



**התשואה במונחי שכר להשכלה הנרכשת
באוניברסיטאות ובמכללות**

לאה אחדות*, אלעד גוטמן*, נעם זוסמן*, עידן ליפינר* וענבל מעין*

סדרת מאמרים לדין 2018.13

דצמבר 2018

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* המרכז האקדמי רופין : דוא"ל – leaachdut@gmail.com

* חטיבת המחקר, בנק ישראל : דוא"ל – eladg9@gmail.com

* חטיבת המחקר, בנק ישראל : דוא"ל – noam.zussman@boi.org.il, טל' – 02-6552602.

* חטיבת המחקר, בנק ישראל : דוא"ל – idan.lipiner@boi.org.il, טל' – 02-6552647.

* חטיבת המחקר, בנק ישראל : דוא"ל – inbal.maayan1@gmail.com

המחקר זכה לתמיכה כספית של הפורום למדיניות כלכלית ע"ש פנחס ספיר. תודה לדוד גורדון, ענת כץ-אברם ועדנאן מנסור מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה על הכנת הנתונים והנגשתם לעבודה בחדר המחקר של הלשכה. תודה גם לזאב קריל מאגף הכלכלן הראשי במשרד האוצר על היוזמה להקים את מסד הנתונים ששימש אותנו, ולמיכל אופיר וחיה קליין-אבישי מהמועצה להשכלה גבוהה על הספקת נתונים. כמו כן אנו מודים לאסנת ליפשיץ ולמשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל על הערותיהם המועילות.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

התשואה במונחי שכר להשכלה הנרכשת באוניברסיטאות ובמכללות

לאה אחדות, אלעד גוטמן, נעם זוסמן, עידן ליפנר וענבל מעין

תקציר

המחקר בחן את התשואה במונחי שכר להשכלה הגבוהה הנרכשת בסוגי המוסדות השונים בישראל. לשם כך הוא עקב אחר כל ילידי 1978—1985 והסתמך על מגוון מאפיינים דמוגרפיים-חברתיים-כלכליים שלהם ושל משפחותיהם, הישגיהם בבחינות הבגרות ובבחינה הפסיכומטרית, השכלתם האקדמית ושכרם לאורך השנים; נתונים אלה לקוחים מקבצים מנהליים וממפקדי האוכלוסין. כדי לזהות את התשואה לפי סוג מוסד יש לבדוד את התשואה להשכלה הנרכשת בו מהתשואה לכישורים האישיים, שכן תלמידים מוכשרים בדרך כלל לומדים במוסדות איכותיים. עשינו זאת בשלוש שיטות: אמידה מרובת משתנים (בגישת הבחירה על הנצפים, לרבות בקרב אחאים); אמידה דו-שלבית שמתמשת במשתנה העזר "קרבה גאוגרפית למוסד הלימודים"; ואי-רציפות בקבלה לחוגי הלימודים שהמועמדים נרשמו אליהם.

תחילה ערכנו אמידות בקרב פרטים שהשלימו תואר ראשון ותואר שני. האמידה מרובת המשתנים מלמדת כי כשיתר הדברים קבועים, השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות עלה ב-2008—2015 בכ-10% על השכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות, והשכר בקרב בוגרי המכללות הפרטיות עלה עליו ב-6%—7%. פערי השכר נותרו יציבים גם לאחר שפילחנו את הנתונים לפי שנת סיום התואר ומספר השנים שחלפו מאז. מדרג השכר השנתי נשמר בחלוקות לפי המגדר, הלאום והכנסת ההורים. השכר השעתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות דמה ב-2008 לשכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הפרטיות ועלה בכ-4%—6% על שכרם של בוגרי המכללות הציבוריות.

נוסף לכך ערכנו אמידות בקרב בעלי תואר ראשון בלבד. האמידה מרובת המשתנים העלתה כי שכרם השנתי של בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות גבוה בכ-10% משכרם של בוגרי המכללות הציבוריות; השיטה הדו-שלבית מראה כי בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות משתכרים, בהתאמה, כ-20% וכ-14% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות; בשיטת אי-הרציפות גם כן לא נמצאו הבדלים בין בוגרי אוניברסיטאות העילית והאוניברסיטאות האחרות. עם זאת, כאשר השווינו בין בעלי תואר ראשון לבעלי תעודת בגרות בלבד, מצאנו כי לימודים במכללות הציבוריות מניבים תשואה נאה, הגם שקיימים הבדלים בין המוסדות.

הממצאים מעידים שבכל מקצוע סוגי המוסדות מדורגים אחרת מבחינת השכר. אולם בכל זאת ניתן לומר ששכרם השנתי והשעתי של בוגרי הנדסה ומקצועות עזר רפואיים גבוה יותר אם הם לומדים באוניברסיטאות, ואילו במנהל עסקים שכרם של בוגרי המכללות גבוה יותר.

The Wage Premium on Higher Education: Universities and Colleges

Leah Achdut, Elad Gutman, Idan Lipiner, Inbaal Maayan and Noam Zussman

Abstract

The study examined the wage premium on higher education obtained at different types of institution in Israel. It tracked all those born between 1978 and 1985, and relied on a variety of demographic and socioeconomic characteristics of the students and their families, achievements in matriculation and psychometric tests, academic education data, and wages over the years. The databases drew from administrative files and population censuses. In order to distinguish between return on institutions and return on abilities, we used three methods: OLS (selection on observables, including among siblings); TSLS using “geographic proximity to the educational institution” as an IV; and fuzzy regression discontinuity in the acceptance of candidates to departments in the higher education institutions

We first conducted estimations among individuals who completed a Bachelor’s or Master’s degree. The OLS estimation shows that, all else being equal, the gross annual wage among university graduates between 2008 and 2015 was about 10 percent higher than that of public college graduates, and wages among graduates of private colleges were about 6–7 percent higher. The wage gaps remained stable even after breaking down the data by the year in which the degree was completed and the number of years that have elapsed since then. The ranking of annual wage was maintained when broken down by gender, nationality, and parental income. The gross hourly wage among university graduates was similar in 2008 to the wage among graduates of private colleges, and about 4–6 percent higher than the wages of graduates of public colleges.

We also conducted estimations among those with just a Bachelor’s degree. The OLS estimation showed that the annual wage of graduates of universities and private colleges was about 10 percent higher than the wage of public college graduates. The TSLS method shows that graduates of universities and private colleges earn about 20 percent more and 14 percent more than graduates of public colleges, respectively. In the fuzzy regression discontinuity method no differences were found between the wages of graduates of elite universities and other universities. When we compared those with Bachelor’s degree and those with just a matriculation certificate, we found that studying at public colleges generates a high return, although there are differences between institutions.

The findings show that in every field of study, the type of institution is ranked differently in terms of graduates' wages. However, the annual and hourly wages of engineering graduates and those of para-medical professions are higher if they study at universities, while the opposite is true for business management.

1. הקדמה

שיעור הישראלים שרכשו השכלה גבוהה עלה כמעט פי שלושה מתחילת שנות התשעים, וישראל ניצבת כיום במיקום גבוה מאוד ב-OECD מבחינת שיעור האקדמאים באוכלוסייה (OECD, 2018). אולם תמונה זו מתהפכת כאשר בוחנים את פיריון העבודה: ישראל ניצבת במקום נמוך ב-OECD הן מבחינת הפיריון והן מבחינת קצב גידולו בעשורים האחרונים (איור נ-1 בנספח; רגב וברנד, 2015; בנק ישראל, 2016א).

פער זה מצריך הסבר שכן הספרות הכלכלית מעידה כי השכלה מגדילה משמעותית את פיריון העבודה – וכתוצאה מכך את הצמיחה¹ – מכיוון שלימודים מקנים מיומנויות ומשפרים את היכולת לאמץ טכנולוגיות ושיטות עבודה מתקדמות (ראו למשל ברנד ורגב, 2015; בנק ישראל, 2016ב; חזן וצור, טרס פורסס). לכן ההסברים שהחוקרים הציעו למקרה הישראלי כוללים בין השאר איכות חינוך נמוכה, במיוחד בקרב אוכלוסיות שהגדילו במהירות את שיעורי השתתפותן בשוק העבודה, לרבות גברים חרדים ונשים ערביות². ההסבר הנוגע לאיכות החינוך ניצב גם במוקד מחקר זה. סקר בין-לאומי העלה לאחרונה כי רמת המיומנויות בקרב הישראלים הבוגרים, אקדמאים בכלל זה, נמוכה בהרבה מהרמה במדינות המערב (OECD, 2016). ייתכן אפוא כי פיריון העבודה אינו משקף את התרחבות ההשכלה הגבוהה מכיוון שזו לעיתים אינה יוצרת בסיס איתן לרכישת מיומנויות, במיוחד מיומנויות נחוצות לשוק העבודה³.

ההשכלה הגבוהה בישראל התרחבה בעשורים האחרונים בעיקר הודות למהפכת המכללות⁴: מספר המכללות – הציבוריות והפרטיות – עלה מ-13 בתחילת שנות התשעים ל-32 בשנת 2017. מספר הסטודנטים לתואר ראשון עלה בתקופה זו מכ-50 אלף לכ-200 אלף, ושיעורם מקרב בני ה-20–29 עלה מכ-6% לכ-17%. בתחילת שנות התשעים אכלסו המכללות (למעט המכללות לחינוך) מספר אפסי מקרב הסטודנטים לתואר ראשון, וכיום הן מאכלסות כמעט מחצית מהם. יתר על כן, בשנים האחרונות הגדילו המכללות גם את מספר הסטודנטים לתואר שני, וכיום לומדים בהן יותר מחמישית מתוכם.

ייתכן כי צמיחתן המואצת של המכללות התלוותה בהנצחת פערי האיכות בין לבין האוניברסיטאות, ואולי אף בהתרחבות הפערים. לדבר יכלו להוביל שני תהליכים עיקריים: (א) הצמיחה המואצת אילצה את המכללות לקלוט במהירות סגל חדש ולהעסיק הרבה מורים מן החוץ, וכן לבנות במהירות תשתיות לימודים; (ב) המכללות העניקו הזדמנות לרבות מהאוכלוסיות שלא זכו בעבר לבוא בשערי האוניברסיטאות, כגון ערבים, תושבי הפריפריה ובוגרי החינוך המקצועי. האוניברסיטאות לעומתן העלו לעיתים את סיפי הקבלה שכן – משיקולים שנוגעים לתכנון מערכת ההשכלה הגבוהה – הן לא הגדילו את מספר הסטודנטים חרף הגאות בביקוש לשירותיהן; כך התאפשר להן לשמור על רמת לימודים גבוהה ואף לתמוך בה באמצעות השפעת עמיתים (peer effects).

מחקרים רבים ממדינות המערב מעידים כי קיים קשר בין איכות ההשכלה הגבוהה להצלחה בשוק העבודה, וחלק נכבד ממחקרים אלה מתמקד בתשואה במונחי שכר⁵. בסעיף הבא נסקור אותם בהרחבה, וכאן נזכיר את עיקרי הממצאים. בעולם מצאו כי בוגרי המוסדות האיכותיים משתכרים עד 20% יותר,

¹ דיון במקרה הישראלי מופיע אצל ארגוב, 2017.

² חלק מהמחקרים עסקו בפערי הפיריון – והשכר – בין ענפי המשק השונים. הם הציעו הסברים שהתמקדו בעיקר במאפייני הענפים ועובדיהם, ביניהם רמת הסחירות ושיעור היצוא, היקף השימוש בטכנולוגיות ושיעור האקדמאים.

³ Hanushek and Woessmann (2012) מראים כי צמיחה כלכלית מתואמת עם איכות החינוך, בפרט בשלבי המוקדמים, יותר מאשר עם כמותו (מספר שנות הלימוד).

⁴ מהפכה זו מתועדת אצל וולנסקי, 2005. גל העלייה מברית המועצות לשעבר תרם כמובן למהפכה, שכן הוא התרחש באותן שנים והגדיל מאוד את הביקוש להשכלה גבוהה.

⁵ לשם הקיצור נשתמש תכופות במונח "שכר", אולם אנו מתכוונים תמיד לתשואה במונחי שכר, כלומר לשכר לאחר פיקוח על המאפיינים האישיים.

וזאת לאחר שמפקחים על מאפייניהם האישיים לרבות הכישורים הקוגניטיביים. זוסמן ועמיתים (2007) חקרו את ישראל והתמקדו בשכר החודשי במשרה הראשונה לאחר סיום התואר הראשון; הם מצאו כי בוגרי האוניברסיטאות השתכרו כ-7% וכ-13% יותר מבוגרי המכללות הפרטיות והציבוריות, בהתאמה, וזאת לאחר פיקוח על מאפייניהם האישיים. קריל ועמיתים (2018) התמקדו בחוגים מסוימים ובציון הפסיכומטרי הממוצע בהם – מדד לאיכותם; הם הראו כי כשהציון הממוצע בחוג עולה ב-10% שכר הבוגרים עולה בכ-5%, וזאת כאשר יתר הדברים קבועים לרבות הכישורים האישיים.

גם מחקר זה עוסק בקשר בין איכות ההשכלה להבדלי שכר: הוא בוחן כיצד התשואה לתואר אקדמי משתנה לפי סוג המוסד להשכלה גבוהה ולפי מקצוע הלימוד.

כדי לערוך אותו עקבנו אחר כל ילידי 1978–1985 באמצעות נתונים מנהליים על מגוון מאפיינים דמוגרפיים-חברתיים-כלכליים שלהם ושל משפחותיהם, ציוניהם בבחינות הבגרות ובבחינה הפסיכומטרית, הרשמותיהם למוסדות להשכלה גבוהה, חוג הלימודים והתואר, שכרם בשנים 2008–2015 (כשהם בני 23–37), ועוד. את המוסדות להשכלה גבוהה סיווגנו לחמש קבוצות⁶: (א) אוניברסיטאות עילית (אאוניברסיטת תל אביב, האוניברסיטה העברית, הטכניון ומכון ויצמן למדע); (ב) אוניברסיטאות אחרות; (ג) מכללות ציבוריות (מתוקצבות); (ד) מכללות פרטיות (לא מתוקצבות); (ה) מכללות לחינוך.

הבעיה העיקרית בזיהוי התשואה לפי מוסד נובעת מתהליך הברירה (הסלקציה) בכניסה למוסד: היות שתלמידים מוכשרים בדרך כלל לומדים במוסדות טובים, יש להבחין בין התמורה הנובעת מהכישורים לתמורה הנובעת מההון האנושי שנרכש במוסד הלימודים. כדי להתגבר על בעיית הסלקטיביות השתמשנו בשלוש שיטות אמידה: (1) אמידה מרובת משתנים (בגישת בחירה על הנצפים – selection on observables), לרבות השוואה בין אחאים, כלומר פרטים דומים הן בכישוריהם האישיים והן בסביבה שגדלו בה. (2) אמידה דו-שלבית (2SLS) שמשמשת במשתנה העזר "קרבה גאוגרפית למוסד הלימודים". משתנה זה מנצל את העובדה שהמכללות קמו ופתחו חוגים בהדרגה ובאופן בלתי אחיד מבחינה גאוגרפית; כך נוצרה שונות בזמן ומרחב בנגישות ההשכלה. (3) אי-רציפות בקבלה לחוגי הלימודים השונים (Fuzzy Regression Discontinuity). ביסוד השיטה ניצב הרעיון שאם מועמדים נמצאו מעט מתחת לסף הקבלה לחוג במוסד מסווג מסוים – ולכן נאלצו ללמוד את המקצוע במוסד מסוג אחר – הם דומים מאוד במאפייניהם למועמדים שנמצאו קצת מעל הסף, ולכן פערי השכר בין שתי הקבוצות יכולים לשקף את התשואה ללימודים במוסד. שתי השיטות האחרונות מדויקות יותר, אולם מחקרים מלמדים כי השיטה הראשונה מניבה תוצאות דומות כאשר משלבים באמידות הרבה משתנים מסבירים שיש להם מתאם עם הסלקטיביות (במיוחד כישורים אישיים), כפי שנעשה כאן.

אלה ממצאינו המרכזיים בנוגע לפרטים שהשלימו תואר ראשון או שני: האמידה מרובת המשתנים מלמדת כי השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות עלה ב-2008–2015 בכ-10% על השכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות, והשכר בקרב בוגרי המכללות הפרטיות עלה עליו ב-6%–7%. פערי השכר נותרו יציבים גם לאחר שפילחנו את הנתונים לפי שנת סיום התואר ומספר השנים שחלפו מאז. מדרג השכר השנתי נשמר בחלוקות לפי המגדר, הלאום והכנסת ההורים; יוצאי דופן הם בוגרי מכללות פרטיות שהוריהם מבוססים, שכן הם השתכרו יותר מבוגרי האוניברסיטאות. השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות דמה ב-2008 לשכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הפרטיות ועלה בכ-4%–6% על שכרם של בוגרי המכללות הציבוריות.

⁶ מסד הנתונים העומד לרשותנו אינו מזהה את המוסדות.

האמידות שנערכו בקרב בוגרי תואר ראשון בלבד – אותן ניתן לערוך בשלוש שיטות האמידה – העלו את הממצאים הבאים: האמידה מרובת המשתנים מראה כי שכרם השנתי של בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות גבוה בכ-10% משכרם של בוגרי המכללות הציבוריות; השיטה הדו-שלבית מעידה כי בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות משתכרים, בהתאמה, כ-20% וכ-14% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות; בשיטת אי-הרציפות בקבלה לחוג הלימודים גם כן לא נמצאו הבדלים בין אוניברסיטאות העילית והאוניברסיטאות האחרות.⁷

האמידה מרובת המשתנים והשיטה הדו-שלבית מעידות שבכל מקצוע סוגי המוסדות מדורגים אחרת מבחינת השכר. אולם בכל זאת ניתן לומר ששכרם השנתי והשעתי של בוגרי הנדסה ומקצועות עזר רפואיים גבוה יותר אם הם לומדים באוניברסיטאות, ואילו שכרם של בוגרי מנהל עסקים ממכללות גבוה יותר. כאשר השווינו בין בעלי תואר ראשון לבעלי תעודת בגרות בלבד, מצאנו בין היתר כי קיימים הבדלים בין מוסדות מאותו סוג וכי לימודים במכללות הציבוריות מניבים תמורה נאה: בקרב בוגרי מדעי המחשב השכר השנתי גבוה בכ-80% משכרם של בעלי תעודת בגרות, בקרב בוגרי הנדסה הוא גבוה בכ-60%, ובקרב בוגרי מדעי החברה ומנהל עסקים – בכ-30%.

המחקר תורם לספרות המקצועית בכמה היבטים. ראשית, הוא מחזק את מהימנות האומדנים לתשואה להשכלה הנרכשת בסוגי המוסדות השונים: הוא מתבסס על אוכלוסייה גדולה וכלל-ארצית ומשתמש במסד נתונים עשיר ואיכותי ובכמה שיטות אמידה, בשעה שרוב המחקרים התבססו על אוכלוסייה מצומצמת שהמידע עליה מוגבל וערכו אמידות מרובות משתנים (גישת הבחירה על הנצפים). שנית, הוא עוקב אחר התפתחות התשואה לאורך זמן – נושא שזכה למעט תשומת לב מחקרית – משום שעמדו לרשותו הרבה קוהורטות בוגרים. לבסוף, המחקר אומד את התשואה בדיוק רב יותר הודות לשימוש במשתני עזר ובאי-רציפות בקבלה לחוג הלימודים – שיטות פחות שכיחות בתחום.

לפני שנמשיך נדגיש כי התשואה במונחי שכר אינה המדד היחיד, או דווקא הראשון במעלה, להערכת התוצרים שמניבה מערכת ההשכלה הגבוהה. השכלה גבוהה תורמת גם להרחבת האופקים, שביעות הרצון, הניעות החברתית (ראו משרד האוצר, 2017), וכיוצא באלה. לא זו אף זו, המוסדות להשכלה גבוהה, ובמיוחד האוניברסיטאות, מקדישים משאבים רבים גם למחקר, ופירותיו מרחיבים את הידע ויכולים לקדם את הכלכלה והחברה.

המחקר ערוך כדלקמן. פרק 2 סוקר את הספרות, פרק 3 מתאר את מסדי הנתונים ואת אוכלוסיית המחקר ומציג סטטיסטיקה תיאורית, פרק 4 מציג את שיטות המחקר ופרק 5 – את תוצאות האמידות. את העבודה חותם סיכום.

⁷ השתמשנו בשיטה זו רק לגבי בוגרי האוניברסיטאות בשל מגבלת נתונים.

2. סקירת ספרות⁸

ספרות ענפה עוסקת בקשר בין איכות המוסדות להשכלה גבוהה לבין התעסוקה והשכר של בוגריהם מייד לאחר סיום הלימודים ובהמשך דרכם בשוק העבודה; מחקרים מעטים בחנו גם משתני תוצאה נוספים, למשל המעמד בעבודה (שכיר/ עצמאי), יוקרת משלח היד ושביעות הרצון מהעבודה. ספרות זו התרחבה מאוד מאמצע שנות התשעים. (סקירות ספרות מופיעות אצל Oreopoulos and Petronijevic, 2013; Milla, 2017).

לרוב המחקרים קובעים את איכות המוסדות (או חוג הלימודים) לפי הממוצע או החציון של ציוני הקבלה אליהם. לשם המחשה, בישראל משתמשים בציוני בחינות הבגרות והבחינה הפסיכומטרית ובארה"ב – ב-GPA ובציון ב-SAT. מדדים אלה אינם רק מקובלים אלא גם זמינים, אולם חשוב להדגיש שהם אינם מודדים את איכות המוסד ישירות. מובלעת בהם ההנחה שאת הסטודנטים המוכשרים מלמד סגל מהשורה הראשונה, וזה מתאים את התכנים והדרישות ליכולותיהם הגבוהות. כן מובלעת בהם ההנחה שהחברים המצטיינים לספסל הלימודים משפרים את ההישגים (peer effects). פירוט מופיע למשל אצל Winston and Zimmerman (2003). מדדי איכות שכיחים פחות מתייחסים לתשומות (היחס בין מספר הנרשמים למספר המתקבלים, ההוצאה לסטודנט, שכר המרצים, והיחס בין מספר המרצים למספר הסטודנטים) ולתפוקות (דירוג הפרסומים של החוקרים במוסד וכדומה). פירוט על מדדים אלו ועל ההבדלים בהשפעתם על השכר מופיע למשל אצל Zhang (2005).

המחקרים מצאו שמבחינת התשואה להשכלה, הפער בין מוסדות סלקטיביים למוסדות אחרים נע בטווח רחב ביותר, 0%–20%, ומחוץ לארה"ב הוא אינו עולה על 10%. להלן נסקור את הממצאים לפי מדינות משום שיש ביניהן הבדלים ניכרים במבנה של מערכת ההשכלה הגבוהה (ובמיוחד במידת ההטרוגניות של איכות המוסדות, המאפיין שממנו נגזרת הסלקטיביות בקבלה אליהם). אולם יש להעיר שהבדלי התוצאות בין המדינות ובתוכן עשויים לנבוע גם משוני במתודולוגיות (ראו פרק 4).

חלק הארי מהמחקרים נוגע לארה"ב. Brewer and Ehrenberg (1996) ו-Dale and Krueger (2002) מצאו כי לאיכות המוסד יש השפעה מזערית, אם בכלל, על השכר. לעומת זאת Loury and Garman (1995), Thomas (2000), Cheslock and Hilmer (2001) ו-Hilmer (2001) מצאו כי לימודים במוסד איכותי מעלים את השכר ב-1%–5% בשנים הראשונות לאחר סיום הלימודים. Black et al. (2005) ו-Brand and Halaby (2006) מצאו כי בוגרי מוסדות מרבעון האיכות העליון משתכרים 4%–7% יותר מבוגרי מוסדות מהרבעון התחתון. שכר גבוה ב-10%–20% נמצא אצל Brewer et al. (1999), Thomas (2000), Black and Smith (2004), Thomas and Zhang (2005), Hoekstra (2009), Chen et al. (2012) ו-Andrews et al. (2016). Brand and Xie (2010) הראו כי את התשואה הגבוהה ביותר לאיכות המוסד מקבלים הסטודנטים בעלי הסיכויים הנמוכים ביותר לסיים תואר ראשון⁹, והתשואה פוחתת כאשר הסטודנטים מגיעים מרקע חזק יחסית. Barrow and Malamud (2015) מצאו כי בארה"ב אכן יש תשואה חיובית להשכלה איכותית, אך היא משתנה לפי קבוצות אוכלוסייה: אצל גברים היא גבוהה מאשר אצל נשים, ואצל "לבנים" היא גבוהה מאשר אצל אחרים.

⁸ הסקירה מבוססת בחלקה על זוסמן ועמיתים (2007) וכן על מחקרים מאוחרים יותר.
⁹ את הסיכויים מחשבים לפי הרקע החברתי-כלכלי ולפי הכישרים.

בבריטניה נערכו מחקרים אחדים. Hussain *et al.* (2009) מצאו כי מוסדות איכותיים מגדילים את התשואה ב-6%. לעומת זאת, מחקריהם של McGuinness (2010) ושל Britton *et al.* (2016) מעלים שהבדלי התשואה תלויים בעיקר במקצוע הלימוד. Walker and Zhu (2018) הראו שגברים בוגרי אוניברסיטאות חדשות משתכרים 7% פחות מבוגרי אוניברסיטאות ותיקות, ואילו נשים משתכרות 5% פחות.

במדינות אחרות נערכו מעט מחקרים. Milla (2017) גילתה שבקנדה התשואה לבוגרי מוסדות יוקרתיים גבוהה ב-7%—15% מזו של בוגרי מוסדות אחרים. באיטליה מצאו Brunello and Cappellari (2008) כי גמישות תוחלת השכר (מכפלה של ההסתברות לעבוד והשכר החודשי) ליחס שבין מספר המרצים למספר הסטודנטים במוסד (מדד לאיכותו) עומדת על 0.2, ורובה נובע מההסתברות לעבוד. Anelli (2016) השתמש באי-רציפות בקבלה למוסד הלימודים כדי להראות כי שכרם השנתי של סטודנטים שנמצאו קצת מעל לסף הקבלה לאוניברסיטת עילית במילאנו עלה ב-52% על זה של סטודנטים שנמצאו קצת מתחת לסף ולמדו במוסד אחר להשכלה גבוהה בעיר. זאת ועוד, הראשונים נשרו פחות מהלימודים וסיימו את התואר שישה חודשים מוקדם יותר. Borgen (2014) גילה שבנורווגיה בוגרי מוסדות איכותיים משתכרים 1%—7% יותר מהבוגרים האחרים, ו-Lindahl and Regner (2005) הראו שבשוודיה הפער עומד על 4%—8%. באוסטרליה נערכו כמה מחקרים, ורובם לא מצאו פער תשואות או מצאו שהוא נמוך מ-5% (ראו למשל Carroll *et al.*, 2018). Ono (2004) חקר את יפן והראה כי פרמיית השכר לסיום תואר ראשון במוסד איכותי עומדת על כ-5% בקרב גברים שהוותק שלהם בשוק העבודה מגיע עד 5 שנים. Hastings *et al.* (2013) חקרו את ציילה בשיטה דומה לזו ששימשה את Anelli (2016), והם מצאו כי התשואה משתנה לפי מקצוע הלימוד: התשואה גבוהה בקרב בוגרי מקצועות שרף הקבלה אליהם גבוה, וכן בקרב בוגרי רפואה, מדעים ומדעי החברה. גם Bordon and Braga (2017) חקרו את ציילה, והם מצאו כי בוגרי שניים מהמוסדות הסלקטיביים ביותר נהנים מתשואה שגובהה 6.5%—8%. בקולומביה הראתה Saavedra (2009) שבקרב בוגרי אחד המוסדות היוקרתיים סיכויי התעסוקה מייד לאחר סיום התואר גבוהים ב-16%. חלק מהמחקרים בדקו אם איכות המוסד משפיעה גם על קצב הגידול בשכרם של הבוגרים. Brand (2006) and Halaby, (2003) Chevalier and Conlon, (2008) Brunello and Cappellari, ו-Bordon and Braga (2017) חקרו, בהתאמה, את ארה"ב, בריטניה, איטליה וציילה, והם מצאו כי אף שבוגרי המוסדות האיכותיים משתכרים יותר, הפערים מצטמצמים או נעלמים עם העלייה בוותק בשוק העבודה. לעומת זאת, Brewer *et al.* (1999) ו-Thomas and Zhang (2005) גילו שבארה"ב הפערים מתרחבים עם העלייה בוותק בעבודה, וכך גם מצאו Borgen (2014) ו-MacLoed *et al.* (2017) בברזיל. התרחבות זו עשויה להעיד שהתשואה הגבוהה ללימודים במוסדות יוקרתיים אינה נובעת רק מאיתות (signaling) למעסיקים במשרה הראשונה לאחר סיום הלימודים, אלא גם מכך שמוסדות אלה תורמים תרומה חיובית לקצב הגידול בפריזון העבודה.

בישראל נערכו כמה מחקרים. נבון (2004) התמקד ביהודים שהשלימו לימודים באוניברסיטאות ב-1980—1995 והועסקו כשכירים בשנת 1995. הוא מצא הבדלים ניכרים בשכר לפי תחום הלימודים והמוסד. יש להדגיש כי במחקר זה לא נערך פיקוח על הכישורים האישיים של הבוגרים. Shwed and Shavit (2006) התבססו על סקר טלפוני מצומצם ופיקחו גם על ציוני הבגרות, והם מצאו כי השכר החודשי

ברוטו דומה בקרב בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות, וכי זה עולה בשליש על הנתון המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות. זוסמן ועמיתים (2007) הסתמכו על נתונים מנהליים לגבי הציון במבחן הפסיכוטכני שצה"ל עורך למועמדים לשירות ביטחון, קובצי מקבלי התארים מהמוסדות להשכלה גבוהה וקובצי שכר. הם התמקדו ב-2000—2002 ובחנו את השכר החודשי שקיבלו בוגרי תואר ראשון במשרתם הראשונה. אמידות בשיטת Propensity Score Matching (ראו הערה 21 בהמשך) העלו שבוגרי האוניברסיטאות השתכרו כ-20%—30% יותר מבוגרי המכללות ברוב המקצועות; במנהל עסקים שכר נמוך בכ-19% משכרם של בוגרי המכללות. אמידות מרובות משתנים (בגישת הבחירה על הנצפים) מצאו שבוגרי מכללות ציבוריות (פרטיות) השתכרו בממוצע כ-13% (כ-7%) פחות מבוגרי אוניברסיטאות; בשלוש השנים הראשונות לאחר סיום התואר עלה שכרם של בוגרי האוניברסיטאות בקצב מהיר בכ-5% משכרם של בוגרי המכללות.

Lang and Siniver (2011) הסתמכו על סקר מצומצם ונתונים מנהליים ובחנו בוגרים בעלי כישורים גבוהים ודומים. הם מצאו כי בתחילת הדרך בשוק העבודה קיבלו בוגרי האוניברסיטה העברית שכר גבוה יותר מבוגרי המכללה למנהל, אך הפער נסגר כעבור כ-10 שנים. לטענת החוקרים ממצא זה מעיד שמוסד הלימודים משמש למעסיקים איתות על כישורי הבוגרים, אך עם הזמן המעסיקים מגלים את כישורי הבוגרים. ברזלי-שחם ויעיש (2015) השתמשו במאגר מבקשי העבודה של חברת השמה כדי לבדוק את שונות ההזדמנויות התעסוקתיות בקרב מהנדסים. הם הראו כי לאחר פיקוח על מאפיינים דמוגרפיים-חברתיים, אך ללא פיקוח על כישורים אישיים, לבוגרי אוניברסיטאות ולמועמדים שהצטיינו בלימודים יש סיכוי גבוה יותר לקבל זימון לריאיון עבודה. זיו ואחרים (2017) בדקו בין היתר את הפערים בתעסוקה, בשכר ובשביעות הרצון מהעבודה בקרב בוגרי משפטים במוסדות להשכלה גבוהה. הם מצאו כי בוגרי אוניברסיטאות אומנם משתכרים בממוצע יותר מבוגרי מכללות, אולם בוגרי מכללות נוטים יותר לעבוד במקצוע וגם להרגיש שביעות רצון רבה יותר מההחלטה ללמוד משפטים. גם במחקר זה לא נערך פיקוח על כישורים אישיים.

קריל ועמיתים (2018) הסתמכו על אותו מסד נתונים ששימש אותנו וערכו אמידות מרובות משתנים במטרה למצוא את התשואה במונחי שכר לסלקטיביות של מוסד הלימודים. הם הגדירו את הסלקטיביות לפי הציון הפסיכומטרי הממוצע של התלמידים בחוג במוסד ומצאו כי כאשר הוא עולה ב-10%, שכר הבוגרים עולה בממוצע בכ-5%, וזאת כאשר יתר המאפיינים האישיים של הבוגרים קבועים, בכלל זה הכישורים האישיים. התשואה לסלקטיביות משתנה לפי מקצוע הלימוד: במדעי המחשב ובהנדסה הפרמיה לסלקטיביות גבוהה – כשהציון הפסיכומטרי הממוצע עולה ב-10% השכר גדל בכ-10% – אולם בביוטכנולוגיה, במנהל עסקים ובמדעי הרוח לא נמצאה פרמיה. כן משתנה הפרמיה לסלקטיביות לפי קבוצות אוכלוסייה ורקע חברתי-כלכלי: בקרב יהודים היא גבוהה מאשר אצל ערבים, ובמעמד החברתי-כלכלי הגבוה היא גבוהה מאשר במעמדות הבינוני והנמוך (המעמד נמדד לפי הכנסת ההורים כשהבוגרים נמצאו בשנות העשרים לחייהם).

3. מסד הנתונים, אוכלוסיית המחקר וסטטיסטיקה תיאורית

(א) מסד הנתונים

מסד הנתונים נשען על מעקב אחר כל ילידי 1978—1985. הוא כולל את הנתונים הבאים: **מידע דמוגרפי- חברתי-כלכלי** מתוך מרשם התושבים – המגדר, שנת הלידה, ארץ הלידה של הפרט ושל הוריו, שנת העלייה, הלאום/ הדת, מספר האחאים, מצבם המשפחתי של ההורים כאשר מלאו לפרט 17, מצבו המשפחתי של הפרט ומספר ילדיו, יישוב המגורים בגיל 17; **זרם החינוך בתיכון** (ממלכתי-עברי, ממלכתי-דתי וחרדי, ערבי, בדואי, דרוזי); **מידע על בחינות הבגרות** מתוך קובצי הבחינות – מקצוע הלימוד, מספר יחידות הלימוד והציון; **הציון הפסיכומטרי** לפי כל אחד מפרקי הבחינה (חשיבה כמותית, חשיבה מילולית ואנגלית)¹⁰; **מידע על ההשכלה הגבוהה** – הרשמות וקבלה/ דחייה, מקצועות הלימוד (הראשי והמשני), שנות הלימוד וקבלת תארים; **מידע על התעסוקה והשכר** מתוך קובצי עובד-מעביד שמקורם ברשות המיסים – חודשי העבודה והשכר השנתי בכל אחת מהשנים שבין 2008 ל-2015 (כלומר כאשר הבוגרים בני 23—37)¹¹; ולבסוף, נתונים נבחרים ממפקדי האוכלוסין של 1995 ו-2008.

להלן נסביר כיצד קבענו חלק מהמשתנים. חילקנו את אוכלוסיית המחקר לקבוצות הבאות: יהודים – ילידי הארץ שלמדו בחינוך הממלכתי-עברי, ילידי הארץ שלמדו בחינוך הממלכתי-דתי, ילידי אירופה-אמריקה¹² שלמדו בחינוך הממלכתי-עברי, ילידי אירופה-אמריקה שלמדו בחינוך הממלכתי-דתי, ילידי אסיה-אפריקה (למעט יוצאי אתיופיה) שלמדו בחינוך העברי (והם אינם חרדים), יוצאי אתיופיה¹³ וחרדים¹⁴; ערבים – מוסלמים (שאינם בדואים), בדואים¹⁵, נוצרים ודרוזים. מאחר שבחינות הבגרות מתוקנות ואי-אפשר להשוות בין ציונים שהתקבלו בשנים שונות, חישבנו את האחוזון של ממוצע הבגרות (גם עבור מי שאינו זכאי לתעודת בגרות). לשם כך חישבנו את האחוזון של הציון בכל מקצוע, ובחישוב הממוצע ייחסנו לו משקל שווה למספר יחידות הלימוד¹⁶. גם את הציונים בבחינה הפסיכומטרית המרנו לאחוזונים. כדי לקבל את השכר לחודש עבודה נטלנו את השכר השנתי מקובצי העובד-מעביד וחילקנו במספר חודשי העבודה (להבדיל מחלוקה ב-12). כדי לקבל את השכר לשעת עבודה בשנת 2008 נטלנו את השכר לחודש עבודה בשנת 2008, חילקנו אותו במספר השבועות הממוצע בחודש (כ-4.3) ובמספר שעות העבודה השבועיות שהנסקר דווח במפקד 2008.

את סוג מוסד הלימודים הגדרנו כזכור באופן הבא: אוניברסיטאות עילית – אוניברסיטת תל אביב, האוניברסיטה העברית, הטכניון ומכון ויצמן למדע; אוניברסיטאות אחרות; מכללות ציבוריות (מתוקצבות)¹⁷; מכללות פרטיות (לא מתוקצבות) ומכללות לחינוך. חלוקת האוניברסיטאות לאוניברסיטאות עילית ולאחרות עולה בקנה אחד עם דירוגיהן לפי פרסומים/ ציטוטי מאמרים (קירש,

¹⁰ כשהפרט נבחן יותר מפעם אחת הועמד לרשותו הציון הגבוה ביותר. זהו הציון שהמוסדות להשכלה גבוהה מביאים בחשבון בתהליכי הקבלה.

¹¹ לא השתמשנו בקובצי ההכנסות של עצמאים שכן הכנסתם תלויה בהרבה גורמים שאינם קשורים בהכרח לאיכות ההשכלה שרכשו.

¹² כולל אוקיאניה ודרום אפריקה.

¹³ מי שהוא או לפחות אחד מהוריו עלה ממדינות קרן אפריקה (אתיופיה, אריתריאה, ג'יבוטי וסומליה) או מסודן.

¹⁴ מי שלמד בפיקוח "אחר" בתיכון. כיוון שחלק מזערי מהתלמידים בפיקוח האחר אינם חרדים, השמטנו תלמידים שלפחות אחד מאחאיהם למד בחינוך הממלכתי-עברי.

¹⁵ מי שלמד במגזר הבדואי בתיכון ו/ או הוא מוסלמי במחוז הדרום ו/ או הוא התגורר באחד מיישובי הבדואים בצפון הארץ: אבטין, בוועינה-נוג'ידאת, ביר אל-מכסור, בסמת טבעון, דמיידה, זרזיר, ח'ואלד, חוסיניה, חמאם, טובא-זנגרייה, כמאנה, כעביה-טבאש-חג'אג'רה, מנשית זבדה, סואעד (חמרייה), סלמה, עראמשה, רומת הייב, שבל-אום אל-גנס.

¹⁶ במתמטיקה ובאנגלית חישבנו את האחוזון לכל היקף לימודים (יחידות לימוד) בנפרד.

¹⁷ את אוניברסיטת אריאל שייכנו לקבוצת המכללות הציבוריות, שכן היא הוכרה כאוניברסיטה רק בשנת 2012.

2016) ועם דירוגים בין-לאומיים (כמו דירוג שנחאי ודירוג ה-Times¹⁸). את מקצועות הלימוד קיבצנו ל-31 מקצועות עיקריים (לוח נ-1 בנספח).

(ב) אוכלוסיית המחקר

מתוך כלל ילידי 1978—1985 השמטנו פרטים שהחלו ללמוד לתואר ראשון לפני גיל 17, עתודאים, בוגרי האוניברסיטה הפתוחה, תלמידים שלמדו לתואר דוקטור ברפואה (M.D.) ובעלי תואר שלישי (שכן התארים נלמדים רק באוניברסיטאות ולכן במקרים אלה אי-אפשר להשוות בין בוגרי אוניברסיטאות לבוגרי מכללות). נותרנו עם 158,373 פרטים שנולדו ב-1978—1985, השיגו תואר אקדמי עד 2014 ועבדו לפחות חודש אחד (אחרי לימודיהם) בשנים 2008—2015 (מדובר ב-67% מסך הבוגרים בשנים אלה). לפיכך כל בוגר עשוי לקבל לכל היותר 8 תצפיות במשוואות השכר השנתיות.

מתוך כלל תצפיות השכר האפשריות גרענו תצפיות לשנים שבהן הפרט למד לתואר ראשון נוסף או לתואר מתקדם (ולכן ייתכן שהרוויח את שכרו במשרה חלקית וארעית או במשרה שאינה תואמת את השכלתו). כמו כן השמטנו בכל שנה את 0.3% תצפיות השכר הנמוכות ביותר (200—400 ש"ח לשנה) ואת 0.3% תצפיות השכר הגבוהות ביותר (כ-800 אלף ש"ח בשנת 2015). בסיכומו של דבר נותרנו עם 692,469 תצפיות של שנות שכר.

(ג) סטטיסטיקה תיאורית

לוח נ-2 בנספח מציג סטטיסטיקה תיאורית של בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה לפי סוג מוסד. כפי שניתן לראות, ליהודים ילידי הארץ יש ייצוג גבוה יחסית לחלקם בילידי 1978—1985, בשעה שלערבים המוסלמים (במיוחד הבדואים), לחרדים וליוצאי אתיופיה יש ייצוג נמוך. לערבים ייצוג גבוה במכללות לחינוך (פי שלושה משיעורם בקרב הבוגרים) אך ייצוג נמוך במכללות הציבוריות והפרטיות. שיעור גבוה מבוגרי המכללות הפרטיות התגוררו בילדותם במרכז הארץ. כאשר מתמקדים ברקע החברתי-כלכלי של הבוגרים ובכישוריהם האישיים¹⁹, מקבלים את מדרג המוסדות הבא: אוניברסיטאות עילית, אוניברסיטאות אחרות ושלושת סוגי המכללות. בין בוגרי האוניברסיטאות האחרות לבוגרי המכללות הציבוריות והפרטיות יש רק פערים קטנים מאוד ברקע החברתי-כלכלי, אך בוגרי המכללות לחינוך נמצאים מאחור. בקרב בוגרי המכללות הפרטיות הכנסת ההורים מעבודה קרובה לנתון המקביל בקרב בוגרי אוניברסיטאות העילית. השכר השנתי והחודשי שבוגרי אוניברסיטאות העילית מקבלים בגיל 30 גבוה בהרבה מזה של יתר הבוגרים, ושכרם של בוגרי המכללות לחינוך נמוך יחסית.

לוח נ-3 בנספח מציג את מקדמי המתאם בין משתני מפתח במחקר. קיים מתאם חיובי גבוה (מעל 0.5) בין הציונים בפרקי הבחינה הפסיכומטרית, בין בגרות במתמטיקה ברמה של 5 יחידות לימוד והציון הכמותי בבחינה הפסיכומטרית, ובין מספרי שנות הלימוד של האם ושל האב. מתאם חיובי בינוני (0.3—0.5) קיים בין הכנסת ההורים, הדירוג החברתי-כלכלי של שכונות המגורים בילדות והשכלת ההורים, וכן בין האחוזון של ציון הבגרות הממוצע לציון הפסיכומטרי.

¹⁸ דירוג שנחאי: <http://www.shanghairanking.com/ARWU2018.html> ;
דירוג ה-Times: <https://www.timeshighereducation.com/world-university-rankings/2018> ;
¹⁹ לפי ההישגים בבחינות הבגרות ובבחינה הפסיכומטרית.

4. שיטות המחקר

המחקר נועד כזכור לאמוד את התשואה במונחי שכר שמקנה ההשכלה הגבוהה הנרכשת בסוגי המוסדות השונים בישראל. התשואה מושפעת מתהליך הברירה בכניסה למוסד, שכן תלמידים מוכשרים בדרך כלל לומדים במוסדות טובים. לפיכך יש קושי להבחין בין התמורה לכישורי התלמידים לבין התמורה לאיכות ההון האנושי שמוסד הלימודים מעניק (בעיית הסלקטיביות).

הספרות מציגה שלוש שיטות מקובלות להתמודדות עם תהליך הברירה²⁰:

(א) אמידה מרובת משתנים בגישת הבחירה על הנצפים (Rubin, 1973 – selection on observables):

בשיטה זו מניחים כי השפעותיהם של הגורמים הבלתי נצפים (כמו העדפות אישיות ומוטיבציה) מקזזות זו את זו בתוחלת, וכי את בחירת המוסד מסבירים הרבה גורמים נצפים (כמו משתני רקע וכישורים אישיים, במיוחד הציונים בבחינות הבגרות ובבחינה הפסיכומטרית). מאחר שאנו מפקחים בין השאר על הציונים, ואלה קובעים את סיכויי הקבלה למוסדות, בעיית הסלקטיביות עשויה להיפתר. זו השיטה העיקרית שבה משתמשים בעולם ובארץ כדי לבחון את התשואה לאיכות המוסדות להשכלה גבוהה²¹.

(ב) אמידה דו-שלבית (2SLS): בשלב הראשון אומדים מהי ההסתברות ללמוד במוסד מסוג נתון בהינתן

המאפיינים האישיים (לרבות הכישורים) ומשתנה העזר שנבחר. בשלב השני אומדים מודל מרובה משתנים שכולל גם את ההסתברות החזויה מהשלב הראשון. כמשתנה עזר שימשה אותנו הנגישות הגאוגרפית של מוסד הלימודים – היינו המרחק מיישוב המגורים בגיל 17 לסוג המוסד שהציע במועד ההרשמה את מקצוע הלימודים שהפרט בחר בסופו של דבר²². נגישות ההשכלה עלתה בשני העשורים האחרונים בהדרגה ובאופן בלתי אחיד מבחינה גאוגרפית, כלומר נוצרה בה שונות בזמן ובמרחב, והדבר עשוי לאפשר כושר הסבר גבוה למשוואת השלב הראשון. אולם נראה כי לנגישות יש רק השפעה קטנה, אם בכלל, על משתני התוצאה שנבדקים במשוואת השלב השני (כמפורט בהמשך), ולכן משתנה העזר מקיים את ה-exclusion restriction. רק מעט מחקרים נעזרו בשיטת משתנה העזר; יוצאי דופן הם Long (2008) ו-Borgen (2014).

(ג) אי-רציפות בקבלה לחוג הלימודים (Fuzzy Regression Discontinuity): בשיטה זו משווים בין משתני

התוצאה של מועמדים משתי קבוצות – אלה שעברו במעט את סף הקבלה לחוג במוסד מסוג נתון ואלו שנמצאו במרחק קטן ממנו ונאלצו ללמוד את המקצוע במוסד מסוג אחר. במקרה זה אנו משווים את השכר, וההשוואה נערכת לאחר פיקוח על מאפיינים אחרים שעשויים להשפיע עליו. Hoekstra (2009), Saavedra (2009), Anelli (2016) ו-Bordon and Braga (2017) השתמשו בשיטה זו. יש לציין שמתקבלים אומדים מקומיים (LATE – Local Average Treatment Effect), כלומר רק על הפרטים הקרובים לסף הקבלה, ולכן לא ניתן להסיק מהם על כל בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה.

²⁰ שיטות נוספות, פחות מקובלות, הן: אחים/ תאומים – אלו דומים בכישורים המולדים ובסביבת הגידול (ראו למשל Behrman, 1996; self-revelation model – הסתמכות על מועמדים דומים במערך ההרשמות/ קבלות למוסדות להשכלה גבוהה (ראו למשל Dale and Krueger, 2002 ו-2014 וכן Borgen, 2014). סקירת השיטות להתגברות על הברירה מופיעה אצל Milla (2017).

²¹ בעבר נעשה שימוש נרחב ב-Propensity Score Matching (PSM), שיטה קרובה לאמידה מרובת משתנים בגישת הבחירה על הנצפים. בשלב ראשון אומדים לכל בוגר את ההסתברות ללמוד במוסד מסוג אחד (הטיפול). לאחר מכן מוצאים בוגר/ בוגרים של מוסד מסוג אחר, ונוטלים את הקרובים לו ביותר מבחינת ההסתברות החזויה ללמוד במוסד מהסוג הראשון (הביקורת). השפעת הטיפול שווה למוצע של משתנה התוצאה בקרב כל הבוגרים מקבוצות הטיפול והביקורת. להרחבה ראו Dehejia and Wahba (1983). עם החוקרים שהשתמשו בשיטה זו נמנים למשל Chevalier and Conlon (2003), Black and Smith (2004), Brand and Halaby (2006), Brand and Xie (2010) ו-Milla (2017). בישראל השתמשו בה זוסמן ועמיתים (2007).

²² אנו מניחים שהמועמדים בוחרים תחילה את מקצוע הלימוד ורק לאחר מכן את מוסד הלימודים.

מחקרים מלמדים כי כאשר מפקחים על משתנים רבים כולל הכישורים האישיים – כפי שנעשה כאן – אמידה מרובת משתנים מניבה תכופות תוצאות דומות לאלו שמניבות השיטות האחרות (למשל, Long, 2008; Borgen, 2014). להלן נפרט כל אחת משיטות האמידה.

(א) אמידה מרובת משתנים בגישת הבחירה על הנצפים

אמדנו את התשואה במונחי שכר בעזרת משוואה (1):

$$(1) \quad \log W_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 M_i + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 E_i + \alpha_4 C_i + \alpha_5 F_i + \alpha_6 y_t + \varepsilon_i$$

כאשר:

- W_i – השכר השנתי/ החודשי/ השעתי של פרט i בשנה t .
- M_i – מערך משתני דמי לסוג המוסד להשכלה גבוהה: אוניברסיטה עילית, אוניברסיטה אחרת, מכללה פרטית; בחלק מהאמידות כללנו גם את בוגרי המכללות לחינוך והוספנו משתנה דמי עבורם. קבוצת הבסיס היא מכללה ציבורית.
- X_i – מערך מאפיינים דמוגרפיים-חברתיים של הפרט: משתנה דמי לגבר, הגיל, הגיל בריבוע, ומשתני דמי לקבוצות האוכלוסייה (ראו סעיף 3א). כמו כן נוספו חמישה משתני דמי למחוז המגורים בגיל 17, כשמחוז תל אביב משמש קבוצת בסיס. מחוז המגורים בגיל 17 משקף שתי השפעות: הסביבה שהפרט גדל בה והזדמנויות התעסוקה והשכר הפתוחות בפניו, שכן לפרטים יש נטייה להתגורר בבגרותם במחוז ילדותם.
- E_i – מערך משתני רקע משפחתי: מספר שנות הלימוד של האם והאב – להורים משכילים יש במוצע כישורים קוגניטיביים גבוהים יותר וכישורים עוברים בתורשה; זאת ועוד, השכלת ההורים עשויה להעיד על טיב החינוך שהעניקו לפרט בילדותו. כמו כן נכללו המשתנים המסבירים: מספר האחאים, דמי לאם נשואה כשמלאו לפרט 17 ואחוזון ההכנסה של ההורים (ראו סעיף 3א).
- C_i – מערך כישורים אישיים-קוגניטיביים: האחוזון של ממוצע הברות, דמי ל-5 או יותר יחידות לימוד במתמטיקה, דמי ליותר מ-30 יחידות לימוד בתעודת הברות, האחוזון של הציון הפסיכומטרי.
- F_i – מערך משתני דמי למקצועות הלימוד. נכלל גם משתנה דמי לתואר שני.
- y_t – מערך משתני דמי לשנות השכר; אלה מפקחים על השפעות מקרו-כלכליות.

(ב) האמידה הדו-שלבית

נגישות ההשכלה הגבוהה בישראל עלתה מאוד מאמצע שנות התשעים, בעיקר הודות למהפכת המכללות. איור נ-2 בנספח מעלה כמה ממצאים מרכזיים: (1) מחלק א(1) אנו למדים שהסיכוי ללמוד במוסד להשכלה גבוהה פוחת עם העלייה במרחק ממנו; כמו כן, אף שהיצע המוסדות התרחב במרוצת השנים, המרחקים אליהם לא פחתו בהכרח משום שרובם נפתחו במרכז הארץ בשעה שתושבי הפריפריה הגדילו את חלקם באוכלוסיית התלמידים (ראו חלק ב'); (2) לעומת זאת, חלק א(2) מראה שהמרחקים למכללות, במיוחד לציבוריות, פחתו מאוד במרוצת השנים בקרב אוכלוסיית תלמידים קבועה²³; (3) מחלק ב' מתברר כי

²³ נטלנו תלמידים שהחלו ללמוד לתואר ראשון בשנת 2000, חישבנו את המרחק שהם גמאו, והשווינו אותו למרחק שהם היו צריכים לגמוא אילו החלו ללמוד בשנת 2010 (בהנחה שיישוב המגורים ותחום הלימוד לא השתנו).

הקמת מכללות ציבוריות בפריפריה הגדילה מאוד את חלקם של תושבי הפריפריה הלומדים במכללות ציבוריות; והצמיחה במספר המכללות הפרטיות, בעיקר במרכז הארץ, הגדילה את שיעור תושבי המרכז הלומדים במכללות פרטיות; (4) בסיכומו של דבר, לאחר שמפקחים על מאפייני המועמדים מוצאים כי ההסתברות להתחיל ללמוד במכללות זינקה במרוצת השנים, בשעה שההסתברות ללמוד באוניברסיטאות ירדה בחדות (חלק ג') בשל העלייה החדה בנגישות למכללות, ועלייה מתונה בלבד בהיצע מקומות הלימוד באוניברסיטאות, שלא השיגה את הגידול המהיר במספר התלמידים במוסדות להשכלה גבוהה.

היות שזמינות המוסדות השונים השתנתה במהירות ובאופן דיפרנציאלי מבחינת המרחב והזמן, אפשר לערוך אמידה דו-שלבית (2SLS) של התשואה ללימודים במוסד מסוג מסוים ולהשתמש במשתנה עזר אקסוגני ללימודים בסוג זה – היינו המרחק הגאוגרפי המזערי (או מדדים דומים, כמפורט בהמשך) בין היישוב שבוגר i התגורר בו לפני תחילת הלימודים לבין המוסדות מסוג k שלימדו בשנת ההרשמה t את המקצוע שהוא החל ללמוד (DIS_{ikt}).

ניתן להניח שמשנתה העזר אקסוגני מהטעמים הבאים: (א) הקמת מוסדות k או חוגים כרוכה בתהליך ממושך של קבלת היתרים והיערכות, ולכן עיתויה מקרי; (ב) אין זה סביר שהורי הבוגרים העתיקו את מקום מגוריהם על מנת להתאימו להעדפות ילדיהם בנוגע למוסד הלימודים, בפרט כאשר עיתוי פתיחתו אינו ידוע; (ג) המכללות הפרטיות קמו בעיקר במרכז הארץ מפני ששם מתגוררים תושבים מבוססים יחסית, ואילו המכללות הציבוריות נפתחו בעיקר באזורים שתושביהם מתאפיינים ברקע חברתי-כלכלי חלש. גורמים אלו אומנם מתואמים עם שכר הבוגרים, אולם אנו מפקחים עליהם במשוואות השלב הראשון והשלב השני (למשל הכנסת ההורים והשכלתם ומחוז המגורים לפני תחילת הלימודים). משוואת השלב הראשון:

$$(2) \quad P_{ikt} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^4 \alpha_k DIS_{ikt} + \alpha_5 X_{it} + \alpha_6 E_i + \alpha_7 C_i + \alpha_8 F_i + \alpha_9 y_t + \varepsilon_{ik}$$

כאשר P_{ikt} הוא משתנה דמי שמקבל את הערך 1 אם בוגר i החל את לימודיו במוסד מסוג k בשנה t (שנת ההרשמה); אחרת הוא מקבל את הערך 0. יתר המשתנים זהים לאלו שבמשוואה 1²⁴. המשוואה נאמדת בנפרד לאוניברסיטאות עילית, אוניברסיטאות אחרות ומכללות פרטיות. בשלב השני אומדים את התשואה ללימודים במוסד מסוג מסוים (בהשוואה ללימודים במכללה ציבורית):

$$(3) \quad \log W_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \hat{P}_{ikt} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 E_i + \alpha_6 C_i + \alpha_7 F_i + \alpha_8 y_t + \varepsilon_{it}$$

כאשר \hat{P}_{ikt} היא ההסתברות החזויה שבוגר i ילמד במוסד מסוג k – הסתברות זו נגזרת מאומדי משוואה 2 של השלב הראשון ומערכי המשתנים של כל בוגר – והמשתנים האחרים זהים למשתנים במשוואה 1. במוקד העניין מצויים האומדים α_k ($k=1,2,3$) של התשואה ללימודים במוסד מסוג k . את משוואה 3 אפשר להגביל למקצועות הלימוד המשותפים לכל סוגי המוסדות או לאמוד אותה בנפרד למקצועות לימוד נבחרים.

²⁴ מבדיקה שערכנו עולה כי השמטת מחוז המגורים בגיל 17, משנתה מתואם עם המרחק המזערי לסוג המוסד להשכלה גבוהה, כמעט אינה משנה את אומדי המוסדות במשוואת השלב השני.

(ג) אי-רציפות בקבלה לחוג הלימודים

השיטה מנצלת את העובדה שהקבלה לחוג לימודים במוסד נתון מותנית בחציית סף הכניסה המינימלי – הסכ"ם או ציון הסכ"ם; את הציון קובע החוג והוא מבוסס על נוסחה שמביאה בחשבון את ממוצע הבגרות ו/ או את הציון הפסיכומטרי (לעיתים את הציונים בפרקי הבחינה השונים). ביסוד השיטה ניצב הרעיון שיש דמיון רב בין מועמדים שציוני הסכ"ם שלהם נמצאים קצת מעל וקצת מתחת לסף הקבלה, ואם נשווה בין שתי הקבוצות מבחינת משתני תוצאה (לרבות השכר), נוכל ללמוד על התשואה ללימודים בחוג. יישום השיטה מושתת על ההנחה שמועמדים אינם יכולים להתכווץ במדויק לציון הסכ"ם שלהם בהינתן כישוריהם (בפרט כאשר ציוני הבגרות נקבעים לרוב שנים לפני ההרשמה ללימודים). יתר על כן, ציון הסף עשוי להשתנות משנה לשנה ומחוג לחוג. לפיכך קיימת אקראיות בסיכויי של מועמד להימצא קצת מעל סף הקבלה או קצת מתחתיו.

בישראל מגישים מועמדות לכל מוסד בנפרד ולכן אין אפשרות לדעת אילו מוסדות המועמדים מעדיפים על פני אחרים. כמו כן איננו יודעים לרוב באילו ציוני סכ"ם ונוסחאות לחישובם השתמשו החוגים בשנות המחקר²⁵. המידע העומד לרשותנו כולל את החוגים שאליהם נרשם מועמד לתואר ראשון לפי סדר העדיפויות שלהם בכל מוסד בנפרד, האם הוא התקבל לחוג שנמצא בעדיפות הראשונה, ומהו חוג הלימודים שבו הוא למד בפועל.

בהתחשב במידע שעמד לרשותנו בחרנו להשתמש בשיטת ה-Fuzzy Regression Discontinuity. תחילה השתמשנו באמידה בינארית (Logit) כדי לאמוד לכל מועמד את ההסתברות שיתחיל ללמוד בחוג המצוי בעדיפות הראשונה במוסד מהסוג שהוא נרשם אליו ובשנת ההרשמה, וזאת על סמך ממוצע הבגרות ו/ או הציונים בפרקי הבחינה הפסיכומטרית (להלן הסכ"ם התחשיבי). לאחר מכן אמדנו את סף הקבלה לחוג זה בשנת ההרשמה על סמך הסכ"ם התחשיבי והתשובה לשאלה אם המועמד התקבל, וזאת בעזרת שיטה מקובלת בספרות – Sensitivity and Specificity Analysis. בשיטה זו בוחרים קבוצה של סיפי קבלה אפשריים²⁶, ולכל אחד מהם מחשבים שני גדלים: המועמדים המצויים מעליו מתוך סך המועמדים שהתקבלו (ה-Sensitivity) והמועמדים המצויים מתחתיו מתוך סך המועמדים שנדחו (ה-Specificity). בוחרים בסף הקבלה שאצלו סכום הגדלים מרבי.

בהקשר זה יש להעיר כי בספרות מקובל להשתמש גם ב-Fixed Point Procedure²⁷. בשיטה זו נאמדת המשוואה $P_i - \bar{P} = f(S_i) + \varepsilon_i$, כאשר P_i מייצג משתנה דמי שמקבל את הערך 1 אם המועמד i התקבל לחוג ואת הערך 0 אם הוא נדחה (\bar{P} מייצג את שיעור הקבלה הממוצע לחוג), ו- $f(\cdot)$ מייצג פולינום מסדר רביעי של ציון הסכ"ם התחשיבי; שורש הפולינום שווה לסף הקבלה הנאמד. אולם יש רק הבדלים זניחים בין התוצאות ששתי השיטות מניבות. איור נ-3 בנספח מראה זאת בנוגע להנדסת חשמל באחת מאוניברסיטאות העילית, אך תוצאה דומה התקבלה גם לגבי חוגים אחרים.

לאחר שבחרים את סף הקבלה נוטלים את כל המועמדים לחוג (בעדיפות הראשונה) בסוג מוסד ובשנה נתונים, ומאתרים את אלה שגם נרשמו לאותו חוג (בעדיפות הראשונה) במכללה ציבורית. (נתבונן רק במועמדים שסיימו תואר בחוג, שכן אין מידע לגבי השאלה אם מועמדים התקבלו לחוגים שהם ציינו בעדיפויות נמוכות). מחלקים את המועמדים לשניים: אלו שציון הסכ"ם שלהם גבוה מסף הקבלה התחשיבי

²⁵ נעשה ניסיון לקבל את המידע ממוסדות אחדים (מסוגים שונים), אך הוא כמעט תמיד נכשל.

²⁶ ההסתברות להתקבל לחוג נעה בין 0 ל-1, ולכן בחרנו את כל הסיפים שבין 0.05 ל-0.95 בדילוגים של 0.05.

²⁷ ראו למשל Card et al. (2008). המחברים השתמשו בשיטה זו כדי לאמוד מתי שיעור המיעוטים בשכונה חוצה את הסף שמעליו האוכלוסייה ה"לבנה" מאיצה את יציאתה ממנה.

לסוג המוסד²⁸ ואלו שהציון שלהם נמוך מהסף ולמדו במכללה ציבורית. בהמשך נאמוד את המשוואה המצומצמת (ה-reduced form) הבאה²⁹:

$$(4) \quad \log W_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{ijkt} + \alpha_2 f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_3 A_{ijkt} \times f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 E_i + \alpha_6 C_i + \alpha_7 F_i + \alpha_8 Y_t + \varepsilon_{it}$$

כאשר A_{ijkt} (עבור Admission) היא משתנה דמי שמקבל את הערך 1 אם ציון הסכם התחשיבי של מועמד i לחוג j במוסד מסוג k בשנה t (S_{ijkt}) גבוה מסף הקבלה התחשיבי (S_{jkt}^{cutoff}); אחרת הוא מקבל את הערך 0. $f(\cdot)$ מייצג פולינום מסדר שני. שאר המשתנים זהים לאלו שבמשוואה 1, אולם השמטנו את ממוצע הבגרות ואת הציון הפסיכומטרי מפני שהם מגולמים בציון הסכם התחשיבי. את המשוואה נאמוד שלוש פעמים, ובכל אחת מהן α_1 מייצגת את התשואה ללימודים במוסד מסוג k בהשוואה לתשואה ללימודים במכללה ציבורית.

את האמידה רצוי להגביל למועמדים שציון הסכם התחשיבי שלהם קרוב לסף הקבלה לחוג, ואפשר לבצע אותה בנפרד לחוגים נבחרים.

המשוואה המצומצמת מעידה על פערי שכר בין מועמדים שציוני הסכם התחשיבי שלהם אפשרו להתקבל למוסד מסוג נתון למועמדים שציוניהם לא אפשרו זאת. המשוואה המצומצמת אינה מתמודדת עם שתי בעיות: חוסר התאמה בין קבלה לפי הסף התחשיבי לבין הקבלה בפועל, והעובדה שחלק מהמתקבלים לחוג בוחרים שלא ללמוד בו.

במטרה להתמודד עם בעיות אלו נבצע אמידה דו-שלבית. משוואת השלב הראשון היא:

$$(5) \quad P_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{ijkt} + \alpha_2 f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_3 A_{ijkt} \times f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 E_i + \alpha_6 C_i + \alpha_7 F_i + \alpha_8 Y_t + \varepsilon_{ijkt}$$

כאשר P_{ijkt} היא משתנה דמי שמקבל את הערך 1 אם המועמד i החל ללמוד בחוג j במוסד מסוג k (שאינו מכללה ציבורית) בשנה t , ומקבל את הערך 0 אם הוא למד באותו חוג במכללה ציבורית (ועל כן נערוך אמידות לכל אחד משלושת סוגי המוסדות שאינם מכללה ציבורית). יתר המשתנים זהים לאלו שבמשוואה 4. גם במקרה זה תיערך אמידה רק בקרב מועמדים שסיימו תואר ראשון בחוג שהם ציינו בעדיפות ראשונה.

בשלב השני אומדים את התשואה ללימודים במוסד מסוג מסוים (בהשוואה ללימודים במכללה ציבורית):

$$(6) \quad \log W_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{P}_{ijkt} + \alpha_2 f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_3 A_{ijkt} \times f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 E_i + \alpha_6 C_i + \alpha_7 F_i + \alpha_8 Y_t + \varepsilon_{it}$$

כאשר \hat{P}_{ijkt} היא ההסתברות החזויה של בוגר i ללמוד בחוג j במוסד מסוג k ($k=1,2,3$) בהשוואה לסיכוייו ללמוד במכללה ציבורית (היא מתקבלת ממשוואה 5), ויתר המשתנים זהים למשתנים במשוואה 5. את משוואה 6 נאמוד שלוש פעמים, ובכל אחת מהן α_1 מייצגת את התשואה ללימודים במוסד מסוג k בהשוואה לתשואה ללימודים במכללה ציבורית.

²⁸ בנוגע למועמדים שנרשמו ליותר ממוסד אחד מאותו סוג (שאינו מכללה ציבורית), אם הם התקבלו לאחד המוסדות נתייחס לסף התחשיבי במוסד זה. אם הם לא התקבלו נבחר את הסף התחשיבי הקרוב ביותר לסכם התחשיבי שלהם.
²⁹ לתיאור מפורט של המשוואות הבאות הנאמדות בשיטת האי-רציפות ראו Anelli (2016).

5. תוצאות האמידות

הפרק מתאר את תוצאות האמידות של התשואה להשכלה הגבוהה הנרכשת בסוגי המוסדות השונים. בסעיף (א) נדון בשכר השנתי ב-2008—2015, ובסעיף (ב) נעסוק בשכר השעתי. בסעיף (א) נציג הן את הממצאים מהאמידות מרובות המשתנים והן את הממצאים מהשיטות האחרות אותן ניתן ליישם רק על בוגרי תואר ראשון.

(א) התשואה לסוג המוסד להשכלה גבוהה במונחי השכר השנתי

אמידות מרובות משתנים

השתמשנו בשיטת OLS כדי לאמוד את השכר השנתי ברוטו כפונקציה של סוג המוסד ומשתנים נוספים. בכל המודלים אנו מפקחים על משתנים בסיסיים: המגדר, הגיל, מחוז המגורים בילדות, חוג הלימודים, התואר האקדמי והשנה שבה התקבל השכר הנאמד. מודלים 1—4 נבדלים במשתנים המפקחים: מודל 1 מפקח על המשתנים הבסיסיים בלבד, במודל 2 נוספה קבוצת האוכלוסייה, במודל 3 נוספו מאפייני הרקע של משק הבית בעבר ובהווה, ובמודל 4 – הכישורים האישיים. לוח 1 מציג את התוצאות.

מודלים 1—3 מעידים כי בוגרי אוניברסיטאות העילית משתכרים כ-22% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות, בוגרי האוניברסיטאות האחרות משתכרים כ-17% יותר מהם, ובוגרי המכללות הפרטיות – כ-8% יותר. הוספת קבוצת האוכלוסייה (מודל 2) ומאפייני הרקע של משק הבית (מודל 3) כמעט אינה משנה את אומדי סוג המוסד. אולם לאחר שמפקחים על הכישורים האישיים (מודל 4) קטן מאוד הפער לטובת אוניברסיטאות העילית: הוא עומד על כ-11%, בדומה לפער לטובת האוניברסיטאות האחרות; ההפרש בין סוגי האוניברסיטאות אינו מובהק. ממצא זה מעיד כי לאוניברסיטאות העילית יש בוגרים שכישריהם גבוהים (לוח נ-2 בנספח) ומתואמים חיובית עם השכר. הפער בין האוניברסיטאות למכללות הפרטיות נותר מובהק³⁰, וההבדל בין המכללות הפרטיות לציבוריות נותר יציב, כ-7%. כאשר מגבילים את משוואות השכר לשנים האחרונות (2012—2015) מתקבלות תוצאות דומות (מודל 5), והוא הדין באמידות המתמקדות בשכר השנתי הממוצע באותן שנים (מודל 6)^{31,32}.

לפני שנעבור לבדוק את הטרוגניות התשואה נתעכב על המשתנים המפקחים במודל 4. שכרם השנתי של בוגרי תואר שני גבוה בכ-17% מזה של בוגרי תואר ראשון בלבד³³, כאשר יתר הדברים קבועים. שכר הגברים גבוה בכ-26% משכר הנשים, והשכר עולה עם הגיל (הוותק בשוק העבודה) בקצב פוחת. יהודים שעלו מאירופה-אמריקה ולמדו בחינוך הממלכתי-עברי משתכרים מעט יותר מיהודים שנולדו בארץ ולמדו

³⁰ את מודל 4 אמדנו גם לאחר שפיצלנו לשניים את משתנה הדמי למכללות הפרטיות: דמי לארבע הגדולות ביותר (כ-83% מהבוגרים בתקופת המחקר) ודמי ליתר, מוסדות קטנים בהרבה. התברר כי בקרב בוגרי הגדולות השכר השנתי גבוה בכ-8% מהשכר בקרב בוגרי המכללות הציבוריות, ואילו בקרב בוגרי הקטנות הוא נמוך ממנו בכ-2%.

³¹ חלק מהמוסדות אינם דורשים מהמועמדים לתואר ראשון למסור את הציון הפסיכומטרי, ותופעה זו שכיחה במכללות. לפיכך אמדנו שוב את מודל 4 לגבי בוגרים שהיו להם לפחות ציונים בבחינות הבגרות, בלי לפקח על הציון הפסיכומטרי. כצפוי, לאוניברסיטאות אומדים גבוהים יותר (כ-2 נקודות אחוז) שכן בוגריהן מוכשרים יותר בממוצע והדבר משתקף בשכרם; אומד המכללות הפרטיות נותר כמעט ללא שינוי. קיבלנו תוצאות דומות לתוצאות שבלוח כאשר הגבלנו את מודל 4 לאלו שעמדו בדרישות הסף של האוניברסיטאות (זכאות לתעודת בגרות + ציון עובר במתמטיקה ברמה של 3 יחידות לפחות + ציון עובר באנגלית ברמה של 4 יחידות לפחות) + ציון עובר במקצוע נוסף [למתמטיקה ולאנגלית] ברמה של 4 יחידות לפחות.

³² ניתן לטעון שהאמידה מרובת המשתנים אינה מפקחת כראוי על הסלקטיביות בקבלה למוסדות להשכלה גבוהה, בפרט לנוכח העובדה שבין המועמדים לסוגי המוסדות השונים יש הבדלים ניכרים בכישורים האישיים. לפיכך חזרנו על האמידה המופיעה בלוח 1 (טור 4) והגבלנו אותה לבוגרים שהסתברותם ללמוד בכל אחד מסוגי המוסדות נמצאה בתחום המשותף (ה-common support בשיטת PSM). האומדים של סוגי המוסדות דומים לאומדים שהתקבלו לעיל.

³³ כאשר משמיטים מהאמידות את משתנה הדמי לתואר שני, כפי שעשו קריל ועמיתים (2018), מוצאים כי בקרב בוגרי אוניברסיטאות העילית השכר השנתי גבוה ב-15.3% מהשכר בקרב בוגרי המכללות הציבוריות, בקרב בוגרי האוניברסיטאות האחרות הוא גבוה ממנו ב-13.3%, ובקרב בוגרי המכללות הפרטיות – ב-6.5%. העלייה החדה בתשואה ללימודים באוניברסיטאות העילית אינה צריכה להפתיע, כיוון ששיעור גבוה יחסית מבוגרי התואר הראשון בהן ממשיכים לתואר שני, ותואר זה מקנה לרוב תשואה במונחי שכר.

בחינוך הממלכתי-עברי (אוכלוסיית הבסיס). עולים מאסיה-אפריקה (למעט יוצאי אתיופיה) משתכרים כמו אוכלוסיית הבסיס. בוגרי החינוך הממלכתי דתי שנולדו בארץ או עלו מאירופה-אמריקה, וכן חרדים, משתכרים פחות מאוכלוסיית הבסיס, ויוצאי אתיופיה משתכרים עוד הרבה פחות. ערבים מכל קבוצות האוכלוסייה משתכרים פחות מאוכלוסיית הבסיס. אולם הבדואים יוצאי דופן: שכרם עולה בהרבה על השכר באוכלוסיית הבסיס כיוון שרק מעטים מהם מסיימים תואר אקדמי ונראה שהם ניחנים בכישורים בלתי נצפים גבוהים. שכר הבוגרים שהתגוררו בנעוריהם במחוזות תל אביב והמרכז גבוה ב-3%—7% משכר הבוגרים שהתגוררו בשאר הארץ (לא מוצג), בין השאר משום שבמרכז הארץ הזדמנויות התעסוקה והשכר עדיפים ולפרטים יש נטייה להמשיך להתגורר באזור שגדלו בו בנעוריהם. השכלת ההורים כמעט אינה משפיעה על שכר ילדיהם, כנראה משום שמלכתחילה מדובר בבוגרי מוסדות להשכלה גבוהה. כאשר אחוזון ההכנסה של ההורים עולה ב-10% שכר הבוגרים גדל בכ-1%³⁴, וכאשר מתבגרים במשק בית שיש בו שני הורים השכר גדל בכ-2%. באשר להשפעת הכישורים האישיים על השכר, כאשר ציון הבגרות או הציון הפסיכומטרי עולה ב-10 אחוזונים השכר גדל בכ-2%. יחידות לימוד רבות בתעודת הבגרות הולכות יד ביד עם שכר גבוה יותר, והיבחנות בחמש יחידות לימוד במתמטיקה מתואמת עם שכר גבוה בכ-9% – מעט יותר מהערך שמצאו קמחי והורוביץ (2015)³⁵.

נעבור כעת לבדוק את התשואות לפי **המגדר** ולפי **הלאום** בנפרד; אמידות אלה מאפשרות לערוך השוואות בתוך כל קבוצה אך לא ביניהן, ותוצאותיהן מוצגות בלוח 2. לעומת זאת, כאשר האמידות מתייחסות לכלל הבוגרים וכוללות משתני אינטראקציה בין סוג המוסד למגדר/ הלאום, אפשר לערוך השוואות הן בתוך כל מגדר/ לאום והן בין הקבוצות; תוצאות האמידות האלה מוצגות באיור 1. באופן כללי הלוח והאיור מראים כי מדרג התשואה לסוגי המוסדות דומה לזה שמציג לוח 1. למעט אוניברסיטאות העילית, בכל סוגי המוסדות התשואה גבוהה יותר לגברים וליהודים. ערבים שלמדו באוניברסיטאות העילית נהנים מתשואה גבוהה יותר הן מערבים שלמדו במוסדות אחרים והן מיהודים שלמדו באוניברסיטאות העילית; אולי הדבר נובע מכך שרק שיעור קטן מאוד מהערבים מסיימים אוניברסיטאות עילית, וייתכן כי יש להם תכונות בלתי נצפות ששוק העבודה מתגמל או שהמעבידים רואים בהצלחתם לסיים את לימודיהם במוסדות המובילים איתות מהימן לכישורים גבוהים. במכללות הפרטיות ערבים נהנים מתשואה נמוכה מאוד בהשוואה לערבים במוסדות אחרים וליהודים במכללות פרטיות, כפי הנראה משום ששיעור גבוה יחסית מהערבים למדו במכללות פרטיות קטנות, ובהן כאמור התשואה נמוכה מאוד (ראו הערה 30 לעיל). איור נ-4 בנספח מציג את התשואה לפי סוג מוסד לכל קבוצת אוכלוסייה בנפרד, והוא מעיד שמדרג התשואות הטרונגי מאוד: בכל קבוצת אוכלוסייה מתקבל מדרג אחר.

איור 2 מציג את ההבדלים בתשואה לסוג המוסד לפי **הכנסת ההורים**. באופן כללי מדרג המוסדות נותר בעינו, והתשואה עולה במעבר מרבעון ההכנסה התחתון לשני הרבעונים האמצעיים, ואחר כך מתייצבת. אולם המכללות הפרטיות יוצאות מכלל זה: התשואה גדלה גם במעבר לרבעון ההכנסה העליון,

³⁴ Heller (2018) בחן את ילידי 1975 ומצא כי כאשר הכנסת הוריהם מעבודה שכירה ועצמאית עולה ב-10% (כשהם בני 11—20), הכנסתם גדלה ב-2.5% (כשהם בני 35—39). אנו בוחנים את בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה, ולכן אין זה מפתיע לגלות שהגמישות נמוכה בהרבה.

³⁵ כדי לשקף את האפשרות שהשכר מושפע מהעמיתים (peer effects) אמדנו את מודל 4 לאחר שהוספנו למשתנים המסבירים את ממוצע האחוזון של הציון הפסיכומטרי בקרב תלמידי שנה א' בחוג שהפרט לומד בו ובשנה שבה החל ללמוד. מתברר כי האומדים של סוגי המוסדות נותרו כמעט ללא שינוי וכך גם האומד של אחוזון הציון הפסיכומטרי שקיבל הפרט. מכאן שלא ניתן לשייך את התשואה להשפעת העמיתים. אומד הממוצע של אחוזון הציון הפסיכומטרי בחוג אינו מובהק; הדבר נובע כנראה מכך שדירוג ממוצע האחוזון לפי סוג מוסד נשמר ברוב מקצועות הלימוד: בראש נמצאות אוניברסיטאות העילית והרחק מאחוריהן האוניברסיטאות האחרות, המכללות הפרטיות והמכללות הציבוריות. ערכנו גם אמידה שהשמטנו ממנה את משתני הדמי לסוגי המוסדות והחלפנו אותם בלוג ממוצע האחוזון של הציון הפסיכומטרי בחוג. נמצא שגמישות השכר ביחס אליו עומדת על כ-0.1 (גמישות השכר ביחס לממוצע הציון הפסיכומטרי בחוג עומדת על כ-0.4, בדומה לערך שקיבלו קריל ועמיתים [2018]).

ושם היא אף עולה על תשואת האוניברסיטאות. ייתכן כי לחלק מבוגרי המכללות הפרטיות יש הורים שיכולים לסייע להם להשתלב בהצלחה בשוק העבודה, למשל בזכות קשרים – דבר נחוץ יותר במקצועות השכיחים במכללות הפרטיות.

איור 3 מתאר את התשואה לסוגי המוסדות לפי **מקצוע**, ועולה ממנו הטרוגניות רבה. אולם כאשר בוחנים את המקצועות שיש להם זיקה הדוקה לשוק העבודה, בכל זאת מוצאים כי בהנדסה ובמדעי המחשב בוגרי האוניברסיטאות נהנים משכר גבוה יחסית וכך גם במקצועות העזר הרפואיים ובמשפטים. בכלכלה יש יתרון בולט לבוגרי המכללות הפרטיות, ובמנהל עסקים – יתרון קל לבוגרי המכללות הציבוריות.³⁶

אמידות מרובות משתנים בגישת הבחירה על הנצפים מתמודדות עם בעיית הסלקטיביות רק באופן חלקי, שכן מטבע הדברים הן אינן מפקחות על משתנים בלתי נצפים שיש להם מתאם הן עם הסיכוי להתקבל למוסד מסוג מסוים והן עם השכר. לפיכך ערכנו גם אמידות שמתמקדות באחאים, והוספנו להן כמשתנה מסביר (FE) Fixed Effect (FE) למשפחה כדי לפקח על התכונות הבלתי נצפות המשותפות לאחאים כמו סביבת הגידול, הכישורים הקוגניטיביים והאחרים, ועוד. לוח 3 מציג את האמידות המתמקדות באחאים (מודלים 2–4) לצד האמידה הראשית (מודל 1). התוצאות מלמדות שהוספת FE למשפחה כמעט מכפילה את כושר ההסבר של המודל, וממצא זה מעיד כי התכונות הבלתי נצפות אכן משפיעות מאוד על השכר. במודל 2 נכללו כל האחאים שהשתתפו באמידה הראשית. ניתן לראות כי ללא FE למשפחה מתקבלות תוצאות דומות לאלו שהתקבלו באמידה הראשית. הוספת FE למשפחה אינה משפיעה על אומדי התשואה להשכלה הנרכשת באוניברסיטאות, אך מפחיתה בחצי את אומד התשואה להשכלה הנרכשת במכללות הפרטיות. יצוין כי Lindahl and Regner (2005) חקרו את שוודיה ומצאו שההבדלים באומדי התשואה לפי סוג מוסד מצטמצמים מאוד כאשר מוסיפים לאמידות פיקוח על אחאים. מודל 3 כולל רק אחאים שלמדו במוסדות מסוגים שונים, והתוצאות דומות לאלו שמניב מודל 2. את הירידה שנוצרת במכללות הפרטיות בעקבות הוספת FE למשפחה אפשר להסביר בין השאר בעזרת העובדה שלבוגריהן יש לעיתים הורים שיכולים לסייע להם להשתלב בהצלחה בשוק העבודה (ראו גם איור 2 לעיל בנוגע לבוגרים להורים מבוססים).³⁷

עד עתה ערכנו את האמידות מבלי להתחשב באופן ישיר בשני גורמים: (א) מספר השנים שחלפו מאז סיום התואר, ו-(ב) שנת סיום התואר.³⁸ פיקוח על גורם (א) עשוי ללמד אותנו אם פערי השכר בין בוגרי המוסדות מהסוגים השונים נובעים מאיתות (signaling) שהמעסיקים מקבלים בנוגע לאיכות הממוצעת המאפיינת את הבוגרים מייד עם השתלבותם בשוק העבודה, ואם לאחר צבירת ותק תעסוקתי הפערים משתנים מפני שהמעסיקים מגלים את איכות ההשכלה הנרכשת במוסדות השונים. פיקוח על גורם (ב) יכול ללמד אותנו אם במרוצת השנים חלו שינויים במדרג השכר בין בוגרי המוסדות מהסוגים השונים – ייתכן למשל כי איכות המכללות "הצעירות" השתפרה בזכות הניסיון שצברו. מאיור נ-5 בנספח עולה שפערי

³⁶ תכופות קורה שעובדים בעלי ותק מסוים בשוק העבודה פונים ללימודים גבוהים (למשל במנהל עסקים) במקביל לעבודתם, על מנת לשפר את מצבם בשוק העבודה, ותופעה זו כנראה שכיחה במכללות יותר מאשר באוניברסיטאות. בוגרים אלה משתכרים יותר מאלו שהחלו את לימודיהם הגבוהים לאחר סיום התיכון/ השירות הצבאי או הלאומי. לפיכך ערכנו גם אמידות שהוגבלו לבוגרים שסיימו את התואר הראשון עד גיל 30 או סיימו את התואר השני עד גיל 32, כלומר אנשים שהתופעה כנראה זניחה בקרבם. האומדים של סוגי המוסדות נותרו כמעט ללא שינוי (לרבות באמידה לבוגרי מנהל עסקים בלבד).

³⁷ בחנו גם את האפשרות לאמוד את מודל 3 לגבי אחאים שלמדו במוסדות מסוגים שונים אך באותו חוג. אמידה זו בעייתית בשל הייחודיות הרבה של האוכלוסייה המשתתפת בה, כמו גם בשל הקושי להשיג לאומדים מובהקות סטטיסטית עקב הצמצום הניכר במספר דרגות החופש (עם הוספת ה-FE).

³⁸ אנו מפקחים על שני הגורמים, חלקית ובעקיפין, באמצעות הגיל ומשתנה הדמי לשנת השכר.

התשואה בין סוגי המוסדות נותרים יציבים פחות או יותר בעשור הראשון לאחר סיום התואר. תמונה דומה מתקבלת גם כאשר בוחנים את פערי התשואה לפי שנת סיום התואר (איור נ-6 בנספח). בחנו גם את התפתחות הפערים בחלוף מספר שנים נתון מסיום התואר. מאיור נ-7 בנספח עולה שאומנם האומדים אינם תמיד יציבים, אך באופן כללי פערי התשואה בין סוגי המוסדות נותרים דומים במשך השנים, למעט עלייה בקרב בוגרי האוניברסיטאות האחרות בחלוף הזמן שאורכו עד 3 שנים לאחר סיום התואר.

עד כה השוינו את שכרם השנתי של בוגרי המוסדות השונים לשכרם של בוגרי המכללות הציבוריות, ולכן לא יכולנו ללמוד על התשואה ללימודים במכללות אלה. לפיכך איור נ-8 בנספח מציג את השכר השנתי בקרב הפרטים שהשלימו תואר ראשון בכל אחד מהמוסדות (להבדיל מסוגיהם), לפי מקצוע הלימוד, לעומת השכר שמקבלים בעלי תעודת בגרות בלבד. האיור מעלה שני ממצאים מרכזיים: (1) בין מוסדות מאותו סוג קיימת שונות רבה בתשואה השנתית שמקבלים בוגרי חוג נתון, והדבר תקף במיוחד לגבי המכללות הציבוריות; (2) אם לומדים במכללות הציבוריות מקצועות שיש להם זיקה לשוק העבודה, מקבלים תמורה נאה יחסית לשכר השנתי שמרוויחים בעלי תעודת בגרות: כ-30% במדעי החברה (עבודה סוציאלית וכלכלה) ובמנהל עסקים, כ-60% בהנדסה, ומעל ל-80% במדעי המחשב. כאשר מגבילים את קבוצת הבסיס לבעלי תעודת בגרות בנתיב העיוני, מוצאים שהתשואות לבוגרי המכללות הציבוריות גבוהות במקצת מאלו שלעיל (לא מוצג).

לבסוף, איור נ-9 בנספח מציג את האומדים (מלוח 1, מודל 4) של משתני הדמי למקצועות הלימוד בהשוואה לכלכלה, כאשר יתר המשתנים המפקחים קבועים וללא קשר לסוג המוסד. האיור מראה כי זהו מדרג השכר: בוגרי מדעי המחשב והנדסת חשמל משתכרים 40%—50% יותר מבוגרי כלכלה, בוגריהם של יתר מקצועות ההנדסה משתכרים 15%—30% יותר, בוגרי מדעי החברה משתכרים פחות מבוגרי כלכלה, ובתחתית הסולם נמצאים הבוגרים של מדעי הרוח. עוד מראה האיור כי אותו מדרג מתקיים גם בשכר השנתי הגולמי, כלומר ללא פיקוח על מאפיינים כלשהם, וכי פערי השכר במקרה זה רחבים בהרבה. ממצא זה מעיד שכצפוי, שוק העבודה מתגמל בין השאר כישורים אישיים ומיומנויות.

לוח 1. הגורמים המסבירים את התשואה השנתית להשכלה גבוהה

2015—2012		2015—2008				
ממוצע רב-שנתי	נתונים שנתיים	מודל 4	מודל 3	מודל 2	מודל 1	
מודל 6	מודל 5					
0.127*** (0.007)	0.119*** (0.006)	0.113*** (0.006)	0.218*** (0.006)	0.218*** (0.006)	0.216*** (0.006)	אוניברסיטאות העילית ¹
0.118*** (0.006)	0.118*** (0.005)	0.108*** (0.005)	0.167*** (0.005)	0.169*** (0.005)	0.163*** (0.005)	האוניברסיטאות האחרות ¹
0.063*** (0.007)	0.062*** (0.006)	0.068*** (0.006)	0.079*** (0.006)	0.083*** (0.006)	0.086*** (0.006)	המכללות הפרטיות ¹
0.165*** (0.005)	0.159*** (0.005)	0.171*** (0.005)	0.182*** (0.005)	0.184*** (0.005)	0.187*** (0.005)	תואר שני
0.309*** (0.005)	0.301*** (0.004)	0.261*** (0.004)	0.257*** (0.004)	0.256*** (0.004)	0.254*** (0.004)	גבר
0.230*** (0.028)	0.214*** (0.014)	0.204*** (0.009)	0.193*** (0.009)	0.204*** (0.008)	0.220*** (0.008)	גיל
-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	גיל בריבוע
						יהודי ² :
-0.071*** (0.007)	-0.068*** (0.006)	-0.064*** (0.006)	-0.054*** (0.006)	-0.059*** (0.005)		יליד הארץ שלמד בחינוך הממלכתי-דתי
0.025*** (0.007)	0.029*** (0.006)	0.025*** (0.006)	0.008 (0.006)	0.010* (0.005)		יליד אירופה-אמריקה שלמד בחינוך הממלכתי-עברי
-0.104*** (0.018)	-0.113*** (0.017)	-0.109*** (0.016)	-0.112*** (0.016)	-0.117*** (0.016)		יליד אירופה-אמריקה שלמד בחינוך הממלכתי-דתי
-0.010 (0.027)	0.001 (0.024)	0.006 (0.023)	-0.009 (0.024)	-0.012 (0.024)		יליד אסיה אפריקה (למעט אתיופיה)
-0.145*** (0.023)	-0.183*** (0.022)	-0.181*** (0.020)	-0.230*** (0.020)	-0.253*** (0.019)		יוצא אתיופיה ³
-0.103*** (0.036)	-0.108*** (0.033)	-0.108*** (0.031)	-0.103*** (0.031)	-0.117*** (0.031)		חרדי
						ערבי ² :
-0.068*** (0.013)	-0.061*** (0.012)	-0.085*** (0.011)	-0.081*** (0.010)	-0.095*** (0.010)		מוסלמי (שאינו בדואי)
0.132*** (0.031)	0.137*** (0.028)	0.160*** (0.025)	0.148*** (0.025)	0.113*** (0.023)		בדואי
-0.066*** (0.017)	-0.065*** (0.015)	-0.063*** (0.013)	-0.052*** (0.013)	-0.055*** (0.013)		נוצרי
-0.098*** (0.026)	-0.077*** (0.023)	-0.124*** (0.022)	-0.135*** (0.022)	-0.139*** (0.021)		דרוזי ⁴
V	V	V	V	V	V	מחוז המגורים בגיל 17
-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001* (0.001)	0.001 (0.001)			שנות הלימוד של האם
-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.001)			שנות הלימוד של האב
-0.002 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)			מספר האחאים

0.024 ^{***} (0.007)	0.024 ^{***} (0.007)	0.022 ^{***} (0.006)	0.025 ^{***} (0.006)			אם נשואה כאשר מלאו לפרט 17
0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)			אחוזון ההכנסה של ההורים ⁵
0.002 ^{***} (0.000)	0.002 ^{***} (0.000)	0.002 ^{***} (0.000)				האחוזון של ציון הבגרות הממוצע ⁶
0.093 ^{***} (0.005)	0.086 ^{***} (0.005)	0.090 ^{***} (0.005)				5 יחידות לימוד במתמטיקה
0.028 ^{***} (0.006)	0.025 ^{***} (0.005)	0.026 ^{***} (0.005)				יותר מ-30 יחידות לימוד בתעודת הבגרות
0.002 ^{***} (0.000)	0.002 ^{***} (0.000)	0.002 ^{***} (0.000)				האחוזון של הציון הפסיכומטרי
V	V	V	V	V	V	מקצוע הלימוד
0.106 ^{***} (0.005)	0.115 ^{***} (0.005)	0.127 ^{***} (0.004)	0.119 ^{***} (0.004)			נשוי ⁷
-0.032 ^{***} (0.009)	-0.160 ^{***} (0.004)	-0.176 ^{***} (0.003)	-0.175 ^{***} (0.003)			מספר הילדים שגילם 7—0 ⁷
-0.022 ^{***} (0.004)	-0.000 (0.003)	-0.027 ^{***} (0.002)	-0.027 ^{***} (0.003)			מספר הילדים שגילם 7—3 ⁷
0.021 ^{***} (0.004)	0.018 ^{***} (0.003)	0.002 (0.002)	0.002 (0.003)			מספר הילדים שגילם 7—6 ⁷
-0.002 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.014 ^{***} (0.003)	-0.014 ^{***} (0.003)			מספר הילדים שגילם 7—13 ⁷
-0.015 (0.017)	-0.002 (0.013)	0.001 (0.012)	0.001 (0.012)			מספר הילדים שגילם 7—18 ⁷
V	V	V	V	V	V	שנת השכר
107,331	419,610	677,870	677,870	677,870	677,870	מספר התצפיות
0.314	0.242	0.257	0.250	0.244	0.242	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

*, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן (מתוקננות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים.

(1) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.

(2) קבוצת הבסיס: יהודים ואחרים ילידי הארץ שלמדו בחינוך הממלכתי-עברי.

(3) הוא או לפחות אחד מהוריו עלה ממדינות קרן אפריקה או מסודן.

(4) וצירקסים.

(5) ההכנסה השנתית ברוטו שקיבלו ההורים מעבודה שכירה ועצמאית כאשר מלאו לילדם (בוגר המוסד להשכלה גבוהה) 24.

האחוזון חושב לפי קבוצת הגיל של האב, לכל שנה בנפרד, על מנת להביא בחשבון את התפתחות ההכנסה במשך מחזור החיים.

(6) ממוצע אחוזוני הציונים במקצועות לכל שנת בחינה בנפרד (על מנת להתחשב בעובדה שאי-אפשר להשוות בין שנים),

משוקללים לפי מספר יחידות הלימוד בכל מקצוע.

(7) בשנת השכר.

לוח 2. התשואה השנתית להשכלה גבוהה לפי המגדר והלאום, 2008—2015

ערבים	יהודים	נשים	גברים	סה"כ ¹	
0.103*** (0.024)	0.107*** (0.006)	0.105*** (0.008)	0.136*** (0.009)	0.113*** (0.006)	אוניברסיטאות העילית ²
0.032* (0.022)	0.111*** (0.005)	0.107*** (0.006)	0.126*** (0.007)	0.108*** (0.005)	האוניברסיטאות האחרות ²
-0.030* (0.029)	0.067*** (0.006)	0.090*** (0.008)	0.049*** (0.009)	0.068*** (0.006)	המכללות הפרטיות ²
V	V	V	V	V	המשתנים המפקחים ³
58,322	619,548	409,399	268,471	677,870	מספר התצפיות
0.278	0.257	0.185	0.268	0.242	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים. סטיות התקן (מתוקנות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים. *, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן (מתוקנות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים.
 (1) כל בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה. זהה לתוצאות בלוח 1, מודל 4.
 (2) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.
 (3) המשתנים המפקחים הכלולים בלוח 1, מודל 4.

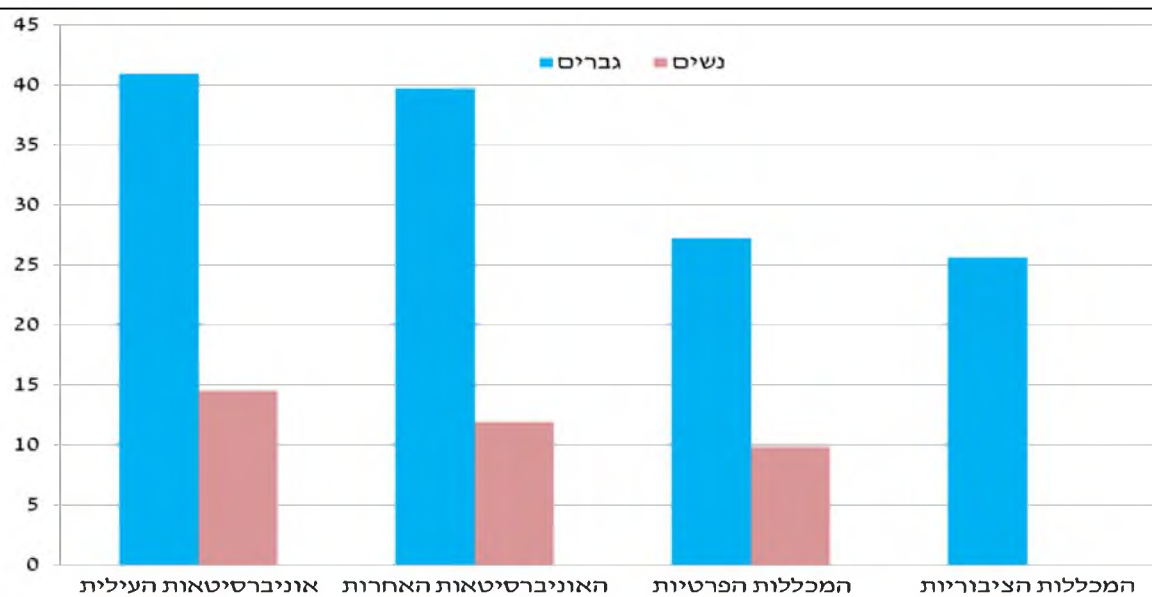
לוח 3. התשואה השנתית להשכלה גבוהה בקרב אחאים, 2008—2015

אחאים בלבד				סה"כ ¹	
למדו במוסדות מסוגים שונים		סה"כ			
מודל 3		מודל 2		מודל 1	
עם FE	ללא FE	עם FE	ללא FE		
0.133*** (0.014)	0.137*** (0.013)	0.128*** (0.013)	0.125*** (0.010)	0.113*** (0.006)	אוניברסיטאות העילית ²
0.115*** (0.012)	0.120*** (0.011)	0.105*** (0.011)	0.118*** (0.008)	0.108*** (0.005)	האוניברסיטאות האחרות ²
0.058*** (0.015)	0.079*** (0.014)	0.042*** (0.014)	0.080*** (0.010)	0.068*** (0.006)	המכללות הפרטיות ²
V	V	V	V	V	המשתנים המפקחים ³
130,238	130,238	262,256	262,256	677,870	מספר התצפיות
0.469	0.260	0.507	0.263	0.257	Adjusted R ²

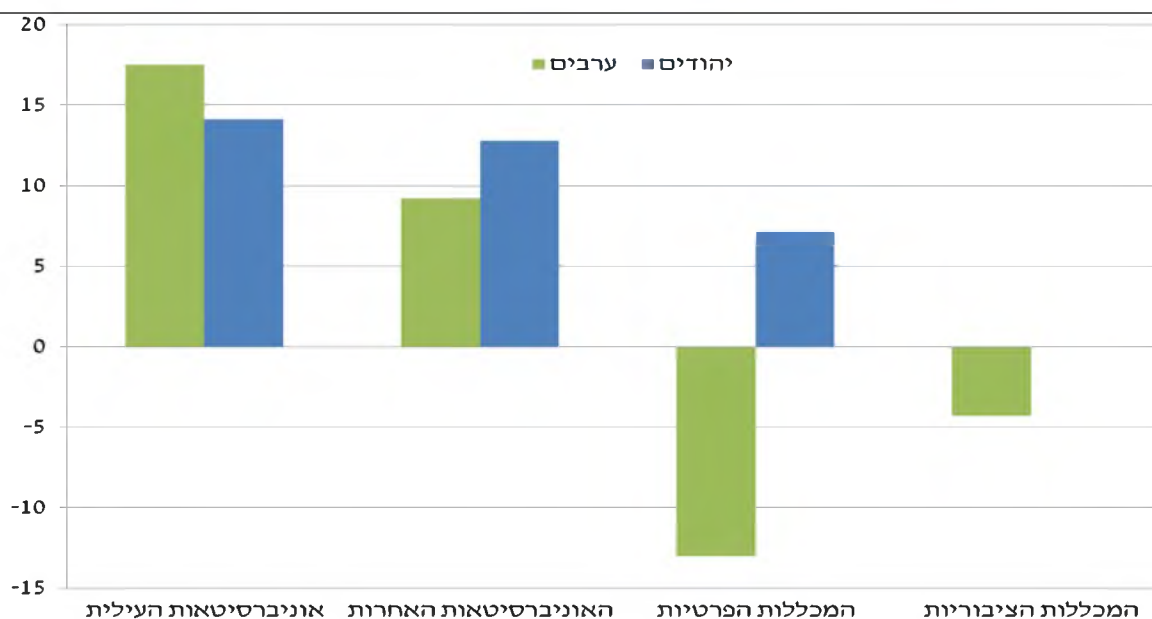
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים. סטיות התקן (מתוקנות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים. *, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן (מתוקנות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים.
 (1) כולל בוגרים ללא אחאים שהשלימו את לימודיהם במוסדות הללו. זהה לתוצאות בלוח 1, מודל 4.
 (2) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.
 (3) המשתנים המפקחים הכלולים בלוח 1, מודל 4.

איור 1. התשואה השנתית להשכלה גבוהה לפי המגדר והלאום, 2008—2015 (אחוזים)

א. לפי המגדר¹



ב. לפי הלאום²

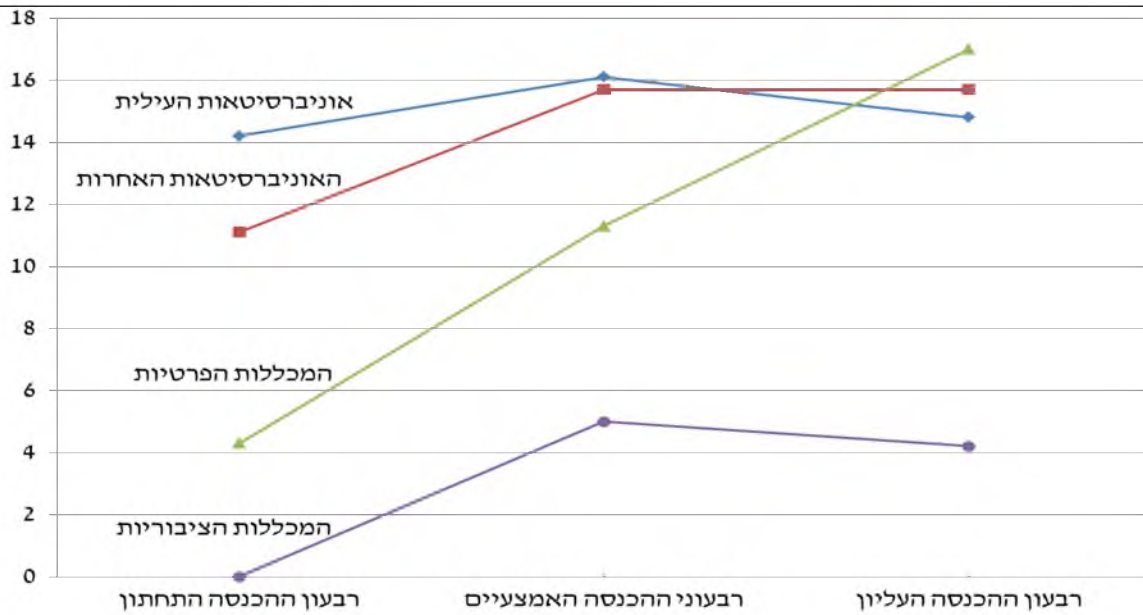


המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

(1) מבוסס על אומדי המשתנים לאינטראקציה בין המגדר לדמי לסוג המוסד. משתנים אלה נוספו למשתנים המפקחים באמידה כמו זו שמוצגת בלוח 1, מודל 4. קבוצת הבסיס: בוגרות המכללות הציבוריות.

(2) מבוסס על אומדי המשתנים לאינטראקציה בין הלאום לדמי לסוג המוסד. משתנים אלה נוספו למשתנים המפקחים באמידה כמו זו שמוצגת בלוח 1, מודל 4. קבוצת הבסיס: יהודים בוגרי המכללות הציבוריות.

איור 2. התשואה השנתית להשכלה גבוהה לפי הכנסת ההורים¹, 2008—2015 (אחוזים)

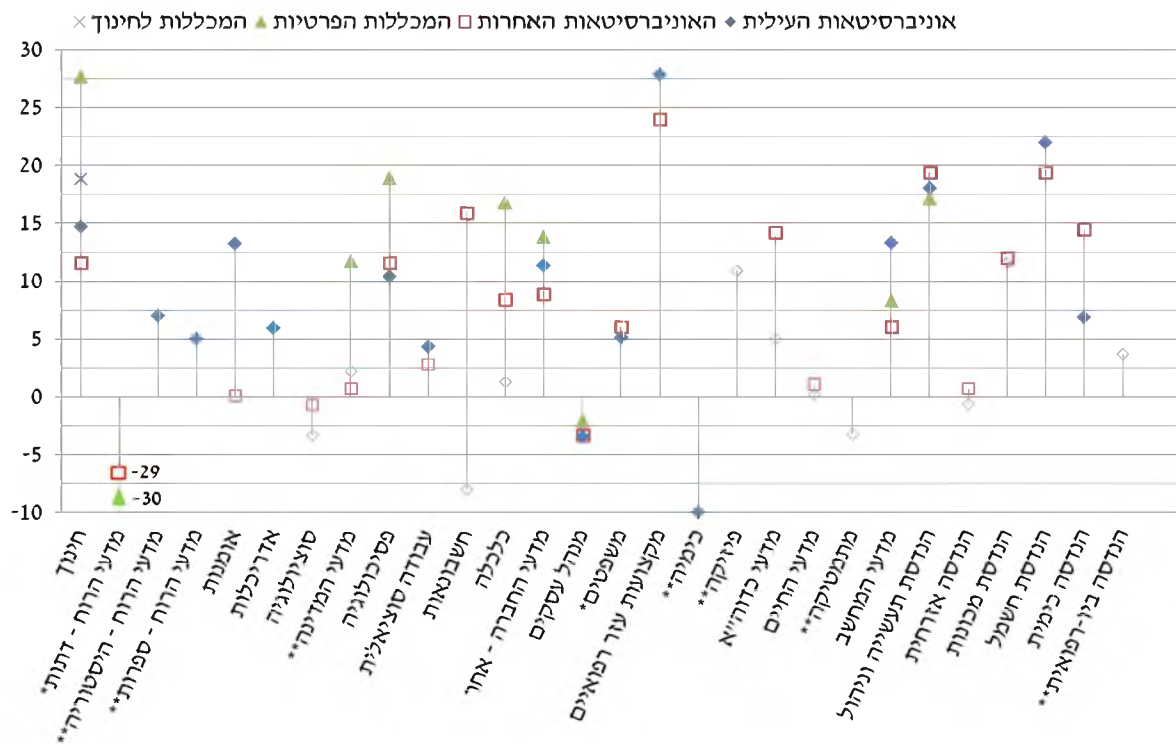


המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

(1) מבוסס על אומדי המשתנים לאינטראקציה בין הדמי לסוג המוסד והדמי לרבעון ההכנסה השנתית ברוטו שההורים מקבלים מעבודה שכירה ועצמאית כאשר לילדיהם (בוגרי המוסד) מלאו 24. משתנים אלה נוספו למשתנים המפקחים באמידה כמו זו שמוצגת בלוח 1, מודל 4. קבוצת הבסיס: בוגרי מכללות ציבוריות שהכנסת הוריהם נמצאת ברבעון התחתון.

איור 3. התשואה השנתית להשכלה גבוהה לפי מקצוע הלימוד¹, 2008—2015 (אחוזים)

על סמך אמידות מרובות משתנים²



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.
 * קבוצת הבסיס: המכללות הפרטיות, ** קבוצת הבסיס: האוניברסיטאות האחרות.
 ריבוע חיזור ומעוין ומשולש ריקים מייצגים אומדן בלתי מובהק ברמה של 10%.
 (1) מקצוע הלימוד הראשי. האיור מציג מקצועות שנלמדו בשני סוגי מוסדות לפחות, ובכל סוג השלימו את התואר הראשון או השני לפחות 30 תלמידים מדי שנה.
 (2) מבוסס על האומדים שמשתני הדמי לסוג המוסד קיבלו באמידות כמו זו שמוצגת בלוח 1, מודל 4. האמידות נערכו לכל מקצוע בנפרד.

אמדנו גם את התשואה החודשית להשכלה הגבוהה הנרכשת בסוגי המוסדות השונים³⁹. קיבלנו מדרג זהה למדרג התשואה השנתית, וזאת גם כשהגבלנו את האמידות לאחאים. הפערים בין סוגי המוסדות פחות או יותר יציבים בעשור הראשון לאחר סיום התואר וגם לפי שנת סיום התואר, ודומים מאוד לפערי השכר השנתי שמציגים איורים נ-7 ו-8 בנספח. ההבדלים שנוצרים בתשואה החודשית כעבור מספר שנים נתון מסיום התואר דומים להבדלים בתשואה השנתית שמציג איור נ-7 בנספח. הדמיון בין התשואות החודשית והשנתית נובע מכך שלאחר פיקוח על המאפיינים האישיים, אין בממוצע הבדלים ממשיים במספר חודשי העבודה השנתיים בין הבוגרים של סוגי המוסדות השונים.

³⁹ אפשר לקבל את התוצאות מהמחברים.

אמידות דו-שלביות עם משתנה עזר

בשלב הראשון אנו אומדים את ההסתברות ללמוד במוסד מסוג מסוים כפונקציה של זמינות הסוג ושל משתנים אחרים (משוואה 2 לעיל). הגדרנו את הזמינות בכמה אופנים: (1) המרחק המזערי בין היישוב שהתלמיד התגורר בו בגיל 17 ליישובים שנמצאים בהם מוסדות מסוג נתון⁴⁰; (2) לוג המרחק; (3) משתנה דמי שמקבל את הערך 1 אם המרחק למוסד מסוג נתון אינו עולה על 50 ק"מ ואת הערך 0 בשאר המקרים⁴¹; (4) מספר המוסדות שהמרחק אליהם אינו עולה על 50 ק"מ; (5) מספר תלמידי שנה א' בחוג שהתלמיד לומד בו במוסדות מסוג נתון, ובלבד שמרחק המוסדות ממקום מגוריו אינו עולה על 50 ק"מ⁴². האמידות נערכו רק בקרב תלמידי התואר הראשון שכן למעלה משתי חמישיות מבוגרי התואר השני סיימו את התואר הראשון במוסד מסוג אחר.

תוצאות השלב הראשון מוצגות בלוח נ-4 בנספח. עולה ממנו כי משתני הזמינות מובהקים מאוד וכמעט תמיד מצויים בכיוון הנכון: ההסתברות ללמוד בסוג מוסד נתון פוחתת עם הירידה בזמינותו ועם העלייה בזמינות הסוגים האחרים. לוח נ-5 בנספח מתייחס להרשמה לשני סוגי מוסדות, והוא מראה כי אלה הצירופים הנפוצים: אוניברסיטאות עילית ואוניברסיטאות אחרות, ומכללות ציבוריות עם אוניברסיטאות אחרות. גודלם של אומדי הזמינות בלוח נ-4 בדרך כלל עולה בקנה עם הממצאים בנוגע להרשמות: אם יש שכיחות גבוהה להרשמה למוסד מסוג אחד וגם למוסד מסוג אחר, זמינות השני תקבל אומד גדול יחסית (בערכו המוחלט) במשוואת השלב הראשון של ההסתברות ללמוד בראשון (למשל, כאשר אוניברסיטה אחרת זמינה, הדבר יוצר השפעה שלילית חזקה יחסית על הסיכוי ללמוד באוניברסיטת עילית).

לוח נ-4 מראה גם כי כושר ההסבר של משוואות השלב הראשון אינו משתנה הרבה כשמשנים את הגדרת הזמינות (והוא נמוך יחסית כשמדובר באוניברסיטאות אחרות). כשמגדירים את הזמינות במונחי לוג המרחק, מתקבל רק אומד אחד שכיוונו אינו נכון, תוצאה בלתי מפתיעה בהתחשב בכך שהסיכוי ללמוד יורד בקצב פוחת עם המרחק (איור נ-2 בנספח). לכן גם ה-Deviance של משתני הזמינות (הוא מקביל לערך F במבחן Wald באמידות OLS של השלב הראשון) מקבל את הערך הגבוה ביותר כשמשמשים בלוג המרחק. לפיכך רוב האמידות של השלב השני יסתמכו על משוואות השלב הראשון שלוג המרחק משמש בהן משתנה עזר⁴³.

לוח 4 מציג את תוצאות השלב השני לגבי משתני הזמינות שנכללו בשלב הראשון⁴⁴. עולה ממנו כי תלמידים שהשלימו את התואר הראשון באוניברסיטת עילית משתכרים בשנה עד 4% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות, בוגרי האוניברסיטאות האחרות משתכרים כ-16%—24% יותר מהם, ובוגרי המכללות הפרטיות – כ-10%—14% יותר. יש להדגיש שבמשוואת השלב הראשון משתני הזמינות של המכללות הפרטיות מקבלים ערך Deviance נמוך יחסית (לוח נ-4 בנספח), ולכן יש להתייחס בזהירות לאומד שהן מקבלות במשוואת השלב השני.

⁴⁰ אם מוסד לא הציע את המקצוע במועד התחלת הלימודים, זקפנו לתלמיד אלף ק"מ בין מקום מגוריו בגיל 17 ליישוב שהמוסד נמצא בו.

⁴¹ בחרנו ב-50 ק"מ כי במרחק גדול יותר פוחתת מאוד ההסתברות ללמוד במוסד מסוג נתון (ראו איור נ-2 [חלק א'] בנספח), ונראה כי הדבר נובע בין השאר משיקולי יוממות. צמצום המרחק ל-40 או 30 ק"מ מפחית מאוד את כושר ההסבר של משוואת השלב הראשון.

⁴² סביר להניח שהטכנולוגיות ללמידה מרחוק יצמצמו את חשיבות המרחק ממוסד הלימודים.

⁴³ ערכנו גם אמידות פלצבו (placebo) ובהן הקדמנו בשלוש שנים את השנה שבה נפתח החוג (בהתאם לכך גם הישבנו מחדש את משתני הזמינות). מתברר כי באמידות השלב הראשון רבים מהאומדים אינם נמצאים בכיוון הנכון או אינם מובהקים, וגם ערך ה-Deviance צנח. ממצאים אלו מחזקים את מהימנות השימוש במרחק כמשתנה עזר.

⁴⁴ כשמגדירים את הזמינות במונחי מספר התלמידים (ההגדרה החמישית), שיעור גבוה יחסית של אומדי השלב הראשון אינם מקבלים כיוון נכון וערכי ה-Deviance נמוכים. לפיכך החלטנו לוותר על משתנה עזר זה.

לוח 5 משווה בין התוצאות שהניבו האמידות הדו-שלביות לבין התוצאות שהניבו האמידות מרובות המשתנים, וזאת בקרב בוגרי תואר ראשון בלבד. חלקו הימני מלמד שההבדלים נוגעים בעיקר לתשואה היחסית להשכלה הנרכשת באוניברסיטאות עילית: לפי האמידה הדו-שלבית התשואה היחסית עומדת על כ-3%, ולפי האמידה מרובת המשתנים – על כ-12%. בוגרי האוניברסיטאות האחרות מקבלים באמידה הדו-שלבית תשואה גבוהה יותר מאשר באמידה מרובת המשתנים (כ-16% לעומת כ-11%, בהתאמה). הגבלת האמידה מרובת המשתנים לבוגרי תואר ראשון מעלה כי האומדים של סוגי המוסדות נותרים כמעט ללא שינוי בהשוואה לאומדים שהתקבלו לגבי בוגרי תואר ראשון ושני כאחד (לוח 1, מודל 4).

בוגרי המקצועות הנלמדים רק באוניברסיטאות (למשל מדעי הרוח וחלק ממדעי החברה) מקבלים תשואה נמוכה להשכלתם, והם מהווים שיעור גבוה יחסית בקרב בוגרי האוניברסיטאות. לפיכך לוח 5 מציג גם את תוצאות האמידות בשתי השיטות המוגבלות לבוגרי תואר ראשון במקצועות המשותפים לכל סוגי המוסדות. בשעה שתוצאות האמידה מרובת המשתנים נותרו כמעט ללא שינוי, באמידה הדו-שלבית חל שינוי בולט: התשואה לבוגרי האוניברסיטאות עלתה מאוד. יש להתייחס בעירבון מוגבל לערכו הגבוה והחריג של אומד התשואה לבוגרי האוניברסיטאות האחרות, שכן במשוואת השלב הראשון משתני הזמינות שלהן מקבלים ערך Deviance נמוך יחסית (לא מוצג).

לסיכום, האמידה הדו-שלבית למקצועות המשותפים מעלה כי בוגרים שלמדו לתואר הראשון באוניברסיטאות העילית ובמכללות הפרטיות מקבלים שכר שנתי גבוה בכ-15% מהשכר שמקבלים בוגרי המכללות הציבוריות; ואילו האמידה מרובת המשתנים מעלה כי בוגרי האוניברסיטאות (משני הסוגים) והמכללות הפרטיות מקבלים שכר גבוה ב-9%—11% מבוגרי המכללות הציבוריות.

מפתיע לגלות שהתשואה לאוניברסיטאות בשיטה הדו-שלבית גבוהה מהתשואה באמידה מרובת המשתנים, שכן סביר להניח כי השיטה הדו-שלבית מפקחת טוב יותר על הסלקטיביות בכניסה למוסדות. ייתכן כי תוצאה זו נובעת מכך שהעלייה הניכרת בזמינות המכללות הציבוריות צירפה למערכת ההשכלה הגבוהה בעיקר אוכלוסייה שמתאפיינת ברקע חברתי-כלכלי חלש ובכישורים נמוכים, וחלק ממאפיינים אלו אינם נצפים ומתואמים שלילית עם השכר. האמידה בשיטה הדו-שלבית מבוססת על התמורות בזמינות ולכן האומדים רגישים להכללת אוכלוסייה זו ולהטיה הנובעת מהמאפיינים הבלתי נצפים הנידונים.

איור נ-10 בנספח מציג את התשואות לסוג מוסד שהתקבלו מאמידות דו-שלביות לכל מקצוע בנפרד, ובלבד שמשנתה העזר במשוואת השלב הראשון עבר בהצלחה את מבחן המובהקות. מצטיירת ממנו התמונה הכללית הבאה: ברוב המקצועות התשואה גבוהה יותר באוניברסיטאות האחרות. בעוד שבהנדסה התשואה היחסית לבוגרי אוניברסיטאות עילית גבוהה יחסית, הרי שבמדעי הרוח והחברה היא נמוכה יחסית.

לוח 4. התשואה השנתית לתואר ראשון¹, 2008—2015

על סמך האמידות הדו-שלביות

משתנה הזמינות במשוואת השלב הראשון ² :	המרחק (ק"מ)	לוג המרחק	יש מוסד מהסוג הנתון במרחק שאינו עולה על 50 ק"מ	מס' המוסדות מהסוג במרחק שאינו עולה על 50 ק"מ
אוניברסיטאות העילית ³	0.036** (0.018)	0.029* (0.016)	0.043** (0.017)	0.011 (0.017)
האוניברסיטאות האחרות ³	0.188*** (0.024)	0.157*** (0.024)	0.235*** (0.030)	0.241*** (0.031)
המכללות הפרטיות ³	0.098*** (0.024)	0.121*** (0.022)	0.102*** (0.025)	0.144*** (0.023)
המשתנים המפקחים ⁴	V	V	V	V
מספר התצפיות	549,989	549,989	549,989	549,989
Adjusted R ²	0.25	0.25	0.25	0.25

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

*, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן (מתוקננות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים. סטיות התקן תוקנו בהתאם ל-Davidson and MacKinnon (2010).

- (1) נכללו גם פרטים שסיימו תואר שני בשנים מאוחרות משנת השכר (ולא למדו במהלכה).
- (2) המרחק המזערי בין היישוב שהתלמיד גר בו בגיל 17 ליישובים שיש בהם מוסדות מסוג נתון, ובלבד שהמוסדות הציגו בשנה א' ללימודי התלמיד את מקצוע לימודיו.
- (3) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.
- (4) המשתנים המפקחים בלוח 1 (מודל 4).

לוח 5. התשואה השנתית לתואר ראשון¹:

השוואה בין האמידות הדו-שלביות לאמידות מרובות המשתנים

מקצועות הלימוד המשותפים לכל סוגי המוסדות ²		כל מקצועות הלימוד		
אמידה מרובת משתנים	אמידה דו-שלבית ³	אמידה מרובת משתנים	אמידה דו-שלבית ³	
0.106*** (0.011)	0.137*** (0.024)	0.117*** (0.007)	0.029* (0.016)	אוניברסיטאות העילית ⁴
0.087*** (0.007)	0.395*** (0.045)	0.105*** (0.005)	0.157*** (0.024)	האוניברסיטאות האחרות ⁴
0.103*** (0.008)	0.161*** (0.031)	0.090*** (0.007)	0.121*** (0.022)	המכללות הפרטיות ⁴
V	V	V	V	המשתנים המפקחים ⁵
290,106	290,106	549,989	549,989	מספר התצפיות
0.26	0.26	0.25	0.25	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

*, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן (מתוקננות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים. סטיות התקן תוקנו בהתאם ל-Davidson and MacKinnon (2010).

- (1) נכללו גם פרטים שלמדו לתואר שני בשנים מאוחרות משנת השכר (ולא למדו במהלכה).
- (2) פסיכולוגיה, מדעי המדינה, כלכלה, מדעי החברה – אחר, מנהל עסקים, מדעי המחשב והנדסת תעשייה וניהול.
- (3) במשוואת השלב הראשון משתנה העוזר הוא לוג המרחק המזערי בין היישוב שהתלמיד התגורר בו בגיל 17 ליישובים שיש בהם מוסדות מסוג נתון, ובלבד שהמוסדות הציגו בשנה א' ללימודי התלמיד את מקצוע לימודיו.
- (4) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.
- (5) המשתנים המפקחים בלוח 1 (מודל 4).

אי-רציפות בקבלה לחוג הלימודים

בדומה לאמידות הדו-שלביות, גם את האמידות בשיטת אי-הרציפות הגבלנו לבעלי תואר ראשון בלבד, משום שהן מבוססות על הבדלים בסף הקבלה לתואר ראשון בחוג, וגם מפני שהקבלה לתואר שני תלויה במידה רבה בגורמים שאינם ידועים לנו (למשל ההישגים בלימודי התואר ראשון). יתר על כן, האמידות השוו בין אוניברסיטאות העילית לאחרות והשמיטו את המכללות, וזאת משני נימוקים: א) לגבי ההרשמות לתואר ראשון באוניברסיטאות יש נתונים מלאים עבור כל שנות החקירה; לגבי ההרשמות למכללות אין נתונים מהשנים שקדמו ל-2009 ויש נתונים מלאים רק מהשנים הבאות. ב) בשנים 2009—2012 יש מעט מאוד מועמדים שנרשמו הן לאוניברסיטאות והן למכללות, והוא הדין במועמדים שנרשמו הן למכללות פרטיות והן למכללות ציבוריות (ראו גם לוח נ-5 בנספח. לוח זה מציג את שיעורי ההרשמות לשני סוגי מוסדות).

לפני שנעבור לתיאור התוצאות נראה כי הנתונים עומדים בתנאים ההכרחיים לשימוש בשיטת אי-הרציפות. איור נ-11 בנספח מתמקד במועמדים שנרשמו הן לאוניברסיטאות העילית והן לאוניברסיטאות האחרות, והוא מציג את התפלגויות הציונים הפסיכומטריים שקיבלו הבוגרים בכל אחד מסוגי המוסדות. עולה ממנו כי ההתפלגויות דומות וכי בקרב בוגרי העילית ההתפלגות מוסטת מעט ימינה (תמונה דומה מתקבלת גם ביחס לאחוזון של ציון הבגרות הממוצע – לא מוצג). איור נ-12 בנספח מתייחס למשתנים המפקחים המרכזיים במשוואות השכר ומראה מהם ערכיהם סביב סף הקבלה לחוגים באוניברסיטאות העילית. אנו לומדים ממנו שאין אי-רציפות בערכיהם סביב הסף, לרבות בציוני הבגרות ובציון הפסיכומטרי, וממצא זה מאשש את ההשערה שהמועמדים אינם יכולים להתכוון לציון הסף. שני מאפיינים אלה – כלומר החפיפה הרבה בהתפלגות הכישורים ורציפות המשתנים המפקחים סביב סף הקבלה לחוג – מהווים תנאי קדם לשימוש בשיטת אי-הרציפות.

לוח 6 מציג את התשואה השנתית לתואר ראשון מאוניברסיטאות העילית לעומת התשואה לתואר ראשון מהאוניברסיטאות האחרות. הוא מציג את התוצאות שהניבו המשוואה המצומצמת (משוואה 4) והשלב השני במשוואה הדו-שלבית (משוואה 6) לגבי חלונות שונים סביב סף הקבלה. הממצא המרכזי הוא שאין הבדלי תשואה מובהקים בין שני סוגי האוניברסיטאות. בכל זאת ניתן לציין שכאשר מקטינים את החלון סביב סף הקבלה, פער התשואה (הבלתי מובהק) לטובת אוניברסיטאות העילית גדל במשוואת השלב השני.

ערכנו גם אמידות לגבי חוגים שהעניקו תואר ראשון ל-100 בוגרים לפחות בכל סוג אוניברסיטה, ובוגרים אלה גם נרשמו לשני סוגי המוסדות (מדובר במשפטים, מקצועות עזר רפואיים, הנדסת תעשייה וניהול והנדסת חשמל). לא מצאנו הבדלי תשואה מובהקים בין שני הסוגים (לא מוצג), בדומה לתוצאות שהניבה האמידה מרובת המשתנים (איור 3 לעיל).

**לוח 6. התשואה השנתית לתואר ראשון¹ מאוניברסיטאות העילית
בהשוואה לתשואה לתואר מהאוניברסיטאות האחרות, 2008—2015**
על סמך אי-הרציפות בקבלה לחוג הלימודים

±0.50 סטיית התקן	±0.75 סטיית התקן	±1 סטיית התקן	ללא מגבלה	המרחק מסף הקבלה ¹ :
0.006 (0.052)	0.042 (0.046)	0.033 (0.040)	0.022 (0.026)	המשוואה המצומצמת ²
0.249 (0.231)	0.159 (0.224)	0.083 (0.184)	0.184 (0.177)	משוואת השלב השני ³
V	V	V	V	המשתנים המפקחים ⁴
16,252	21,771	26,174	36,316	מספר התצפיות
0.33	0.33	0.32	0.32	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.
*, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן (מתוקנות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים. סטיות התקן תוקנו בהתאם ל-Davidson and MacKinnon (2010).
(1) סטיית תקן אחת שקולה ל-100 נקודות בבחינה הפסיכומטרית.
(2) משוואה (4).
(3) משוואה (6).
(4) המשתנים המפקחים בלוח 1 (מודל 4), למעט הציון הממוצע בבחינות הבגרות ובבחינה הפסיכומטרית.

(ב) התשואה לסוג המוסד במונחי השכר לשעת עבודה

לפני שנפנה לתשואה לשעת עבודה נאמוד את ההבדלים במספר שעות העבודה השבועיות בין פרטים שהשלימו תואר ראשון בסוגי המוסדות השונים, כשיתר מאפייניהם קבועים; אמידה זו מסתמכת בין השאר על מפקד 2008⁴⁵. כפי שמראה לוח נ-6 בנספח, גברים שלמדו באוניברסיטאות העילית ונשים שלמדו במכללות הפרטיות עובדים, בהתאמה, כ-6% וכ-4% יותר שעות ממקביליהם במכללות הציבוריות. כאשר בוחנים את מספר שעות העבודה השנתיות (לאחר שמביאים בחשבון גם את מספר חודשי העבודה בשנה), מתקבלות תוצאות דומות (לוח נ-11 בנספח).

השתמשנו בשיטת OLS כדי לאמוד את משוואת השכר השעתי ברוטו בשנת 2008⁴⁶, על יסוד שילוב בין מפקד 2008 לקובץ המעקב אחר ילידי 1978—1985. כפי שמראה לוח 7, בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות משתכרים 4%—6% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות (בין שתי הקבוצות הראשונות אין הבדלים מובהקים). תוצאה זו מנוגדת לממצאים בנוגע למדרג השכר השנתי בקרב בוגרי תואר ראשון ותואר שני ב-2008—2015. את הסתירה ניתן ליישב באופן הבא (ראו לוח נ-7 בנספח): ב-2008 אין הבדלים מובהקים בולטים בשכר השנתי בין בוגרי תואר ראשון מסוגי המוסדות השונים (למעט שכרם של בוגרי מכללות ציבוריות הנמוך יותר) – הן בקרב כלל הבוגרים והן בקרב אלו שנכללו במפקד; מדרג השעות השנתיות לפי סוג מוסד הפוך למדרג השכר השנתי, ולכן מצטמצמים עוד יותר הפערים הקיימים בשכר

⁴⁵ הגבלנו את האמידות לנסקרים שהשיגו רק תואר ראשון עד מועד המפקד, כיוון שבאותה תקופה רק שיעור זניח מבוגרי המכללות למדו לתואר שני. כמו כן, וכפי שעשינו עד כה, השמטנו מהאמידות את הפרטים שלמדו ב-2008 לתארים מתקדמים, כיוון ששכרם אינו משקף בהכרח את כושר השתכרותם כאקדמאים. שתי המגבלות כנראה מטות כלפי מטה את אומדי התשואה לתואר ראשון מהאוניברסיטאות, משום שלתארים המתקדמים ממשיכים בדרך כלל תלמידים מוכשרים יותר בממוצע. הדבר תקף ביתר שאת לגבי אוניברסיטאות העילית, שכן בוגריהן ממשיכים לתארים מתקדמים בשיעורים הגבוהים ביותר.
⁴⁶ לא ניתן לבצע אמידות דו-שלביות כיוון שעקב מיעוט התצפיות, משתני העור במשוואות השלב הראשון אינם מובהקים.

השעתי בין בוגרי המוסדות מהסוגים השונים⁴⁷. מדרג השכר השעתי לפי מקצוע וסוג מוסד מציג הטרוגניות רבה (איור 4).

איור נ-13 בנספח מציג את השכר השעתי לפי מקצוע בהשוואה לשכרם של בוגרי כלכלה, והוא מתייחס הן לנתון הגולמי והן לנתון לאחר פיקוח על מאפיינים אישיים. המדרגים דומים לאלו שהתקבלו לגבי השכר השנתי הן במחקר זה (איור נ-6 בנספח) והן אצל קריל ועמיתים (2016). גם הפעם הפערים בשכר הגולמי רחבים הרבה יותר מהפערים לאחר הפיקוח, ומכאן שהמעבידים מתגמלים כישורים.

לוח 7. התשואה השעתית לבוגרי תואר ראשון לפי המגדר והלאום¹, 2008

יהודים	נשים	גברים	סה"כ ²	
0.076 ^{***} (0.029)	0.044 (0.036)	0.030 (0.048)	0.054 [*] (0.029)	אוניברסיטאות העילית ³
0.029 (0.022)	0.045 [*] (0.027)	0.022 (0.041)	0.038 [*] (0.022)	האוניברסיטאות האחרות ³
0.057 ^{**} (0.025)	0.072 ^{**} (0.030)	0.055 (0.045)	0.065 ^{***} (0.025)	המכללות הפרטיות ³
V	V	V	V	המשתנים המפקחים ⁴
4,495	3,408	1,639	5,047	מספר התצפיות
0.256	0.184	0.240	0.222	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

^{*}, ^{**}, ^{***} מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן מופיעות בסוגריים.

(1) רק פרטים שהשלימו תואר ראשון עד 2008 (ולא למדו ב-2008). נכללו גם פרטים שלמדו לתואר שני בשנים מאוחרות יותר.

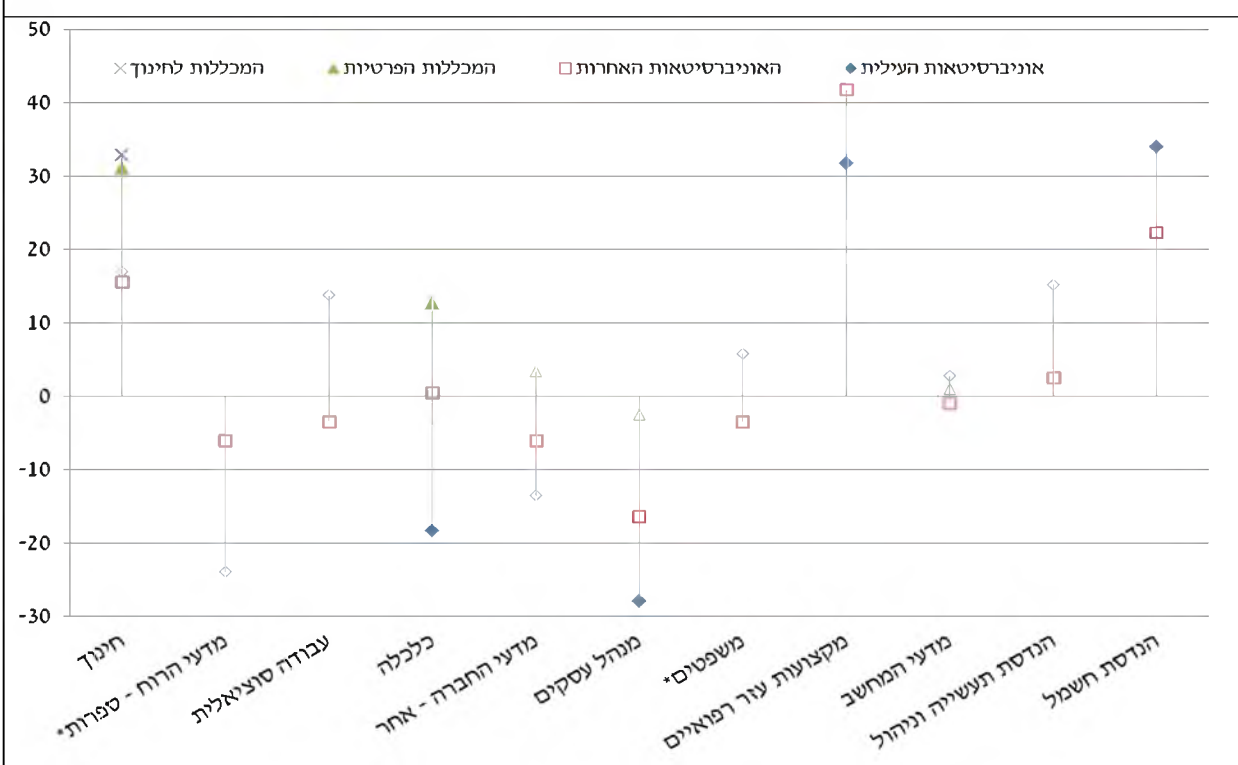
(2) כל בוגרי תואר ראשון.

(3) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.

(4) המשתנים המפקחים הכלולים בלוח 1, מודל 4.

⁴⁷ כזכור, את השכר השנתי אמדנו בהתייחס לבוגרי תואר ראשון ושני ואילו את השכר השעתי – בהתייחס לבעלי תואר ראשון במועד מפקד 2008. כאשר מגבילים את אמידות השכר השנתי ב-2008–2015 לבעלי תואר ראשון בשנת השכר – כפי שעשינו בלוח 1, מודל 4 – מוצאים כי שכרם של בוגרי המכללות הפרטיות גדל מאוד יחסית לשכרם של בוגרי המכללות הציבוריות (ראו לוח 5 לעיל). ממצא זה עולה בקנה אחד עם שתי העובדות הבאות: א) שיעור בוגרי הפרטיות שהמשיכו לתואר שני בהן גבוה מהשיעור המקביל בציבוריות; ב) בוגרי הפרטיות שהמשיכו לתואר שני בהן עולים בכישוריהם (ציוני הבגרות והפסיכומטרי) רק במעט על בוגרים שלא המשיכו, בשעה שאצל בוגרי הציבוריות הפערים גדולים יותר. מכאן שאוכלוסיית הממשיכים לתואר שני במכללות הפרטיות סלקטיבית פחות מזו שבמכללות הציבוריות, וניתן לשער שתמונה דומה קיימת גם ביחס לכישורים הבלתי נצפים המתואמים עם השכר.

איור 4. התשואה השעתית לבוגרי תואר ראשון לפי מקצוע הלימוד¹ וסוג המוסד², 2008 (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.
* קבוצת הבסיס: המכללות הפרטיות.

ריבוע חיוור ומעויין ומשולש ריקים מציינים אומד בלתי מובהק ברמה של 10%.

(1) מקצוע הלימוד הראשי. האיור כולל מקצועות שהציעו מוסדות משני סוגים לפחות, ובכל סוג השלימו את התואר לפחות 50 פרטים.

(2) מבוסס על האומדים שקיבלו משתני הדמי לסוג המוסד באמידות כמו אלה שבלוח 1, מודל 4. האמידות נערכו לכל מקצוע בנפרד.

קבוצת הבסיס: בוגרי המכללות הציבוריות.

6. סיכום

מחקרנו בחן את התשואה במונחי שכר ללימודים במוסדות להשכלה גבוהה בישראל, וזאת בתקופה שהמכללות התרחבו במהירות ברחבי הארץ. הוא תורם נדבך ייחודי למחקר בתחום, בעיקר הודות לדרך שבה הוא מתמודד עם בעיית הסלקטיביות – היינו הבעיה הנובעת מכך שכדי לזהות את התשואה לפי איכות המוסד יש לבדוד את התשואה להשכלה הנרכשת בו מהתשואה לכישורים האישיים, שכן תלמידים מוכשרים בדרך כלל לומדים במוסדות איכותיים.

בפירוט, המחקר עקב אחר כל ילידי 1978–1985 והסתמך על מאפייניהם הדמוגרפיים-חברתיים, הרקע המשפחתי שהם באו ממנו, כישוריהם הקוגניטיביים, הרשמותיהם למוסדות הלימוד, מקצועות הלימוד, התארים, וכמובן השכר שהם קיבלו לאורך שנים אחדות. מסד הנתונים מכסה אפוא הרבה קוהורטות בוגרים ושנות שכר, ועובדה זו – יחד עם התרחבותה המהירה של מערכת ההשכלה הגבוהה – אפשרו לנו לבחון כיצד התפתחה התשואה להשכלה במרוצת השנים.

נוסף לכך אפשר לנו מסד הנתונים העשיר לאמץ שלוש שיטות אמידה שכל אחת מהן מתמודדת עם בעיית הסלקטיביות בדרך אחרת: תחילה השתמשנו בשיטה המקובלת בספרות – אמידה מרובת משתנים בגישת הבחירה על הנצפים. לכך הוספנו אמידה דו-שלבית שמתמשת במשתנה העזר "קרבה גאוגרפית למוסד הלימודים" ואי-רציפות בקבלה לחוגי הלימודים. מטבע הדברים השיטה הראשונה מתאימה לכלל הבוגרים, ואילו שתי האחרות מתאימות לבוגרי תואר ראשון בלבד.

בשלב הראשון ערכנו אמידות בקרב פרטים שהשלימו תואר ראשון ותואר שני. האמידה מרובת המשתנים מלמדת כי כשיתר הדברים קבועים, השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות עלה ב-2008–2015 בכ-10% על השכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הציבוריות, והשכר בקרב בוגרי המכללות הפרטיות עלה עליו ב-6%–7%. פערי השכר נותרו יציבים גם לאחר שפילחנו את הנתונים לפי שנת סיום התואר ומספר השנים שחלפו מאז. מדרג השכר השנתי נשמר בחלוקות לפי המגדר, הלאום והכנסת ההורים (יוצאי דופן הם בוגרי מכללות פרטיות שהוריהם מבוססים, שכן הם השתכרו יותר מבוגרי האוניברסיטאות). השכר השנתי ברוטו בקרב בוגרי האוניברסיטאות דמה ב-2008 לשכר המקביל בקרב בוגרי המכללות הפרטיות ועלה בכ-4%–6% על שכרם של בוגרי המכללות הציבוריות. כאשר מפלחים את הנתונים לפי מקצועות סוגי המוסדות מדורגים אחרת מבחינת השכר; אולם בכל זאת ניתן לומר ששכרם השנתי והשנתי של בוגרי הנדסה ומקצועות עזר רפואיים גבוה יותר אם הם לומדים באוניברסיטאות, ואילו שכרם של בוגרי מנהל עסקים מהמכללות גבוה יותר.

בשלב הבא ערכנו אמידות בקרב בוגרי תואר ראשון בלבד, ושלוש השיטות הניבו מדרג שכר דומה לפי סוג מוסד. האמידה מרובת המשתנים העלתה כי שכרם השנתי של בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות גבוה בכ-10% משכרם של בוגרי המכללות הציבוריות; השיטה הדו-שלבית מראה כי בוגרי האוניברסיטאות והמכללות הפרטיות משתכרים, בהתאמה, כ-20% וכ-14% יותר מבוגרי המכללות הציבוריות; בשיטת אי-הרציפות לא נמצאו הבדלים בין בוגרי אוניברסיטאות העילית והאוניברסיטאות האחרות. התוצאה האחרונה עולה בקנה אחד עם הממצאים שהצגנו לעיל ועם מחקרים שנערכו בעולם והראו כי כאשר מפקחים על משתנים רבים – כולל הכישורים האישיים – אמידות מרובות משתנים מניבות תוצאות דומות לאלו המתקבלות בשיטות האחרות.

יש לברך על הנגשת ההשכלה הגבוהה, העלייה בשיעור האקדמאים והתשואה הנאה להשכלה, לרבות להשכלה שמעניקות המכללות הציבוריות. אולם במקביל יש לתת את הדעת על הדרכים לצמצום פערי האיכות בין המוסדות, בין השאר באמצעות שיפור כוחות ההוראה וסביבות הלימודים במכללות ושמירה

על רמה אקדמית נאותה. כאשר העלייה בהשכלה אינה מלווה ברכישת המיומנויות הנחוצות בשוק העבודה, נוצרת השכלה עודפת. תופעה זו שכיחה בישראל יותר מאשר ברוב החברות ב-OECD, ויש לה השפעות שליליות על העובדים, המעסיקים והמשק (McGowan and Andrews, 2015; OECD, 2016). סוגיה זו ראויה למחקר נפרד.

לסיכום נזכיר שהמחקר בדק את איכות המוסדות להשכלה גבוהה במונחי שכר בלבד. אומנם זהו המדד השכיח ביותר, אך אפשר לבחון את איכות המוסדות גם במונחי תפוקות אחרות, ביניהן תרומתם למחקר ושביעות הרצון של הסטודנטים במהלך לימודיהם ולאחר השתלבותם בשוק העבודה. על חלק מהתפוקות יש רק מידע דל, ויש ליצור מאגרי נתונים שיאפשרו לחקור אותן.

ביבליוגרפיה

- ארגוב א. (2017). "התפתחות ההשכלה בישראל ותרומתה לצמיחה ארוכת הטווח", סקר בנק ישראל 89, 87-49, ירושלים.
- בנק ישראל (2016א). *דין וחשבון 2015*, חטיבת המחקר, ירושלים.
- בנק ישראל (2016ב). *מיומנויות היסוד של העובדים בישראל והפריין בענפי המשק*, הסקירה הפיסקלית התקופתית ולקט ניתוחים מחקריים, חטיבת המחקר, אוגוסט, ירושלים.
- ברזלי-שחם י. ומ. יעיש (2015). "השפעת המוסד האקדמי על ההזדמנויות התעסוקתיות של בוגריו", *סוציולוגיה ישראלית*, טז (2), 75-56.
- ברנד ג. וא. רגב (2015). "שוק עבודה דואלי: מגמות בפריין, בשכר ובהון האנושי בענפי המשק", בתוך: א. וייס וד. צ'רניחובסקי (עורכים), *דוח מצב המדינה – חברה כלכלה ומדיניות 2015*, מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, 199-161, ירושלים.
- וולנסקי, ע. (2005). *אקדמיה בסביבה משתנה: מדיניות ההשכלה הגבוהה של ישראל 1952–2004*, הוצאת הקיבוץ המאוחד, רעננה.
- זוסמן נ., א. פורמן, ט. קפלן וד. רומנוב (2007). *הבדלים באיכות ההשכלה בין אוניברסיטאות למכללות: בחינה באמצעות התמורה בשוק העבודה*, מוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע ובטכנולוגיה, הטכניון – מכון טכנולוגי לישראל, חיפה.
- זיו נ., ת. קריכלי-כץ וא. רוזן-צבי (2017). "החלום ושברו – דפוסי אי-שוויון וריבוד בקרב בוגרי משפטים בישראל בפתח המאה העשרים ואחת", *מעשי משפט*, כרך ט(1), 133-99.
- חזן מ. וש. צור (טרם פורסם). "צמיחה כלכלית ופריין העבודה בישראל, 1995–2014", בתוך: א' בן-בסט, ר' גרונאו וא' זוסמן (עורכים), *אורות וצללים בכלכלת השוק – המשק הישראלי 1995–2015*, עם עובד, תל אביב.
- משרד האוצר (2017). "הקשר בין לימודים אקדמיים לטיפוס בסולם הכלכלי-חברתי", *סקירה כלכלית שבועית*, אגף הכלכלן הראשי, 16 ביולי, ירושלים.
- נבון ג. (2004). *השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר: עדות אמפירית מענף התעשייה*, בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2004.05, ירושלים.
- קירש א. (2016). *מעמדה המחקרי של ישראל – מה באמת מתארים המדדים?* מוסד שמואל נאמן למחקר מדיניות לאומית, הטכניון – מכון טכנולוגי לישראל, חיפה.
- קמחי א. וא. הורוביץ (2015). *החשיבות של היקף לימודי המתמטיקה בתיכון ללימודים אקדמיים ולקריירה העתידית של התלמידים בישראל*, מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, נייר מדיניות 2015.1, ירושלים.
- קריל ז., א. גבע וצ. אלוני (2016). *לא כל התארים נולדו שווים: בחינת הפרמיה בשכר מרכישת השכלה גבוהה, כפונקציה של תחום הלימוד*, משרד האוצר, אגף הכלכלן הראשי, סדרת מאמרים לדיון, ירושלים.
- קריל ז., י. פישר וי. הקט (2018). *השפעת מידת הסלקטיביות של מוסד הלימודים על שכרם של אקדמאים צעירים*, משרד האוצר, אגף הכלכלן הראשי, סדרת מאמרים לדיון, ירושלים.
- רגב א. וג. ברנד (2015). "הגורמים להתרחבות פערי הפריין בין ישראל ל-OECD: השוואה ענפית רב-שנתית", בתוך: א. וייס וד. צ'רניחובסקי (עורכים), *דוח מצב המדינה – חברה כלכלה ומדיניות 2015*, מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, 201-249, ירושלים.

- Andrews R.J., Li J. and Lovenheim M.F. (2016). "Quantile Treatment Effects of College Quality on Earnings ", *The Journal of Human Resources*, 51(1), 200-238..
- Anelli M. (2016). *The Returns to Elite College Education: A Quasi-Experimental Analysis*, Bocconi University and IZA Discussion Paper No. 1019, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Barrow L. and Malamud O. (2015). "Is Collage a Worthwhile Investment?" *Annual Review of Economics*, 7(1), 519-555.
- Behrman J.R., Rosenzweig M.R. and Taubman P. (1996). "College Choice and Wages: Estimates Using Data on Female Twins", *Review of Economics and Statistics*, 78(4), 672-685.
- Black D.A. and Smith J.A. (2004). "How Robust is the Evidence on the Effect of College Quality? Evidence from Matching", *Journal of Econometrics*, 121(1-2), 99-124.
- Black D.A., Smith J.A. and Daniel J. (2005). "College Quality and Wages in the United States", *German Economic Review*, 6(3), 415-443.
- Bordon P. and Braga, B. (2017). *Employer Learning, Statistical Discrimination and University Prestige*, unpublished manuscript.
- Borgen N.T. (2014). "College Quality and Hourly Wages: Evidence from the Self-Revelation Model, Sibling Models and Instrumental Variables", *Social Science Research*, 48, 121-134.
- Brand J.E. and Halaby C.N. (2006). "Regression and Matching Estimates of the Effects of Elite College Attendance on Career Outcomes", *Social Science Research*, 35(3), pp. 749-770.
- Brand J.E. and Xie Y. (2010). "Who Benefits Most from college? Evidence for Negative Selection in Heterogonous Economic Returns to Higher Education", *American Sociological Review*, 25(2), 273-302.
- Brewer D.J. and Ehrenberg R.G. (1996). "Does It Pay to Attend an Elite Private College? Evidence from the Senior High School Class of 1980", *Research in Labor Economics*, 15, 239-271.
- Brewer D.J., Eide E.R. and Ehrenberg R.G. (1999). "Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-Cohort Evidence on the Effects of College Type on Earnings", *Journal of Human Resources*, 34(1), 104-123.
- Britton J., Dearden L., Sheppard N. and Vignoles A. (2016). *How English domiciled Graduate Earnings Vary with Gender, Institution Attended, Subject and Socio-Economic Background*, Institute for Fiscal Studies Working Paper 16/06, London.

- Broecke S., Quintini G. and Vandeweyer M. (2017). *Wage Inequality and Cognitive Skills: Re-Opening the Debate*, NBER Working Paper No. 21965.
- Brunello G. and Cappellari L. (2008). "The Labour Market Effects of Alma Mater: Evidence from Italy", *Economics of Education Review*, 27(5), 564-574.
- Card D., Mas A. and Rothstein J. (2008). "Tipping and the Dynamics of Segregation", *The Quarterly Journal of Economics*, 123(1), 177-218.
- Carroll D., Heaton C. and Tani M. (2018). *Does It Pay to Graduate from an 'Elite' University in Australia?*, IZA Discussion Paper, No. 11477, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Chen W., Grove W.A. and Hussey A. (2012). "The Payoff to School Selectivity: An Application of Dale and Krueger's Method to MBA Programs", *Economics Letters*, 116(2), 247-249.
- Cheslock J.J. and Hilmer M.J. (2001). *How College Enrollment Strategies Affect Student Labor Market Success*, Cornell Higher Education Research Institute (CHERI), WP 19.
- Chevalier A. and Conlon G. (2003). *Does it Pay to Attend a Prestigious University?*, IZA Discussion Paper, No. 848, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- 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", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1491-1528.
- Dale S.B. and Krueger A.B. (2014). "Estimating the Effects of College Selectivity Over the Career Using Administrative Earnings Data", *Journal of Human Resources*, 49(2), 323-358.
- Davidson R. and MacKinnon J.G. (2010). "Wild Bootstrap Tests for IV regression", *Journal of Business & Economic Statistics*, 28(1), 128-144.
- Dehejia R.H. and Wahba S. (2002). "Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies", *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161.
- Hanushek A. and Woessmann L. (2012). "Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation", *Journal of Economic Growth*, 17(4), 267-321.
- Hastings J., Neilson C. and Zimmerman S. (2013). *Are Some Degrees Worth More Than Others? Evidence from College Admission Cutoffs in Chile*, NBER Working Paper No. 19241.
- Heller, O. (2018). *Intergenerational Earnings Mobility in Israel*, part of PhD dissertation, The Hebrew University of Jerusalem.

- Hilmer M.J. (2001). "Does the Return to University Quality Differ for Transfer Students and Direct Attendees?", *Economics of Education Review*, 19(1), 47-61.
- Hoekstra, M. (2009). "The Effect of Attending the Flagship State University on Earnings: A Discontinuity-Based Approach", *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 717-724.
- Hussain L., McNally S. and Telhaj S. (2009). *University Quality and Graduate Wages in the UK*, Center for the Economics of Education (CEE) DP 99.
- Lang K. and Siniver E. (2011). "Why is an Elite Undergraduate Education Valuable? Evidence from Israel", *Labour Economics*, 18(6), 767-777.
- Lindahl L. and Regner H. (2005), "College Choice and Subsequent Earnings: Results Using Swedish Sibling Data", *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(3), 437-457.
- Long M. (2008). "College Quality and Early Adult Outcomes", *Economics of Education Review*, 27(5), pp. 588-602.
- Loury L.D. and Garman D. (1995). "College Selectivity and Earnings", *Journal of Labor Economics*, 13(2), 289-308.
- MacLeod W.B., Riehl E., Saavedra J.E. and Urquiola M. (2017). "The Big Sort: Collage Reputation and Labor Market Outcomes." *American Economic Journal: Applied Economics*, 9(3), 223-261.
- McGowan, M.A. and Andrews, D. (2015). *Skill Mismatch and Public Policy in OECD Countries*, Economics Department Working Papers No. 1210, OECD, Paris.
- McGuinness S. (2010). "University Quality and Labour Market Outcomes", *Applied Economics*, 35(18), 1943-1955.
- Milla J. (2017). "The Context-Bound University Selectivity Premium", IZA Discussion Papers, No. 11025, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- OECD (2016). *Skills Matter: Further Results from the Survey of Adult Skills*, Paris.
- OECD (2018). *Education at a Glance 2018*, Tables A1.1-A1.3, Paris.
- Ono H. (2004). "College Quality and Earnings in the Japanese Labor Market", *Industrial Relations*, 43(3), pp. 595-617.
- Oreopoulos P. and Petronijevic U. (2013). *Making College Worth It :A Review of Research on the Returns to Higher Education*, NBER Working Paper No. 19053.
- Perry A., Wiederhold S. and Ackermann-Piek D. (2014). "How Can Skill Mismatch be Measured? New Approaches with PIAAC", *methods ,data ,analyses*, 8(2), 137-174.
- Rubin D. (1973). "Matching to Remove Bias in Observational Studies", *Biometrics*, 29, 159-183.

- Saavedra J.E. (2009). *The Learning and Early Labor Market Effects of College Quality: A Regression Discontinuity Analysis*, unpublished manuscript.
- Shwed U. and Shavit Y. (2006). "Occupational and Economic Attainments of College and University Graduates in Israel", *European Sociological Review*, 22(4), 431-442.
- Thomas S.L. (2000). "Deferred Costs and Economic Returns to College Major, Quality, and Performance", *Research in Higher Education*, 41(3), 281-313.
- Thomas S.L. and Zhang L. (2005). *Post Baccalaureate Wage Growth within Four Years of Graduation: The Effects of College Quality and College Major*, Cornell Higher Education Research Institute (CHERI), WP 6.
- Walker I. and Zhu Y. (2018). "University Selectivity and the Relative Returns to Higher Education: Evidence from the UK", *Labour Economics*, 53, 230-249.
- Winston G.C. and Zimmerman D.J. (2003). *Peer Effects in Higher Education*, NBER Working paper No. 9501.
- Zhang L. (2005). "Do Measures of College Quality Matters? The Effect of College Quality on Graduate's Earnings," *The Review of Higher Education*, 28(4), 571-596.

נספחים

לוח נ-1. מקצועות הלימוד במוסדות להשכלה גבוהה

מקצועות הלימוד המקובצים למחקר	מקצועות הלימוד לפי הגדרת הלמ"ס
חינוך	חינוך
	חינוך עיוני ומחקרי
	דידקטיקה
	מנהל חינוכי
	ייעוץ חינוכי
	חינוך מיוחד
	פסיכולוגיה חינוכית
	הוראת המדעים
	תעודת הוראה
	תואר אקדמי בהוראת מתמטיקה/ מדעי הטבע
	תואר אקדמי בהוראת הטכנולוגיה
	חינוך גופני
מדעי הרוח – תרבות ודתות	תנ"ך, מקרא
	תלמוד, תורה שבע"פ
	יהדות
	רב תחומי יהדות
	פילוסופיה כללית
	פילוסופיה יהודית
	תולדות המחשבה היהודית
	ארכיאולוגיה
	מדעי הרוח האחרים
	יהדות בת זמננו
	רב תחומי מדעי הרוח
	לימודים קלאסיים
	תולדות האסלם ותרבותו
	לימודים ספרדיים ולטינו אמריקניים
	לימודים רוסיים וסלאביים
	לימודי מזרח אסיה
	פולקלור יהודי
	מדעי הרוח בצ"נ ¹
	מצטיינים
	כללי
לימודים כלליים	
מדעי הרוח – היסטוריה	פילוסופיה והיסטוריה של המדעים
	היסטוריה והיסטוריה כללית
	היסטוריה ישראלית
	צירוף היסטוריה והיסטוריה של עם ישראל
	היסטוריה של ארצות האסלם
	לימודי ארץ ישראל
היסטוריה של אפריקה	
מדעי הרוח – ספרות ושפות	לשון עברית
	ספרות עברית
	ספרות וספרות כללית
	שפה וספרות ערבית
	לימודים הודיים, אירניים וארמניים
	שפות שמיות עתיקות
	אשורולוגיה
	מצרית
	אידיש שפה וספרות
	אנגלית שפה וספרות
	צרפתית שפה וספרות
	איטלקית שפה וספרות
	גרמנית שפה וספרות
	בלשנות
בלשנות שמית	
אומנות	תולדות האומנות
	אומנויות
	מוסיקה
	מוסיקולוגיה
	תולדות התאטרון

	קולנוע וטלוויזיה
	מחול
	ספרנות
עיצוב	עיצוב תעשייתי עיצוב פנים אדריכלות פנים מכללות
אדריכלות	ארכיטקטורה ובינוי ערים אדריכלות נוף
סוציולוגיה	סוציולוגיה ואנתרופולוגיה
מדעי המדינה	מדע המדינה יחסים בין-לאומיים
פסיכולוגיה	פסיכולוגיה
עבודה סוציאלית	עבודה סוציאלית
כלכלה	כלכלה כלכלה חקלאית
חשבונאות	חשבונאות גאוגרפיה
מדעי החברה – אחר	קרימינולוגיה קומוניקציה מדעי ההתנהגות ב"א רב תחומי במדעי החברה חוג מצורף במדעי החברה מדעי החברה בצ"נ ¹
מנהל עסקים	מנהל עסקים לימודי עבודה מנהל כללי ומנהל ציבורי מנהל ציבורי מדעי הניהול – התנהגות ארגונית מנהל מערכות בריאות ניהול מלונות בנקאות ביטוח מכללות לוגיסטיקה
משפטים	משפטים
מקצועות עזר רפואיים	רוקחות אופטומטריה הפרעות בתקשורת סיעוד ריפוי בעיסוק פיזיותרפיה דיאטטיקה ניהול משאבי מזון בריאות הציבור שירותי רווחה ובריאות שירותי אנוש רפואת חירום מדעי הרפואה המעבדתית
מתמטיקה	מתמטיקה מתמטיקה – פיזיקה מתמטיקה – מדעי המחשב מתמטיקה ומקצוע אחר במח"ר רב תחומי מדעים מדויקים סטטיסטיקה
פיזיקה	גאופיזיקה פיזיקה
מדעי כדור הארץ	גאולוגיה מדעי האקלים מטאורולוגיה
כימיה	כימיה כימיה פיזיקלית כימיה תעשייתית ביוכימיה
מדעי החיים (למעט כימיה)	בוטניקה חישוב ועיבוד מידע – מדעי המוח מדעי הרפואה

	ביוטכנולוגיה ביולוגיה המדעים הביולוגיים האחרים מדע כללי מדעים בצ"נ ¹
חקלאות	חקלאות בעלי חיים גידולי שדה וירקות מטעים וצמחי נוי מדעי הצמח מדעי הקרקע והמים הגנת הצומח מדעי המזון אקולוגיה
הנדסת תעשייה וניהול	הנדסת תעשייה וניהול הנדסת מערכות מידע
הנדסת בניין	הנדסה אורחית הנדסת בניין הנדסה גאודטית הנדסה סביבתית הנדסת איכות מדעי ההנדסה הנדסה בצ"נ ¹
הנדסת מכונות	הנדסת מכונות
הנדסת חשמל	הנדסת מחשבים – חשמל הנדסת אלקטרוניקה הנדסת מערכות תקשורת הנדסת אווירונאוטיקה וחלל
הנדסת מחשבים (מדעי המחשב)	הנדסת מחשבים – מדעי המחשב מדעי המחשב
הנדסה כימית	הנדסת מזון וביוטכנולוגיה הנדסת חומרים הנדסה גרעינית
הנדסה ביו-רפואית	הנדסה חקלאית הנדסה ביו-רפואית הנדסה ביוטכנולוגית
רפואה	רפואה כללית רפואת שיניים

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

(1) בצ"נ – בלי ציון נוסף.

**לוח נ-2. סטטיסטיקה תיאורית של בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה
לפי קובץ המעקב אחר ילידי 1978—1985**

המכללות לחינוך		המכללות הפרטיות		המכללות הציבוריות		האוניברסיטאות האחרות		אוניברסיטאות העילית		סה"כ		
הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	
										155,794		מספר הבוגרים
8.3		16.3		21.9		34.9		18.2		100		התפלגות הבוגרים (שיעור לפי שורה, %)
12.1		43.0		47.9		36.2		45.7		39.7		גברים (שיעור, %)
2.8	26.9	2.0	27.3	2.1	28.0	2.2	26.9	2.0	27.0	2.2	27.2	גיל ¹ (שנים)
												קבוצת אוכלוסייה (התפלגות לפי עמודה, %):
										התפלגות ילידי 1985—1978		
41.6		77.2		66.2		58.4		61.6		37.0	62.3	יהודים ילידי הארץ שלמדו בחינוך הממלכתי-עברי
17.6		7.8		12.9		18.3		13.9		9.1	14.6	יהודים ילידי הארץ שלמדו בחינוך הממלכתי-דתי
4.4		7.9		12.8		10.3		12.4		22.8	10.4	יהודים ילידי אירופה-אמריקה שלמדו בחינוך הממלכתי-עברי
1.0		0.8		1.4		1.4		2.0		1.1	1.4	יהודים ילידי אירופה-אמריקה שלמדו בחינוך הממלכתי-דתי
0.4		0.4		0.6		0.4		0.3		2.7	0.4	יהודים ילידי אסיה אפריקה (למעט יוצאי אתיופיה)
0.7		0.8		0.8		0.9		0.2		1.5	0.7	יוצאי אתיופיה ²
0.4		0.1		0.3		0.4		0.2		6.8	0.3	חרדים
24.0		3.0		2.9		5.1		6.1		13.8	6.0	מוסלמים (שאינם בדואים)
2.1		0.4		0.4		0.9		0.3		2.4	0.7	בדואים
4.7		1.2		1.1		2.3		2.4		1.7	2.1	ערבים נוצרים
3.1		0.4		0.4		1.6		0.6		1.1	1.1	דרוזים ³
66.0		95.0		95.2		90.0		90.7		81.0	90.1	יהודים (שיעור, %)
												מחוז המגורים בגיל 17 (התפלגות לפי עמודה, %):
1.2		28.5		14.3		12.7		10.6		15.0		ת"א
21.3		37.7		25.4		24.9		22.8		26.5		המרכז
6.5		5.7		7.3		4.4		17.7		7.9		ירושלים
16.6		9.0		15.1		16.8		18.6		15.4		חיפה
40.0		8.2		18.6		18.3		17.7		17.6		הצפון
10.3		9.0		15.1		19.6		7.4		13.9		הדרום
4.1		1.9		4.2		3.3		5.2		3.7		אזור יהודה ושומרון

לוח נ-2 – המשך

המכללות לחינוך		המכללות הפרטיות		המכללות הציבוריות		האוניברסיטאות האחרות		אוניברסיטאות העילית		סה"כ		
הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	הממוצע	סטיית התקן	
	92.2		91.0		90.4		91.5		91.1		91.2	אם נשואה ⁴ (שיעור, %)
2.24	3.41	1.44	2.19	1.58	2.33	1.79	2.52	1.58	2.31	1.73	2.46	מספר האחאים ⁴
23.6	49.7	19.3	58.8	20.0	56.4	20.9	56.5	19.9	59.4	20.7	56.8	אחוזון ההכנסה של ההורים ⁵
3.6	11.6	3.0	13.1	3.1	13	3.4	13.1	3.2	14.0	3.3	13.1	שנות הלימוד של האם
3.5	12.0	3.2	13.1	3.2	13	3.5	13.2	3.5	14.4	3.4	13.2	שנות הלימוד של האב
	86.2		86.8		86.0		90.6		94.3		89.3	זכאים לתעודת בגרות (שיעור, %)
15.6	57.1 ⁷	15.3	55.7	15.8	54.7	15.5	60.9	14.1	68.1	16.0	59.7	האחוזון של ציון הבגרות הממוצע ⁶
	8.6		12.8		14.4		27.2		46.3		24.0	בעלי 5 יחידות לימוד במתמטיקה (שיעור, %)
	16.8		9.6		17.3		24.1		34.5		21.5	בעלי למעלה מ-30 יחידות לימוד בתעודת הבגרות (שיעור, %)
83	478	85	553	83	556	94	585	74	642	96	574	הציון הפסיכומטרי
23.8	32.0 ⁷	25.7	54.4	25.1	55.3	27.0	63.4	19.2	78.8	27.6	60.3	האחוזון של הציון הפסיכומטרי
	14.9		29.1		30.2		25.7		30.3		27.2	נשואים בגיל 30 (שיעור, %)
1.28	1.44	0.81	0.53	0.89	0.60	1.01	0.76	0.87	0.56	0.98	0.70	מספר הילדים (בגיל 30)
39.8	73.5	79.2	109.1	76.0	105.1	79.0	109.4	95.3	124.5	80.1	108.2	השכר השנתי בגיל 30 (אלפי ש"ח, במחירי 2015)
2.5	10.6	2.7	10.4	2.6	10.6	2.6	10.6	2.6	10.6	2.6	10.5	מספר חודשי העבודה בשנה בגיל 30
3.6	6.8	6.9	10.4	6.2	9.7	6.7	10.1	8.2	11.6	6.8	10.1	השכר החודשי בגיל 30 (אלפי ש"ח, במחירי 2015)

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

- (1) הגיל בעת סיום התואר הראשון. (2) הוא או לפחות אחד מהוריו עלה ממדינות קרן אפריקה או מסודן. (3) וצ'רקסים.
- (4) כאשר מלאו לפרט 17. מספר האחאים כולל את הפרט.
- (5) ההכנסה השנתית ברוטו שההורים קיבלו מעבודה שכירה ועצמאית כאשר מלאו לילדם (בוגר המוסד להשכלה גבוהה) 24. האחוזון חושב לפי קבוצת הגיל של האב ולכל שנה בנפרד (על מנת להביא בחשבון את התפתחות ההכנסה במשך מחזור החיים).
- (6) הממוצע של אחוזוני הציונים במקצועות לכל שנת בחינה בנפרד (על מנת להתחשב בעובדה שאי-אפשר להשוות בין שנים), משוקלל לפי מספר יחידות הלימוד בכל מקצוע.
- (7) בקרב בוגרי המכללות לחינוך האחוזון של ממוצע הבגרות דומה לאחוזון בקרב כלל הבוגרים ואילו האחוזון של הציון הפסיכומטרי נמוך יחסית. יש לכך שני הסברים אפשריים: א) בקרב בוגרי המכללות לחינוך שיעור הערבים גבוה יחסית, והערבים משיגים ציונים פסיכומטריים נמוכים בהרבה מאשר היהודים; ב) חלק מהמכללות לחינוך קיבלו מועמדים על סמך תעודת בגרות בלבד, ורק מועמדים שהשיגיהם נמוכים נאלצו לגשת לבחינה הפסיכומטרית; מאחר שיש מתאם גבוה יחסית בין ציוני הבגרות לציון הפסיכומטרי, גם האחרון נמוך.

לוח נ-3. מקדמי המתאם בין משתני מפתח במחקר

14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
													1	גבר
												1	-0.04	מספר האחאים ¹
											1	0.13	0.01	אם נשואה ¹
										1	0.00	-0.30	0.05	שנות הלימוד של האם
									1	0.66	0.04	-0.21	0.06	שנות הלימוד של האב
								1	0.30	0.32	0.11	-0.18	0.04	אחוזון ההכנסה של ההורים ²
							1	0.29	0.35	0.38	0.00	-0.31	0.07	הדירוג החברתי-כלכלי ³
						1	-0.04	0.02	0.10	0.08	0.04	0.10	0.07	יותר מ-30 יחידות לימוד בתעודת הבגרות
					1	0.31	0.02	0.06	0.13	0.11	0.03	-0.02	0.12	5 יחידות לימוד במתמטיקה
				1	0.31	0.24	0.03	0.04	0.12	0.10	0.02	0.01	-0.15	האחוזון של ממוצע הבגרות ⁴
			1	0.37	0.39	0.19	0.38	0.24	0.33	0.35	0.00	-0.23	0.23	הציון הפסיכומטרי
		1	0.83	0.30	0.26	0.09	0.40	0.23	0.34	0.36	-0.03	-0.32	0.21	הציון הפסיכומטרי בפרק האנגלית
	1	0.70	0.91	0.37	0.28	0.18	0.35	0.21	0.29	0.31	0.00	-0.15	0.12	הציון הפסיכומטרי בפרק המילולי
1	0.69	0.61	0.89	0.30	0.47	0.22	0.30	0.20	0.28	0.29	0.01	-0.18	0.28	הציון הפסיכומטרי בפרק הכמותי

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

- (1) כאשר מלאו לפרט 17. מספר האחאים כולל את הפרט.
- (2) ההכנסה השנתית ברוטו שההורים קיבלו מעבודה שכירה ועצמאית כאשר מלאו לילדם (בוגר המוסד להשכלה גבוהה) 24. האחוזון חושב לפי קבוצת הגיל של האב ולכל שנה בנפרד (על מנת להביא בחשבון את התפתחות ההכנסה במשך מחזור החיים).
- (3) הדירוג החברתי-כלכלי של תושבי האזור הסטטיסטי שהפרט התגורר בו במועד מפקד 1995.
- (4) הממוצע של אחוזוני הציונים במקצועות לכל שנת בחינה בנפרד (על מנת להתחשב בעובדה שאי-אפשר להשוות בין שנים), משוקלל לפי מספר יחידות הלימוד בכל מקצוע.

לוח נ-4. תוצאות השלב הראשון:

ההסתברות ללמוד לתואר ראשון¹ במוסד מסוג נתון בהשוואה להסתברות ללמוד במכללה ציבורית²

לוג המרחק			המרחק (ק"מ)			משתנה הזמינות:
מכללה פרטית	אוניברסיטה אחרת	אוניברסיטת עילית	מכללה פרטית	אוניברסיטה אחרת	אוניברסיטת עילית	
-0.035*** (0.013)	0.227*** (0.008)	-0.362*** (0.011)	5.4E-04 (4.5E-04)	8.8E-03*** (2.6E-04)	-1.2E-02*** (3.4E-04)	זמינות אוניברסיטה עילית
0.187*** (0.012)	-0.307*** (0.007)	0.474*** (0.013)	6.5E-03*** (4.8E-04)	-1.2E-02*** (2.6E-04)	9.6E-03*** (3.5E-04)	זמינות אוניברסיטה אחרת
-0.254*** (0.011)	0.148*** (0.009)	-0.015 (0.015)	-1.8E-03*** (2.3E-04)	7.6E-04*** (1.4E-04)	-1.0E-03*** (2.6E-04)	זמינות מכללה פרטית
-0.074*** (0.011)	0.025*** (0.007)	0.191*** (0.011)	-4.4E-03*** (4.4E-04)	3.0E-04 (2.1E-04)	3.8E-03*** (3.0E-04)	זמינות מכללה ציבורית
V	V	V	V	V	V	המשתנים המפקחים ³
120,094	120,094	120,094	120,094	120,094	120,094	מספר התצפיות
0.43	0.18	0.40	0.42	0.18	0.40	Pseudo R ²
889	2,958	3,309	282	3,140	2,368	ערך ה-Deviance ⁴ למשתני הזמינות
מספר המוסדות מהסוג הנתון במרחק שאינו עולה על 50 ק"מ			יש מוסד מהסוג הנתון במרחק שאינו עולה על 50 ק"מ			משתנה הזמינות:
-0.091*** (0.022)	-0.204*** (0.014)	0.551*** (0.021)	-0.044 (0.042)	-0.637*** (0.023)	1.005*** (0.034)	זמינות אוניברסיטה עילית
0.074*** (0.008)	0.096*** (0.006)	-0.240*** (0.009)	-0.540*** (0.044)	0.628*** (0.024)	-1.099*** (0.038)	זמינות אוניברסיטה אחרת
0.171*** (0.010)	-0.196*** (0.008)	0.018 (0.014)	0.485*** (0.044)	0.013 (0.025)	0.043 (0.035)	זמינות מכללה פרטית
-0.340*** (0.039)	0.501*** (0.021)	-0.969*** (0.035)	0.394*** (0.042)	0.205*** (0.025)	-0.436*** (0.035)	זמינות מכללה ציבורית
V	V	V	V	V	V	המשתנים המפקחים ³
120,094	120,094	120,094	120,094	120,094	120,094	מספר התצפיות
0.42	0.17	0.39	0.42	0.17	0.40	Pseudo R ²
431	1,442	2,076	476	1,691	2,219	ערך ה-Deviance ⁴ למשתני הזמינות
			מספר התלמידים במקצוע במוסדות מהסוג הנתון, אם הם נמצאים במרחק שאינו עולה על 50 ק"מ⁵			משתנה הזמינות:
			5.3E-05** (2.2E-05)	-3.1E-04*** (1.4E-05)	5.5E-04*** (1.8E-05)	זמינות אוניברסיטה עילית
			8.6E-05*** (7.0E-06)	-1.8E-05*** (5.3E-06)	-1.3E-04*** (1.4E-05)	זמינות אוניברסיטה אחרת
			3.2E-05*** (4.7E-06)	-4.0E-05*** (4.4E-06)	3.8E-06 (8.8E-06)	זמינות מכללה פרטית
			2.2E-05** (9.8E-06)	6.1E-06 (8.4E-06)	-2.0E-04*** (1.9E-05)	זמינות מכללה ציבורית
			V	V	V	המשתנים המפקחים ³
			120,094	120,094	120,094	מספר התצפיות
			0.42	0.17	0.39	Pseudo R ²
			301	745	1,530	ערך ה-Deviance ⁴ למשתני הזמינות

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחקרים.

*** מובהק ברמה של 10%, ** מובהק ברמה של 5%, * מובהק ברמה של 1%. בהתאמה. סטיות התקן (מתוקנות ברמת הפרט) מופיעות בסוגריים.

- (1) נכללו גם פרטים שלמדו לתואר שני בשנים מאוחרות יותר.
- (2) התוצאות מאמידות לוגיסטיות של משוואה (2). המרחק המזערי בין היישוב שהתלמיד התגורר בו בגיל 17 ליישובים שיש בהם מוסדות מסוג נתון, ובלבד שהמוסדות הציעו בשנה אי ללימודי התלמיד את המקצוע שהוא למד.
- (3) המשתנים המפקחים הכלולים בלוח 1, מודל 4.
- (4) מדד מקביל לסטטיסטי F באמידות OLS. Deviance שערך 40 שקול (מבחינת ה-P-value) לסטטיסטי F שערך 10.
- (5) תלמידי שנה אי במקצוע שהתלמיד למד.

לוח נ-5. צירופי ההרשמות ללימודי התואר הראשון: התפלגותן לפי סוגי המוסדות¹, 2010 (אחוזים לפי שורה)

סה"כ	המכללות הציבוריות	המכללות הפרטיות	האוניברסיטאות האחרות	אוניברסיטאות העילית	
100	15.2	7.6	43.3	33.9	אוניברסיטאות העילית
100	18.7	6.2	51.4	23.6	האוניברסיטאות האחרות
100	14.1	71.3	8.8	5.8	המכללות הפרטיות
100	68.6	8.4	15.9	7.0	המכללות הציבוריות

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

(1) לא כולל הרשמות ל-3 ול-4 סוגי מוסדות, המהוות כ-4.9% מסך ההרשמות. לאורך האלכסון מוצגות ההרשמות לסוג מוסד אחד בלבד. בכל סוג תיתכן הרשמה ליותר ממוסד אחד.

לוח נ-6. (לוג) מספר שעות העבודה השבועיות בקרב בוגרי המוסדות להשכלה גבוהה¹, 2008
 לפי השילוב בין מפקד 2008 לקובץ המעקב אחר ילידי 1978—1985

יהודים	נשים	גברים	סה"כ	
0.003 (0.016)	-0.008 (0.022)	0.064*** (0.021)	0.012 (0.016)	אוניברסיטאות העילית ²
0.019 (0.012)	0.018 (0.016)	0.020 (0.019)	0.014 (0.012)	האוניברסיטאות האחרות ²
0.026* (0.013)	0.044** (0.017)	0.013 (0.020)	0.031** (0.013)	המכללות הפרטיות ²
V	V	V	V	המשתנים המפקחים ³
1,639	1,639	1,639	5,047	מספר התצפיות
0.176	0.184	0.110	0.193	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

*, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן מופיעות בסוגריים.

(1) רק פרטים שהשלימו תואר ראשון עד 2008 (ולא למדו ב-2008). נכללו גם פרטים שלמדו לתואר שני בשנים מאוחרות יותר.

(2) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.

(3) המשתנים המפקחים הכלולים בלוח 1, מודל 4.

לוח נ-7. התשואות השנתית והשעתית ומספר שעות העבודה השנתיות¹ של בוגרי תואר ראשון

לפי המגזר, 2008

השילוב בין מפקד 2008 וקובץ המעקב אחר ילידי 1978—1985			קובץ המעקב אחר ילידי 1978—1985	
השכר השעתי ²	שעות העבודה השנתיות	השכר השנתי	השכר השנתי	
סה"כ				
0.054* (0.029)	0.014 (0.027)	0.089** (0.040)	0.076*** (0.015)	אוניברסיטאות העילית ³
0.038* (0.022)	0.044** (0.021)	0.099*** (0.030)	0.078*** (0.011)	האוניברסיטאות האחרות ³
0.065*** (0.025)	0.062*** (0.023)	0.135*** (0.032)	0.107*** (0.013)	המכללות הפרטיות ³
5,047	5,047	5,101	41,686	מספר התצפיות
0.222	0.173	0.279	0.239	Adjusted R ²
גברים				
0.030 (0.048)	0.083** (0.036)	0.099 (0.061)	0.105*** (0.025)	אוניברסיטאות העילית ³
0.022 (0.041)	0.053 (0.032)	0.065 (0.045)	0.114*** (0.019)	האוניברסיטאות האחרות ³
0.055 (0.045)	0.029 (0.033)	0.094* (0.049)	0.042* (0.023)	המכללות הפרטיות ³
1,639	1,639	1,666	13,866	מספר התצפיות
0.240	0.118	0.296	0.245	Adjusted R ²
נשים				
0.044 (0.036)	-0.013 (0.036)	0.065 (0.052)	0.068*** (0.019)	אוניברסיטאות העילית ³
0.045* (0.027)	0.049* (0.027)	0.121*** (0.038)	0.076*** (0.014)	האוניברסיטאות האחרות ³
0.072** (0.030)	0.082*** (0.030)	0.162*** (0.041)	0.149*** (0.016)	המכללות הפרטיות ³
3,408	3,408	3,435	27,820	מספר התצפיות
0.184	0.157	0.227	0.203	Adjusted R ²

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

*, **, *** מובהק ברמה של 10%, 5% ו-1%, בהתאמה. סטיות התקן מופיעות בסוגריים.

(1) רק פרטים שהשלימו תואר ראשון עד 2008 (ולא למדו בשנת 2008). נכללו גם פרטים שלמדו לתואר שני בשנים מאוחרות יותר. כל האמידות כללו את המשתנים המפקחים הכלולים בלוח 1, מודל 4. בכל האמידות (לרבות של שעות העבודה השנתיות) המשתנה המוסבר נתון בלוג.

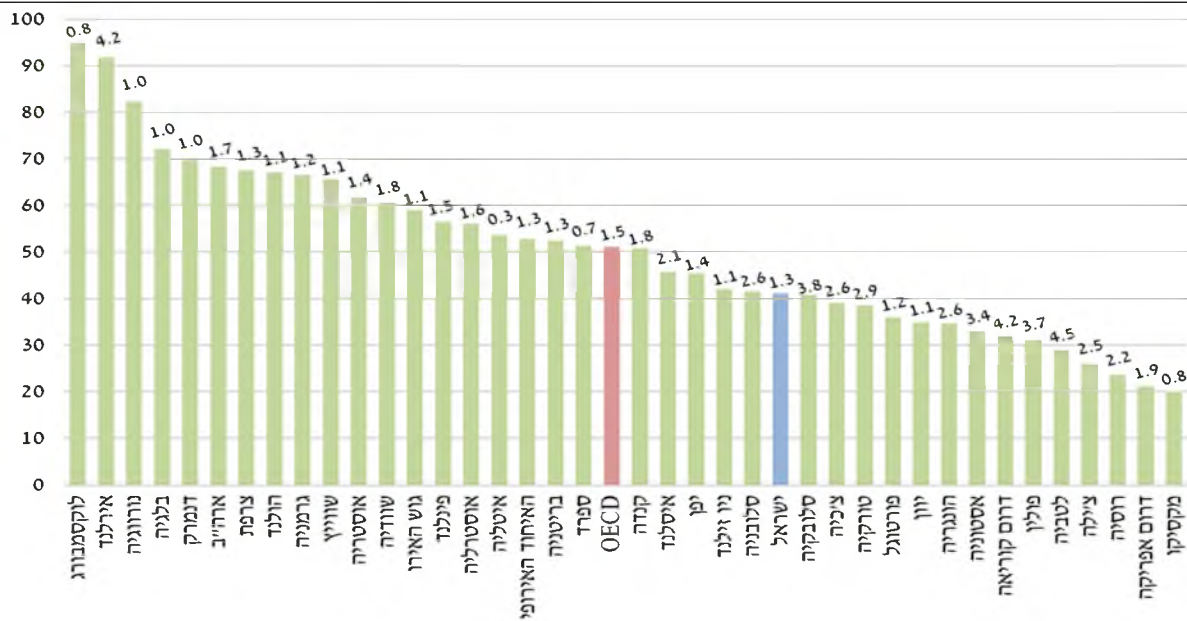
(2) זהה לתוצאות בלוח 7.

(3) קבוצת הבסיס: המכללות הציבוריות.

איור נ-1. התוצר לשעת עבודה בשנת 2015 ושינויו השנתי הממוצע ב-1995—2015,

ישראל ושאר מדינות ה-OECD

(העמודות מייצגות את התוצר בדולרים במונחי PPP, והערכים מעליהן – את שיעור השינוי באחוזים)¹

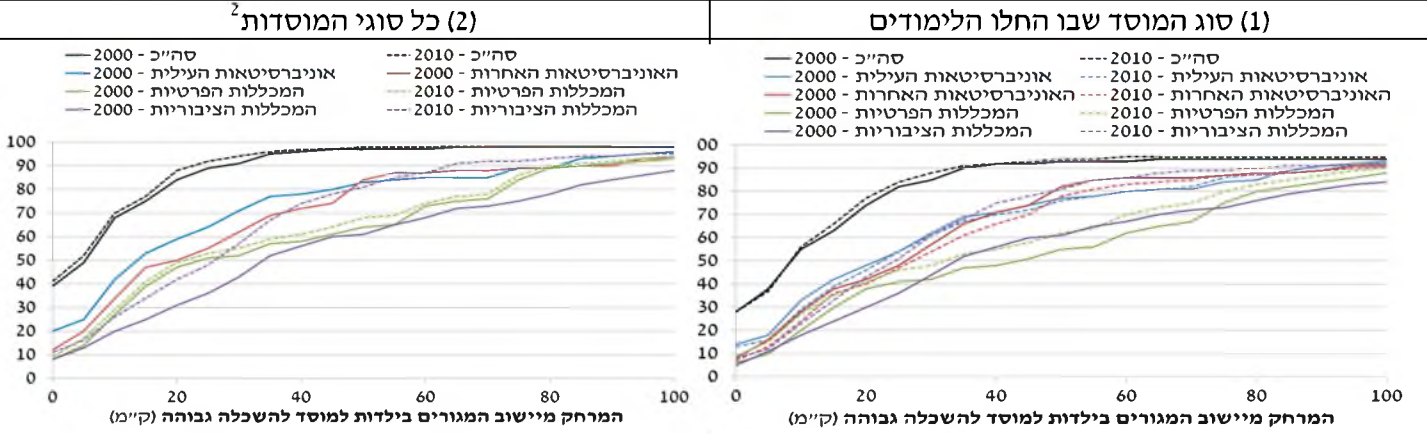


המקור: OECD Compendium of Productivity Indicators 2017 ועיבודי בנק ישראל.

(1) נתוני התוצר ושיעורי השינוי של דרום אפריקה מתייחסים, בהתאמה, ל-2014 ול-2001—2014. שיעורי השינוי של אסטוניה מתייחסים ל-2000—2015.

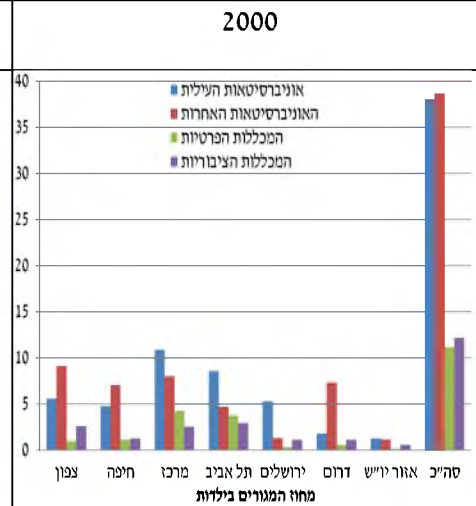
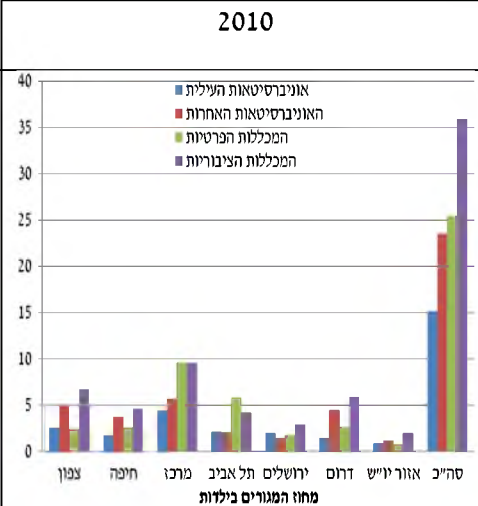
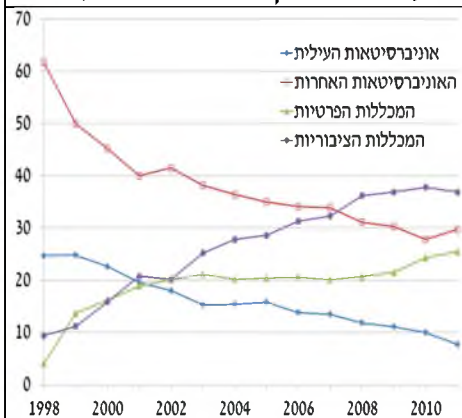
איור נ-2. זמינות המוסדות להשכלה גבוהה לאוכלוסיית המחקר (תלמידי שנה א' בתואר הראשון)

א. ההתפלגות המצטברת של המרחק המזערי בין יישוב המגורים בילדות לבין המוסד מוסד מסוג נתון¹ (אחוזים)



ג. הסיכוי ללמוד במוסד מסוג נתון, 1998—2011⁴ (אחוזים מסך תלמידי שנה א')

ב. התפלגות מחוזות המגורים³ לפי סוג מוסד ושנה (אחוזים)



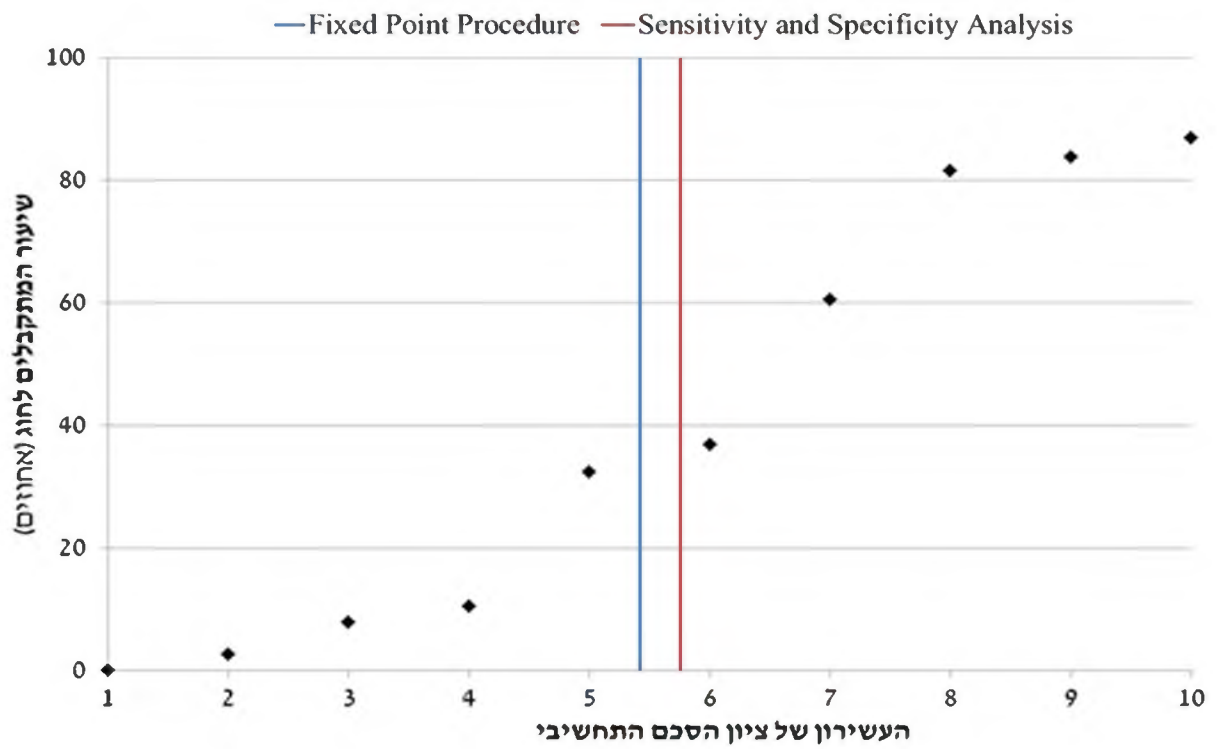
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

- (1) המרחק המזערי (בקו אווירי) בין יישוב המגורים בגיל 17 ליישוב שבו נמצא מוסד מסוג נתון, בתנאי שהמוסד הציע בשנת ההרשמה את המקצוע שהבוגר החל ללמוד. כאשר המוסד נמצא ביישוב המגורים המרחק שווה ל-0, וכאשר המוסד לא לימד את המקצוע נזקפו אלף ק"מ אליו.
- (2) נטלנו תלמידים שהחלו ללמוד לתואר ראשון בשנת 2000, חישבנו את המרחק שהם גמאו, והשוונו אותו למרחק שהם היו צריכים לגמוא אילו החלו ללמוד בשנת 2010 (בהנחה שיישוב המגורים ותחום הלימוד לא השתנו).
- (3) מחוז המגורים בגיל 17.
- (4) מבוסס על אמידת משוואה 2 (עם לוג המרחק) ומיצוע הערכים של כל סוג מוסד מדי שנה.

איור נ-3. שיעור המתקבלים להנדסת חשמל באחת מאוניברסיטאות העילית בשנה מסוימת

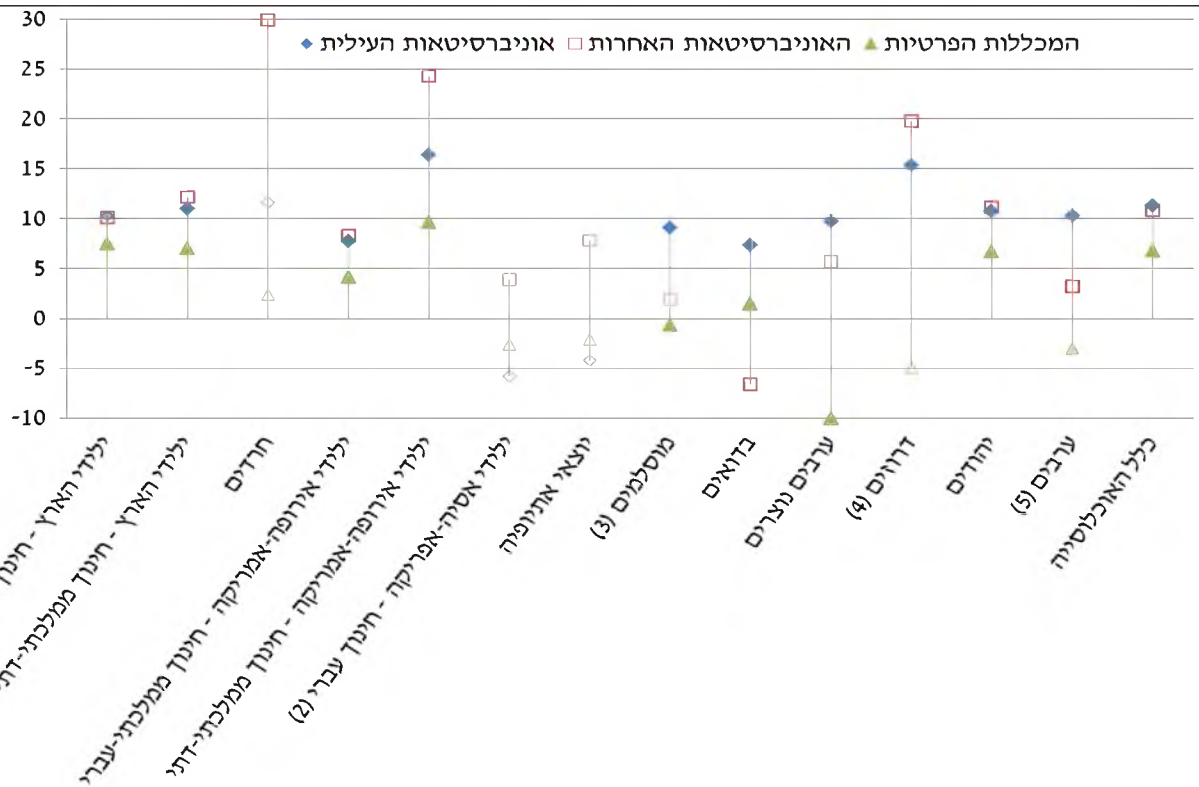
לפי העשירון של ציון הסכם התחשיבי

וסיפי הקבלה התחשיביים שהניבו Fixed Point Procedure- ו Sensitivity and Specificity Analysis



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

איור נ-4. התשואה השנתית להשכלה גבוהה לפי קבוצות אוכלוסייה, 2008—2015¹ (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחקרים.

ריבוע חיזור ומעוין ומשולש ריבועים מציינים אומדן בלתי מובהק ברמה של 10%.

(1) מבוסס על האומדים שקיבלו משתני הדמי לסוג המוסד באמידות כמו אלה שבלוח 1, מודל 4. האמידות נערכו לכל קבוצת אוכלוסייה בנפרד.

קבוצת הבסיס: בוגרי המכללות הציבוריות.

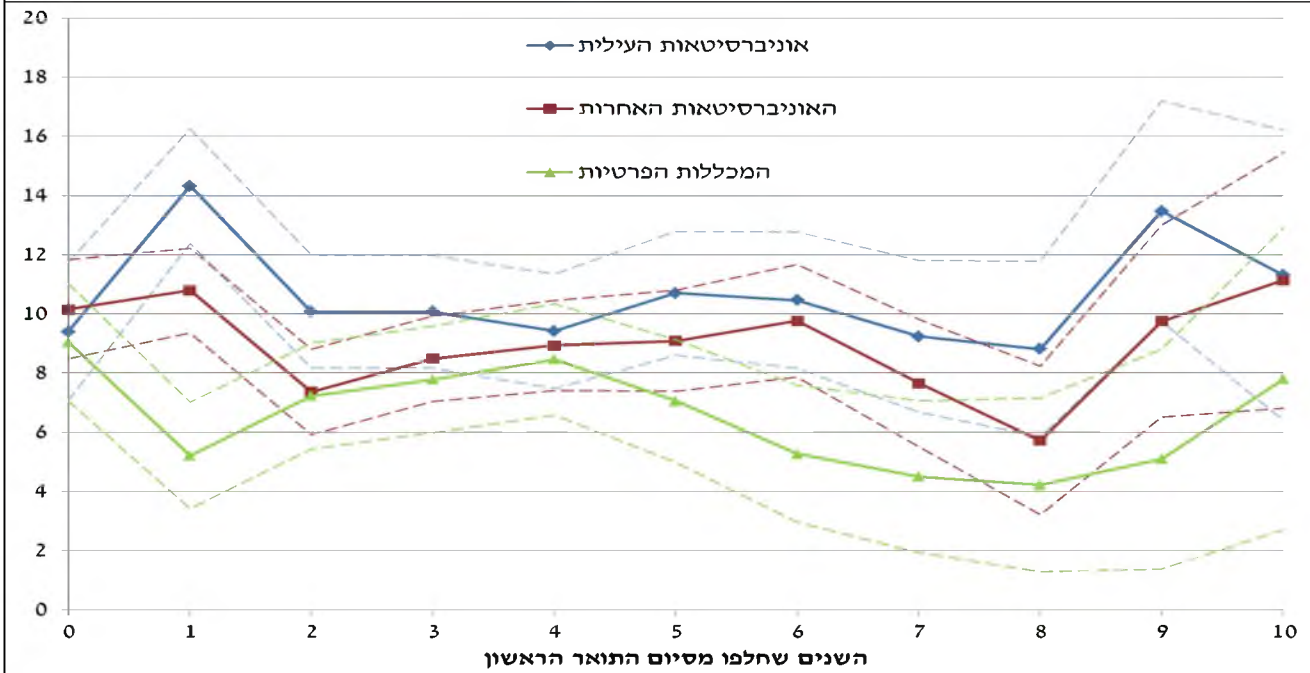
(2) שאינם יוצאי אתיופיה.

(3) מוסלמים שאינם בדואים.

(4) כולל צירקסים.

(5) כולל דרוזים וצירקסים.

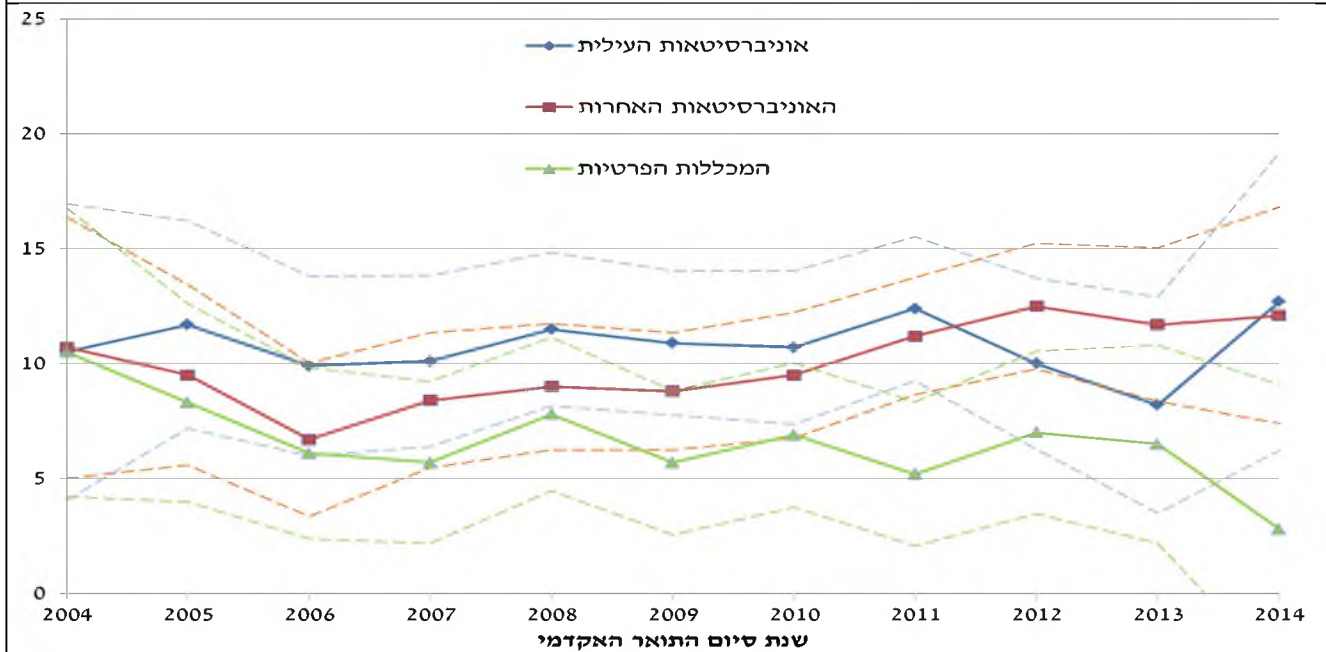
איור נ-5. התשוואה השנתית להשכלה גבוהה לפי מספר השנים שחלפו מסיום התואר הראשון, 2008—2015¹ (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחקרים. הקווים המרוסקים מייצגים רווחי סמך של 95%.

(1) מבוסס על האומדים שקיבלו משתני הדמי לסוג המוסד באמידות כמו אלה שבלוח 1, מודל 4. האמידות נערכו בנפרד לכל שנה שחלפה מסיום התואר הראשון. הוספנו לאמידות משתנה מסביר שמייצג כמה שנות השכלה גבוהה הפרט צבר מאז סיום התואר הראשון (למשל בלימודים לתואר שני). קבוצת הבסיס: בוגרי המכללות הציבוריות.

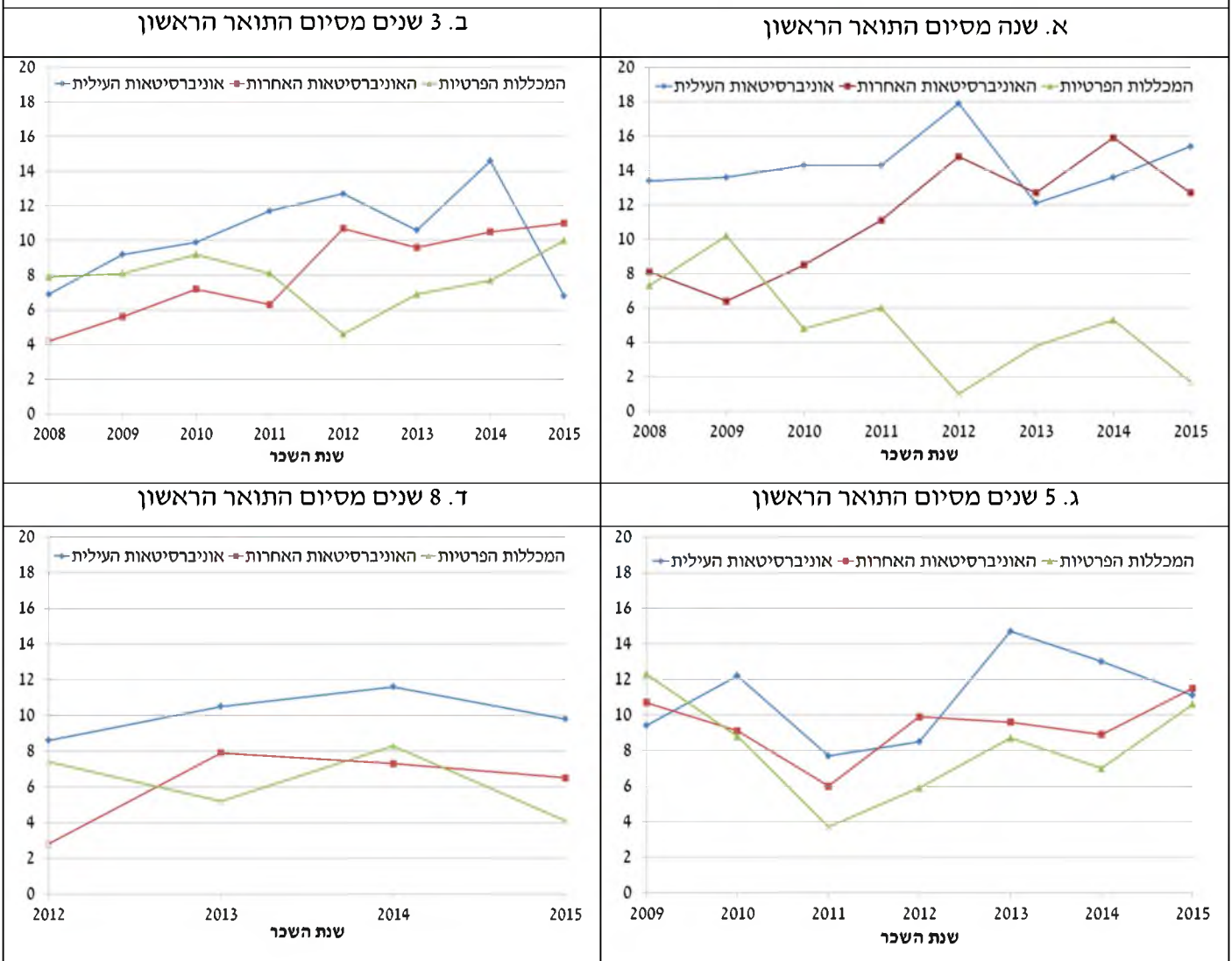
איור נ-6. התשוואה השנתית להשכלה גבוהה לפי שנת סיום התואר הראשון, 2008—2015¹ (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחקרים. הקווים המרוסקים מייצגים רווחי סמך של 95%.

(1) מבוסס על האומדים שקיבלו משתני הדמי לסוג המוסד באמידות כמו אלה שבלוח 1, מודל 4. האמידות נערכו בנפרד לכל שנת סיום. קבוצת הבסיס: בוגרי המכללות הציבוריות.

איור נ-7. התשוואה השנתית להשכלה גבוהה לפי מספר השנים שחלפו מסיום התואר הראשון ושנת השכר¹ (אחוזים)



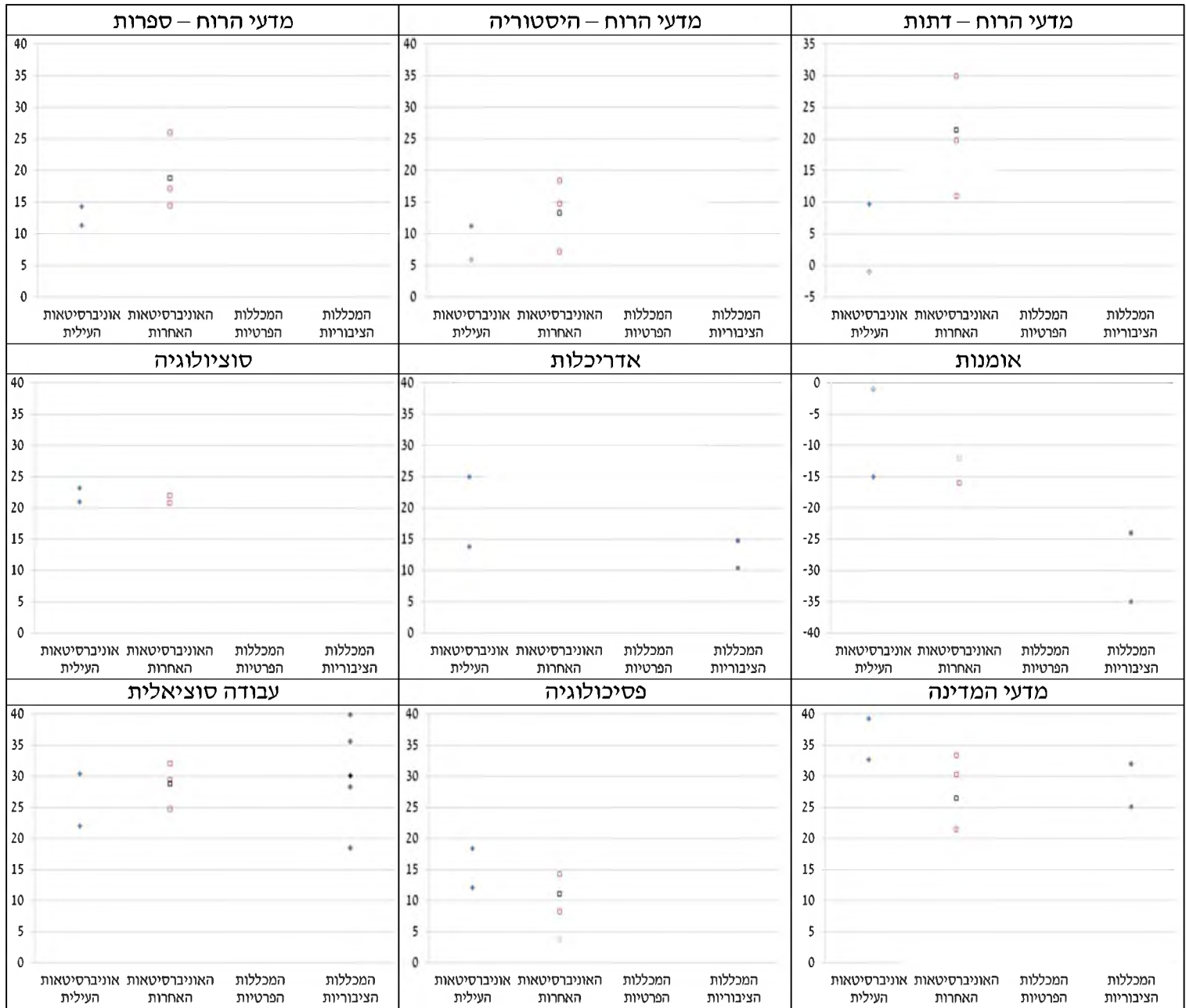
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

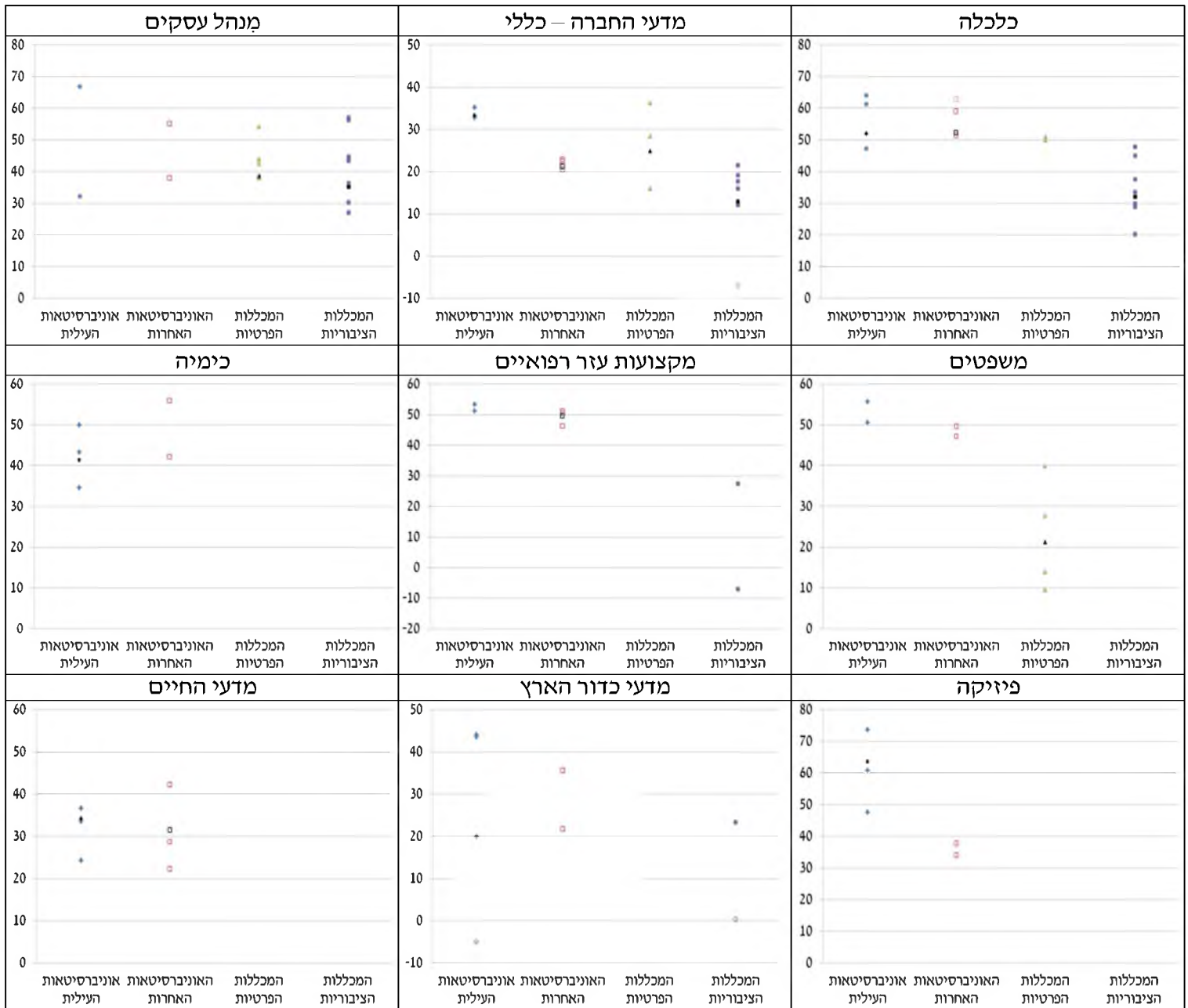
(1) מבוסס על האומדים שקיבל משתנה הדמי לסוג מוסד באמידות כמו אלה שבלוח 1, מודל 4. האמידות נערכו בנפרד לכל שנת שכר ומספר השנים שחלפו מאז.

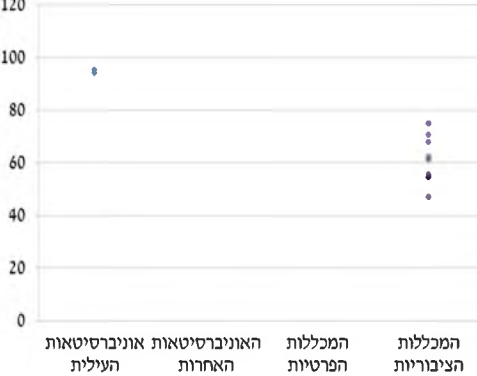
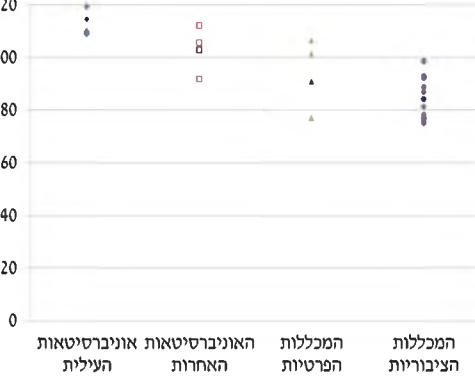
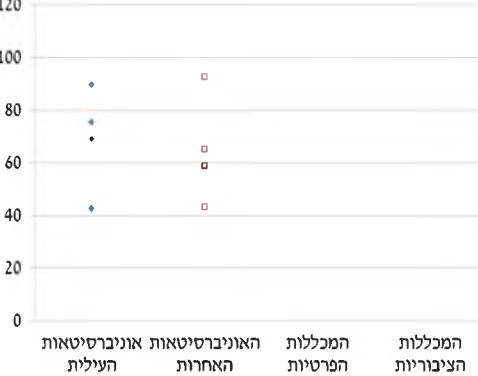
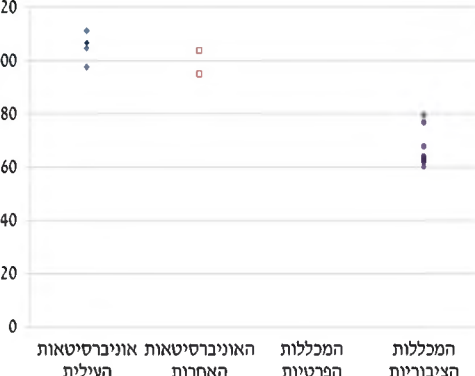
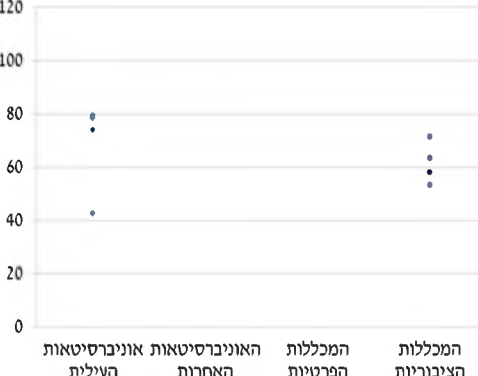
האיור מציג רק שנות שכר שמספר התצפיות בהן הספיק לאמידה. סמנים ריקים מציינים הבדל בלתי מובהק (בהשוואה למכללות הציבוריות) ברמה של 10%.

קבוצת הבסיס: בוגרי המכללות הציבוריות.

איור נ-8. התשואה השנתית לבוגרי תואר ראשון בהשואה לתשואה לבעלי תעודת בגרות^{1,2}, לפי מקצוע הלימוד, 2008—2015 (אחוזים)





הנדסת תעשייה וניהול	מדעי המחשב	מתמטיקה
		
	הנדסת חשמל	הנדסת מכונות
		

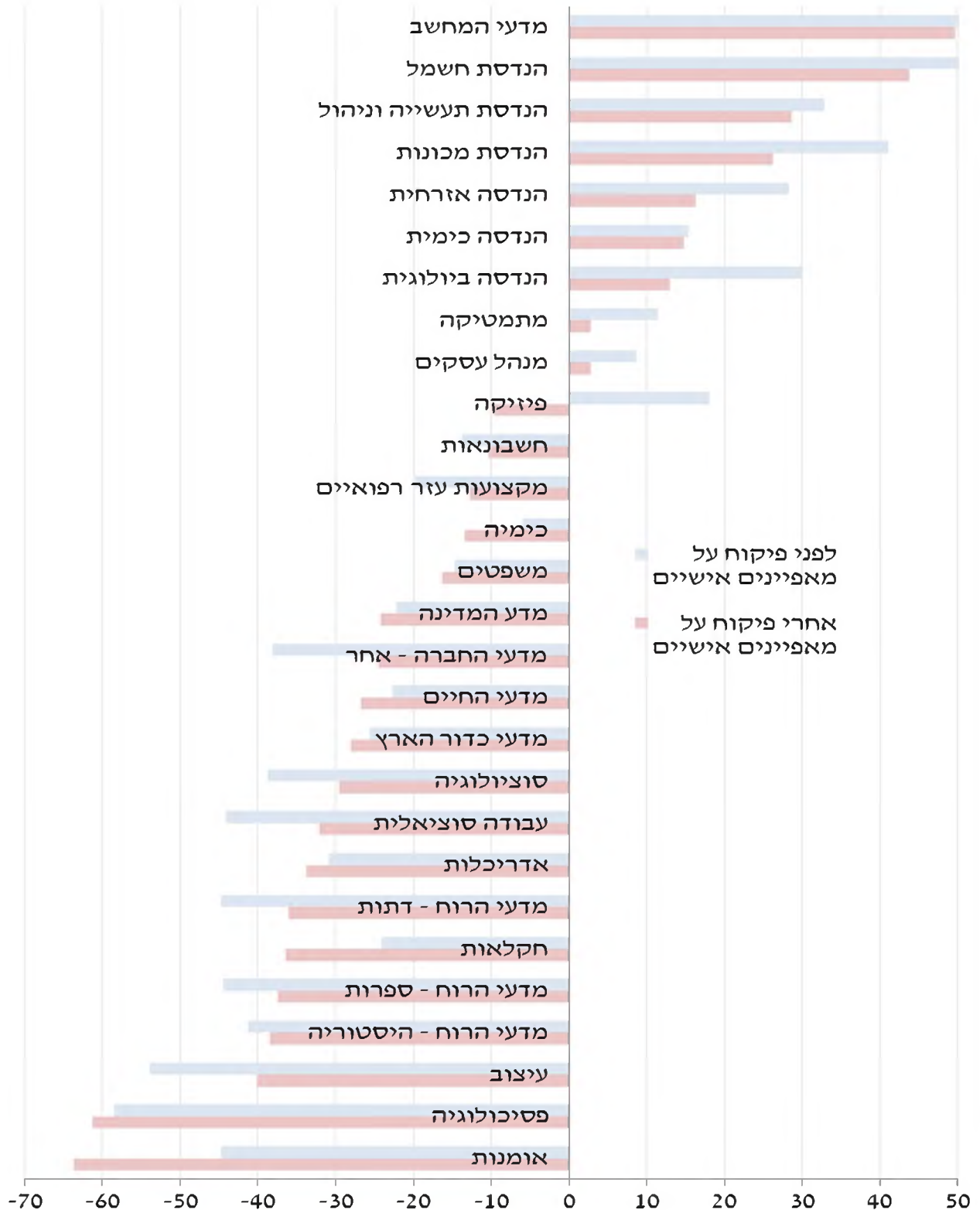
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

ריבוע חיוור ומעוין, משולש ועיגול ריקים מציינים אומד בלתי מובהק ברמה של 10%. הסימונים השחורים מייצגים את הממוצע לסוג המוסד. לא הצגנו ערכים אם רק מוסד אחד מסוג נתון מלמד את המקצוע, ולא הצגנו את הערך הממוצע אם רק שני מוסדות מסוג נתון מלמדים את המקצוע.

(1) מבוסס על אמידה כמו זו שבלוח 1 (מודל 4), לאחר שמשנתני הדמי לסוג המוסד הוחלפו במשתני דמי לאינטראקציה בין מוסד למקצוע לימוד. קבוצת הבסיס: בעלי תעודת בגרות. האמידות נערכו רק אם לפחות 30 פרטים השלימו מדי שנה תואר ראשון במקצוע הלימוד במוסד (לכן רק ארבע המכללות הפרטיות הגדולות ביותר קיבלו ערכים). הממוצע לסוג מוסד מבוסס על אמידה כמו זו שבלוח 1 (מודל 4), לכל מקצוע לימוד בנפרד, כאשר בעלי תעודת בגרות משמשים קבוצת בסיס.

(2) כולל שתי קבוצות: (א) בעלי תעודת בגרות שלא המשיכו לתואר אקדמי בתקופת החקירה ו-(ב) פרטים שהמשיכו ללימודים לא-אקדמיים (אין לנו מידע לגביהם). כדי להעריך את גודל ההטיה הנובעת מהכללת קבוצה (ב) ערכנו עיבודים על סמך מפקד 2008 (קובץ PUF) בנוגע לפרטים שמלאו להם 25—34 במועד המפקד והם לא למדו אז. מצאנו כי קבוצה (ב) מהווה כשליש מתוך שתי הקבוצות. משוואת שכר מלמדת כי החברים בקבוצה (ב) השתכרו בשנה כעשירית יותר מהחברים בקבוצה (א). על יסוד זאת ניתן להעריך שהפערים באיורים גבוהים בעד 3% מאלו שהיו מתקבלים לו כללנו בקבוצת הבסיס רק בעלי תעודת בגרות.

איור נ-9. התשואה השנתית להשכלה גבוהה לפי מקצוע הלימוד¹ בהשוואה לכלכלה², 2008—2015 (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

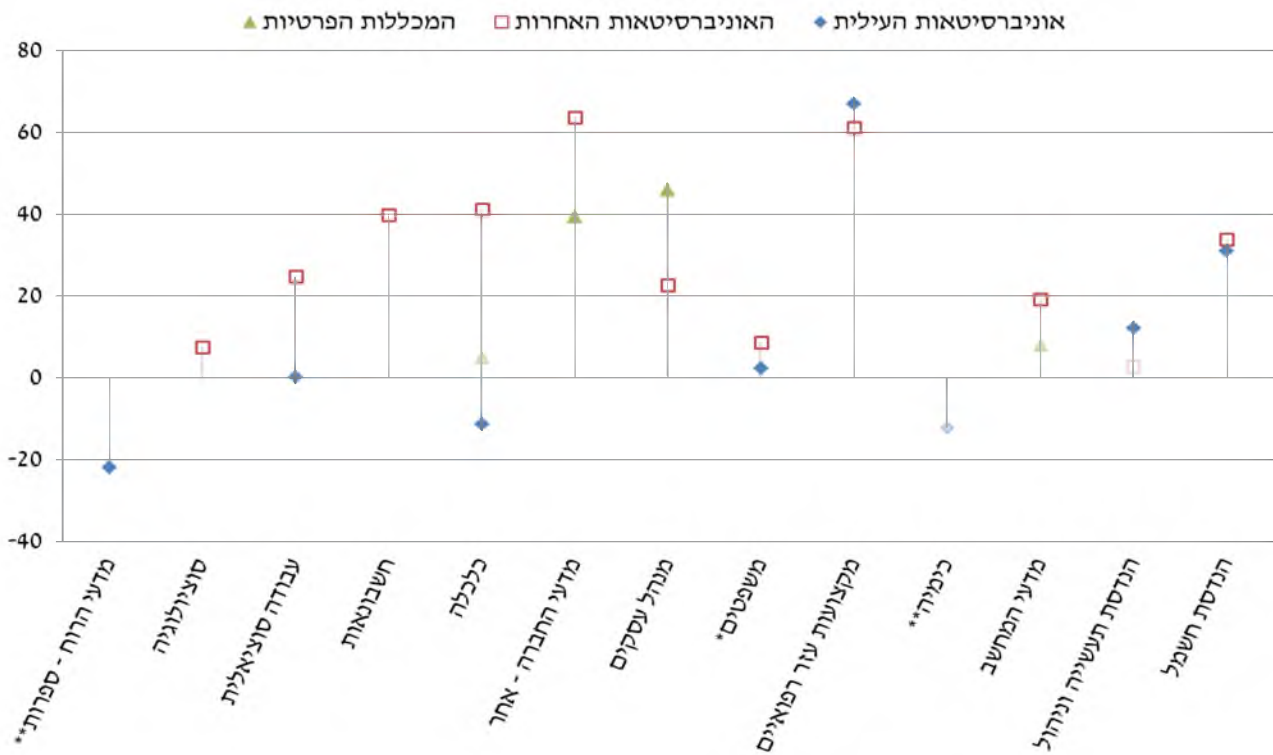
כל הפרשי השכר לאחר הפיקוח מובהקים ברמה של 1%, למעט במתמטיקה: במקרה זה הם מובהקים ברמה של 10%.

(1) מקצוע הלימוד הראשי. האיור מציג מקצועות אם לפחות 30 פרטים השלימו בהם תואר ראשון או שני מדי שנה.

(2) לפני הפיקוח – האומדים שמשתני הדמי למקצועות הלימוד קיבלו באמידה של השכר השנתי כפונקציה של משתני דמי אלה ושל משתני דמי לשנות השכר; אחרי הפיקוח – האומדים שמשתני הדמי למקצועות הלימוד קיבלו בלוח 1, מודל 4.

איור נ-10. התשוואה השנתית לבוגרי התואר הראשון¹ לפי מקצוע הלימוד², 2008—2015 (אחוזים)

על סמך האמידות הדו-שלביות³



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחקרים.

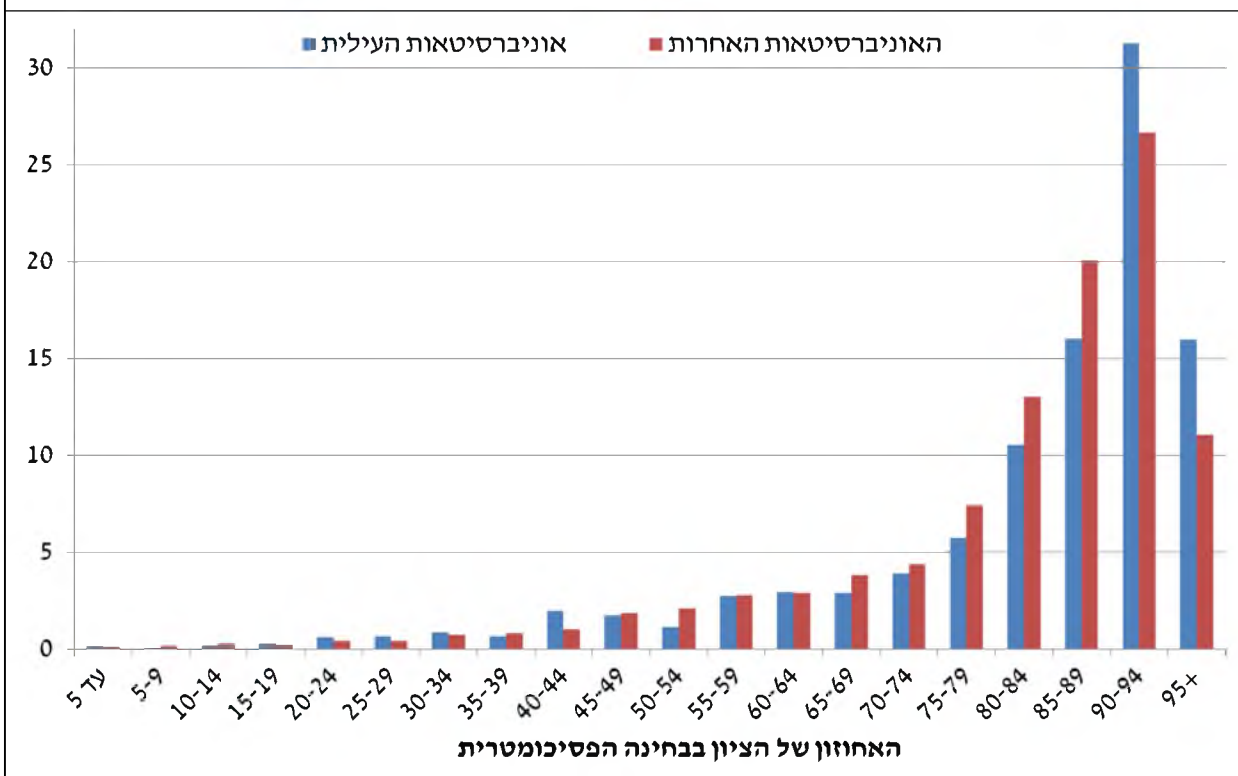
* קבוצת הבסיס: המכללות הפרטיות, ** קבוצת הבסיס: האוניברסיטאות האחרות. ריבוע חיוור ומעוין ומשולש ריקים מציינים אומד בלתי מובהק ברמה של 10%.

(1) כולל פרטים שלמדו לתואר שני בשנים מאוחרות משנת השכר (וגם לא למדו במהלכה). קבוצת הבסיס: בוגרי המכללות הציבוריות.

(2) מקצוע הלימוד הראשי. האיור מציג מקצועות בסוג מוסד מסוים אם התקיימו שני התנאים הבאים: (א) המקצוע נלמד במוסדות משני סוגים לפחות, ובכל אחד מהם השלימו את התואר הראשון לפחות 30 פרטים מדי שנה; (ב) למשתני הזמינות במשוואת השלב הראשון (משוואה 2) יש יחד ערך Deviance גדול מ-40.

(3) מבוסס על האומדים שמשתני העזר לסוגי המוסדות קיבלו במשוואות השלב השני (משוואה 3). לכל מקצוע משוואה נפרדת.

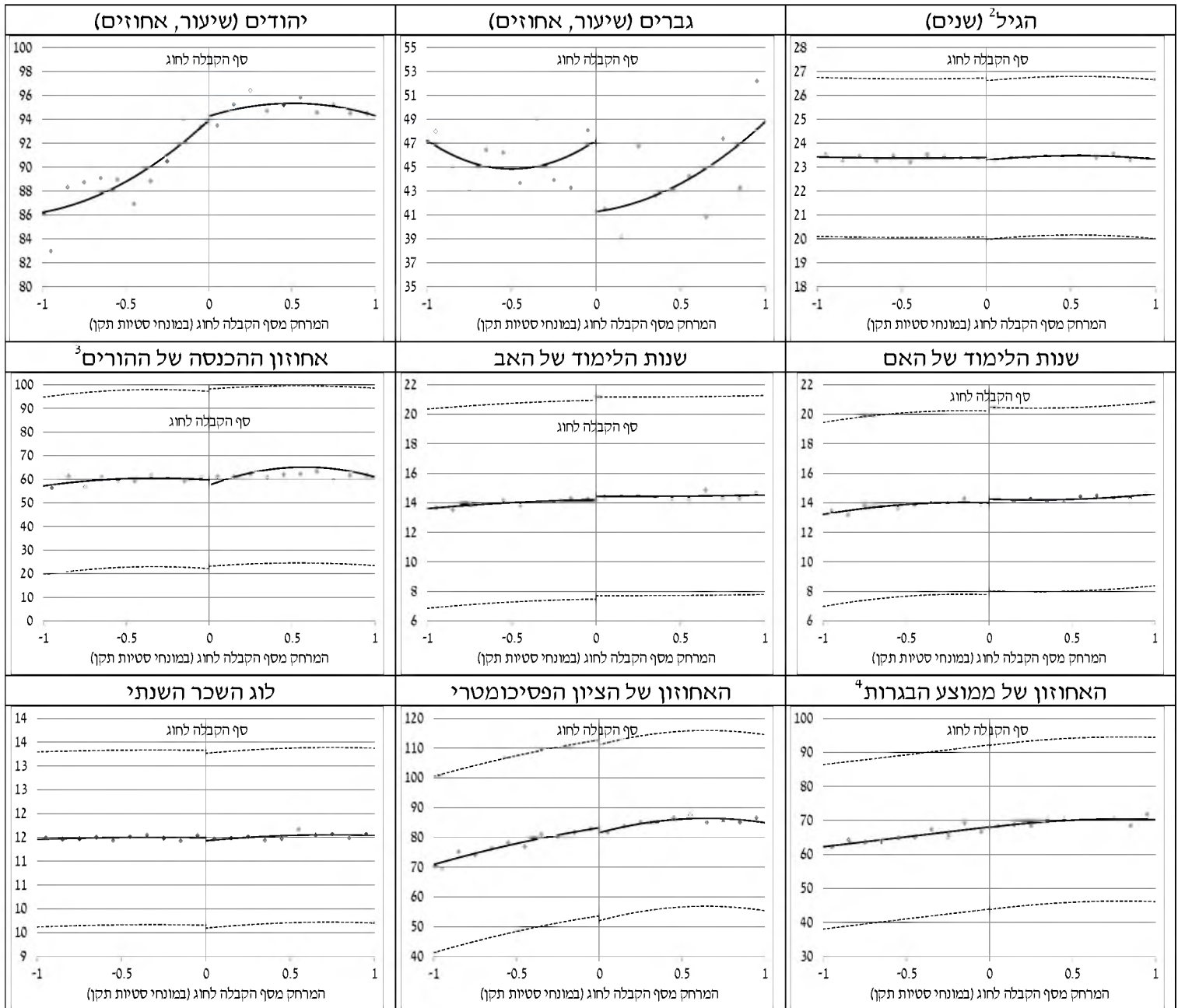
איור נ-11. התפלגות האחוזון של הציון הפסיכומטרי בקרב פרטים שהשלימו תואר ראשון באוניברסיטה ונרשמו לאוניברסיטאות משני הסוגים (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחקרים.

איור נ-12. מבחר ממאפייניהם הדמוגרפיים-חברתיים-כלכליים של הפרטים שהשלימו תואר ראשון

באוניברסיטה ונרשמו לאוניברסיטאות משני הסוגים, יחסית לסף הקבלה לחוגים באוניברסיטאות העילית¹



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

(1) הקווים הרציפים נגזרים מהאומדים של המשוואה הבאה:

$$Y_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{ijkt} + \alpha_2 f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \alpha_3 A_{ijkt} \times f(S_{ijkt} - S_{jkt}^{cutoff}) + \varepsilon_{it}$$

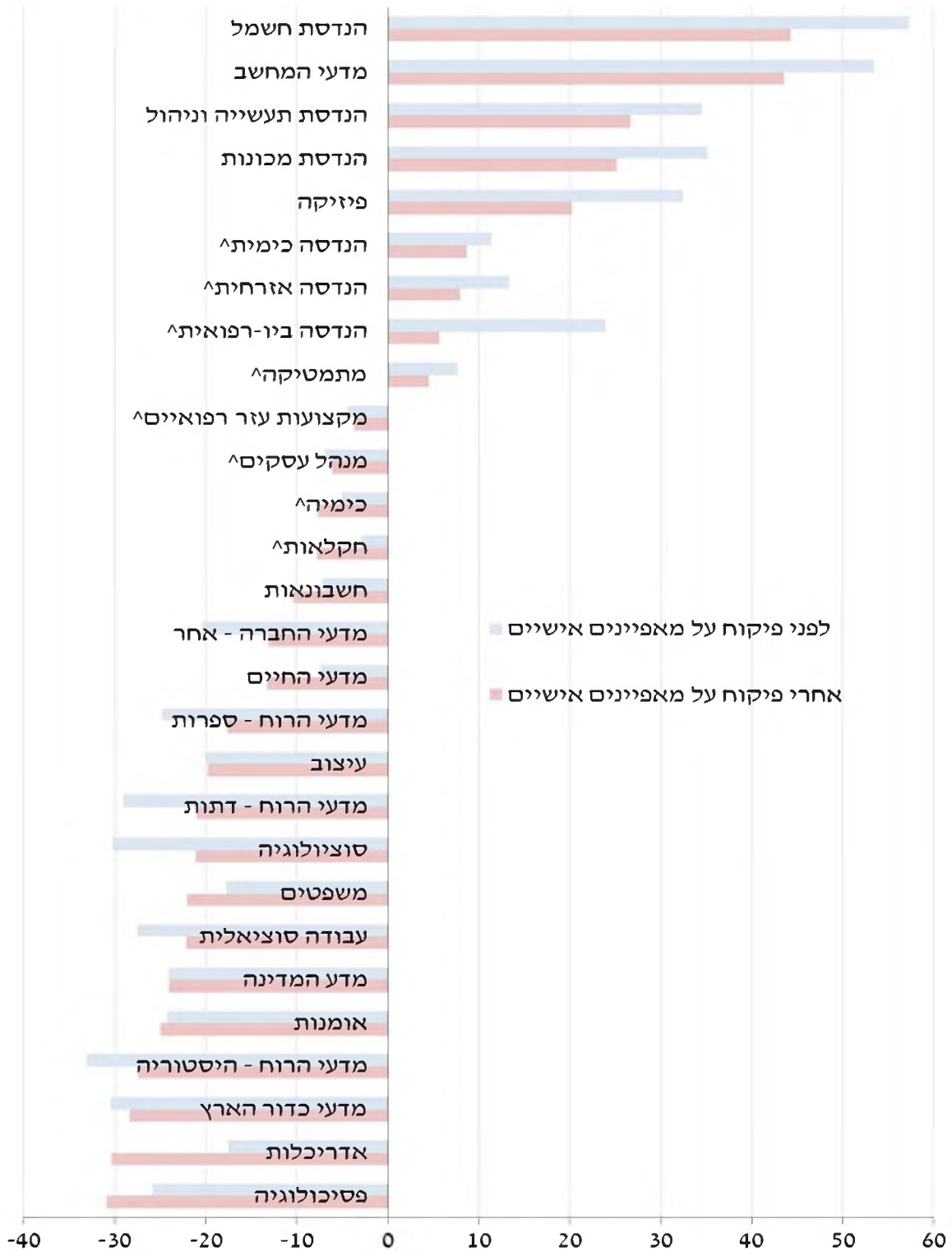
כאשר Y מייצג את המאפיין הדמוגרפי-חברתי-כלכלי ויתר המשתנים זהים לאלה שבמשוואה 4. הקווים המרוסקים מייצגים רווחי סמך של 95%.

(2) הגיל בעת ההרשמה לתואר ראשון.

(3) ההכנסה השנתית ברוטו שההורים קיבלו מעבודה שכירה ועצמאית כאשר מלאו לילדם (בוגר המוסד להשכלה גבוהה) 24. האחוזון חושב לפי קבוצת הגיל של האב ולכל שנה בנפרד (על מנת להביא בחשבון את התפתחות ההכנסה במשך מחזור החיים).

(4) הממוצע של אחוזוני הציונים במקצועות לכל שנת בחינה בנפרד (על מנת להתחשב בעובדה שאי-אפשר להשוות בין שנים), משוקלל לפי מספר יחידות הלימוד בכל מקצוע.

איור נ-13. התשוואה השעתית להשכלה גבוהה לפי מקצוע הלימוד¹ בהשוואה לכלכלה, 2008 (אחוזים)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

[^] הפרש השכר לאחר פיקוח אינו מובהק ברמה של 10%.

(1) מקצוע הלימוד הראשי. האיור מציג מקצועות רק אם 50 פרטים לפחות השלימו בהם תואר ראשון או שני.

(2) לפני הפיקוח – האומדים שמשתני הדמי למקצועות קיבלו באמידת השכר השעתי כפונקציה של משתני הדמי; אחרי הפיקוח – האומדים שמשתני הדמי למקצועות הלימוד קיבלו בלוח 7 (טור הסה"כ).

רשימת המאמרים בסדרה

- ט. סוחוי, נ. פרסמן – מידע מקדים בציפיות המעסיקים. 2009.01
- נ. זוסמן, ר. פריש – ההשפעה הסיבתית של סביבת גידול ההורים והשכלתם על השכלת ילדיהם. 2009.02
- R. Frish and N. Zussman – The Causal Effect of Parents' Childhood Environment and Education on Their Children's Education. 2009.02
- ו. נגר – האיתנות הפיננסית של המגזר העסקי הריאלי וסיכוני האשראי במערכת הבנקאית בישראל. 2009.03
- E. Argov – The Choice of a Foreign Price Measure in a Bayesian Estimated New-Keynesian Model for Israel. 2009.04
- א. ארגוב – בחירת מצרף מחירי חו"ל במסגרת אמידה בייסואנית של מודל ניאו-קיינסיאני למשק הישראלי. 2009.04
- ג. נבון – גלישת הון אנושי במקום העבודה: גיוון כוח העבודה ופריון. 2009.05
- G. Navon – Human Capital Spillovers in the Workplace: Labor Diversity and Productivity. 2009.05
- T. Suhoy – Query Indices and a 2008 Downturn: Israeli Data. 2009.06
- J. Djivre and Y. Menashe – Testing for Constant Returns to Scale and Perfect Competition in the Israeli Economy, 1980–2006. 2009.07
- ס. ריבון – מדדים לאינפלציה הליבה בישראל. 2009.08
- S. Ribon – Core Inflation Indices for Israel 2009.08
- י. מזר – בחינת מבנה השכר במגזר הציבורי והפרטי והמיון העצמי של עובדים שעברו ביניהם, בשנים 1995 עד 2005. 2009.09
- ע. ברנדר – השפעת הסדרי החיסכון לגיל פרישה בישראל על התחלקות ההכנסות. 2009.10
- A. Brender – Distributive Effects of Israel's Pension System. 2009.10
- ע. ישיב, נ. (קלינר) קסיר – דפוסי ההשתתפות של ערביי ישראל בשוק העבודה. 2009.11
- ג. נבון, ר. פריש – השפעת החוק לעידוד השקעות הון בתעשייה על התוצר, התעסוקה וההשקעה: ניתוח אמפירי בנתוני מיקרו. 2009.12
- R. Frish and G. Navon – The Effect of Israel's Encouragement of Capital Investments in Industry Law on Product, Employment, and Investment: an Empirical Analysis of Micro Data. 2009.12

א. טולדנו, נ. זוסמן, ר. פריש, ד. גוטליב – השפעת גובה קצבאות הילדים על פריון הילודה.	2009.13
E. Toledano, R. Frish, N. Zussman, and D. Gottlieb – The Effect of Child Allowances on Fertility.	2009.13
ד. נתן – שדרוג המודלים הגוזרים תחזית התפלגות בשער החליפין.	2010.01
D. Nathan – An Upgrade of the Models Used To Forecast the Distribution of the Exchange Rate.	2010.01
A. Sorezcky – Real Effects of Financial Signals and Surprises.	2010.02
א. שורצקי – השפעות ריאליות של איתותים פיננסיים והפתעות פיננסיות.	2010.02
ב. שרייבר – שער החליפין שקלדולר: פירוק לרכיב גלובלי ולרכיב מקומי.	2010.03
B. Z. Schreiber – Decomposition of the ILS/USD Exchange Rate into Global and Local Components.	2010.03
E. Azoulay and S. Ribon – A Basic Structural VAR of Monetary Policy in Israel Using Monthly Frequency Data.	2010.04
א. אזולאי, ס. ריבון – מודל VAR מבני בסיסי בתדירות חודשית למדיניות המוניטרית בישראל.	2010.04
נ. זוסמן, ש. צור – תרומתו של חינוך תיכוני מקצועי לעומת עיוני להשכלה ולהצלחה בשוק העבודה.	2010.05
S. Tsur and N. Zussman – The Contribution of Vocational High School Studies to Educational Achievement and Success in the Labor Market.	2010.05
י. לביא, י. מנשה – הקשרים ארוכי וקצרי הטווח של ההשקעה בסקטור העסקי בישראל 1968-2008.	2010.06
Y. Menashe and Y. Lavi – The Long- and Short-Term Factors Affecting Investment in Israel's Business-Sector, 1968-2008.	2010.06
י. מזר – השפעת המדיניות הפיסקלית ורכיביה על התוצר בישראל.	2010.07
Y. Mazar – The Effect of Fiscal Policy and its Components on GDP in Israel.	2010.07
פ. דובמן – מחזורי המיתון בישראל וזעזועים פיננסיים ומקרו-כלכליים - עיתוים ועצמתם.	2010.08
P. Dovman – Business Cycles in Israel and Macroeconomic Crises— Their Duration and Severity.	2010.08

T. Suhoy – Monthly Assessments of Private Consumption.	2010.09
א. שורצקי – האם בנק ישראל השפיע על שער החליפין?	2010.10
A. Sorezcky – Did the Bank of Israel Influence the Exchange Rate?	2010.10
Y. Djivre and Y. Yakhin – A Constrained Dynamic Model for Macroeconomic Projection in Israel.	2010.11
י. גיברה, י. יכין – מגבלות מבניות במודל דינמי לחיזוי מקרו-כלכלי בישראל.	2010.11
י. מזר, נ. מיכלסון – פערי השכר בין גברים לנשים במינהל הציבורי בישראל – ניתוח בעזרת נתוני חתך ופאנל.	2010.12
Y. Mazar and N. Michelson – The Wage Differentials between Men and Women in Public Administration in Israel – An Analysis Based on Cross-Sectional and Panel Data.	2010.12
A. Friedman and Z. Hercowitz – A Real Model of the Israeli Economy.	2010.13
מ. גראם – תגמול המנכ"לים בחברות ציבוריות.	2010.14
M. Graham – CEO Compensation at Publicly Traded Companies.	2010.14
א. אזולאי, ר. שהרבני – רמת המינוף בחברות בורסאיות והקשר בינה לבין גורמים כלכליים שונים.	2010.15
E. Azoulay and R. Shahrabani – The Level of Leverage in Quoted Companies and Its Relation to Various Economic Factors.	2010.15
G. Dafnai and J. Sidi – Nowcasting Israel GDP Using High Frequency Macroeconomic Disaggregates.	2010.16
ג. דפנאי, יהונתן סידי – אומדן מוקדם לתמ"ג הרבעוני של ישראל באמצעות נתונים כלכליים בתדירות גבוהה.	2010.16
א. טולידנו, נ. זוסמן, ר. פריש, ד. גוטליב – הכנסה משפחתית ומשקל יילודים.	2010.17
E. Toledano, N. Zussman, R. Frish and D. Gottlieb – Family Income and Birth Weight.	2010.17
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – תקצוב החינוך היסודי 2001-2009.	2010.18
N. Blass, S. Tsur and N. Zussman – The Allocation of Teachers' Working Hours in Primary Education, 2001–2009	2010.18

ת. קריאף – מודל לחיזוי התוצר ורכיביו בטווח הקצר.	2011.01
T. Krief – A Nowcasting Model for GDP and its Components.	2011.01
W. Nagar – Persistent Undershooting of the Inflation Target During Disinflation in Israel: Inflation Avoidance Preferences or a Hidden Target?	2011.02
ו. נגר – החטאת יעד האינפלציה מלמטה בתהליך הדיסאינפלציה בישראל: אסימטריה או יעד סמוי?	2011.02
R. Stein – Estimating the Expected Natural Interest Rate Using Affine Term-Structure Models: The Case of Israel .	2011.03
ר. שטיין – אמידת הריבית הריאלית הטבעית בעזרת מודל אפייני לעקום תשואות: המקרה של ישראל.	2011.03
ר. שהרבני, י. מנשה – שוק בתי המלון בישראל.	2011.04
R. Sharabani and Y. Menashe – The Hotel Market in Israel.	2011.04
ע. ברנדר – השנה הראשונה להפעלת הסדר פנסיית החובה: הציות להסדר והשלכות פוטנציאליות על היצע העבודה.	2011.05
A. Brender – First Year of the Mandatory Pension Arrangement: Compliance with the Arrangement as an Indication of its Potential Implications for Labor Supply.	2011.05
פ. דובמן, י. יכין, ס. ריבון – שוק הדיור בישראל 2008-2010: האם התפתחה בועה במחירי הדירות?	2011.06
P. Dovman, S. Ribon and Y. Yakhin – The Housing Market in Israel 2008-2010: Are Housing Prices a “Bubble”?	2011.06
N. Steinberg and Y. Porath – Chasing Their Tails: Inflow Momentum and Yield Chasing among Provident Fund Investors in Israel.	2011.07
נ. שטינברג, י. פורת – רודפים אחר זנבם: רדיפת תשואות ומומנטום בצבירות בקרב המשקיעים בקופות הגמל בישראל.	2011.07
L. Gallo – Export and Productivity – Evidence From Israel.	2011.08
ל. גאלו – על הקשר שבין פריון ליצואנות – ממצאים מישראל.	2011.08
י. גמרסני – השפעת רפורמת עושי השוק על רמת הניזילות בשוק איגרות החוב הממשלתיות השקליות.	2011.09
I. Gamrasni – The Effect of the 2006 Market Makers Reform on the Liquidity of Local-Currency Unindexed Israeli Government Bonds in the Secondary Market.	2011.09

ד. אלקיים, א. בנימיני – ניכוי עונתיות של האינפלציה במדד המחירים לצרכן בישראל.	2011.10
H. Etkes – The Impact of Employment in Israel on the Palestinian Labor Force.	2011.11
ח. אטקס – ההשפעה של התעסוקה בישראל על כוח העבודה הפלסטיני.	2011.11
S. Ribon – The Effect of Monetary Policy on Inflation: A Factor Augmented VAR Approach using disaggregated data.	2011.12
ס. ריבון – השפעת המדיניות המוניטרית על האינפלציה: ניתוח נתונים באמצעות FAVAR.	2011.12
א. ססי-ברודסקי – הערכת סיכון חדלות הפירעון של חברות בישראל באמצעות מודל מבני.	2011.13
A. Sasi-Brodesky – Assessing Default Risk of Israeli Companies Using a Structural Model.	2011.13
י. מזר, א. פלד – שכר המינימום, התפלגות השכר ופער השכר המגדרי בישראל. 2009-1990.	2012.01
Y. Mazar and O. Peled – The Minimum Wage, Wage Distribution and the Gender Wage Gap in Israel 1990–2009.	2012.01
נ. מיכלסון – השפעת החוזים האישיים במינהל הציבורי בישראל על משך השירות.	2012.02
N. Michelson – The Effect of Personal Contracts in Public Administration in Israel on Length of Service.	2012.02
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – מה למדת בבית הספר, ילד מתוק שלי? על השימושים בשעות עבודתם של כוחות ההוראה בבתי הספר היסודיים.	2012.03
א. זוסמן, נ. זוסמן, ס. מיעארי – הגבלת תעסוקה ואלימות פוליטית בסכסוך הישראלי-פלסטיני.	2012.04
S. Miaari, A. Zussman and N. Zussman – Employment Restrictions and Political Violence in the Israeli-Palestinian Conflict.	2012.04
ע. ישיב, נ. (קלינר) קסיר – נשים ערביות בשוק העבודה בישראל: מאפיינים וצעדי מדיניות.	2012.05
E. Yashiv and N. K. (Kaliner) – Arab Women in the Israeli Labor Market: Characteristics and Policy Proposals.	2012.05
E. Argov, E. Barnea, A. Binyamini, E. Borenstein, D. Elkayam and I. Rozenshtrom – MOISE: A DSGE Model for the Israeli Economy.	2012.06

E. Argov, A. Binyamini, E. Borenstein and I. Rozenshtrom – Ex-Post Evaluation of Monetary Policy.	2012.07
ג. ישורון – יום לימודים ארוך והיצע עבודה של אמהות.	2012.08
G. Yeshurun – A Long School Day and Mothers' Labor Supply.	2012.08
י. מזר, ה. מאיה – המדיניות הפיסקאלית והחשבון השוטף.	2012.09
Y. Mazar and M. Haran – Fiscal Policy and the Current Account.	2012.09
נ. זוסמן, א. טולידנו – טרור ומשקל ילודים.	2012.10
E. Toledano and N. Zussman – Terror and Birth Weight.	2012.10
A. Binyamini and T. Larom – Encouraging Participation in a Labor Market with Search and Matching Frictions.	2012.11
א. שחר – עלות הטיפול בילדים בגיל הרך והשפעתה על היצע העבודה של נשים.	2012.12
E. Shachar – The Effect of Childcare Cost on the Labor Supply of Mothers with Young Children.	2012.12
ג. נבון, ד. צ'רניחובסקי – ההוצאה הפרטית לשירותי רפואה, התפלגות ההכנסות ועוני בישראל.	2012.13
G. Navon and D. Chernichovsky – Private Expenditure on Healthcare, Income Distribution, and Poverty in Israel.	2012.13
Z. Naor – Heterogeneous Discount Factor, Education Subsidy, and Inequality.	2012.14
ז. נאור – הטרוגניות בשיעור העדפת הזמן, סובסידיה להשכלה ואי שוויון.	2012.14
H. Zalkinder – Measuring Stress and Risks to the Financial System in Israel on a Radar Chart.	2012.15
י. סעדון, מ גראם – מדד משולב למעקב אחר השווקים הפיננסיים בישראל.	2013.01
Y. Saadon and M. Graham – A Composite Index for Tracking Financial Markets in Israel.	2013.01
A. Binyamini – Labor Market Frictions and Optimal Monetary Policy.	2013.02
E. Borenstein and D. Elkayam – The equity premium in a small open economy, and an application to Israel.	2013.03

D. Elkayam and A. Ilek – Estimating the NAIRU for Israel, 1992–2011.	2013.04
Y. Yakhin and N. Presman – A Flow-Accounting Model of the Labor Market: An Application to Israel.	2013.05
י. יכין, נ. פרסמן – מודל של חשבונאות זרמים לשוק העבודה: יישום עבור ישראל.	2013.05
מ. קהן, ס. ריבון – השפעת מחירי הדירות והשכירות על הצריכה הפרטית בישראל – בחינה באמצעות נתונים מיקרו-כלכליים.	2013.06
M. Kahn and S. Ribon – The Effect of Home and Rent Prices on Private Consumption in Israel—A Micro Data Analysis.	2013.06
S. Ribon and D. Sayag – Price Setting Behavior in Israel – An Empirical Analysis Using Microdata.	2013.07
ס. ריבון, ד. סייג – קביעת מחירים בישראל – בחינה אמפירית באמצעות נתוני מיקרו.	2013.07
ד. פליקר – שקלול תחזית בנק ישראל למדד המחירים לצרכן – מודל מאחד.	2013.08
D. Orpaig (Flikier) – The Weighting of the Bank of Israel CPI Forecast—a Unified Model.	2013.08
O. Sade, R. Stein and Z. Wiener – Israeli Treasury Auction Reform.	2013.09
א. שדה, ר. שטיין, צ. וינר – רפורמת מכרזי האג"ח הממשלתיות.	2013.09
D. Elkayam and A. Ilek— Estimating the NAIRU using both the Phillips and the Beveridge curves.	2013.10
A. Ilek and G. Segal – Optimal monetary policy under heterogeneous beliefs of the central bank and the public.	2014.01
ע. ברנדר, מ. סטרבצינסקי – מדיניות הממשלה ביחס להורים צעירים.	2014.02
A. Brender and M. Strawczynski – Government Support for Young Families in Israel.	2014.02
י. מזר – התפתחות השכר במגזר הציבורי והקשרים בינו לבין השכר במגזר הפרטי.	2014.03
Y. Mazar – The Development of Wages in the Public Sector and their Correlation with Wages in the Private Sector.	2014.03
ל. בראון, נ. זוסמן, ר. שהרבני – הגורמים לתאונות דרכים בכבישים בין-עירוניים בישראל.	2014.04

ר. שהרבני – השפעת הטרור, התדמית ומשתנים כלכליים על ביקורי תיירים מסוגים שונים בישראל.	2014.05
H. Etkes – Do Monthly Labor Force Surveys Affect Interviewees' Labor Market Behavior? Evidence from Israel's Transition from Quarterly to Monthly Surveys.	2014.06
ח. אטקס – האם תדירות הראיונות לסקר כוח האדם משפיעה על התנהגות המרואיינים בכוח העבודה? עדויות מהמעבר של הלמ"ס מסקר רבעוני לסקר חודשי.	2014.06
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – סגרגציה של תלמידים בבתי הספר היסודיים ובחטיבות הביניים.	2014.07
N. Blass, S. Tsur and N. Zussman – Segregation of students in primary and middle schools.	2014.07
ע. ברנדר, ע. פוליצר – ההשפעה של שינויים בשיעורי המס על גביית המסים בישראל.	2014.08
A. Brender and E. Politzer – The Effect of Legislated Tax Changes on Tax Revenues in Israel.	2014.08
נ. זוסמן, ד. סייג – התחלקות הסיוע בשכר דירה בין שוכרים למשכירים: המקרה של סטודנטים במרכז ירושלים.	2015.01
D. Sayag and N. Zussman – The Distribution of Rental Assistance Between Tenants and Landlords: The Case of Students in Central Jerusalem.	2015.01
ע. ברנדר, ס. ריבון – השפעתן של המדיניות הפיסקלית והמוניטרית בישראל, ושל הכלכלה הגלובלית, על התשואות הריאליות של האג"ח הממשלתיות בישראל: בחינה מחודשת לאחר עשור.	2015.02
A. Brender and S. Ribon – The Effect of Fiscal and Monetary Policies and the Global Economy on Real Yields of Israel Government Bonds.	2015.02
ס. ריבון – אינפלציה אישית למשק הבית – כיצד משפיע איזור המגורים?	2015.03
ד. אורפייג – ערוצי התמסורת משער החליפין למדד המחירים לצרכן: מבט ענפי על הרכיב הסחיר במדד.	2015.04
I. Caspi – Testing for a Housing Bubble at the National and Regional Level: The Case of Israel.	2015.05
ר. שטיין – ההשפעות של מיסוי רווחי ההון על תמחור הנכסים הפיננסיים.	2015.06
R. Stein – The Effects of Taxation of Capital Gains on the Pricing of Financial Assets.	2015.06

E. Barnea and Y. Menashe – Banks Strategies and Credit Spreads as Leading Indicators for the Real Business Cycles Fluctuations.	2015.07
ב. ליאור – מדיניות פעילה בשוק העבודה : השפעת התכנית "מעגלי תעסוקה" על קבלת גמלאות.	2015.08
ר. פריש – משברי מטבע ושער החליפין הריאלי.	2016.01
R. Frish – Currency Crises and Real Exchange Rate Depreciation.	2016.01
א. פראנד זנד, ו. לביא – על מקורות הפערים המגדריים בהון אנושי: ההשלכות של הטיות סטריאוטיפיות של מורים בטווח הקצר ובטווח הארוך.	2016.02
V. Lavy and E. Sand – On the Origins of Gender Gaps in Human Capital: Short and Long Term Consequences of Teachers' Biases.	2016.02
ר. פריש – שער החליפין הריאלי בטווח הארוך והבינוני.	2016.03
R. Frish – The Real Exchange Rate in the Long Term.	2016.03
A. Mantzura and B. Schrieber – Carry trade attractiveness: A time-varying currency risk premium approach.	2016.04
נ. בלס, נ. זוסמן, ש. צור – מעורבותן של הרשויות המקומיות במימון שעות העבודה של כוחות ההוראה בחינוך היסודי והשפעתה על ההעדפה המתקנת בחינוך הממלכתי-עברי.	2016.05
א. כספי, מ. גראם – מבחן לבועה במחירי המניות כאשר חלוקת הדיוידנד אינה רציפה: יישום על שוק המניות הישראלי.	2016.06
I. Caspi and M. Graham – Testing for Bubbles in Stock Markets.	2016.06
ט. באסקרון, ס. בלס, ע. ברנדר, י. ריינגוורץ – ביזור הכנסות, פיקוח ממשלתי וכלכלת בחירות: לקחים מהשלטון המקומי בישראל.	2016.07
נ. בן טובים – אמידת גמישות הביקוש לדירות ביחס למחיר בישראל.	2016.08
E. Borenstein, and D. Elkayam – Financial Distress and Unconventional Monetary Policy in Financially Open Economies.	2016.09
ש. אפק, נ שטינברג – החשיפה לחו"ל של החברות הציבוריות הנסחרות בבורסה לניירות ערך בתל אביב.	2016.10
S. Afek and N. Steinberg – The Foreign Exposure of Public Companies Traded on the Tel Aviv Stock Exchange.	2016.10

א. דניאלי – מחזורים פיננסיים וריאליים בישראל על פי גישתם של Borio et al.	2016.11
ר. שטיין – בחינת שוק ריביות הסמן בישראל שוק התלבור לעומת שוק המקיים.	2016.12
R. Stein – Review of the Reference Rate in Israel: Telbor and Makam Markets.	2016.12
N. Sussmana and O. Zoharb – Has Inflation Targeting Become Less Credible? Oil Prices, Global Aggregate Demand and Inflation Expectations during the Global Financial Crisis.	2016.13
ד. גינסוב, א. דה-מלאך, א. זוסמן, נ. זוסמן – השפעת קרבה לאתרים סלולריים על מחירי הדירות בישראל.	2016.14
E. Demalach, D. Genesove A. Zussman and N Zussman – The Effect of Proximity to Cellular Sites on Housing Prices in Israel.	2016.14
א. ארגוב – התפתחות ההשכלה בישראל ותרומתה לצמיחה ארוכת הטווח.	2016.15
E. Argov – The Development of Education in Israel and its Contribution to Long-Term Growth Discussion Paper.	2016.15
S. Tsur – Liquidity Constraints and Human Capital: The Impact of Welfare Policy on Arab Families in Israel.	2017.01
G. Segal – Interest Rate in the Objective Function of the Central Bank and Monetary Policy Design.	2017.02
N. Tzur-Ilan – The Effect of Credit Constraints on Housing Choices: The Case of LTV limit.	2017.03
א. ברק – פונקציית הצריכה הפרטית בישראל.	2017.04
A. Barak – The private consumption function in Israel.	2017.04
S. Ribon – Why the Bank of Israel Intervenes in the Foreign Exchange Market, and What Happens to the Exchange Rate.	2017.04
א. גביוס, אסתר חן, נ. שטינברג – דיווידנדים מרווחים בלתי ממומשים והסיכון לחדלות פירעון.	2017.05
E. Chen, I. Gaviious and N. Steinberg – Dividends from Unrealized Earnings and Default Risk.	2017.05

A. Ilek and I. Rozenshtrom – The Term Premium in a Small Open Economy: A Micro-Founded Approach.	2017.06
A Sasi-Brodesky – Recovery Rates in the Israeli Corporate Bond Market 2008–2015.	2017.07
ג. כהן, קובץ' – אמידת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על היצע האשראי באמצעות גישה חדשה לזיהוי ערוץ מאזן החברות.	2017.08
D. Orfaig – A Structural VAR Model for Estimating the Link between Monetary Policy and Home Prices in Israel.	2017.09
M. Haran Rosen and O. Sade – Does Financial Regulation Unintentionally Ignore Less Privileged Populations? The Investigation of a Regulatory Fintech Advancement, Objective and Subjective Financial Literacy.	2017.10
מ. הרן רוזן, א שדה – האם הרגולציה הפיננסית מתעלמת בלא כוונה מאוכלוסיות מוחלשות? בחינה של הקשר בין הטמעת רגולציה בעזרת כלים דיגיטליים לבין אוריינות פיננסית אובייקטיבית וסובייקטיבית.	2017.10
א. דה מלאך, נ. זוסמן – השפעת החינוך המקצועי במגזר הערבי על משתני תוצאה בטווח הקצר והארוך.	2017.11
E. Demalach and N. Zussman – The Effect of Vocational Education on Short- and Long-Term Outcomes of Students: Evidence from the Arab Education System in Israel.	2017.11
ט. סוחוי – תחזית ארוכת טווח לגבי התפלגותם של ביקושי השיא השעתיים לחשמל.	2017.12
ל. גאלו – תחזית ארוכת טווח לביקוש לחשמל במשק הישראלי.	2017.13
ס. איגדלוב, נ. זוסמן, ר. פריש – תגובת השכר להפחתה בשיעורי מס ההכנסה: רפורמת המס שנערכה בישראל ב-2003–2009.	2017.14
S. Igdalov, R. Frish and N. Zussman – The Wage Response to a Reduction in Income Tax Rates: The 2003–2009 Tax Reform in Israel.	2017.14
י. מזר – ההבדלים בין המגזרים הציבורי והפרטי במיומנויות העובדים המשכילים ובתשואה שהמיומנויות משיאות לשכר, והקשר בין שני המשתנים: עדויות מסקרי PIAAC.	2018.01
Y. Mazar – Differences in Skill Levels of Educated Workers between the Public and Private Sectors, the Return to Skills and the Connection between them: Evidence from the PIAAC Surveys.	2018.01
י. אלסטר, א. זוסמן, נ. זוסמן – רקטות: השפעותיו של איום טרור על שוק הדיור.	2018.02

מ. גראם-רוזן, נ. מיכלסון – להיענות או לא להיענות? שיקולים במתן ביטוח אשראי.	2018.03
I. Caspi, A. Friedman and S. Ribon – The Immediate Impact and Persistent Effect of FX Purchases on the Exchange Rate.	2018.04
D. Elkayam and G Segal – Estimated Natural Rate of Interest in an Open Economy: The Case of Israel.	2018.05
א. קז, ר. שטיין – האסטרטגיות שנוקטים מחוללי הציטוטים בבורסה לניירות ערך בתל אביב והקשר בינן לבין מדדים לאיכות המסחר.	2018.06
י. מזר, י. ריינגוורץ – השפעת גובה קצבאות הילדים על היצע העבודה: עדויות מתחילת שנות ה-2000.	2018.07
Y. Mazar and Y. Reingewertz – The Effect of Child Allowances on Labor Supply Evidence from Israel.	2018.07
N. B. Itzhak – The Effect of Terrorism on Housing Rental Prices: Evidence from Jerusalem.	2018.08
ר. פריש, י. פולק – השפעת זעזועים בתנאי הסחר על התוצר ועל שער החליפין הריאלי.	2018.09
י. סעדון, מ. רוזנבוים, ב. שרייבר, בשיתוף "יפעת מחקרי מדיה" - "רוב מהומה על לא מאומה"? השפעת התקשורת המודפסת על שוק המניות בישראל.	2018.10
M. Rosenboim, Y. Saadon, B. Z. Schreiber - "Much Ado about Nothing"? The Effect of Print Media Tone on Stock Indices.	2018.10
K. Kosenko and N. Michelson – It Takes More than Two to Tango: Understanding the Dynamics behind Multiple Bank Lending and its Implications.	2018.11
N. Tzur-Ilan – LTV Limits and Borrower Risk.	2018.12
ל. אחדות, א. גוטמן, נ. זוסמן, ע. ליפינר, ע. מעין – התשוואה במונחי שכר להשכלה הנרכשת באוניברסיטאות ובמכללות.	2018.13