי מגזר



עיבוד של נתוני הקובץ "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", הלמ"ס

⁸³ למשל, יכולת ההשתכרות החודשית של הבוגר היהודי בשנה השנייה לאחר סיום לימודיו האקדמיים הייתה גבוהה יותר ב-23.47% מאשר בשנת סיום התואר, ואילו אצל האקדמאים הערבים השכר הממוצע לחודש בשנה השנייה לאחר סיום התואר גדל ב-22.88% בהשוואה לזה שבשנת סיום הלימודים.

⁸⁴ מבחינה סטטיסטית ההבדלים מובהקים ברמת מובהקות של 1%.

לוח מס' 9: תוצאות האמידה של השלב השני במודל Heckit לפי מגזר

	Jews	Arabs
<i>Independent variables</i>	Random-Effects GLS Regression	Random-Effects GLS Regression
<i>Male</i>	0.2581*** (0.0037)	0.1807*** (0.0176)
<i>AgeStart27</i>	0.3321*** (0.0058)	-0.4274*** (0.0233)
<i>Higher Education Institutions</i>		
<i>Public College</i>	Control Group	Control Group
<i>University</i>	0.1344*** (0.0050)	0.1041*** (0.0233)
<i>Private College</i>	0.0652*** (0.0063)	0.0070 (0.0304)
<i>College of Education</i>	0.0228* (0.0148)	0.1451*** (0.0499)
<i>Fields of Study</i>		
<i>Humanities</i>	Control Group	Control Group
<i>Pedagogical and Educational Science</i>	-0.0283** (0.0134)	-0.0465 (0.0361)
<i>Social Sciences</i>	0.1003*** (0.0064)	-0.0397 (0.0369)
<i>Computer Science and Engineering</i>	0.4528*** (0.0072)	0.1517** (0.0589)
<i>Medicine and Natural Sciences</i>	0.1907*** (0.0074)	0.1571*** (0.0328)
<i>Advanced Degree</i>	-0.0524*** (0.0049)	-0.0269 (0.0190)
<i>Sectors of Employment</i>		
<i>Private Sector</i>	Control Group	Control Group
<i>Public Sector</i>	-0.0182** (0.0052)	0.0064* (0.0109)
<i>Years after Graduation</i>		
<i>The Year of Completion of Academic Studies</i>	Control Group	Control Group
<i>One Year after Graduation</i>	0.1350*** (0.0015)	0.1393*** (0.0107)
<i>Two Years after Graduation</i>	0.2347*** (0.0018)	0.2288*** (0.0192)
<i>Three Years after Graduation</i>	0.3191*** (0.0023)	0.3190*** (0.0314)
<i>Lambda</i>	0.6391*** (0.0294)	-0.6717** (0.2805)
<i>R²</i>	0.3573	0.2793
<i>Number of Individuals</i>	56,175	3,168
<i>Number of Observations</i>	167,034	9,483

משתנה מוסבר: $\ln(\text{Monthly Wage})$ – לוג השכר הברוטו לחודש עבודה.
 בסוגריים מופיעים סטיות התקן של ההשפעות השוליות של המשתנים המסבירים על לוג השכר החודשי של פרט i.
 *, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

4.9 דיון ומסקנות

כאמור, מאז שנות ה-90 התחוללו שינויים מרחיקי לכת במבנה מערכת החינוך הגבוה בישראל שהתאפיינו בהתפתחות המואצת של המכללות, אשר בתורם הגבירו את הנגישות להשכלה אקדמית בקרב כלל האוכלוסיות בחברה הישראלית. כך, עד תחילת שנות ה-90 (עידן פריחת המכללות האקדמיות) רוב הסטודנטים (85%) למדו באוניברסיטאות, ואילו בתחילת שנות ה-2000 רק כמחצית מתלמידי תואר ראשון למדו באוניברסיטאות והשאר במכללות האקדמיות. הגידול במספר הסטודנטים, שבאים בשערי המכללות האקדמיות, בלט במיוחד בתחומי הלימוד בעלי ערך בשוק העבודה, כגון: לימודי כלכלה וניהול, מינהל עסקים, משפטים, מדעי המחשב והנדסה (זוסמן, פורמן, קפלן ורומנוב, 2009).

כך, התגברות הביקוש ללימודים גבוהים והעלייה בתשואה להשכלה בשנים האחרונות, שנבעו בעיקר כתוצאה מצמיחת ענפי ההייטק, תעשיות עתירות ידע וטכנולוגיה ושירותים שונים הזקוקים להון אנושי גבוה, הביאו לא רק להתרחבות המואצת של מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל, אלא גם להעמקת פערי האיכות בין המקצועות הנלמדים במוסדות האקדמיים השונים.

רכישת השכלה גבוהה איכותית פחות אינה תורמת להשתלבות מוצלחת של אקדמאים בשוק העבודה ואף עלולה להרחיב את הפערים הסוציו-אקונומיים בחברה. Altonji et al. (2012) מצאו כי הטרוגניות רבה באיכות ההשכלה הגבוהה והכישורים הנרכשים במהלך התואר האקדמי הובילו לכך שבעשור הראשון של שנות ה-2000 בארה"ב פערי השכר בין בוגרי תואר ראשון בתחומים שונים היו גדולים כמו הפערים בין בעלי השכלה גבוהה לעובדים חסרי תואר אקדמי. גם בצילה (Hasting et al., 2013) ובנורבגיה (Kirkeboen et al., 2016) נמצא כי ישנם פערים גדולים בפרמיה כספית לרכישת השכלה אקדמית בתחומים השונים. כלומר, יכולת השתכרות גבוהה יותר של בוגרי תואר אקדמי בתחום ספציפי אינה בהכרח מלמדת שרכישת השכלה הגבוהה היא הסיבה לשכר הגבוה.

לכן, קיימת חשיבות רבה למדוד את ההון האנושי לא רק על ידי מספר שנות לימוד של הפרט, אלא גם על ידי הערכת התשואה לתואר אקדמי לפי סוג המוסד ותחומי לימוד שונים. הסיבה לאמידה מסוג זה היא כיוון שכלל לא ברור באיזו מידה העלייה בנגישות להשכלה אקדמית תרמה להגברת הניעות החברתית-כלכלית ולצמצום הפערים בין קבוצות שונות באוכלוסייה הישראלית, שכן ריבוד מערכת החינוך הגבוה עלול להקרין על מידת ההצלחה בשוק העבודה של בוגרי המוסדות השונים (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

התוצאות שהתקבלו בניתוח האקונומטרי בעבודה זאת מתיישבות כמעט עם כל ההשערות שהועלו בפרק זה של המחקר. ההשערה הראשונה אומנם אוששה, אך עדיין לא באופן מלא. הממצאים מצביעים על כך שיכולת ההשתלבות של בני המיעוטים בשוק העבודה אכן מושפעת בעיקר מתחום הלימודים הנבחר ופחות מסוג המוסד האקדמי שבו למד הפרט, ואילו סיכויי של היהודי להיות מועסק במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר הראשון מושפעים משני הגורמים גם יחד. בפרט, בקרב הקבוצות הנחקרות בולטות ההשפעות השוליות של משתנים Computer Science and Engineering ו-Medicine and Natural Sciences עם יתרון מסוים לטובת הערבים. כלומר, העלייה בסיכויי של

הבוגר הערבי להשתלב בשוק העבודה גבוהה יותר מזו של מקבילו היהודי, אם הוא רכש את התואר הראשון שלו באחד מהתחומים הבאים: מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה; רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים; מקצועות ההנדסה; מדעי המחשב; אדריכלות ועיצוב. סביר להניח שהבדלים אלה בין הסיכויים משקפים את הרצון והשאיפה של מיעוטים לשמור על תעסוקה יציבה.

עוד נמצא כי בקרב היהודים, לבוגרי מכללות ציבוריות קל יותר למצוא עבודה מאשר לבוגרי אוניברסיטאות. הדבר נובע ככל הנראה מהעובדה שלהבדיל מבוגרי האוניברסיטאות בוגרי המכללות מתקצבות מוכנים להשתלב בשוק העבודה "בכל מחיר". כלומר, על מנת לזכות במשרה מלאה, בוגרי המכללות הציבוריות מוכנים להתפשר על שכר נמוך או לעסוק במשלחי יד שאינם הולמים את השכלתם או גם וגם (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

עם זאת, ההשפעה החיובית של בחירת סוג המוסד האקדמי על יכולת השתלבותם של היהודים בכוח העבודה באה לידי ביטוי בעיקר במשתנה Private College. אחדות ושותפיה (2018) מסבירים זאת בכך שחלק מבוגרי המכללות הפרטיות מצליחים להשתלב בשוק העבודה בזכות קשרים שיש להוריהם (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

בנוגע להשפעתו השולית של המשתנה College of Education על התעסוקה בקרב שתי קבוצות האוכלוסייה, ניתן לראות בבירור כי המכללות הציבוריות ללא ספק תורמות יותר להשתלבות מהירה בכוח העבודה מאשר המכללות האקדמיות לחינוך.

גם מחקרים אחרים מצביעים על קיומה של שונות בהישגים תעסוקתיים של בוגרי מוסדות אקדמיים שונים בעולם (Ishida et al., 1997; Gerber and Schaefer, 2004; Gerber and Cheung, 2008). בקולומביה, למשל, לבוגרי המוסדות היוקרתיים ישנם סיכויי התעסוקה מיידי לאחר סיום התואר גבוהים יותר מאשר לבוגרי המוסדות הפחות סלקטיביים. זוסמן ושותפיו (2009) וגם פניגר ושותפיו (2013) סבורים כי בישראל בוגרי אוניברסיטאות זוכים להזדמנויות תעסוקתיות רבות יותר מאשר בוגרי מוסדות לא-אוניברסיטאיים.

בנוסף, כפי שצוין לעיל, המחקר בחן את ההשפעה של בחירת סוג המוסד האקדמי ותחום הלימודים הנבחר על כושר ההשתכרות של בני המיעוטים ביחס לקבוצת הרוב בשוק העבודה הישראלי. ממצאי המחקר מצביעים על כך שבין סוגי המוסדות ותחומי הלימוד השונים ישנם כאלה שתורמים יותר וישנם כאלה שתורמים פחות.

כך למשל, במחקר נמצא כי בקרב שני המגזרים בוגרי אוניברסיטאות משתכרים גבוה יותר בכ-11% בהשוואה לבוגרי מכללות מתוקצבות. ממצאים דומים נמצאו במחקרם של אחדות ושותפיה (2018) בו הם מצאו כי בין השנים 2008-2015 השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות עלה בכ-10% על השכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

גם מחקרים אמפיריים אחרים מוכיחים כי בוגרי מוסדות עילית מרוויחים יותר מכפי שמרוויחים בוגרי שאר המוסדות האקדמיים. למשל, Borgen (2014) גילה שבנורווגיה בוגרי מוסדות איכותיים משתכרים 1%-7% יותר מהבוגרים האחרים, ואילו Lindahl and Regner (2005) הראו שבשוודיה

הפער עומד על 4%-8%. באוסטרליה החוקרים לא מצאו פערים בתשואות להשכלה שהיו נמוכים מ-5% (Carroll et al, 2019).

ניתוח ההשפעה השולית של המשתנה College of Education על השכר מצביע על כך שמכללות אקדמיות לחינוך תורמות באופן יחסי יותר לכושר השתכרותו של הבוגר הערבי. לעומת זאת, בקרב היהודים, שכרם החודשי של בוגרי המכללות הפרטיות גבוה יותר בכ-6.5% מזה של בוגרי המכללות הציבוריות. גם הממצא הזה עקבי עם מחקרים של אחדות ושותפיה (2018). כפי שצוין בתת פרק 4.7.1, על פי נתוני המדגם הנחקר עד שנת 2008 לבני המיעוטים היה ייצוג בולט במכללות האקדמיות לחינוך, בעוד ששכיחותם במכללות הפרטיות היה נמוך כמעט פי 2 מזו של היהודים (ראה/י תרשים מס' 28). כלומר, ההסבר האפשרי להבדל במקדמים הוא שעד שנת 2008 רוב המכריע של בני המיעוטים בוגרי מכללות לחינוך היו מועסקים בחינוך והוראה.

אם דנים בתחומי הלימוד האקדמיים המשפיעים ביותר על שכרו החודשי של הפרט, אז הבולטים ביניהם הם ללא ספק מקצועות ה-STEM (מקצועות הקשורים לענף ההייטק, מדעי המחשב, הנדסה ואדריכלות), מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה, רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים. עם זאת, שכרם של הערבים בעלי השכלה גבוהה שמועסקים במקצועות ה-STEM עדיין נמוך יותר בהשוואה לזה של מקביליהם היהודים. לעומת זאת, לא נמצא הבדל משמעותי בהשפעות השוליות של המשתנה Medicine and Natural Sciences בתוך אוכלוסיית הרוב ובתוך אוכלוסיית הערבים. כלומר, אקדמאים שעוסקים במקצועות הרפואה והבריאות, מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה משתכרים יותר מבוגרי מדעי הרוח.

כלומר, השונות בהישגיהם התעסוקתיים וההטרוגניות בהחזריהם הכלכליים של בוגרי תואר ראשון נובעות לא רק מאיכות המוסדות האקדמיים, אלא גם מהגיוון בתחומי הלימוד. מחקרים רבים מראים שתארים בהנדסה, במדעי המחשב ובעסקים נחשבים ליוקרתיים יותר ובעלי עוצמה גדולה בהרבה מאשר תארים בחינוך, במדעי החברה או הרוח, ואף מזכים את בוגריהם בתגמולים גבוהים יותר (Davies and Guppy, 1997; Biggeri, Bini and Grilli, 2001; Gerber and Schaefer, 2004). זוסמן ושותפיו (2009) ופניגר ושותפיו (2013) מצאו כי גם בישראל לימודי הנדסה ומחשבים נחשבים למתגמלים וליוקרתיים יותר. החוקרים סבורים כי מאחר שתחומים אלה מבטיחים השתלבות מהירה בשוק העבודה ותגמולים כלכליים גבוהים, הם בין תחומי הלימוד המבוקשים ביותר לתואר ראשון בישראל.

Hershbein and Kearney (2014) גילו כי בשוק העבודה האמריקאי שכר גבוה לאורך כל הקריירה צפוי לבעלי תארים בהנדסה, מדעי המחשב, הלוגיסטיקה, הפיזיקה, הכלכלה והניהול הפיננסי. Altonji et al. (2016), כאשר בחנו את הקשר הסיבתי בין התשואה להשכלה לבחירה בתחום לימודים ספציפי בארה"ב, מצאו כי הפרמיה הכספית לתואר בהנדסה גבוהה משמעותית מהתשואה לתואר אקדמי בתחום החינוך. לטענתם, הפער בשכר בין בוגרי הנדסה לבוגרי תחום החינוך עומד על כ-40%. מחקרים מזהה גם סימנים של תשואה חיובית ללימודי מנהל עסקים ומדעי החברה (שוב בהשוואה לפרמיה להשכלה אקדמית בתחום החינוך).

ממצאי הפרק הנוכחי מאפשרים אישוש ההשערה השנייה של המחקר, שכן הבדלי הכנסות בין שתי הקבוצות הנחקרות הם קטנים יותר, כאשר מדובר במשלחי יד אקדמיים מכווני קהילה וסקטור הציבורי ולא מכווני עסקים, כגון: רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים. כלומר, כאשר מדובר במקצועות ה-STEM הנלמדים במוסדות האקדמיים השונים, פערי השכר בין אוכלוסיית הרוב לבני המיעוטים עדיין עשויים להישמר. יש לציין כי מסקנה זו מתחזקת כאשר בוחנים את השפעת המשתנה המסביר Public Sector. ניתן לראות בבירור כי התעסוקה בשירות הציבורי לא רק מגדילה את סיכוייו של הבוגר הערבי להיות משולב בכוח העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר, אלא גם עשויה לשפר את רמת השכר החודשי שלו בהשוואה לבן מיעוטים שמועסק בסקטור הפרטי.

פעולות המדינה לקידום הייצוג ההולם של בני המיעוטים בסקטור הציבורי עשויות להבטיח את ביטחונם התעסוקתי בשוק העבודה לאורך זמן, שכן מקומות עבודה רבים בישראל אינם מוכנים להעסיק עובדים ערבים. לכן, אין זה מפתיע כי מרבית הערבים בעלי השכלה גבוהה מועסקים במשלחי יד אקדמיים מכווני קהילה ולא מכווני עסקים, דהיינו, במשרות שונות במגזר הציבורי כגון: חינוך והוראה, שירותים חברתיים ומוניציפליים, וכדומה (בן-דוד, אחיטוב, לוי-אפשטיין, ושטייר, 2004; ג'בארין, 2007). כפי שצוין בפרק הקודם, צמצום פערי התעסוקה בין קבוצות האוכלוסייה בכלל ובין האקדמאים הערבים לאקדמאים היהודים בפרט הוא ללא ספק אחד מהיעדים החשובים שהממשלה הציבה לעצמה לפני יותר מעשור. כך, בעקבות יישום החלטות הממשלה לקידום ייצוג הולם לחברה הערבית במגזר הציבורי עלה שיעורם של בני המיעוטים מכ-5% בשנת 2000 לכ-10% בשנת 2016 – עלייה של כ-100%.

כפי הנראה העמקת פערי האיכות בין המוסדות האקדמיים נבעה כתוצאה מביקוש גואה ללימודים באוניברסיטאות שלא נענה, הניסיון של המוסדות להשכלה גבוהה לבדל את עצמם כדי למשוך לשורותיהם יותר סטודנטים ועוד. לכן, מדידת הפרמיה לתואר אקדמי לפי מוסדות אקדמיים ותחומי הלימוד מעמידה לרשות המועמדים אינפורמציה חשובה המהווה את אחד השיקולים בבחירת מוסד הלימודים ומקצוע הלימוד, דהיינו, מידע אודות שכר לימוד במוסד, תוכנית הלימודים, איכות החיים במוסד (שיקולי תצרוכת) וכדומה.

לבסוף, יש לציין כי המחקר בדק את איכות המוסדות להשכלה גבוהה במונחי שכר בלבד. אומנם זהו המדד השכיח ביותר כיום בתחומי מחקר כלכלת העבודה וכלכלת החינוך, אך במחקרי המשך ניתן יהיה לבחון את איכות המוסדות גם במונחי תפוקות אחרות, כגון: שביעות הרצון של הסטודנטים במהלך לימודיהם ולאחר השתלבותם בשוק העבודה.

5. דיון כללי וסיכום

מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל עברה שינויים מבניים מאז תחילת שנות ה-90 – ממערכת מונוליטית-אליטיסטית שמנתה בעיקר שמונה אוניברסיטאות היא הפכה למערכת מגוונת הכוללת גם את המוסדות האקדמיים שאינם אוניברסיטאות, קרי, מכללות אקדמיות. מגוון אפשרויות הלימוד החדשות שנפתחו בשני העשורים האחרונים בפני האוכלוסייה הישראלית בכלל ובפני הציבור הערבי בפרט אמנם צמצם את הפער בשיעורי ההשתתפות של צעירים בהשכלה הגבוהה ואחוז האקדמאים, אך יצר פן חדש של אי-שוויון שמקורו לא רק בהטרוגניות של תחומי הלימוד אלא גם בשונות הבין-מוסדית.

העבודה הנוכחית בחנה כיצד התקדמותם של בני המיעוטים בתחום ההשכלה האקדמית תרמה לשיפור במצבם התעסוקתי וכושר השתכרותם בשוק העבודה הישראלי בעשור וחצי האחרונים. ראוי לציין כי טיפול בגורם ההשכלה הגבוהה והנגישות אליה באמצעות רפורמות ושינויים חוקתיים עשוי לתרום לא רק למיצוי טוב יותר של פוטנציאל האקדמיזציה בקרב קבוצות מובחנות ומוחלשות, אלא גם לשיפור ביכולת השתלבותן לטווח ארוך במעגל העבודה וצמצום פערי ההכנסות (Becker, 1975; Harmon and Walker, 1995; Meghir and Palme, 1999; Denny and Harmon, 2000; Duflo, 2001; Altonji, Blom and Meghir, 2012). במילים אחרות, המחקר בדק כיצד ההשפעות של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 וצעדי המדיניות, שנקטו במערכת ההשכלה הגבוהה בשנים מאוחרות יותר, התבטאו ביכולת השתלבותם והשתכרותם של בני המיעוטים בשוק העבודה הישראלי.

מהחלק הראשון של עבודת הדוקטורט עולים מספר ממצאים חשובים, והמרכזי ביניהם הוא ש"החוק המכללות האקדמיות" מ-1995, שאפשר להרחיב את הנגישות להשכלה גבוהה⁸⁵, התגלה בסופו של דבר כתורם יותר לנגישות לתואר אקדמי של בני המיעוטים בהשוואה לזו של אוכלוסיית הרוב. הניתוח מתבסס על סקרי הכנסות הפרט של הלמ"ס לשנת 2008. יש לציין שהנגשה זו אומנם גרמה לעליה במספר שנות לימוד בקרב שני המגזרים, אך פרט ערבי עדיין לומד פחות שנים בממוצע מאשר הפרט היהודי. אי לכך, ניתן להניח כי העלייה המתמדת במספר הסטודנטים הערבים בישראל, במיוחד לאחר פתיחתן של המכללות האקדמיות, מצביעה על כך שמספרם הנמוך לפני כן היה כתוצאה מקשיים וחסמים מבניים שחווה התלמיד הערבי בנגישותו להשכלה הגבוהה באוניברסיטאות, כגון: מיומנויות וכישורי למידה; ידיעת שפות עברית ואנגלית; בחינה פסיכומטרית; נגישות פיזית למוסדות אקדמיים; מחסור במידע, יעוץ והכוון מוקדמים לגבי תכניות ומוסדות לימוד, תנאי קבלה וכדומה.

בנוסף, המחקר חושף כי לטיפול באקדמיזציה באמצעות רפורמה רחבת היקף מ-1995 הייתה תרומה לגידול בשכרו של המיעוט הערבי בשוק העבודה הישראלי. כלומר, מאז היווסדן מכללות אקדמיות תרמו לא רק להרחבת הנגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים, אלא גם לשיפור ביכולת

⁸⁵ רכישת השכלה גבוהה דרך המכללות מהווה ביטוי מוחשי אקסוגני להרחבת הנגישות להשכלה אקדמית עבור מועמדים עם מצב סוציו-אקונומי נמוך, צעירים המתגוררים בפריפריה, בני מיעוטים או עבור מי שאינו עומד בתנאי הקבלה של אחת האוניברסיטאות בישראל.

השתכרותם בשוק העבודה. אין ספק כי פערים ברמת ההשכלה מהווים גורם כלכלי דומיננטי אשר יכול להסביר חלק משמעותי ביותר מפערי ההכנסה והעוני בין הערבים ליהודים כמו גם את הפערים בתוך אוכלוסיית הרוב עצמה (Ben-David and Kimhi, 2017). יחד עם זאת, יש לציין כי עדיין קיימים פערים ניכרים בשכר בין יהודים וערבים.

אחת השאלות המעניינות שעולות בעקבות הממצאים שהוצגו לעיל היא האם במרוצת השנים חלים שינויים בהשפעות של "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995. בהתאם לכך, בחלק השני של המחקר נבחנה הדינמיקה של השפעות אלה על רמת השכלתו וכושר השתכרותו של הפרט לאורך זמן, כאשר הניתוח הרב שנתי נערך על בסיס סקרי הוצאות והכנסות של משקי בית של הלמ"ס לשנים 2001-2016. הממצאים מצביעים על השפעה חיובית ועקבית של הרפורמה על הנגישות ללימודים אקדמיים בקרב ערביי ישראל על פני זמן ביחס לאוכלוסיית הרוב. עם זאת, למרות שהמכללות האקדמיות המשיכו לתרום לרכישת השכלה גבוהה של בני המיעוטים במהלך השנים 2001-2016, עדיין קיימים פערים השכלתיים בין יהודים וערבים. בהקשר זה ראוי לציין, כי יתכן והתוכנית הרב-שנתית משנת 2012 לאינטגרציה של בני המיעוטים באקדמיה היא זאת שגרמה לכך שהשפעת החוק על מספר שנות לימוד המשיכה להיות חזקה יותר בקרבם ואף יציבה בשנים שאחרי 2012.

הנתונים האמפיריים גם מראים כי עד שנת 2012 תשואה להשכלה של הפרט הערבי הייתה גבוהה יותר מזו של הפרט היהודי, אך הפערים במקדמי ההשכלה בין שני המגזרים הלכו והצטמצמו עם השנים עד להיעלמותיהם המוחלטת החל משנת 2013. יש לציין כי התוצאות היו דומות גם כאשר נבחנו נתונים הנוגעים להתפתחות הפרמיה לתואר אקדמי בקרב הפרטים בין השנים 2001-2016. כפי שצוין לעיל, זאת עשויה להיות אחת הסיבות הפוטנציאליות לכך שהפרשי השכר בין שתי הקבוצות מצטמצמים לכיוון התכנסות לאורך הזמן, שכן הקטנת הפערים בשיעורי התשואה להשכלה בדרך כלל תורמת לירידה באי-השוויון בהכנסות (ראה/י למשל: קלינוב, 2014; קמחי ושרברמן, 2014; בר רבי, שרברמן וירין, 2017).

הערבים הם אחת משתי הקבוצות המובחנות (לצד חרדים) שבהן שיעורי התעסוקה נמוכים בהשוואה לשאר האוכלוסייה הישראלית (גיבארין, 2010). אין ספק כי אחד המדדים העיקריים להשתלבותו המוצלחת של המגזר האתני באוכלוסייה הרחבה הוא אחוז גבוה של המועסקים מקרב הקבוצה המובחנת בהשוואה לאחוז המועסקים מקרב האוכלוסייה הכללית (ג'ראיסי ופרס, 2016). נראה אפוא כי רכישת תואר אקדמי יכולה לספק הזדמנויות לשיפור מעמדם החברתי-כלכלי של ערביי ישראל בטווח הארוך. ניתוח רב שנתי, שבוצע בחלק השני של המחקר, ממחיש את העובדה שהרחבת הנגישות להשכלה גבוהה בקרב בני המיעוטים לאורך זמן עשויה לתרום לא רק להשתלבותם המוצלחת בשוק העבודה, אלא גם לגידול בשכרם ולצמצום פערי השכר בין המגזרים לכיוון התכנסות לאורך השנים, ובכך להוות מקור לצמיחה עתידית של המשק הישראלי כולו.

בחלק השלישי של עבודת הדוקטורט נבחנה סוגיית הבחירה בסוג המוסד ומסלול הלימוד בהשכלה הגבוהה בישראל. תוצאות הניתוח האקונומטרי מגלות כי בעקבות מגמת העלייה בשיעור המשתתפים בכוח העבודה בקרב בעלי התואר האקדמי בשנים האחרונות, התשואה להשכלה בקרב אוכלוסיות שונות התייצבה עם השנים. בהקשר זה קמחי ושרברמן (2014) מציינים שהתשואה להשכלה עלתה

דווקא במשלחי יד שמועסקים בהם עובדים משכילים פחות ובעלי שכר נמוך יותר. כלומר, עובדים משכילים מאיישים יותר משרות שבעבר איישו עובדים משכילים פחות, ונראה כי הסיבה האפשרית לכך היא שלא כל בוגרי מוסדות אקדמיים מצליחים למצוא עבודה התואמת את ציפיותיהם וההולמת את כישוריהם והסמכותיהם האקדמיות, וכך מוצאים את עצמם במשלחי יד בשכר נמוך יותר.

אין ספק שמגמה זו עלולה ליצור מצב בו צעירים מופנים למקצועות אקדמיים שאינם נדרשים בשוק העבודה, קרי בעיית "ההשכלה העודפת"⁸⁶. צריך לזכור כי רכישת תואר אקדמי היא אמנם צעד חשוב בדרך לפיתוח אישי ולבניית קריירה, אך אין לראות בה מוצר הומוגני. כלומר, בעלי השכלה גבוהה מגיעים ממוסדות אקדמיים שונים הנבדלים באיכותם ובמגוון תחומי לימוד, ואין לצפות כי שוק העבודה יתגמל את כולם באופן זהה. תואר אקדמי כשלעצמו אינו מבטיח שכר גבוה, אם כי הוא בדרך כלל מבטיח שכר גבוה מזה של עובדים באותו משלח יד שאינם בעלי תואר אקדמי (קמחי, 2012).

כלומר, מצד אחד, חוק המכללות האקדמיות פתח את שערי האקדמיה לאוכלוסייות חדשות בחברה הישראלית, אך מצד שני מדיניות זו, שהביאה לגידול בשיעור הלומדים, כנראה שלא תרמה לשוויון ההזדמנויות ואין בה כדי להבטיח צמצום פערים מספק בין קבוצות חברתיות (שביט וברונשטיין, 2011). הספרות הישראלית מלמדת כי ההטרורגניות המשמעותית בפרמיה להשכלה גבוהה היא לא רק לפי תחומי לימוד שונים, אלא גם לפי מוסדות אקדמיים שונים. זוסמן ושותפיו (2009) הראו שהתשואה להשכלה ממכללות אקדמיות במרבית המקצועות הייתה נמוכה ב-20%-30% מהתשואה להשכלה אוניברסיטאית (זוסמן, פורמן, קפלן ורומנוב, 2009). אחדות ושותפיה (2018) הראו בעזרת סקר המיומנויות הבינלאומי PIAAC ששיעור בוגרי המכללות, שמדווחים על כך שהם מועסקים במשרה שאינה דורשת השכלה אקדמית, גדול באופן משמעותי משיעור זה בקרב בוגרי אוניברסיטאות (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

מהממצאים שהובאו לעיל משתמע כי תהליך האקדמיזציה של המכללות באמצע שנות ה-90 אמנם תרם להאצה בקצב הגידול של כמות ההון האנושי הישראלי עד לאחרונה, אך יחד עם זאת הביא להעמקת פערי האיכות בין המקצועות הנלמדים במוסדות האקדמיים השונים. לכן, קיימת חשיבות רבה מאוד למדוד את ההון האנושי לא רק על ידי מספר שנות לימוד של הפרט, אלא גם על ידי הערכת איכות ההשכלה הגבוהה לפי מוסדות אקדמיים ותחומי לימוד שונים. בהתאם לכך, בחלק השלישי של המחקר נעשה ניסיון לבחון כיצד מושפעים הישגיהם התעסוקתיים וכושר השתכרותם של בני המיעוטים מתחום הלימוד הנבחר ומסוג המוסד בו הם רכשו תואר אקדמי.

בניתוח אמפירי, המבוסס על נתוני פאנל ייחודיים של הלמ"ס אשר קרויים "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008", נמצא כי יכולת ההשתלבות של הערבים בשוק העבודה מושפעת בעיקר מתחום הלימודים הנבחר ופחות מסוג המוסד האקדמי שבו למד הפרט, ואילו סיכוייו של הבוגר היהודי להיות מועסק בדרך כלל מושפעים משני הגורמים גם יחד. כך למשל, לצעיר הערבי ישנם סיכויים גבוהים יותר להשתלב בשוק העבודה מאלה של מקבילו היהודי, אם הוא רכש את התואר הראשון שלו באחד מהתחומים הבאים: מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה;

⁸⁶ זהו מצב שבו היצע של בעלי השכלה האקדמית גבוה באופן משמעותי מהביקוש להשכלה כזו מצד המעסיקים (כץ, 2017).

רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים; מקצועות ההנדסה; מדעי המחשב; אדריכלות ועיצוב. בנוסף, יש לציין כי בעוד שהשפעה השולית של מכללות פרטיות על תעסוקת הערבים אינה מובהקת, קרוב לוודאי שהמכללות הציבוריות תורמות יותר להשתלבות מהירה בכוח העבודה מאשר המכללות האקדמיות לחינוך.

באשר להשפעה של איכות ההשכלה הגבוהה על כושר ההשתכרות של בני המיעוטים ביחס לקבוצת הרוב בשוק העבודה הישראלי, נתוני המחקר מראים כי בין סוגי המוסדות ותחומי הלימוד השונים ישנם כאלה שתורמים יותר וישנם כאלה שתורמים פחות. למשל, במחקר נמצא כי בקרב שני המגזרים בוגרי אוניברסיטאות משתכרים שכר גבוה יותר בכ-11% בהשוואה לבוגרי מכללות מתוקצבות. ממצאים דומים נמצאו במחקרם של אחדות ושותפיה (2018) בו הם גילו כי בין השנים 2008-2015 השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות עלה בכ-10% על השכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות (אחדות, גוטמן, זוסמן, ליפניר ומעין, 2018).

כאשר דנים בתחומי הלימוד האקדמיים המשפיעים ביותר על שכרו החודשי של הפרט, אז הבולטים ביניהם הם ללא ספק מקצועות ה-STEM (מקצועות הקשורים לענף ההייטק, מדעי המחשב, הנדסה, מדעי הטבע, מתמטיקה וסטטיסטיקה), אדריכלות, רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים. עם זאת, שכרם של הערבים בעלי השכלה גבוהה שמועסקים במקצועות ה-STEM עדיין נמוך יותר בהשוואה לזה של מקביליהם היהודים. לעומת זאת, לא נמצא הבדל משמעותי בפוטנציאל ההשתכרות בין היהודים לערבים אשר עוסקים במקצועות הרפואה והבריאות.

גם פוקס מצאה במחקרה (2017) כי הכנסתם של אקדמאים ערבים דומה לזו של אקדמאים יהודים בתחומי הבריאות והחינוך, אך נמוכה יותר בקרב אקדמאים בתחומי העסקים וההיי-טק. החוקרת סבורה כי בתחומים אלו אקדמאים ערבים עדיין אינם מצליחים להשתלב בצורה מיטבית בשוק העבודה (פוקס, 2017).

במילים אחרות, הבדלי הכנסות בין שתי הקבוצות הנחקרות הם קטנים יותר, כאשר מדובר במשלחי יד אקדמיים מכווני קהילה וסקטור הציבורי ולא מכווני עסקים, כגון: רפואה, רפואת שיניים ומקצועות עזר רפואיים. כלומר, כאשר מדובר במקצועות ה-STEM הנלמדים במוסדות האקדמיים השונים, פערי השכר בין אוכלוסיית הרוב לבני המיעוטים עדיין עשויים להישמר. יש לציין כי מסקנה זו מתחזקת כאשר בוחנים את השפעת המשתנה דמי המצויין אם הפרט עבד בסקטור הציבורי. מהניתוח עולה כי התעסוקה בשירות הציבורי לא רק מגדילה את סיכוייו של הבוגר הערבי להיות משולב בכוח העבודה במשך שלוש שנים ממועד סיום התואר, אלא גם עשויה לשפר את רמת השכר החודשי שלו בהשוואה לבן מיעוטים שמועסק בסקטור הפרטי.

ניסיונות ופעולות של המדינה לקידום הייצוג ההולם של בני המיעוטים בסקטור הציבורי עשויות להבטיח את ביטחונם התעסוקתי בשוק העבודה לאורך זמן, שכן בחלק ממקומות העבודה בישראל אינם מוכנים להעסיק עובדים ערבים. לכן, אין זה מפתיע כי מרבית הערבים בעלי השכלה גבוהה מועסקים במשלחי יד אקדמיים מכווני קהילה ולא מכווני עסקים, דהיינו, במשרות שונות במגזר

הציבורי כגון: חינוך והוראה, שירותים חברתיים ומוניציפליים, וכדומה (בן-דוד, אחיטוב, לוי-אפשטיין, ושטייר, 2004; גיבארין, 2007).

כלומר, הנגישות לתואר אקדמי איכותי יותר עשויה לתרום לא רק להשתלבות מוצלחת יותר של אקדמאים ערבים בשוק העבודה, אלא גם לצמצום הפערים הקיימים בין המגזרים. צמצום פערי התעסוקה בין קבוצות האוכלוסייה בכלל ובין האקדמאים הערבים לאקדמאים היהודים בפרט הוא ללא ספק אחד מהיעדים החשובים שהממשלה הציבה לעצמה לפני יותר מעשור. כך, בעקבות יישום החלטות הממשלה לקידום ייצוג הולם לחברה הערבית במגזר הציבורי עלה שיעורם של בני המיעוטים מכ-5% בשנת 2000 לכ-10% בשנת 2016 – עלייה של כ-100%.

כפי הנראה העמקת פערי האיכות בין המוסדות האקדמיים נבעה כתוצאה מהביקוש הגואה ללימודים באוניברסיטאות שלא נענה, הניסיון של המוסדות להשכלה גבוהה לבדל את עצמם כדי למשוך לשורותיהם יותר סטודנטים ועוד. אם כי מן הראוי לציין שהתגברות הביקוש להשכלה אקדמית והעלייה בתשואה להשכלה בשנים האחרונות, שנבעו לרוב כתוצאה מצמיחת ענפי ההייטק, תעשיות עתירות ידע וטכנולוגיה ושירותים שונים הזקוקים להון אנושי גבוה, הביאו גם להבדלי האיכות בין המקצועות הנלמדים במוסדות השונים. משום כך, מדידת הפרמיה לתואר אקדמי לפי מוסדות אקדמיים ותחומי הלימוד מעמידה לרשות המועמדים אינפורמציה חשובה המהווה את אחד השיקולים בבחירת מוסד הלימודים ומקצוע הלימוד, דהיינו, מידע אודות שכר לימוד במוסד, תוכנית הלימודים, איכות החיים במוסד (שיקולי תצרוכת) וכדומה.

באשר להמלצות כלליות שעולות מהמחקר, חיפוש דרכים להתמודדות עם חסמים מבניים וחיצוניים המופעלים על המיעוט הערבי בקבלה למוסדות להשכלה גבוהה בישראל מחייב שינוי מדיניות שהייתה מונהגת בעבר. מדיניות עתידית לפיתוח ההשכלה האקדמית בקרב בני המיעוטים תצטרך לאפשר לאוכלוסיות אלה גישה רחבה ושווה ללימודים שבצדם ביקוש בשוק העבודה ומיצוב חברתי בישראל. אחת הדרכים לעשות זאת היא באמצעות תוכניות שונות לקידום אוכלוסיות מובחנות בדומה לאלה שמופעלות על ידי המל"ג בשנים אחרונות⁸⁷. נתוני המל"ג מראים כי, בזכות התוכנית ההוליסטית לשילוב החברה הערבית באקדמיה, בשנים האחרונות נרשם גידול בהשתתפות הסטודנטים הערבים בתחומי לימוד שבהם ייצוגם היה נמוך מאוד בעבר, למשל: לימודי הנדסה, מתמטיקה ומדעים מדויקים, מדעי הרוח, מדעי החברה ומינהל עסקים.⁸⁸

יתרה מזאת, על מנת לשמר את תרומתו של מלאי ההון האנושי לצמיחה ברמה שהכרנו בעשור האחרון, על המדינה להגדיל את השקעתה בחינוך התיכוני והשכלה גבוהה (איל ארגוב, 2016). לצורך כך, יש לפעול להרחבת היקף הלימודים הגבוהים באוניברסיטאות בקרב קבוצות מובחנות, משום שלגביהן נמצא כי איכותן אינה נופלת מהממוצע הבין לאומי. בנוסף, יש לשפר את איכות ההשכלה הגבוהה הנלמדת במכללות כך שהתואר האקדמי הנרכש במכללות יעניק לבוגריהן את הכלים המעשיים ביותר על מנת לצאת לשוק העבודה התחרותי עם יתרון משמעותי.

⁸⁷ תוכניות רב-שנתיות לשילוב החרדים והערבים באקדמיה (משנת 2009 ושנת 2012, בהתאמה).
⁸⁸ מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית, המועצה להשכלה גבוהה, 2018.

נראה שמדיניות לעידוד רכישת השכלה גבוהה היא המפתח לצמצום פערים בתעסוקה ובשכר. כלומר, במקביל למאמצים לשפר את המוכנות של כלל הצעירים הישראלים ללימודים האקדמיים, עשויה להיות תרומה לא רק להרחבת ההון האנושי, אלא גם לשיפור הקצאת המקורות במשק הישראלי. במילים אחרות, לצעדים אלה גם עשויה להיות תרומה לצמיחה ולפריון. למשל, Hsieh ושותפיו (2013) מצאו במחקרם כי מ-15% עד 20% מהצמיחה בפריון לעובד בארה"ב מאז שנות ה-60 נבעה משיפור בהקצאת הכישרונות על ידי צמצום הסגרגציה בשוק העבודה בין שחורים ללבנים ובין נשים לגברים.

לבסוף, המחקר הנוכחי בחן כיצד הנגישות להשכלה גבוהה מתבטאת במונחי שכר והשתלבות הפרטים בשוק העבודה. אומנם אלה המדדים השכיחים ביותר כיום בכלכלת העבודה וכלכלת החינוך, אך במחקרי המשך ניתן לבחון את איכות המקצועות הנלמדים במוסדות האקדמיים השונים גם במונחי תפוקות אחרות, כגון: שביעות הרצון של הסטודנטים במהלך לימודיהם ולאחר השתלבותם בשוק העבודה.

6. מקורות וביבליוגרפיה

- אבו עסבה, ח., 2006. ההשכלה הגבוהה בישראל – כיוונים ומגמות, התפתחות, מדיניות, עובדות ומספרים. רמאללה: מכון מחקר מדאר.
- אבו עסבה, ח., 2006. מערכת החינוך בישראל. רמאללה: מכון מחקר מדאר.
- אדקיט - מידע ומחקר בינלאומי, 2014. השכלה גבוהה – מודלים רגולטוריים בעולם. בני ברק: אדקיט ישראל בע"מ.
- אחדות, ל., גוטמן, א., זוסמן, ג., ליפניר, ע. ומעין, ע., 2018. התשואה במונחי שכר להשכלה הנרכשת באוניברסיטאות ובמכללות. ירושלים: חטיבת המחקר, בנק ישראל.
- איילון, ח., 2000. הבדלים בין גברים ונשים בבחירת תחומי לימוד באוניברסיטה. סוציולוגיה ישראלית, 2, עמ' 523-544.
- איילון, ח., 2008. מי לומד מה, היכן, מדוע? סוציולוגיה ישראלית, 1(1), עמ' 33-60.
- איילון, ח., ויוגב, א., 2002. חלון לחלון האקדמי: השלכות חברתיות של התפשטות ההשכלה הגבוהה בישראל. ירושלים: משרד החינוך והתרבות.
- ארגוב, א., 2016. התפתחות ההשכלה בישראל ותרומתה לצמיחה ארוכת הטווח. ירושלים: בנק ישראל.
- בן-דוד, ד., אחיטוב, א., לוי-אפשטיין, ג. ושטייר, ח., 2004. דו"ח: תוכנית מתאר לשיפור מצב התעסוקה בישראל. פורסם ב-2006 כפרק בספר מדינת ישראל: מחשבות חדשות בעריכת אוריאל רייכמן ודוד נחמיאס. הוצאת המרכז הבינתחומי הרצליה.
- בנק ישראל, 2009. דו"ח בנק ישראל לשנת 2009. ירושלים: בנק ישראל.
- רשות החדשנות, 2016. חדשנות בישראל - תמונת מצב 2016. ירושלים: רשות החדשנות.
- בר חיים, א., בלנק, כ., ושביט, י., 2013. שינויים בהזדמנויות בהשכלה, בתעסוקה ובכלכלה: 1995-2008. מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, דוח מצב המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2013, עמ' 213-229.
- בר רבי, ק., שרברמן, ק., וירין, ש., 2017. "מגמות בשוק העבודה". מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, מחקרי מדיניות.
- ברנד, ג., 2014. "התפתחות הפרמיה להשכלה בענפי המשק הישראלי – גורמי ביקוש והיצע 1997-2011". ירושלים: מכון מילקן לחדשנות.
- גולדצויג, א., 2015. סקירה מערכות מיון להשכלה הגבוהה ברחבי העולם. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

גרא, ר. וכהן, ר., 2001. עוני בקרב ערבים בישראל ומקורות לאי שוויון בין ערבים ליהודים. הרבעון לכלכלה.

ג'בארין, י., 2007. אסטרטגיה לפיתוח התעסוקה בקרב הערבים בארץ ישראל - חזון הרחבתו של המעמד הבינוני הערבי. חיפה: מוסד שמואל נאמן.

ג'בארין, י., 2010. תעסוקת ערבים בישראל - האתגר של הכלכלה הישראלית. ירושלים: המכון הישראלי לדמוקרטיה.

ג'ראיסי, ר. ופרס, י., 2016. רגישות תרבותית בחברה מפוצלת: המקרה של נשים ערביות בשוק העבודה. פורסם בפרק השכלה ותעסוקה במגזרים ייחודיים בחברה הישראלית מתוך גליון גדיש - ביטאון לחינוך מבוגרים (פרסומי האגף לחינוך מבוגרים) גדיש כרך ט"ז - תשע"ו - 2016 (עמ' 114-125) בעריכת עידו בסוק. הוצאה לאור: מחלקת הפרסומים, משרד החינוך.

דגן-בוזגלו, נ., חסון, י. ואופיר, א., 2014. פערי שכר מגדריים בישראל. תל אביב: מכון אדווה.

דוברין, נ., 2015. שוויון הזדמנויות בהשכלה: חסמים דמוגרפיים וסוציו-אקונומיים. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סדרת ניירות עבודה מס' 91.

הלמ"ס, 1998. סקר כח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 1997.

הלמ"ס, 2002. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2001.

הלמ"ס, 2003. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2002.

הלמ"ס, 2004. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2003.

הלמ"ס, 2004. סקר כח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2003.

הלמ"ס, 2005. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2004.

הלמ"ס, 2006. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2005.

הלמ"ס, 2007. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2006.

הלמ"ס, 2008. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2007.

הלמ"ס, 2009. השנתון הסטטיסטי לישראל לשנת 2008 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

הלמ"ס, 2009. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2008.

הלמ"ס, 2010. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2009.

הלמ"ס, 2010. סקר כח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2009.

- הלמ"ס, 2011. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2010.
- הלמ"ס, 2012. סקר הכנסות משולב של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2011.
- הלמ"ס, 2012. קובץ PUF "מהלך לימודים ושכר בוגרים במערכת ההשכלה הגבוהה לשנים 1999-2008"
- הלמ"ס, 2013. סקר הוצאות והכנסות של משקי בית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2012.
- הלמ"ס, 2014. סקר הוצאות והכנסות של משקי בית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2013.
- הלמ"ס, 2015. סקר הוצאות והכנסות של משקי בית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2014.
- הלמ"ס, 2016. סקר הוצאות והכנסות של משקי בית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2015.
- הלמ"ס, 2017. הגדרות סיווגים והסברים, סקר חברתי וסקר כוח אדם לשנת 2016 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
- הלמ"ס, 2017. סקר הוצאות והכנסות של משקי בית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2016.
- הלמ"ס, 2017. סקר כח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה לשנת 2016.
- הלמ"ס, 2018. השנתון הסטטיסטי לישראל לשנת 2017 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
- הלמ"ס, 2019. השנתון הסטטיסטי לישראל לשנת 2018 של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
- המל"ג, 2008, חוברת מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל.
- המל"ג, 2015, חוברת מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל.
- המל"ג, 2018א, מערכת ההשכלה הגבוהה בסימן 60 שנה למל"ג ו-70 שנות מצוינות אקדמית.
- המל"ג, 2018ב, לקט נתונים לקראת פתיחת שנת הלימודים האקדמית תשע"ט (2018-2019).
- המל"ג, 2018ג, מהפכת הנגשת ההשכלה הגבוהה לחברה הערבית. זמין ב-<https://che.org.il>
- המל"ג, 2018ד, התכנית "שער לאקדמיה". זמין ב-<https://che.org.il>
- המכון מאירס-ג'וינט-ברוקדייל, 2018. האוכלוסייה הערבית בישראל: עובדות ומספרים.
- וולנסקי, ע., 2005. אקדמיה בסביבה משתנה: מדיניות ההשכלה הגבוהה של ישראל 1952-2004. קו אדום, הוצאת הקיבוץ המאוחד ומוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה.
- ועדת דוברת, 2005. כוח המשימה הלאומי לקידום החינוך בישראל. ירושלים: התוכנית הלאומית לחינוך.

זוסמן, ג., פורמן, א., קפלן, ט., ורומנוב, ד., 2009. הבדלים באיכות ההשכלה בין אוניברסיטאות ומכללות: בחינה באמצעות התמורה בשוק העבודה. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סדרת ניירות עבודה מס' 42.

זוסמן, ג., ופרידמן, ע., 2008. איכות כוח העבודה בישראל. ירושלים: חטיבת המחקר, בנק ישראל.

זוסמן, ג., צור, ש., 2010. תרומתו של חינוך תיכוני מקצועי לעומת עיוני להשכלה ולהצלחה בשוק העבודה. סקר בנק ישראל 84 עמ' 197-250.

חאג' יחיא, ק., 2007. העסקת האקדמאים הערבים בשוק העבודה בישראל. פורסם בספר "האקדמאים וההשכלה הגבוהה בקרב הערבים בישראל, סוגיות ודילמות." (עמ' 69-47) בעריכת ח'אלד עראר וקוסאי חאג' יחיא. הוצאת רמות – אוניברסיטת תל אביב.

חזן, מ., וצור, ש., 2017. צמיחה כלכלית ופריון העבודה בישראל 2014-1995. ירושלים: המכון למחקר כלכלי בישראל, האוניברסיטה העברית בירושלים.

יוגב, א., 2000. ריבוד האוניברסיטאות בישראל והשלכותיו על מדיניות החינוך הגבוה. סוציולוגיה ישראלית ב', 98-481.

יוזמות קרן אברהם, 2017. דו"ח מעקב: יישום החלטות הממשלה לייצוג הולם עבור האוכלוסייה הערבית, הדרונית והצ'רקסית בשירות המדינה. לוד וניו-יורק: מעש, המרכז להעצמת האזרח, יוזמות קרן אברהם.

ישיב, ע. וקלינר קסיר, ג., 2013. שוק העבודה של ערביי ישראל- סקירת מאפיינים וחלופות למדיניות. אוניברסיטת תל אביב.

כץ, א., 2017. השכלה גבוהה עודפת בישראל, נייר מדיניות מס' 36, ירושלים: פורום קהלת.

מדהלה-בריק, ש., 2015. "מקצועות בסיכון: מגמות מחשוב בשוק העבודה הישראלי". ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, דוח מצב המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2015, עמ' 80-45.

מזר, י., 2008. בחינת המיון העצמי של עובדים על ידי המעברים בין המגזר הציבורי למגזר העסקי. חטיבת המחקר, בנק ישראל.

מיעארי, ס., נבואני, ע. וחטאב, ג., 2011. מחליפים על הספסל: המועסקים הערבים בישראל, ירושלים: המכון הישראלי לדמוקרטיה.

מלצר, י., 2013. אי שוויון בתשואה להשכלה בין קבוצות אוכלוסייה שונות. באר שבע: אוניברסיטת בן גוריון בנגב, עבודת הדוקטורט.

מלצר, י., 2014. תשואה מהשכלה: אי-שוויון בין קבוצות אוכלוסייה. ירושלים: מכון ון ליר.

משרד התעשייה המסחר והתעסוקה, 2005. תזכיר בנושא תעסוקת ערבים בעלי תואר אקדמי של מינהל תכנון וכלכלה במשרד התעשייה המסחר והתעסוקה.

נציבות שוויון הזדמנויות בעבודה, משרד העבודה והרווחה, 2017. מדד הגיוון - ייצוג ושכר בשוק העבודה הפרטי בישראל – דצמבר 2017.

סבירסקי, ש., וסבירסקי, ב., 1997. השכלה גבוהה בישראל. תל אביב: מרכז אדווה, 8.

עלי, נ., 2013. ייצוג האזרחים הערבים במוסדות להשכלה גבוהה. חיפה וירושלים: סיכוי - העמותה לקידום שוויון אזרחי.

עראר, ח., 2012. נגישות להשכלה גבוהה בקרב הערבים בישראל. אור יהודה: המרכז ללימודים אקדמיים.

עראר, ח., וחאג' יחיא, ק., 2011. "ירדניזציה" של ההשכלה הגבוהה בקרב הערבים בישראל. האוניברסיטה העברית בירושלים, המכון ללימודים עירוניים ואזוריים, מחקרי פלורסהיימר.

פופר-גבעון, א. וקשת, י., 2016. מודרניות סלקטיוויות כמנגנון מסביר לדפוס תעסוקה אתני-מגדרי במקצועות הבריאות בקרב ערבים בישראל. פורסם בפרק "השכלה ותעסוקה במגזרים ייחודיים בחברה הישראלית" מתוך גליון גדיש - ביטאון לחינוך מבוגרים (פרסומי האגף לחינוך מבוגרים) "גדיש כרך ט"ז - תשע"ו - 2016" (עמ' 101-113) בעריכת עידו בסוק. הוצאה לאור: מחלקת הפרסומים, משרד החינוך.

פוקס, ה., 2017. השכלה ותעסוקה בקרב צעירים ערבים. ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, דוח מצב המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2017.

פוקס, ה. ופרידמן ווילסון, ת., 2018. השתלבות נשים ערביות בשוק העבודה: השכלה, תעסוקה ושכר. ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, מחקרי מדיניות.

פניגר, י., איילון, ח. ומקדוסי, ע., 2013. נגישות להשכלה גבוהה בקרב צעירים מהפריפריה החברתית בישראל. דו"ח מחקר לקרן גנדיר.

קירש, א., 2014. מערכת ההשכלה הגבוהה בישראל – סוגיות, מאפיינים והיבטים ייחודיים. חיפה: מוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה, הטכניון - מכון טכנולוגי לישראל.

קלינוב, ר., 1980. הכנסות בעלי תואר אוניברסיטאי, הרבעון לכלכלה, כרך כ"ז, חוברת 106, עמ' 253-243.

קלינוב, ר., 1999. תמורות במבנה השכר – פערי השכר בין ענפים ובתוכם: ישראל 1970-1997. המכון למחקר כלכלי-חברתי, הסתדרות העובדים הכללית, מאמר לדיון מס' 4, ירושלים אוגוסט.

קלינוב, ר., 2004. מה שעל פני השטח ומה שמתחתיו: פערי שכר בין נשים וגברים 1970-2000. המרכז לפיתוח על-שם פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב, נייר דיון מס' 2-2004.

קלינוב-מלול, ר., 2014. כלכלת חינוך. אוניברסיטה פתוחה.

קמחי, א., 2011. פערי ההכנסות בישראל. מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, דוח מצב המדינה – חברה, כלכלה ומדיניות 2010, עמ' 101-133.

- קמחי, א., 2012. מגמות בשוק העבודה: פערים בשיעורי התעסוקה ובשכר. מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, מחקרי מדיניות.
- קמחי, א., שרברמן, ק., 2014. מגמות באי שוויון בשכר העבודה בישראל. מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, סדרת ניירות מדיניות.
- קריל, ז., גבע, א., ואלוני, צ., 2016. לא כל התארים נולדו שווים: בחינת הפרמיה בשכר מרכישת השכלה גבוהה, כפונקציה של תחום הלימוד. משרד האוצר.
- קריל, ז., פישר, י., והקט, י., 2018. השפעת מידת הסלקטיביות של מוסד הלימודים על שכרם של אקדמאים צעירים. משרד האוצר.
- שביט, י., וברונשטיין, ו., 2011. רפורמות בחינוך וצמצום פערי ההשכלה בישראל, נייר מדיניות מס' 09.2011, ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל.
- שביב, מ., בינשטיין, נ., סטון, א., ופודם, א., 2013. פלורליזם ושוויון הזדמנויות בהשכלה גבוהה הרחבת נגישות האקדמיה לערבים, דרוזים וצ'רקסים בישראל. ירושלים: המועצה להשכלה גבוהה.
- Acemoglu, D. and Autor, D., 2011. Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1043-1171). Elsevier.
- Ahola, S. and Nurmi, J., 1997. Choosing University or Vocational College--the formation of educational preferences. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 41(2), pp.127-139.
- Alexander, K.L., Eckland, B.K. and Griffin, L.J., 1975. The Wisconsin model of socioeconomic achievement: A replication. *American Journal of Sociology*, 81(2), pp.324-342.
- Ali, N., 2010. *Attitudes Towards Bilingual Arabic-Hebrew Education Among Students at the University of Haifa, Israel*. Korean Sociological Association.
- Ali, N., 2013. *Representation of Arab citizens in the institutions of higher education in Israel*. Sikkuy. [Hebrew].
- Altbach, P.G., 2007. Peripheries and centres: Research universities in developing countries. *Higher education management and policy*, 19(2), p.111.
- Altonji, J.G., Blom, E. and Meghir, C., 2012. Heterogeneity in human capital investments: High school curriculum, college major, and careers. *Annu. Rev. Econ.*, 4(1), pp.185-223.

- Altonji, J.G., Arcidiacono, P. and Maurel, A., 2016. The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects. In *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 5, pp. 305-396). Elsevier.
- Arum, R., Gamoran, A. and Shavit, Y., 2007. More inclusion than diversion: Expansion, differentiation, and market structure in higher education. *Stratification in higher education: A comparative study*, pp.1-35.
- Asali, M., 2006. *Why do Arabs earn less than Jews in Israel?*. Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel.
- Aschaffenburg, K. and Maas, I., 1997. Cultural and educational careers: The dynamics of social reproduction. *American sociological review*, pp.573-587.
- Ashenfelter, O. and Zimmerman, D.J., 1997. Estimates of the returns to schooling from sibling data: Fathers, sons, and brothers. *Review of Economics and Statistics*, 79(1), pp.1-9.
- Ayalon, H. and Yogev, A., 2005. Field of study and students' stratification in an expanded system of higher education: The case of Israel. *European Sociological Review*, 21(3), pp.227-241.
- Ayalon, H. and Yogev, A., 2006. Stratification and diversity in the expanded system of higher education in Israel. *Higher Education Policy*, 19(2), pp.187-203.
- Baltagi, B., 2008. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Becker, G. S. 1975. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 2d ed. New York: Columbia University Press for NBER
- Belfield, C.R. and Fielding, A., 2001. Measuring the relationship between resources and outcomes in higher education in the UK. *Economics of Education Review*, 20(6), pp.589-602.
- Ben-David, D. and Kimhi, A., 2017. An Overview of Israel's Education System and its Impact. *The Shores Institute for Socioeconomic Research, Kochav Yair*.
- Bertrand, M. and Mullainathan, S., 2004. Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. *American economic review*, 94(4), pp.991-1013.

- Biggeri, L., Bini, M. and Grilli, L., 2001. The transition from university to work: a multilevel approach to the analysis of the time to obtain the first job. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 164(2), pp.293-305.
- Blackaby, D.H., Leslie, D.G., Murphy, P.D. and O'Leary, N.C., 1998. The ethnic wage gap and employment differentials in the 1990s: evidence for Britain. *Economics Letters*, 58(1), pp.97-103.
- Blau, F.D. and Kahn, L.M., 2000. Gender differences in pay. *Journal of Economic perspectives*, 14(4), pp.75-99.
- Blau, P. 1995. *Structural Context of Opportunities*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bordón, P., 2013. Estimating the Returns of Attending a Selective University on Earnings using Regression Discontinuity with Multiple Admission Cutoffs.
- Borgen, N.T., 2014. College quality and hourly wages: Evidence from the self-revelation model, sibling models and instrumental variables. *Social science research*, 48, pp.121-134.
- Borjas, G.J., 1995. Assimilation and changes in cohort quality revisited: what happened to immigrant earnings in the 1980s?. *Journal of labor economics*, 13(2), pp.201-245.
- Bourdieu, P., 1984. *Distinction: A Critique of the social judgement of Taste*. Trans. Richard Nice] Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Bourdieu, P., and M. de Saint Martin. 1987. Aggregation and segregation [The field of the grandes écoles and the field of power]. *Actes de la recherche en sciences sociales* 69.1: 2-50.
- Bradley, K., 2000. The incorporation of women into higher education: Paradoxical outcomes?. *Sociology of education*, pp.1-18.
- Branch, A.J., 2001. How to retain African American faculty during times of challenge for higher education. *Retaining African Americans in higher education: Challenging paradigms for retaining students, faculty, and administrators*, pp.175-191.
- Brand, J.E. and Halaby, C.N., 2006. Regression and matching estimates of the effects of elite college attendance on educational and career achievement. *Social Science Research*, 35(3), pp.749-770.

- Brint, S., Riddle, M., Turk-Bicakci, L. and Levy, C.S., 2005. From the liberal to the practical arts in American colleges and universities: Organizational analysis and curricular change. *The Journal of Higher Education*, 76(2), pp.151-180.
- Broecke, S., 2012. University selectivity and earnings: Evidence from UK data on applications and admissions to university. *Economics of Education Review*, 31(3), pp.96-107.
- Brown, C. and Corcoran, M., 1997. Sex-based differences in school content and the male-female wage gap. *Journal of Labor Economics*, 15(3), pp.431-465.
- Carroll, D., Heaton, C. and Tani, M., 2019. Does It Pay to Graduate from an 'Elite' University in Australia?. *Economic Record*, 95(310), pp.343-357.
- Chay, K.Y. and Lee, D.S., 2000. Changes in relative wages in the 1980s Returns to observed and unobserved skills and black–white wage differentials. *Journal of Econometrics*, 99(1), pp.1-38.
- Coleman, J.S., 1988. Social capital in the creation of human capital. *American journal of sociology*, 94, pp.S95-S120.
- Connor, H., Tyers, C., Modood, T. and Hillage, J., 2004. Why the difference? A closer look at higher education minority ethnic students and graduates. *Institute for Employment Studies research report*, 552.
- Dahan, M., 2007. Why Has the Labor-Force Participation Rate of Israel Men Fallen?. *Israel Economic Review*, 5(2) 95-128.
- Dale, S.B. and Krueger, A.B., 2002. Estimating the payoff to attending a more selective college: An application of selection on observables and unobservables. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), pp.1491-1527.
- Dar, Y. and Getz, S., 2007. Learning ability, socioeconomic status, and student placement for undergraduate studies in Israel. *Higher Education*, 54(1), pp.41-60.
- Dar, Y. and Resh, N., 1996. Exploring the persistence of academic achievement gaps: Social Differentials in family resource returns in Israel. *Research in sociology of education and socialization*, 11, pp.233-261.
- Davies, S. and Guppy, N., 1997. Fields of study, college selectivity, and student inequalities in higher education. *Social forces*, 75(4), pp.1417-1438.

- Denny, K. and Harmon, C., 2000. Education policy reform and the return to schooling from instrumental variables. *London Institute for Fiscal Studies*.
- Doan, T. T. 2011. Labour market returns to higher education in Vietnam. *Kiel Institute for the World Economy*.
- Duflo, E., 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.
- Feniger, Y., Mcdossi, O. and Ayalon, H., 2014. Ethno-religious differences in Israeli higher education: Vertical and horizontal dimensions. *European Sociological Review*, 31(4), pp.383-396.
- Friedberg, R.M., 2000. You can't take it with you? Immigrant assimilation and the portability of human capital. *Journal of labor economics*, 18(2), pp.221-251.
- Frish, R. 2008. The Causal effect of education on earnings in Israel. *Israeli Economic Association* 55(1), pp. 67-94. [Hebrew].
- George, P. and Kuhn, P., 1994. The size and structure of native-white wage differentials in Canada. *Canadian Journal of Economics*, pp.20-42.
- Gerber, T.P. and Cheung, S.Y., 2008. Horizontal stratification in postsecondary education: Forms, explanations, and implications. *Annu. Rev. Sociol*, 34, pp.299-318.
- Gerber, T.P. and Schaefer, D.R., 2004. Horizontal stratification of higher education in Russia: Trends, gender differences, and labor market outcomes. *Sociology of Education*, 77(1), pp.32-59.
- Goyette, K.A. and Mullen, A.L., 2006. Who studies the arts and sciences? Social background and the choice and consequences of undergraduate field of study. *The Journal of Higher Education*, 77(3), pp.497-538.
- Griliches, Z., 1977. Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1-22.
- Guri-Rozenblit, S., 1993. Trends of diversification and expansion in Israeli higher education. *Higher Education*, 25(4), pp.457-472.
- Guri-Rosenblit, S., 1996. Trends in access to Israeli higher education 1981-96: From a privilege to a right. *European Journal of Education*, 31(3), pp.321-340.

- Haberfeld, Y. and Cohen, Y., 2007. Gender, ethnic, and national earnings gaps in Israel: The role of rising inequality. *Social Science Research*, 36(2), pp.654-672.
- Hagell, A. and Shaw, C., 1996. *Opportunity and Disadvantage at Age 16. A Report of a Major Survey of over 3,000 16 Year Olds from 34 Schools in English Inner Cities. PSI Report 814*. BEBC Distribution Ltd., PO Box 1496, Poole, Dorset BH12 3YD, England, United Kingdom.
- Hansen, M.N., 1997. Social and economic inequality in the educational career: Do the effects of social background characteristics decline?. *European Sociological Review*, 13(3), pp.305-321.
- Harmon, C. and Walker, I., 1995. Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom. *The American Economic Review*, 85(5), pp.1278-1286.
- Hastings, J.S., Neilson, C.A. and Zimmerman, S.D., 2013. *Are some degrees worth more than others? Evidence from college admission cutoffs in Chile* (No. w19241). National Bureau of Economic Research.
- Hearn, J.C., 1991. Academic and nonacademic influences on the college destinations of 1980 high school graduates. *Sociology of education*, pp.158-171.
- Heckman, J.J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pp.153-161.
- Hellerstein, J.K. and Neumark, D., 2008. Workplace segregation in the United States: Race, ethnicity, and skill. *The review of economics and statistics*, 90(3), pp.459-477.
- Hershbein, B. and Kearney, M., 2014. Major decisions: What graduates earn over their lifetimes. *Washington: Hamilton Project*.
- Hodkinson, P. and Sparkes, A.C., 1997. Careership: a sociological theory of career decision making. *British journal of sociology of education*, 18(1), pp.29-44.
- Holzer, H. and Neumark, D., 2000. Assessing affirmative action. *Journal of Economic literature*, 38(3), pp.483-568.
- Howell, D.C., 2012. *Statistical methods for psychology*. Cengage Learning.
- Hsieh, C.T., Hurst, E., Jones, C.I. and Klenow, P.J., 2013. *The allocation of talent and us economic growth* (No. w18693). National Bureau of Economic Research.

- Iannelli, C., 2007. Inequalities in entry to higher education: A comparison over time between Scotland and England and Wales. *Higher Education Quarterly*, 61(3), pp.306-333.
- Indicators, O.E.C.D., 2012. Education at a Glance 2012. *Editions OECD*. available at: https://www.oecd-ilibrary.org/education/education-at-a-glance-2018_eag-2018-en
- Ishida, H., Spilerman, S. and Su, K.H., 1997. Educational credentials and promotion chances in Japanese and American organizations. *American Sociological Review*, 62(6), p.866.
- Jacobs, J.A., 1995. Gender and academic specialties: Trends among recipients of college degrees in the 1980s. *Sociology of Education*, pp.81-98.
- Johnson, K.N. and Wiley, J.D., 2000. Analytical models for minority representation in academic departments. *Research in Higher Education*, 41(4), pp.481-504.
- Johnsrud, L.K. and Sadao, K.C., 1998. The common experience of "otherness": Ethnic and racial minority faculty. *The Review of Higher Education*, 21(4), pp.315-342.
- Katz-Gerro, T. and Yaish, M., 2003. Higher education: is more better? Gender differences in labour market returns to tertiary education in Israel. *Oxford Review of Education*, 29(4), pp.571-592.
- Kirkeboen, L.J., Leuven, E. and Mogstad, M., 2016. Field of study, earnings, and self-selection. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), pp.1057-1111.
- Klinov, R., 1999. Changes in the wage structure — inter-and intra-sectoral wage differentials: Israel, 1970-1997. *Israel: Institute for Social-Economic Research (Histadrut)*. [Hebrew].
- Klinov, R. 2004. *Above and Under the Surface: Gender Wage Gap 1970–2001*. Discussion Paper 2–2004. Israel: Tel-Aviv University, Pinhas Sapir Center for Development. [Hebrew].
- Krueger, A. and Ashenfelter, O., 1992. *Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins* (No. w4143). National Bureau of Economic Research.
- Lamont, M. and Lareau, A., 1988. Cultural capital: Allusions, gaps and glissandos in recent theoretical developments. *Sociological theory*, pp.153-168.

- Lemieux, T. and Card, D., 2001. Education, earnings, and the 'Canadian GI Bill'. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 34(2), pp.313-344.
- Leonard, J.S., 1984. The impact of affirmative action on employment. *Journal of Labor Economics*, 2(4), pp.439-463.
- Levanon, G. and Raviv, Y., 2007. Decomposing wage gaps between ethnic groups: The case of Israel. *Southern Economic Journal*, pp.1066-1087.
- Lewin-Epstein, N. and Semyonov, M., 1993. *The Arab Minority in Israel's Economy: patterns of ethnic inequality* (Boulder, CO, Westview Press).
- Lindahl, L. and Regnér, H., 2005. College choice and subsequent earnings: Results using Swedish sibling data. *Scandinavian Journal of Economics*, 107(3), pp.437-457.
- Kyriazidou, E., 1997. Estimation of a panel data sample selection model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1335-1364.
- Marini, M.M., Shin, H.C. and Raymond, J., 1989. Socioeconomic consequences of the process of transition to adulthood. *Social Science Research*, 18(2), pp.89-135.
- McDonough, P.M., 1997. *Choosing colleges: How social class and schools structure opportunity*. Suny Press.
- Meghir, C. and Palme, M., 1999. Assessing the effect of schooling on earnings using a social experiment. *Stockholm School of Economics Working Paper*, (313).
- Mincer, J., 1974. *Schooling Experience and Earnings*. New York: Columbia University.
- Madood, T. and Shiner, M., 1994. *Ethnic Minorities and Higher Education: Why are there Differential rates of entry?*. London: Policy Studies Institute.
- Mustafa, M. and Arar, K., 2009. Higher education among minorities: The case of the Arab minority in Israel. *Arab Society In Israel: Populations, Society, Economy* (3), pp.204–26. Jerusalem: Van Leer Institute. [Hebrew].
- OECD. 2010. *Labour Market and Social Policy OECD Review of Israel*. OECD Publishing.
- OECD. 2015. *OECD Skills Outlook: Youth, skills and employability*. OECD Publishing.
- Oliveira, T. and Zanchi, L., 2003. Participation in higher education in Britain: The effect of ability and parental income. *Work*.

- Patrinou, H.A. and Sakellariou, C.N., 1992. North American Indians in the Canadian labour market: A decomposition of wage differentials. *Economics of Education Review*, 11(3), pp.257-266.
- Persell, C.H., Catsambis, S. and Cookson Jr, P.W., 1992. Differential asset conversion: Class and gendered pathways to selective colleges. *Sociology of Education*, 65(3), pp.208-225.
- Hill, R.C., Griffiths, W.E. and Lim, G.C., 2018. *Principles of econometrics*. John Wiley & Sons.
- Reimers, C.W., 1983. Labor market discrimination against Hispanic and black men. *The review of economics and statistics*, pp.570-579.
- Romanov, D., and N. Zussman. 2003. "Labor Income Mobility and Employment Mobility in Israel, 1993–96." *Israel Economic Review* 1 (1): 81-102.
- Sakellariou, C., 2006. Education policy reform, local average treatment effect and returns to schooling from instrumental variables in the Philippines. *Applied Economics*, 38(4), pp.473-481.
- Sandefur, G.D. and Scott, W.J., 1983. Minority group status and the wages of Indian and black males. *Social Science Research*, 12(1), pp.44-68.
- Shavit, Y., Ayalon, H., Bolotin-Chachashvili, S. and Menahem, G., 2007. Diversification, expansion and inequality in Israeli higher education. *Stratification in higher education: A comparative study*, pp.39-62.
- Shwed, U. and Shavit, Y., 2006. Occupational and economic attainments of college and university graduates in Israel. *European Sociological Review*, 22(4), pp.431-442.
- Steelman, L.C. and Powell, B., 1991. Sponsoring the next generation: Parental willingness to pay for higher education. *American journal of Sociology*, 96(6), pp.1505-1529.
- The Memorandum of Ministry of Industry, Trade and Labor regarding the academic Arabs employment 2005 [Hebrew].
- Trejo, S.J., 1997. Why do Mexican Americans earn low wages?. *Journal of Political Economy*, 105(6), pp.1235-1268.

- Van de Werfhorst, H.G., De Graaf, N.D. and Kraaykamp, G., 2001. Intergenerational resemblance in field of study in the Netherlands. *European Sociological Review*, 17(3), pp.275-293.
- Van de Werfhorst, H.G., Sullivan, A. and Cheung, S.Y., 2003. Social class, ability and choice of subject in secondary and tertiary education in Britain. *British Educational Research Journal*, 29(1), pp.41-62.
- Wooldridge, J.M., 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Wooldridge, J.M., 2016. *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage Learning Inc.
- Xie, Y. and Goyette, K., 2003. Social mobility and the educational choices of Asian Americans. *Social Science Research*, 32(3), pp.467-498.
- Zhang, L., 2005. Do measures of college quality matter? The effect of college quality on graduates' earnings. *The review of higher education*, 28(4), pp.571-596.
- Zussman, N., and A. Friedman. 2008. Quality of Labor Force in Israel. *Jerusalem Research Department, Bank of Israel*. [Hebrew].

7. נספחים

נספח א – מספר הסטודנטים במוסדות להשכלה גבוהה בישראל לפי סוג תואר בראייה רב שנתית

שנת לימודים	תואר ראשון	תואר שני	תואר שלישי	כל התארים	
1989-1990	תש"ן	55,246	16,900	3,910	76,056
1990-1991	תשנ"א	58,308	18,080	4,360	80,748
1991-1992	תשנ"ב	66,261	20,010	4,680	90,951
1992-1993	תשנ"ג	73,430	21,430	4,930	99,790
1993-1994	תשנ"ד	80,028	23,140	5,160	108,328
1994-1995	תשנ"ה	86,317	25,070	5,430	116,817
1995-1996	תשנ"ו	92,529	27,280	5,470	125,279
1996-1997	תשנ"ז	101,286	28,790	5,810	135,886
1997-1998	תשנ"ח	113,963	30,520	6,070	150,553
1998-1999	תשנ"ט	120,347	31,593	6,320	158,260
1999-2000	תש"ס	127,448	31,340	6,650	165,438
2000-2001	תשס"א	131,061	33,220	7,025	171,306
2001-2002	תשס"ב	137,801	35,517	7,425	180,743
2002-2003	תשס"ג	144,442	37,475	7,980	189,897
2003-2004	תשס"ד	151,500	40,195	8,720	200,415
2004-2005	תשס"ה	155,895	40,330	9,340	205,565
2005-2006	תשס"ו	158,709	40,655	9,835	209,199
2006-2007	תשס"ז	163,526	40,314	9,995	213,835
2007-2008	תשס"ח	168,010	42,157	10,300	220,467
2008-2009	תשס"ט	171,861	44,168	10,272	226,301
2009-2010	תש"ע	178,741	50,270	10,570	239,581
2010-2011	תשע"א	183,157	51,972	10,590	245,719
2011-2012	תשע"ב	188,254	53,919	10,615	252,788
2012-2013	תשע"ג	190,810	55,680	10,655	257,145
2013-2014	תשע"ד	192,708	56,161	10,719	259,588
2014-2015	תשע"ה	191,691	58,009	10,878	260,578
2015-2016	תשע"ו	191,616	61,215	10,895	263,726
2016-2017	תשע"ז	191,241	62,960	11,000	265,201
2017-2018	תשע"ח	189,845	63,155	11,350	264,350

מקור: המועצה להשכלה גבוהה

נספח ב – אחוז הסטודנטים לתואר ראשון לפי סוג מוסד אקדמי בראייה רב שנתית

מכללות אקדמיות לחינוך	מכללות אקדמיות חוץ תקציביות	מכללות אקדמיות מתוקצבות	אוניברסיטאות	שנת לימודים	
				תש"ן	1989-1990
8.60%	3.00%	3.40%	85.00%	תשנ"ה	1994-1995
11.70%	5.90%	5.00%	77.30%	תש"ס	1999-2000
15.20%	12.50%	13.80%	58.40%	תשס"ה	2004-2005
14.40%	13.70%	21.60%	50.30%	תשע"א	2010-2011
11.30%	18.50%	28.20%	42.00%	תשע"ב	2011-2012
11.40%	19.30%	28.40%	40.90%	תשע"ג	2012-2013
11.70%	20.10%	28.60%	39.60%	תשע"ד	2013-2014
11.70%	20.30%	29.20%	38.80%	תשע"ה	2014-2015
12.40%	20.00%	29.90%	37.70%	תשע"ו	2015-2016
12.80%	19.40%	30.80%	37.00%	תשע"ז	2016-2017
13.10%	19.00%	26.90%	41.00%	תשע"ח	2017-2018
13.40%	18.10%	28.40%	40.10%		
13.20%	18.00%	29.40%	39.40%		

מקור : המועצה להשכלה גבוהה

נספח ג – אופן החישוב של משתנה העזר (IV)

משתנה העזר AcadCollege הינו משתנה דמי עבור "חוק המכללות האקדמיות" מ-1995 אשר חושב באופן הבא:

- גבר יהודי שגילו ב-1995 היה 21 ומטה קיבל ערך 1, אחרת 0. עבור גבר יהודי חוק זה מתחיל להיות רלוונטי החל מגיל 21. זהו גיל ממוצע שבו צעיר יהודי משתחרר משירות צבאי חובה שנמשך בדרך כלל שלוש שנים.
- אישה יהודייה שגילה ב-1995 היה 20 ומטה קיבלה ערך 1, אחרת 0. עבור אישה יהודייה חוק זה מתחיל להיות רלוונטי החל מגיל 20. זהו גיל ממוצע שבו צעירה יהודייה משתחררת משירות צבאי חובה שנמשך בדרך כלל שנתיים.
- פרט ערבי שגילו ב-1995 היה 18 ומטה קיבל ערך 1, אחרת 0. עבור פרט ערבי חוק זה מתחיל להיות רלוונטי החל מגיל 18, למעשה מיד אחרי סיום בית ספר תיכון, כי ערביי ישראל פטורים משירות צבאי.

נספח ד – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2002

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.0394 (8.66) ***	0.4663	1.2788 (7.36) ***	0.1738
Gender	0.1894 (3.52) ***	0.0539	0.2092 (19.70) ***	0.0106
Jew	2.4586 (18.89) ***	0.1301	0.6953 (4.23) ***	0.1642
Age	0.2415 (10.93) ***	0.0221	0.0398 (8.67) ***	0.0046
Age ²	-0.0028 (-10.71) ***	0.0002	-0.0003 (-6.58) ***	0.0001
Married	0.0388 (0.62)	0.0626	0.1598 (13.68) ***	0.0117
PublicSector	1.6138 (28.00) ***	0.0576	0.1743 (4.96) ***	0.0352
Skilled	1.9403 (23.31) ***	0.0832	0.2903 (6.80) ***	0.0427
AcadCollege	1.4765 (8.49) ***	0.1739	-----	-----
AcadCollege · Jew	-1.0541 (-6.56) ***	0.1606	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.0494 (2.43) **	0.0203
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0411 (-3.29) ***	0.0125
Adjusted R ²	0.1404		0.1785	
Sample Size	14,133		14,133	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח ה – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2002

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	1.7649 (23.01) ***	0.0767
Gender	-0.0004 (-0.05)	0.0082	0.2123 (21.75) ***	0.0098
Jew	0.2005 (10.73) ***	0.0187	0.3488 (9.60) ***	0.0363
Age	0.0344 (9.16) ***	0.0037	0.0362 (8.37) ***	0.0043
Age ²	-0.0004 (-8.88) ***	0.0001	-0.0003 (-6.24) ***	0.0001
Married	-0.0278 (-2.87) ***	0.0097	0.1658 (13.45) ***	0.0123
PublicSector	0.1462 (18.04) ***	0.0081	0.1572 (6.29) ***	0.0250
Skilled	0.2134 (15.90) ***	0.0134	0.2696 (8.55) ***	0.0315
AcadCollege	0.0731 (2.42) **	0.0302	-----	-----
AcadCollege · Jew	0.0520 (1.86) *	0.0279	-----	-----
Academic	-----	-----	1.1320 (4.06) ***	0.2785
Academic · Jew	-----	-----	-0.9551 (-4.87) ***	0.1961
Adjusted R ²	-----		0.1791	
Pseudo R ²	0.0533		-----	
Sample Size	14,133		14,133	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח 1 – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2003

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.9337 (11.22) ***	0.4395	0.8699 (4.43) ***	0.1965
Gender	-0.0009 (-0.02)	0.0534	0.1702 (19.18) ***	0.0088
Jew	2.2012 (16.66) ***	0.1321	0.5859 (3.95) ***	0.1484
Age	0.2211 (10.72) ***	0.0206	0.0359 (8.30) ***	0.0043
Age ²	-0.0026 (-10.65) ***	0.0002	-0.0003 (-6.46) ***	0.0001
Married	0.0879 (1.41)	0.0625	0.1218 (11.44) ***	0.0106
PublicSector	1.5187 (26.61) ***	0.0570	0.0428 (1.22)	0.0352
Skilled	1.7790 (20.82) ***	0.0854	0.1121 (2.72) ***	0.0412
AcadCollege	1.2586 (7.08) ***	0.1776	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.8645 (-5.28) ***	0.1638	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.1115 (4.86) ***	0.0229
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0439 (-3.80) ***	0.0115
Adjusted R ²	0.1344		0.1577	
Sample Size	13,708		13,708	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח ז – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2003

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	1.8514 (28.04) ***	0.0660
Gender	-0.0147 (-1.78) *	0.0082	0.1739 (19.08) ***	0.0091
Jew	0.1427 (7.60) ***	0.0187	0.2630 (8.22) ***	0.0319
Age	0.0370 (10.29) ***	0.0036	0.0410 (10.48) ***	0.0039
Age ²	-0.0004 (-10.10) ***	0.0001	-0.0004 (-8.56) ***	0.0001
Married	-0.0349 (-3.62) ***	0.0096	0.1346 (12.02) ***	0.0112
PublicSector	0.1450 (17.68) ***	0.0082	0.1187 (5.71) ***	0.0207
Skilled	0.1746 (13.19) ***	0.0132	0.2072 (8.97) ***	0.0230
AcadCollege	0.0478 (1.62) ***	0.0294	-----	-----
AcadCollege · Jew	0.0906 (3.32) ***	0.0273	-----	-----
Academic	-----	-----	0.7596 (3.70) ***	0.2053
Academic · Jew	-----	-----	-0.5855 (-3.89) ***	0.1506
Adjusted R ²	-----		0.1572	
Pseudo R ²	0.0484		-----	
Sample Size	13,708		13,708	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח ח – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2004

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	3.8139 (8.99) ***	0.4241	1.0071 (6.17) ***	0.1631
Gender	-0.0252 (-0.47)	0.0532	0.1521 (18.29) ***	0.0083
Jew	2.3498 (16.78) ***	0.1400	0.5840 (3.93) ***	0.1486
Age	0.2736 (13.81) ***	0.0198	0.0350 (7.87) ***	0.0044
Age ²	-0.0032 (-13.60) ***	0.0002	-0.0003 (-6.18) ***	0.0001
Married	-0.1076 (-1.64)	0.0656	0.1147 (11.51) ***	0.0099
PublicSector	1.5657 (27.15) ***	0.0576	0.0868 (2.81)	0.0309
Skilled	1.7788 (20.94) ***	0.0849	0.1230 (3.49) ***	0.0352
AcadCollege	1.3751 (7.70) ***	0.1787	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.8135 (-4.78) ***	0.1703	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.1039 (5.31) ***	0.0195
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0457 (-3.94) ***	0.0116
Adjusted R ²	0.1448		0.1639	
Sample Size	13,657		13,657	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח ט – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2004

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	1.9273 (29.88) ***	0.0644
Gender	-0.0265 (-3.18) ***	0.0083	0.1630 (18.19) ***	0.0089
Jew	0.1425 (7.52) ***	0.0189	0.2602 (8.35) ***	0.0311
Age	0.0376 (10.97) ***	0.0034	0.0362 (9.65) ***	0.0037
Age ²	-0.0004 (-10.51) ***	0.0001	-0.0003 (-7.95) ***	0.0001
Married	-0.0429 (-4.42) ***	0.0097	0.1250 (11.64) ***	0.0107
PublicSector	0.1451 (17.57) ***	0.0082	0.1189 (6.00) ***	0.0198
Skilled	0.1817 (13.28) ***	0.0136	0.1645 (7.38) ***	0.0222
AcadCollege	0.0629 (2.16) **	0.0291	-----	-----
AcadCollege · Jew	0.0754 (2.76) ***	0.0273	-----	-----
Academic	-----	-----	1.2137 (6.11) ***	0.1987
Academic · Jew	-----	-----	-0.8468 (-5.76) ***	0.1470
Adjusted R ²	-----		0.1644	
Pseudo R ²	0.0512		-----	
Sample Size	13,657		13,657	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח י – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2005

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.4716 (11.15) ***	0.4008	0.9677 (5.95) ***	0.1626
Gender	0.1211 (2.31) **	0.0523	0.1863 (19.58) ***	0.0095
Jew	2.3203 (16.45) ***	0.1410	0.7443 (5.23) ***	0.1422
Age	0.2194 (12.16) ***	0.0180	0.0337 (8.80) ***	0.0038
Age ²	-0.0024 (-11.31) ***	0.0002	-0.0003 (-6.66) ***	0.0001
Married	0.0639 (1.00)	0.0637	0.1454 (13.26) ***	0.0109
PublicSector	1.6099 (28.41) ***	0.0566	0.0882 (2.84) ***	0.0310
Skilled	1.8683 (23.13) ***	0.0807	0.1889 (5.28) ***	0.0357
AcadCollege	1.4447 (8.24) ***	0.1753	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.7809 (-4.73) ***	0.1651	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.0977 (5.25) ***	0.0186
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0486 (-4.42) ***	0.0109
Adjusted R ²	0.1387		0.1736	
Sample Size	14,850		14,850	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יא – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2005

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.0201 (26.75) ***	0.0755
Gender	-0.0040 (-0.52)	0.0781	0.1955 (21.28) ***	0.0091
Jew	0.1667 (9.25) ***	0.0180	0.3518 (15.04) ***	0.0233
Age	0.0518 (17.32) ***	0.0029	0.0273 (6.60) ***	0.0041
Age ²	-0.0005 (-16.16) ***	0.0001	-0.0002 (-4.97) ***	0.0001
Married	0.0008 (0.09)	0.0091	0.1459 (13.41) ***	0.0108
PublicSector	0.1562 (20.41) ***	0.0076	0.1036 (5.59) ***	0.0185
Skilled	0.1979 (14.83) ***	0.0133	0.2178 (10.81) ***	0.0201
AcadCollege	0.1673 (6.25) ***	0.0267	-----	-----
AcadCollege · Jew	0.0090 (0.35)	0.0255	-----	-----
Academic	-----	-----	1.2300 (6.81) ***	0.1807
Academic · Jew	-----	-----	-0.8671 (-6.40) ***	0.1355
Adjusted R ²	-----		0.1746	
Pseudo R ²	0.0688		-----	
Sample Size	14,850		14,850	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.
קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יב – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2006

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	3.4214 (9.03) ***	0.03788	1.3381 (10.29) ***	0.1300
Gender	0.1133 (2.15) **	0.0527	0.1837 (19.47) ***	0.0094
Jew	2.6034 (17.94) ***	0.1451	0.3762 (2.76) ***	0.1364
Age	0.2647 (15.53) ***	0.0170	0.0309 (7.59) ***	0.0040
Age ²	-0.0029 (-14.64) ***	0.0002	-0.0002 (-5.40) ***	0.0001
Married	0.1399 (2.28) **	0.0613	0.1026 (9.43) ***	0.0108
PublicSector	1.6054 (28.55) ***	0.0562	0.0483 (1.79) *	0.0270
Skilled	1.8843 (22.43) ***	0.0840	0.0970 (3.00) ***	0.0323
AcadCollege	1.7336 (9.81) ***	0.1767	-----	-----
AcadCollege · Jew	-1.0670 (-6.31) ***	0.1690	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.0822 (5.32) ***	0.0154
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0172 (-1.68) *	0.0102
Adjusted R ²	0.1499		0.1645	
Sample Size	14,359		14,359	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יג – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2006

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.2821 (28.24) ***	0.0808
Gender	-0.0147 (-1.88) *	0.0078	0.1981 (21.44) ***	0.0092
Jew	0.2028 (10.47) ***	0.0193	0.2996 (15.23) ***	0.0196
Age	0.0695 (23.63) ***	0.0029	0.0240 (5.50) ***	0.0043
Age ²	-0.0007 (-21.93) ***	0.0001	-0.0002 (-4.04) ***	0.0001
Married	0.0199 (2.16) **	0.0092	0.1023 (9.50) ***	0.0107
PublicSector	0.1425 (18.49) ***	0.0077	0.0869 (5.79) ***	0.0150
Skilled	0.1905 (14.02) ***	0.0135	0.1493 (8.20) ***	0.0182
AcadCollege	0.1705 (8.80) ***	0.0280	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0158 (-2.01)	0.0273	-----	-----
Academic	-----	-----	1.2915 (5.59) ***	0.1427
Academic · Jew	-----	-----	-0.5936 (-3.40) ***	0.1088
Adjusted R ²	-----		0.1652	
Pseudo R ²	0.0869		-----	
Sample Size	14,359		14,359	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יד – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2007

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.4078 (11.87) ***	0.3713	0.8390 (4.95) ***	0.1694
Gender	0.2243 (4.18) ***	0.0537	0.1603 (14.85) ***	0.0107
Jew	2.3628 (16.17) ***	0.1461	0.4156 (2.81) ***	0.1478
Age	0.2281 (13.83) ***	0.0165	0.0246 (5.43) ***	0.0045
Age ²	-0.0025 (-12.87) ***	0.0001	-0.0001 (-3.49) ***	0.0001
Married	0.1892 (3.08) ***	0.0614	0.1199 (10.21) ***	0.0117
PublicSector	1.7131 (28.38) ***	0.0603	-0.0655 (-1.76) *	0.0372
Skilled	1.7355 (18.51) ***	0.0937	0.0440 (1.14)	0.0386
AcadCollege	1.2570 (7.18) ***	0.1749	-----	-----
AcadCollege · Jew	-1.6001 (-3.55) ***	0.1690	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.1406 (6.61) ***	0.0212
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0294 (-2.65) ***	0.0111
Adjusted R ²	0.1525		0.1632	
Sample Size	14,570		14,570	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח טו – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2007

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.4225 (28.89) ***	0.0838
Gender	-0.0138 (-1.76) *	0.0078	0.1952 (20.38) ***	0.0095
Jew	0.1345 (7.49) ***	0.0179	0.2712 (12.42) ***	0.0218
Age	0.0614 (22.46) ***	0.0027	0.0145 (3.17) ***	0.0045
Age ²	-0.0006 (-20.49) ***	0.0001	-0.0001 (-1.86) *	0.0001
Married	0.0291 (3.23) ***	0.0090	0.1185 (10.52) ***	0.0112
PublicSector	0.1507 (19.42) ***	0.0077	0.0094 (0.53)	0.0177
Skilled	0.1647 (11.77) ***	0.0140	0.1437 (7.98) ***	0.0180
AcadCollege	0.1900 (7.40) ***	0.0256	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0067 (-0.27)	0.0249	-----	-----
Academic	-----	-----	1.0567 (7.16) ***	0.1476
Academic · Jew	-----	-----	-0.3466 (-3.29) ***	0.1053
Adjusted R ²	-----		0.1649	
Pseudo R ²	0.0825		-----	
Sample Size	14,570		14,570	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח טז – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2008

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.3772 (12.48) ***	0.3508	1.1122 (7.26) ***	0.1532
Gender	0.2420 (4.55) ***	0.0532	0.1737 (16.62) ***	0.0104
Jew	2.7370 (18.52) ***	0.1478	0.4710 (3.00) ***	0.1570
Age	0.2103 (13.54) ***	0.0155	0.0323 (7.94) ***	0.0040
Age ²	-0.0023 (-12.22) ***	0.0001	-0.0002 (-5.67) ***	0.0001
Married	0.1747 (2.84) ***	0.0614	0.1259 (11.01) ***	0.0114
PublicSector	1.5698 (26.38) ***	0.0595	-0.0207 (-0.70)	0.0297
Skilled	1.7824 (18.90) ***	0.0943	0.1118 (3.22) ***	0.0347
AcadCollege	1.5693 (9.00) ***	0.1743	-----	-----
AcadCollege · Jew	-1.0212 (-6.07) ***	0.1683	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.0980 (5.45) ***	0.0179
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0251 (-2.12) ***	0.0118
Adjusted R ²	0.1482		0.1705	
Sample Size	14,980		14,980	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יז – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2008

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.2979 (26.95) ***	0.0852
Gender	-0.0633 (-0.82)	0.0076	0.1956 (20.88) ***	0.0093
Jew	0.1840 (9.81) ***	0.0187	0.3212 (14.62) ***	0.0219
Age	0.0540 (21.32) ***	0.0025	0.0200 (4.36) ***	0.0046
Age ²	-0.0005 (-19.02) ***	0.0001	-0.0001 (-3.03) ***	0.0001
Married	0.0302 (3.36) ***	0.0089	0.1173 (10.27) ***	0.0114
PublicSector	0.1506 (19.85) ***	0.0075	-0.0114 (-0.61)	0.0187
Skilled	0.1405 (10.18) ***	0.0138	0.1681 (9.47) ***	0.0177
AcadCollege	0.1855 (7.12) ***	0.0260	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0328 (-1.28)	0.0255	-----	-----
Academic	-----	-----	1.1371 (6.47) ***	0.1758
Academic · Jew	-----	-----	-0.5095 (-4.05) ***	0.1257
Adjusted R ²	-----		0.1717	
Pseudo R ²	0.0834		-----	
Sample Size	14,980		14,980	

משתנה מוסבר: לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס: פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יח – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2009

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.8352 (14.38) ***	0.3363	0.7922 (4.99) ***	0.1588
Gender	0.1386 (2.69) ***	0.0514	0.1707 (17.63) ***	0.0096
Jew	2.3329 (16.76) ***	0.1392	0.4218 (2.64) ***	0.1596
Age	0.1981 (13.19) ***	0.0150	0.0394 (10.30) ***	0.0038
Age ²	-0.0021 (-11.42) ***	0.0001	-0.0003 (-7.74) ***	0.0001
Married	0.1790 (2.93) ***	0.0611	0.1585 (13.77) ***	0.0115
PublicSector	1.4653 (25.46) ***	0.0575	-0.0725 (-2.59)	0.0279
Skilled	1.8329 (19.41) ***	0.0944	0.0908 (2.59) ***	0.0351
AcadCollege	1.6127 (9.49) ***	0.1698	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.9020 (-5.52) ***	0.1634	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.1131 (6.49) ***	0.0174
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0234 (-1.97) ***	0.0119
Adjusted R ²	0.1304		0.1769	
Sample Size	15,916		15,916	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח יט – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2009

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.2573 (27.03) ***	0.0835
Gender	-0.0123 (-1.65) *	0.0075	0.1918 (20.48) ***	0.0093
Jew	-0.1669 (8.72) ***	0.0191	0.2573 (10.67) ***	0.0241
Age	0.0576 (24.35) ***	0.0023	0.0229 (5.14) ***	0.0044
Age ²	-0.0005 (-21.26) ***	0.0001	-0.0001 (-3.76) ***	0.0001
Married	0.0208 (2.41) **	0.0086	0.1578 (14.21) ***	0.0111
PublicSector	0.1343 (17.98) ***	0.0074	-0.0467 (-2.80)	0.0167
Skilled	0.1680 (12.15) ***	0.0138	0.1573 (8.36) ***	0.0188
AcadCollege	0.2387 (9.36) ***	0.0255	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0652 (-2.58) ***	0.0252	-----	-----
Academic	-----	-----	0.9598 (6.83) ***	0.1404
Academic · Jew	-----	-----	-0.2253 (-2.11) **	0.1070
Adjusted R ²	-----		0.1790	
Pseudo R ²	0.0803		-----	
Sample Size	15,915		15,915	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח כ – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2010

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.9522 (15.71) ***	0.3152	0.6743 (4.67) ***	0.1444
Gender	0.1673 (3.29) ***	0.0508	0.1723 (17.67) ***	0.0095
Jew	2.4276 (16.37) ***	0.1483	0.5569 (3.89) ***	0.1432
Age	0.1989 (14.20) ***	0.0140	0.0357 (8.77) ***	0.0040
Age ²	-0.0021 (-12.45) ***	0.0001	-0.0003 (-6.29) ***	0.0001
Married	0.2297 (3.90) ***	0.0589	0.1562 (13.80) ***	0.0113
PublicSector	1.5343 (27.02) ***	0.0567	-0.0668 (-2.24) **	0.0298
Skilled	1.7843 (19.83) ***	0.0899	0.0598 (1.72) *	0.0347
AcadCollege	1.6169 (9.45) ***	0.1711	-----	-----
AcadCollege · Jew	-1.0880 (-6.50) ***	0.1674	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.1305 (7.63) ***	0.0171
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0331 (-3.16) ***	0.0105
Adjusted R ²	0.1368		0.1874	
Sample Size	16,312		16,309	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח כא – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2010

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.2436 (27.03) ***	0.0830
Gender	-0.0274 (-3.70) ***	0.0074	0.2072 (22.07) ***	0.0093
Jew	0.1629 (8.52) ***	0.0191	0.2805 (12.81) ***	0.0218
Age	0.0526 (23.67) ***	0.0022	0.0243 (5.35) ***	0.0045
Age ²	-0.0005 (-20.33) ***	0.0001	-0.0002 (-3.79) ***	0.0001
Married	0.0333 (3.91) ***	0.0085	0.1541 (14.05) ***	0.0109
PublicSector	0.1421 (19.32) ***	0.0073	-0.0196 (-1.10)	0.0177
Skilled	0.1745 (12.87) ***	0.0135	0.1414 (7.34) ***	0.0192
AcadCollege	0.2283 (9.17) ***	0.0248	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0752 (-3.09) ***	0.0243	-----	-----
Academic	-----	-----	0.8453 (6.48) ***	0.1305
Academic · Jew	-----	-----	-0.1571 (-1.73) *	0.0905
Adjusted R ²	-----		0.1882	
Pseudo R ²	0.0821		-----	
Sample Size	16,312		16,309	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח ל – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2015

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	4.1998 (8.29) ***	0.5069	1.7610 (10.56) ***	0.1667
Gender	0.1073 (1.35)	0.0795	0.1199 (9.86) ***	0.0121
Jew	2.5189 (10.78) ***	0.2336	0.2629 (1.47)	0.1792
Age	0.2694 (10.45) ***	0.0257	0.0242 (2.78) ***	0.0087
Age ²	-0.0031 (-8.82) ***	0.0003	-0.0001 (-1.54)	0.0001
Married	0.4638 (5.08) ***	0.0913	0.0781 (4.31) ***	0.0181
PublicSector	1.6567 (19.11) ***	0.0866	-0.0632 (-1.37)	0.0460
Skilled	1.5198 (9.14) ***	0.1663	0.0197 (0.44)	0.0452
AcadCollege	1.4381 (5.08) ***	0.2830	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.9432 (-3.53) ***	0.2675	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.0935 (3.72) ***	0.0251
Schooling · Jew	-----	-----	-0.0092 (-0.77)	0.0120
Adjusted R ²	0.1330		0.1511	
Sample Size	7,529		7,529	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח לא – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2015

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	3.0354 (16.42) ***	0.1848
Gender	-0.0833 (-7.37) ***	0.0113	0.1997 (9.85) ***	0.0202
Jew	0.2122 (6.48) ***	0.0327	0.1888 (5.31) ***	0.0355
Age	0.0512 (13.23) ***	0.0038	0.0057 (0.51)	0.0112
Age ²	-0.0005 (-11.41) ***	0.0001	-0.0001 (0.30)	0.0001
Married	0.0525 (3.82) ***	0.0137	0.0747 (4.41) ***	0.0169
PublicSector	0.1264 (11.01) ***	0.0114	-0.0315 (-1.07)	0.0296
Skilled	0.1455 (6.51) ***	0.0223	0.0366 (1.06)	0.0344
AcadCollege	0.1314 (3.20) ***	0.0410	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0683 (-1.72)	0.0398	-----	-----
Academic	-----	-----	0.8851 (3.39) ***	0.2616
Academic · Jew	-----	-----	-0.0477 (-0.42)	0.1138
Adjusted R ²	-----		0.1515	
Pseudo R ²	0.0665		-----	
Sample Size	7,529		7,529	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח לב – אמידת פונקציית ההשכלה ומשוואת השכר לשנת 2016

Variable	Reduced-form Schooling		IV Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	5.8672 (14.25) ***	0.4116	1.5470 (6.54) ***	0.2367
Gender	0.4424 (5.97) ***	0.0740	0.1404 (7.50) ***	0.0187
Jew	2.3394 (11.07) ***	0.2113	0.0487 (0.32)	0.0187
Age	0.1909 (8.95) ***	0.0213	0.0255 (3.42) ***	0.0074
Age ²	-0.0023 (-8.05) ***	0.0002	-0.0001 (-1.98)	0.0001
Married	0.8867 (10.68) ***	0.0830	0.1163 (3.60) ***	0.0323
PublicSector	1.6810 (20.94) ***	0.0802	-0.0958 (-1.66) *	0.0577
Skilled	1.4556 (11.68) ***	0.1246	0.0084 (0.17)	0.0510
AcadCollege	1.0504 (4.14) ***	0.2538	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.8445 (-3.66) ***	0.2308	-----	-----
Schooling	-----	-----	0.0995 (3.02) ***	0.0329
Schooling · Jew	-----	-----	0.0069 (0.67)	0.0103
Adjusted R ²	0.1477		0.2001	
Sample Size	9,478		9,478	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.

קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t סטטיסטי.

***, **, * מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח לג – אמידת המודל של הבחירה האקדמית ומשוואות השכר לשנת 2016

Variable	Logit Academic		Selectivity Corrected Log Earnings	
	Coefficient	Robust Std. Error	Coefficient	Robust Std. Error
Constant	-----	-----	2.7954 (19.31) ***	0.1447
Gender	-0.0329 (-3.29) ***	0.0100	0.2126 (16.59) ***	0.0128
Jew	0.1808 (6.93) ***	-0.0260	0.2149 (8.30) ***	0.0258
Age	0.0434 (14.24) ***	0.0030	0.0113 (1.27)	0.0089
Age ²	-0.0004 (-11.89) ***	0.0001	-0.0001 (-0.041)	0.0001
Married	0.0944 (8.29) ***	0.0113	0.1320 (5.92) ***	0.0222
PublicSector	0.1322 (13.23) ***	0.0099	-0.0310 (-1.08)	0.0288
Skilled	0.1267 (7.50) ***	0.0168	0.0722 (2.81) ***	0.0257
AcadCollege	0.1032 (3.15) ***	0.0327	-----	-----
AcadCollege · Jew	-0.0186 (-0.60)	0.0313	-----	-----
Academic	-----	-----	0.8597 (3.25) ***	0.2646
Academic · Jew	-----	-----	-0.0542 (-0.45)	0.1207
Adjusted R ²	-----		0.2011	
Pseudo R ²	0.0819		-----	
Sample Size	9,478		9,478	

משתנה מוסבר : לוג השכר הברוטו לשעת עבודה.
קבוצת הבסיס : פרט ערבי.

בסוגריים מופיעים ערכי t ו-z סטטיסטיים.

*, **, *** מסמל פרמטר אשר מובהק סטטיסטית ברמה של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

נספח לד – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{AgeStart\ 27}^{Jews}$ ל- $\beta_{AgeStart\ 27}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב הראשון של מודל Heckit- (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{AgeStart\ 27}^{Jews} = \beta_{AgeStart\ 27}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{AgeStart\ 27}^{Jews} \neq \beta_{AgeStart\ 27}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{array}{l} \hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Jews} = 0.1726, \hat{S}_{\hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Jews}} = 0.0043 \\ \hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Arabs} = 0.0879, \hat{S}_{\hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Arabs}} = 0.0286 \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Jews} - \hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{AgeStart\ 27}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.1726 - 0.0879}{\sqrt{0.0043^2 + 0.0286^2}} = 2.929$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critical} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $T_{Statistic} > T_{Critical}$ השערת האפס (H_0) נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי קיים שוני בין ההשפעות השוליות של המשתנה $AgeStart27$ על ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בקרב שני המגזרים.

נספח לה – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{College of Education}^{Jews}$ ל- $\beta_{College of Education}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב הראשון של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{College of Education}^{Jews} = \beta_{College of Education}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{College of Education}^{Jews} \neq \beta_{College of Education}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{College of Education}^{Jews} &= -0.2834, \hat{S}_{\hat{\beta}_{College of Education}^{Jews}} &= 0.0153 \\ \hat{\beta}_{College of Education}^{Arabs} &= -0.2090, \hat{S}_{\hat{\beta}_{College of Education}^{Arabs}} &= 0.0691 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{College of Education}^{Jews} - \hat{\beta}_{College of Education}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{College of Education}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{College of Education}^{Arabs}}^2}} = \frac{-0.2834 - (-0.2090)}{\sqrt{0.0153^2 + 0.0691^2}} = -1.051$$

$$Degrees of freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critical} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $-2.576 < T_{Statistic} < 2.576$ השערת האפס (H_0) לא נדחית ברמת מובהקות של 1%.

כלומר, ניתן לטעון כי אין הבדל מובהק בין ההשפעות השוליות של המשתנה *College of Education* על ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בקרב שני המגזרים.

נספח לו – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Social\ Sciences}^{Jews}$ ל- $\beta_{Social\ Sciences}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב הראשון של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Social\ Sciences}^{Jews} = \beta_{Social\ Sciences}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Social\ Sciences}^{Jews} \neq \beta_{Social\ Sciences}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Jews} &= 0.0952, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Jews}} = 0.0047 \\ \hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Arabs} &= 0.1748, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Arabs}} = 0.0304 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Jews} - \hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Social\ Sciences}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.0952 - 0.1748}{\sqrt{0.0047^2 + 0.0304^2}} = -2.587$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $T_{Statistic} < T_{Critic}$ השערת האפס (H_0) נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי קיים שוני בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Social Sciences* על ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בקרב שני המגזרים.

נספח מ – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{One\ Year\ after\ Graduation}^{Jews}$ ל- $\beta_{One\ Year\ after\ Graduation}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב הראשון של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} = \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} \neq \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} &= -0.0403, \hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews}} &= 0.0016 \\ \hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs} &= -0.0634, \hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}} &= 0.0111 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} - \hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}}^2}} = \frac{-0.0403 - (-0.0634)}{\sqrt{0.0016^2 + 0.0111^2}} = 2.059$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $-2.576 < T_{Statistic} < 2.576$ השערת האפס (H_0) לא נדחית ברמת מובהקות של 1%.

כלומר, ניתן לטעון כי אין הבדל בין ההשפעות השוליות של המשתנה *One Year after Graduation* על ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בקרב שני המגזרים.

נספח מא – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Two\ Years\ after\ Graduation}^{Jews}$ ל- $\beta_{Two\ Years\ after\ Graduation}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב הראשון של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} = \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} \neq \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} &= -0.0839, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews}} = 0.0016 \\ \hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs} &= -0.1267, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}} = 0.0113 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} - \hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}^2}} = \frac{-0.0839 - (-0.1267)}{\sqrt{0.0016^2 + 0.0113^2}} = 3.75$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $T_{Statistic} > T_{Critic}$ השערת האפס (H_0) נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי קיים שוני בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Two Years after Graduation* על ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בקרב שני המגזרים.

נספח מב - מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Three\ Years\ after\ Graduation}^{Arabs}$ ל- $\beta_{Three\ Years\ after\ Graduation}^{Jews}$ שהתקבלו בשלב הראשון של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} = \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} \neq \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} &= -0.1332, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews}} &= 0.0016 \\ \hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs} &= -0.2153, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}} &= 0.0116 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} - \hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}^2}} = \frac{-0.1332 - (-0.2153)}{\sqrt{0.0016^2 + 0.0116^2}} = 7.011$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critical} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $T_{Statistic} > T_{Critical}$ השערת האפס (H_0) נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי קיים שוני בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Three Years after Graduation* על ההסתברות להיות משולב בכוח העבודה בקרב שני המגזרים.

נספח מג – מבחן סטטיסטי Hausman להשוואה בין אפקטים קבועים (FE) לאפקטים אקראיים (RE) עבור מדגם של יהודים. בוצע בתוכנת Stata.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed_efe~s	(B) .		
ZIBURI	.0494671	-.0181931	.0676602	.0027066
wave_2	.1332314	.1350056	-.0017743	.0002553
wave_3	.2296664	.2346743	-.0050079	.00052
wave_4	.3088758	.3190972	-.0102214	.0008644
Lambda	.9289854	.6391419	.2898435	.015213

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 1643.89
 Prob>chi2 = 0.1513

מבחן Hausman מצביע על כך שגם אם נניח רמת מובהקות של 10%, עדיין נסיק כי לא קיים הבדל סיסטמטי בין שתי שיטות האמידה (FE ו-RE), ולכן ניתן להשתמש באומדני ה-Random Effects.

יתרה מזאת, גם מבחן BP (Breusch and Pagan Test for Random Effects) מצביע על קיומם של אפקטים אקראיים בסעיף זה. כפי שניתן לראות בפלט הבא, שמופק על ידי התוכנה Stata, התוצאה מובהקת ברמת מובהקות של 1%:

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{LN_WAGE}[\text{MEZAHE}, t] = Xb + u[\text{MEZAHE}] + e[\text{MEZAHE}, t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
LN_WAGE	.2606006	.5104905
e	.0473602	.217624
u	.1266683	.3559049

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 99214.60
 Prob > chibar2 = 0.0000

נספח מח – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews}$ ל- $\beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב השני של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews} = \beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews} \neq \beta_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews} &= 0.4528, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews}} &= 0.0072 \\ \hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs} &= 0.1517, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}} &= 0.0589 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews} - \hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Computer\ and\ Engineering}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.4528 - 0.1517}{\sqrt{0.0072^2 + 0.0589^2}} = 5.074$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.05}{2}} = \pm t_{237368, 0.975} \cong \pm Z_{0.975} = \pm 1.962$$

מסקנה: מאחר ו- $T_{Statistic} > T_{Critic}$ השערת האפס (H_0) נדחית ברמת מובהקות של 5%. כלומר, ניתן לטעון כי קיים שוני בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Computer Science and Engineering* על שכרו של הפרט בקרב שני המגזרים.

נספח מט - מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Medicine and Natural Sciences}^{Arabs}$ ל- $\beta_{Medicine and Natural Sciences}^{Jews}$ שהתקבלו בשלב השני של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Medicine and Natural}^{Jews} = \beta_{Medicine and Natural}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Medicine and Natural}^{Jews} \neq \beta_{Medicine and Natural}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Jews} &= 0.1907, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Jews}}^2 = 0.0074 \\ \hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Arabs} &= 0.1571, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Arabs}}^2 = 0.0328 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Jews} - \hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Medicine and Natural}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.1907 - 0.1571}{\sqrt{0.0074^2 + 0.0328^2}} = 0.999$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $-2.576 < T_{Statistic} < 2.576$ השערת האפס (H_0) לא נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי אין הבדל מובהק בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Medicine and Natural Sciences* על שכרו של הפרט בקרב שני המגזרים.

נספח נ – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{One\ Year\ after\ Graduation}^{Jews}$ ל- $\beta_{One\ Year\ after\ Graduation}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב השני של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} = \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} \neq \beta_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} &= 0.1350, \hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews}} = 0.0015 \\ \hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs} &= 0.1393, \hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}} = 0.0107 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews} - \hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{One\ Year\ after\ Grad}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.1350 - 0.1393}{\sqrt{0.0015^2 + 0.0107^2}} = -0.398$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $-2.576 < T_{Statistic} < 2.576$ השערת האפס (H_0) לא נדחית ברמת מובהקות של 1%.

כלומר, ניתן לטעון כי אין הבדל בין ההשפעות השוליות של המשתנה *One Year after Graduation* על שכרו של הפרט בקרב שני המגזרים.

נספח נא – מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Two\ Years\ after\ Graduation}^{Jews}$ ל- $\beta_{Two\ Years\ after\ Graduation}^{Arabs}$ שהתקבלו בשלב השני של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} = \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} \neq \beta_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{array}{l} \hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} = 0.2347, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews}} = 0.0018 \\ \hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs} = 0.2288, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}} = 0.0192 \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews} - \hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Two\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.2347 - 0.2288}{\sqrt{0.0018^2 + 0.0192^2}} = 0.306$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critic} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $-2.576 < T_{Statistic} < 2.576$ השערת האפס (H_0) לא נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי אין הבדל בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Two Years after Graduation* על שכרו של הפרט בקרב שני המגזרים.

נספח נב - מבחן סטטיסטי להשוואה בין $\beta_{Three\ Years\ after\ Graduation}^{Arabs}$ ל- $\beta_{Three\ Years\ after\ Graduation}^{Jews}$ שהתקבלו בשלב השני של מודל ה-Heckit (Howell, 2012):

$$H_0 : \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} = \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$H_1 : \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} \neq \beta_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}$$

$$\left. \begin{aligned} \hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} &= 0.3191, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews}} = 0.0023 \\ \hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs} &= 0.3190, \hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}} = 0.0314 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{Statistic} = \frac{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews} - \hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}{\sqrt{\hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Jews}}^2 + \hat{S}_{\hat{\beta}_{Three\ Years\ after\ Grad}^{Arabs}}^2}} = \frac{0.3191 - 0.3190}{\sqrt{0.0023^2 + 0.0314^2}} = 0.003$$

$$Degrees\ of\ freedom = N_{Jews} + N_{Arabs} - 4 = 224,700 + 12,672 - 4 = 237,368$$

$$T_{Critical} = \pm t_{df, 1-\frac{\alpha}{2}} = \pm t_{237368, 1-\frac{0.01}{2}} = \pm t_{237368, 0.995} \cong \pm Z_{0.995} = \pm 2.576$$

מסקנה: מאחר ו- $-2.576 < T_{Statistic} < 2.576$ השערת האפס (H_0) לא נדחית ברמת מובהקות של 1%. כלומר, ניתן לטעון כי אין הבדל בין ההשפעות השוליות של המשתנה *Three Years after Graduation* על שכרו של הפרט בקרב שני המגזרים.

**Structural Analysis of the Effects of Public Education
System Reforms on Minority Groups
in the Israeli Labor Market**

**Thesis submitted in partial fulfillment
of the requirements for the degree of
“DOCTOR OF PHILOSOPHY”**

by

Albert

Yirmiyahu

**Submitted to the Senate of Ben-Gurion University
of the Negev**

November 2019

Beer-Sheva

**Structural Analysis of the Effects of Public Education
System Reforms on Minority Groups
in the Israeli Labor Market**

Thesis submitted in partial fulfillment
of the requirements for the degree of
"DOCTOR OF PHILOSOPHY"

by

Albert

Yirmiyahu

Submitted to the Senate of Ben-Gurion University
of the Negev

Approved by the advisor

Handwritten signatures of the advisor and the author, written in blue ink, positioned above a horizontal line.

Approved by the Dean of the Kreitman School of Advanced Graduate Studies _____

November 2019

Beer-Sheva

This work was carried out under the supervision of

Prof. Miki Malul

Dr. Ofir Rubin

In the Department of Public Policy and Administration

Faculty Guilford Glazer Faculty of Business and Management

Research-Student's Affidavit when Submitting the Doctoral Thesis for Judgment

I Albert Yirmiyahu, whose signature appears below, hereby declare that
(Please mark the appropriate statements):

I have written this Thesis by myself, except for the help and guidance offered by my Thesis Advisors.

The scientific materials included in this Thesis are products of my own research, culled from the period during which I was a research student.

This Thesis incorporates research materials produced in cooperation with others, excluding the technical help commonly received during experimental work. Therefore, I am attaching another affidavit stating the contributions made by myself and the other participants in this research, which has been approved by them and submitted with their approval.

Date: 20/11/2019

Student's name: Albert Yirmiyahu

Signature: 

Abstract

Many studies that have investigated the wage differences between subgroups in society have indicated that formal education, one of the components of human capital, has the strongest power to explain one's earning capacity and promotes the successful integration of individuals in the labor market (Mincer, 1974; Becker, 1975; Altonji, Blom and Meghir, 2012).

Given this finding, policymakers in many countries are trying to encourage learning among their citizens using reforms and other legal changes at all levels of formal education (elementary, secondary and higher education) that make them more accessible. Thus, many studies have assessed large-scale policy reforms in education with regard to whether they improve people's likelihood of acquiring an education and reaping the associated benefits in the labor market (Leonard, 1984; Harmon and Walker, 1995; Meghir and Palme, 1999; Denny and Harmon, 2000; Duflo, 2001).

In this context, the present study addresses the issue of how educational policies affect distinct groups in comparison with the majority group. Accordingly, the research examines the effects of reforms and legal changes in the Israeli academic system on access to higher education among minorities, which may, later on, improve the integration and earning ability of these workers in the Israeli labor market. Specifically, it focuses on two policies in the higher education system. The first is the Academic Colleges Law passed in 1995. The second is a multi-year program to integrate minorities in higher education, which began in 2012 along with an ultra-Orthodox integration reform which was initiated earlier.

Prior to the enactment of the Academic Colleges Law, the only option for Israelis seeking higher education was to apply to one of the handful of universities in the country. Given their limited seats, competition for entrance was fierce. Those from lower socioeconomic backgrounds, young adults who lived in the periphery of the country and members of minority groups often lacked the educational background, financial ability or easy geographic access to attend such institutions.

The Academic Colleges Law proposed by Prof. Amnon Rubinstein (the former Minister of Education) was originally designed to encourage all segments of the Israeli population to obtain higher education by establishing colleges throughout the country that for the first time could award academic degrees. In fact, this step was a tangible expression of the attempt to provide access to higher education for applicants from lower socioeconomic backgrounds, young adults who lived in the periphery of the country, minority groups and individuals who did not meet the minimum admission requirements set by Israeli universities.

The dissertation is comprised of three inter-related sections, each devoted to various aspects of the impact of the abovementioned policy reform on access to higher education and earning potential. The first part focuses on the examination of the impact of the 1995 Academic Colleges Law on access to higher education among minority members in comparison with the majority of the Israeli population. Thus, it explores how a legal change in the public education system is reflected in the mitigation of inequality in education and the narrowing of wage gaps between the two groups in the Israeli labor market. The second section discusses the dynamics of the impact of the higher education reform on the level of education and earning capacity of the individual over a period of time. The final section examines the effect of the choice of academic institution (i.e. university or college, private or public) and the field of study on the ability of Arabs to integrate into the labor market and their earning capacity in relation to the general Israeli population.

Based on data from a household income survey conducted in 2008 by the Israeli Central Bureau of Statistics (CBS), we can infer that the large-scale reforms instituted in 1995 in the Israeli academic establishment resulted in several positive outcomes. First, it led to greater access to education for the general population. Second, it provided Israeli Arabs with more access to higher education. Finally, it increased the earning potential of Arabs in the Israeli labor market. Nevertheless, it should be noted that there is still a wage gap between Jews and Arabs.

The results of the second section, based on household income and expenditure surveys conducted between 2001 and 2016 by the Israeli CBS, show that over this 16-year period

the structural changes instituted in 1995 in Israel's higher education continued to contribute to improving access to academic studies among Israeli Arabs. In this context, especially noteworthy is the fact that the 2012 multi-year program for the integration of Israeli Arabs into academia may account for the fact that the number of years of schooling among Arabs continued to be strong and stable between 2012 and 2016.

The data also show that until 2012 the return to schooling among Arabs was higher than that of Jews, but the gap between the two groups narrowed over time, eventually disappearing all together in 2013. In other words, this may be a potential reason for the observed narrowing in wage differences between the two groups, given that reductions in differences in returns to education usually reduce income inequality (Kimhi and Shraberman, 2014; Klinov, 2014; Berrebi, Shraberman, and Yarin, 2017).

The quality of the academic institutions that minority students attend as well as their chosen fields of study may explain why the wage gaps between the groups have yet to be bridged. Thus, the third section of the dissertation examines the quality of the higher education provided by various institutions. This section utilizes unique panel data from the Israeli Central Bureau of Statistics regarding the courses of study and the salaries of graduates between 1999 and 2008. Empirical analysis demonstrates that the influence of the law on improving access to higher education is expressed differently in the employment opportunities as well as the earning capacity of Israeli Arabs in the Israeli labor market. For instance, those who attend public colleges may have different outcomes than those who graduate from private colleges and teacher training colleges. One possible reason is that there is a gap in the quality of education provided by different colleges. Another reason may be the field of study chosen by the students.

One of the main contributions of this study is the attempt to identify and examine the factors that, if resolved, may reduce disparities in educational levels and wage differentials between minorities and the general Israeli population. Identifying these factors is vital in order to ensure that minority groups are integrated into the labor market and can advance at a faster pace once in it. The acquisition of higher education not only provides opportunities to increase the employment rates and income of Arabs but also promotes growth in the entire Israeli economy. Thus, making quality education accessible

to all through reforms in the educational system and legal changes may contribute to a more complete realization of the potential of education in terms of improving both people's earning capacity and their successful long-term integration into the Israeli labor market.

Publication in an academic journal that resulted from the dissertation:

Yirmiyahu, A., Rubin, O. D., & Malul, M. (2017). Does greater accessibility to higher education reduce wage inequality? The case of the Arab minority in Israel. *Studies in Higher Education*, 42(6), 1071-1090.