

תגובה למאמרם של דוידוביץ וסואן "על מריטוקרטיה ועל כושר הניבוי של תנאי קבלה בנוגע להצלחה בלימודים" (2015)

תמר קנת-כהן ויונתן סער
מאי 2016

מסמך זה הוא תגובה למאמרם של ניצה דוידוביץ ודן סואן "על מריטוקרטיה ועל כושר הניבוי של תנאי קבלה בנוגע להצלחה בלימודים" שהופיע בפרסום של מכללת סמינר הקיבוצים (החינוך וסביבו, שנתון המכללה ל"ז, תשע"ה 2015). במאמר מציגים הכותבים תהיות, מגובות לכאורה בספרות ובממצאים אמפיריים, בנוגע לקשר שבין הכלים המשמשים בקבלה ללימודים אקדמיים לבין ההישגים בלימודים אלה.

בתגובתנו למאמר בחרנו להתמקד בשלוש סוגיות בעייתיות המציבות סימני שאלה בנוגע לאיכות המחקר ולתקפות המסקנות הנגזרות ממנו:

- כשלים בהבנה של מטרת כלי המיון ושל הדרך להעריך את יעילותם
- הסתמכות על ספרות חלקית ולא רלוונטית והצגת מסקנות שלא נובעות מהפרסומים המצוטטים
- כשלים בניתוח הנתונים ובהסקה מן הממצאים

לא נתייחס לאיכות הכתיבה והתרשימים (אלא אם כן הדברים נוגעים במישורין

* ד"ר תמר קנת-כהן ומר יונתן סער הם חוקרים בכירים במרכז הארצי לבחינות ולהערכה, שמתמחים במחקרי תוקף, ושפרסמו עד כה מאמרים רבים בנושא.

לאחת משלוש הסוגיות שלעיל), ולבעיות נוספות שקיימות במאמר, וזאת כדי למקד את תשומת הלב בסוגיות מקצועיות מהותיות בתיקוף כלי מיון.

כשלים בהבנה של מטרת כלי המיון ושל הדרך להעריך את יעילותם

בהקדמה למאמרם מציגים החוקרים ממצא שאמור לכאורה לאתגר את העמדה שגורסת שמערכת המיון הנהוגה באוניברסיטאות בישראל, שמבוססת על ציון הבחינה הפסיכומטרית וממוצע ציוני תעודת הבגרות, תקפה יותר מכל האלטרנטיבות המוכרות למיון טרם תחילת הלימודים.

הממצא הנדון, שהובא ממחקר קודם של דוידוביץ וסואן (Davidovitch and Soen, 2006) הוא ש"רק כ-23% מכלל הבוגרים [...] התקבלו בזמנם על סמך נתונים פורמליים [...] רובם המכריע של הבוגרים התקבלו על סמך נתונים בלתי פורמליים. המעניין הוא שהסטודנטים שנותרו בתוך המערכת [...] התגברו על מכשלה זו במהלך לימודיהם!" (דוידוביץ וסואן, 2015, עמ' 89). הבהרה של הציפיות ממערכת המיון ושל האופן שנכון לבדוק אם הן מתקיימות תגלה שממצא זה כשלעצמו אינו אינפורמטיבי בהתייחס לסוגיה שעומדת על הפרק (תוקף הניבוי של כלי המיון).

ראשית, חשוב להבין שבמצב של בררה הכרחית,¹ כלי המיון אינם מיועדים להבחין בין מי שיכולים להתמודד עם הלימודים האקדמיים לבין אלו שייכשלו בהם. רוב המועמדים יכולים להתמודד עם הלימודים במידת הצלחה זו או אחרת. מטרתם של כלי המיון (בהנחה שמערכת המיון מבוססת על הגישה המריטוקרטית) היא לזהות את אלו שסיכוייהם להצליח בלימודים הם הגבוהים ביותר. לפיכך העובדה שיש סטודנטים רבים שהתקבלו בשיטות כאלו ואחרות וסיימו את לימודיהם בהצלחה אינה מספיקה כדי להכריע בדבר איכות השיטות הללו. בהקשר הנוכחי, השאלה שעמה מתמודדים אינה אם סטודנטים שהתקבלו על פי קריטריוני קבלה "בלתי פורמליים" מצליחים בלימודים, אלא מהי מידת הצלחתם בהשוואה להצלחתם של סטודנטים שהתקבלו במיון חלופי (מאותה אוכלוסיית מועמדים ובאותו יחס בררה).

1 שבה הסיבה היחידה לדחיית מועמדים היא שמספרם גדול ממספר המקומות (המצב השכיח בהקשר של בררה להשכלה גבוהה).

שנית, שיעור הבוגרים שהתקבלו על סמך נתונים בלתי פורמליים אינו אומר דבר על איכות קריטריוני הקבלה הבלתי פורמליים כל עוד לא מדווח שיעורם בקרב המתחילים ללמוד. מאליו יובן שההתרשמות מן הממצא המדווח תהיה שונה לחלוטין אם ידוע ש-60% מכלל המתחילים ללמוד התקבלו על סמך קריטריונים לא פורמליים לעומת מצב שבו 90% מתוכם התקבלו באופן זה. לפיכך, בהעדר מידע על שיעור הקבוצה הנדונה בתחילת הלימודים אין בממצא המדווח אינפורמציה רלוונטית.

בשולי התייחסותנו לכשלים בהבנה של מטרת כלי המיון ושל הדרך להעריך את יעילותם, נוסף את תהייתנו בנוגע להבחנה שעושים דוידוביץ וסואן בין תעודת הבגרות, שאותה הם מכנים "אינדיקטור אוניברסלי" לבין הבחינה הפסיכומטרית, המכונה "אינדיקטור מריטוקרטי". החל בשנות ה-70 של המאה הקודמת, השימוש בתעודת הבגרות הוא לא רק כתנאי כניסה (כלומר, שהדרישה היא רק לעצם השגתה), אלא תוך התייחסות להישגים עצמם, עם העדפה למועמדים בעלי הישגים גבוהים בתעודת הבגרות. בשימוש כזה היא מהווה, על פי הבנתנו, אינדיקטור מריטוקרטי, ממש כמו ציון הבחינה הפסיכומטרית.

סקירת ספרות חלקית ולא רלוונטית והצגת מסקנות שלא נובעות מהפרסומים המצוטטים

1. בהקדמה למאמר מציגים דוידוביץ וסואן את המחקר הנוכחי כ"נדבך נוסף בסדרת מחקרים העוסקים בקשר בין תנאי קבלה ובין הישגים אקדמיים", ומוסיפים ש"הנתון המשמעותי ביותר שהעלו מחקרנו בעבר... הוא שאין קשר בין תנאי הקבלה לבין הישגי הסטודנטים בלימודים" (דוידוביץ וסואן, 2015, עמ' 89). אין הפנייה למקורות שמרכיבים את סדרת המחקרים המוזכרת, כמקובל בספרות המקצועית, אך ניתן להבין מן הטקסט שמופיע רק לקראת סופו של המאמר (עמ' 108) שמדובר בשני מחקרים (Davidovitch and Soen, 2006; 2009)² שנערכו, אמנם, באותו מוסד (או "המכללה האקדמית יהודה ושומרון") שבו נערך המחקר הנוכחי, אלא שרק אחד מהם (Davidovitch and Soen, 2006) עסק בקשר שבין כלי המיון לבין ההישגים בלימודים.³ לפיכך הקביעה

2 מופיע בטקסט וברשימת המקורות כמאמר משנת 2008. למיטב הבנתנו, הוא התפרסם ב-2009.

3 חלק גדול מהשגותינו בנוגע לפרסום הנ"ל (Davidovitch & Soen, 2006) חופף לדברים שיוצגו להלן.

ש"מחקרים חוזרים ונשנים שערכו דוידוביץ' וסואן הגיעו למסקנה שאין קשר בין נתוני הקבלה של הסטודנטים לבין הישגיהם [בלימודים]" (דוידוביץ וסואן, 2015, עמ' 108) היא, במקרה הטוב, מוגזמת. ניסוחים מטעים בעניין זה בנוסח זה או אחר הופיעו פעמים אחדות במאמר.

2. לנוכח אלפי המחקרים שבדקו את תוקף הניבוי של מבחני כניסה סטנדרטיים למוסדות להשכלה גבוהה (כדוגמת ה-SAT וה-ACT בארה"ב), בחרו דוידוביץ וסואן לתת סימוכין למספר קטן של מחקרים שמייצגים לכאורה "... ממצאים נוספים העולים ממחקרים רבים, גם בעולם", שמעלים, כמשתמע, "את שאלת יעילותם של תנאי הקבלה כמנבאי הצלחה בסוף שנת הלימודים הראשונה וערב קבלת התואר הראשון" (דוידוביץ וסואן, 2015, עמ' 109). אלא שלא מדובר רק בייצוג חסר ומוטה של הספרות בתחום, אלא גם בחוסר רלוונטיות: לפחות שלושה מבין המחקרים המצוטטים (בולוטיץ-צ'אצ'אשווילי, שביט ואיילון, 2002; Davidovitch and Soen, 2009; Karen, 2002)⁴ אינם עוסקים כלל בשאלת תוקף הניבוי של כלי המיון להשכלה הגבוהה.

בניגוד לרושם המטעה שעולה מניסוחיהם של דוידוביץ וסואן, היכרות עם עולם התוכן שבו אנו עוסקים מספקת תמונה ברורה ועקבית של תוקף ניבוי גבוה למבחנים כאלה ושל תרומתם - מעבר להישגים בלימודי בית הספר התיכון - בניבוי ההישגים בהשכלה הגבוהה (ראו, למשל, סקירות אצל (Camara and Kimmel, 2005; Zwick, 2002). נתונים עדכניים ורחבי היקף ניתן למצוא בסינתזה של מחקרי תוקף הניבוי של ה-SAT שנערכו בשנים האחרונות שפרסמה מועצת המכללות בארה"ב (Mattern and Patterson, 2014). מדווח שם שתוקף כל אחד משני כלי המיון - ציוני ביי"ס תיכון וה-SAT - בנפרד, בניבוי ממוצע ציוני שנה א', הוא כ-0.55 ושתוקף הניבוי של הצירוף שלהם הוא מעל 0.60. ערכים אלה (שמבוססים על נתונים של קרוב ל-900,000 סטודנטים מיותר מ-100 מכללות ממחזורים 2006/07-2010/11) משקפים תוקף ניבוי גבוה (Cohen, 1988). נתוני תוקף הניבוי כלפי ממוצעי הציונים בשנים מתקדמות הם דומים.

ממצאים אודות תוקף הניבוי של כלי המיון לאוניברסיטאות בישראל מספקים תמונה דומה: לדוגמה, מקדמי התוקף של ציון הבחינה הפסיכומטרית, ממוצע ציוני תעודת הבגרות וציון הסכם (שהוא צירוף של ציון הבחינה הפסיכומטרית

4 כותרת המאמר, כפי שמופיעה ברשימת המקורות, היא שגויה.

וממוצע הבגרות במשקלות שווים) בניבוי ציון שנה א' לתואר בוגר שהתקבלו במחקר עדכני (Oren, Kennet-Cohen, Turvall, & Allalouf, 2014) הם 0.43, 0.36 ו-0.46, בהתאמה (ממצאים אלה מבוססים על נתוני 100,863 סטודנטים בכל האוניברסיטאות בישראל ממחזורים 2005/06 עד 2009/10). נתוני תוקף הניבוי כלפי ציון הגמר לתואר בוגר הם דומים (קלפר, טורוול ואורן, 2014)⁵. לסיכום, הספרות המקצועית הרלוונטית (מתחום המדידה החינוכית והפסיכולוגית) מספקת נתוני רקע עדכניים, רחבי היקף ועקביים בנוגע לתוקף הניבוי של מבחני יכולת לימודית ושל הישגים בבית הספר, ובפרט של צירוף שלהם בניבוי ההצלחה בלימודים גבוהים. ספרות כזו עשויה לספק למחברים ולקוראים הקשר נאות להערכת המחקר הנוכחי וממצאיו. בשולי התייחסותנו לספרות שנסקרה במאמר, נציין שני מאמרים נוספים שמצוטטים אצל דוידוביץ' וסואן, כמעידים על העדר קשר בין ציון הבחינה הפסיכומטרית לבין הישגים בלימודים האקדמיים (בן דוד ושחור, 2012; יוגב ואיילון, 2000). מחקרם של בן דוד ושחור (2012) סובל מפגמים מתודולוגיים רבים שהוצגו ונידונו באופן מפורט בנייר עמדה שנכתב על ידנו (קנת-כהן, סער, אורן וקלפר, 2014). נייר העמדה של יוגב ואיילון (2000) מבוסס על מחקר קודם שעשו (איילון ויוגב, 1997) שכלל יישום שגוי של שיטה סטטיסטית לטיפול בנתונים חסרים (קנת-כהן וברונר, 1997), אשר הוביל למסקנות מוטעות. תגובה מפורטת על נייר העמדה התפרסמה על ידי פסיכומטריקאים בכירים מן האקדמיה (נבון, בן-שחר וצלגוב, 2006).

כשלים בניתוח הנתונים ובהסקה מן הממצאים

1. הממצאים בדבר הקשר בין הציון הפסיכומטרי לציון שנה א': הקשר בין הציון הפסיכומטרי לציון שנה א' מוצג בשתי גישות: א. ממוצע ציוני שנה א' בקטגוריות שונות של הציון הפסיכומטרי; ב. מתאמי פירסון בין הציון הפסיכומטרי לציון שנה א'. גישה א' מוצגת בתרשים 1. לא ברור מהו סולם הציונים שמשמש לתיאור

5 קיימים הבדלים מתודולוגיים בין המחקרים בעולם (Mattern & Patterson, 2014) למחקרים שדווחו בישראל בחישוב מקדמי התוקף, שמסבירים לפחות חלק מהפער במקדמים. למשל, המחקרים בישראל מבוססים על גישה שמרנית יותר בתיקון לקיצוץ תחום (לפירוט ראו אורן, קנת-כהן וברונר, 2007).

הציון הפסיכומטרי, ובעיקר מה הקשר בין התרשים ובין הטקסט שמתאר אותו. מעבר לכך, בהצגת הקשר בין שני המשתנים ע"י השוואה בין ממוצעי הציונים במשתנה אחד (ציון שנה א') בקטגוריות של המשתנה האחר (ציון פסיכומטרי) עשויות התוצאות להיות תלויות בחלוקה הספציפית לקטגוריות. במקרה זה לא ברור העיקרון שלפיו נקבעו מספר הקטגוריות וגבולותיהן, בפרט שרוחב הקטגוריות אינו קבוע (באותה פקולטה וכלי מיון) ושמספרן שונה בין הפקולטות וגם בין כלי מיון שונים (ציון פסיכומטרי, ציון מכינה) באותה פקולטה. בנוסף אין מידע על מספר התצפיות בכל קטגוריה, מידע שחיוני לקורא המבקש להעריך אם מתקיים גודל סביר של מדגם בכל קטגוריה. כל אלו מגבילים את היכולת להסיק מהו הקשר האמתי בין הציון הפסיכומטרי לציון שנה א'.

אשר לגישה ב' – מתאמי פירסון בין הציון הפסיכומטרי לציון שנה א', הלקח המצטבר ממחקרים רבים הוא שיש לנתח את הנתונים ביחידות הומוגניות עד כמה שניתן. חישוב המתאמים מעבר לחוגים מחייב הנחה שציוני שנה א' מכוילים בין החוגים בפקולטה, כלומר, שהציונים בחוגים השונים ניתנים על סולם משותף. מאחר שהנחה זו לא תמיד מתקיימת, ובפרט לא בפקולטות הטרוגניות, רצוי להימנע מעיבוד כזה, כיוון שהוא משפיע באופן לא ידוע על המתאמים.

אפקט נוסף, שכיוונו כן ידוע, ושלא טופל במחקר הנוכחי הוא קיצוץ התחום. אנו מתעניינים בתוקף הניבוי של כלי המיון בקרב כל המועמדים, אך מסוגלים לחשוב רק בקרב אותם מועמדים שהתקבלו והתחילו ללמוד, כיוון שרק לגביהם יש מידע על הישגים בלימודים. הבעיה היא שבקרב קבוצת הלומדים, טווח הציונים – הן בכלי המיון והן בהישגים בלימודים – הוא טווח מצומצם יותר, או "מקוצץ", מה שמקטין את מקדם התוקף הנצפה. נוסחאות לתיקון לקיצוץ תחום אומדות את מקדם התוקף שהיה עשוי להתקבל לולא חל צמצום בטווח הציונים. כל התייחסות לסוגיית תוקף כלי המיון תוך התבססות על מתאמים שחושבו במדגם שעבר בררה ולא תוקנו לקיצוץ תחום היא בעייתית.

גם בהתייחס לגישה זו, נראה שקיימת בעייתיות בנוגע למידע בדבר גודלי המדגמים שבהם חושב הקשר. אמנם, לכאורה, מוצג בטקסט (עמודים 99-100) מספר התצפיות שעל פיהן חושבו המתאמים, אלא שהמספרים המדווחים זהים למספרים שתיארו (בעמוד 96) את המספר הכולל של הבוגרים בכל אחת מן הפקולטות. בהינתן שמספר בעלי ציון פסיכומטרי בקרב הבוגרים הללו הוא, קרוב לוודאי, נמוך מזה, המידע שמוגש לקורא מטעה ואינו מאפשר לו להעריך נכונה את משמעות הממצאים המוצגים.

2. הממצאים בדבר הקשר בין ערוץ הקבלה לציון הגמר

החוקרים מציגים בעניין זה את ממוצע ציוני הבוגר לפי קטגוריות שמשקפות את ערוץ הקבלה שעל פיו התקבל הסטודנט.

ראשית, קשה להתעלם מהאיכות הירודה של הצגת הנתונים: תרשימים חסרי כותרת (תרשימים 6 ו-7), העדר תווית למשתנה שנמדד על הציר האנכי (מה מבטאת המילה "אחוזים" שמופיעה בצד ימין של התרשימים?), וקטגוריות בשם זהה ולא אינפורמטיבי (בתרשים 6 יש שלוש קטגוריות שנקראות "פסיכומטרי + ...").

שנית, לא ברור מדוע מספר הסטודנטים בקטגוריות השונות אינו מסתכם למספר הבוגרים המדווח בעמוד 96. בפרט, לא ברור כיצד מספר המתקבלים על פי ערוץ קבלה אחד (למשל, 105 בוגרים מהפקולטה למדעי הבריאות שהתקבלו על פי צירוף של ממוצע הבגרות והציון הפסיכומטרי) עולה על סך הבוגרים בפקולטה זו (98) בשנת המחקר.

לבסוף, הבעיות העקרוניות והחשובות ביותר בניתוח נוגעות למסקנות שהכותבים מסיקים במישרין או במשתמע מהנתונים. הבעיה הראשונה היא שלא ניתן להסיק על איכות כלי המיון השונים כמנבאים של הישגים לימודיים על סמך ממוצעי הציונים של הסטודנטים שהתקבלו בערוצי קבלה שונים שמתבססים על כלי מיון האלה. כך, למשל, העובדה שסטודנטים בפקולטה להנדסה שהתקבלו על פי ממוצע ציוניהם בתעודת הנדסאי הם בעלי ממוצע ציון הגמר הנמוך ביותר (תרשים 6) אין לה דבר וחצי דבר עם תוקף ממוצע הציונים בתעודת ההנדסאי בניבוי הישגים בלימודים ($r=0.15$). הקישור שעושים כותבי המאמר בין שני סוגי הממצאים – למשל, ש" [...] נתונים אלה מאששים פעם נוספת מה שנמצא כבר קודם לכן – הישגי התלמידים בבית הספר להנדסאים הם מנבא מפוקפק של הישגיהם האקדמיים בעתיד" (דוידוביץ וסואן, 2015, עמ' 106) – אין לו, לפיכך, מקום. גם הדמיון בניסוח המסקנות שנובעות משני סוגי הניתוחים (עמודים 107 ו-109) – מתאמים בין כלי המיון לציוני שנה א' (הניתוח הראשון) וממוצע ציון הגמר לפי ערוץ הקבלה (הניתוח השני) – מעיד על היעדר היכרות עמוקה עם מושגים מרכזיים בתיקוף כלי מיון. הבעיה השנייה היא שחלוקת המועמדים לערוצי הקבלה השונים איננה מקרית, אלא היא תוצאה של ניתוב (עצמי או מוסדי), ולפיכך כל ניסיון להכליל את הממצאים, יהיו אשר יהיו, מניתוח על פי ערוצי קבלה, הינו שגוי. במילים אחרות, לא ניתן להסיק מממצאים כאלה מה יהיו הישגי המועמדים אם כולם ינותבו לערוץ כזה או אחר או יוסטו ממנו. כך,

לדוגמה, העובדה שסטודנטים בפקולטה להנדסה שהתקבלו על פי ממוצע ציוני מכינה הם בעלי ממוצע ציון גמר נמוך יחסית (תרשים 6) קשורה, קרוב לוודאי, לעובדה שמדובר בקבוצה של מועמדים שציוניהם בכלי המיון האחרים ("תואר", "בגרות", או שלושת ה"פסיכומטרי+...") הם נמוכים (או לא קיימים) ולכן סיכויי הקבלה שלהם היו הגבוהים ביותר כאשר ציון הקבלה התבסס על ממוצע ציוני המכינה. זוהי אם כן קבוצה ייחודית ואין שום סיבה להניח שהישגיה בלימודים מייצגים את הישגי המתקבלים לו כולם היו נדרשים ללמוד במכינה וממוינים על פי ממוצע ציוני המכינה ביחס הבררה הכללי שקיים כיום. מעבר לבעיות שנימנו לעיל חשוב להביא בחשבון שכל הסקה שהיא אינה יכולה להסתמך על נתוניהם של 9 אנשים (מספר הסטודנטים בפקולטה להנדסה שהתקבלו על פי ממוצע ציוניהם בתעודת הנדסאי).

לסיכום, מכל האמור לעיל עולה שהצהרתם של הכותבים ש"ניתוח קפדני של הנתונים [...] אישש את השערתנו" (דוידוביץ וסואן, 2015, עמ' 90) אין לה הרבה על מה להישען. שאלת תוקף הניבוי של כלי המיון המשמשים בהחלטות הקבלה ללימודים בכלל המוסדות להשכלה גבוהה היא שאלה חשובה, וראוי שתבחן על ידי אנשי מקצוע מתחום הפסיכומטריקה. נשמח לשתף פעולה עם נציגי המוסדות בעניין זה על מנת לבדוק שאלה זו בשיטות ובתנאים המקובלים.

מקורות

- אורן, כ', קנת־כהן, ת' וברונר, ש' (2007). נתונים מקובצים על תוקף מערכת המיון לאוניברסיטאות בחיזוי הצלחה בלימודי שנה א' (מחזורים תשס"ג - תשס"ה) (דוח מס' 342). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- איילון, ח' ויוגב, א' (1997). גורמי הטיה בחיזוי ההצלחה בלימודים באוניברסיטה (נייר דיון מס' 97-3). תל אביב: המרכז לפיתוח ע"ש פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב.
- בולוטיץ-צ'אצ'אשווילי, ס', שביט, י' ואיילון, ח' (2002). התרחבות ההשכלה הגבוהה והשלכותיה הריבודיות בישראל: 1980-1996. סוציולוגיה ישראלית, ד, 317-346.
- בן דוד, נ' ושחור, ט' (2012). האם העלאת ציון סף הכניסה הפסיכומטרי מגבירה את ההצלחה בלימודי תואר ראשון במדעי החברה. רבעון לכלכלה, 59, 52-77.
- דוידוביץ, נ' וסואן, ד' (2015). על מריטוקרטיה ועל כושר הניבוי של תנאי קבלה בנוגע להצלחה בלימודים. החינוך וסביבו, ל"ז, 89-111.

- יוגב, א' ואיילון, ח' (2000). קריטריוני המיון בכניסה לאוניברסיטה – לאן? בתוך ש' גורי-רוזנבלט (עורכת), נגישות להשכלה גבוהה: היבטים חברתיים ותהליכי מיון (עמ' 91-109). ירושלים: מכון ון ליר בירושלים.
- נבון, ד', בן-שחר, ג' וצלגוב, י' (2006). ההודעה על מות הפסיכומטרי הייתה מוקדמת מדי: תגובה ליוגב ואיילון (2000) (דוח מס' 328). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קלפר, ד', טורוול, א' ואורן, כ' (2014). תוקף הניבוי של כלי המיון לאוניברסיטאות בישראל מול ממוצע תואר בוגר (דוח מס' 403). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת' וברונר, ש' (1997). תוקף מרכיבי מיון המועמדים להשכלה גבוהה: תיקון עבור הטיה הנובעת מברירה באמצעות המודל של הקמון (דוח מס' 236). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת', סער, י', אורן, כ' וקלפר, ד' (2014). כשלים במחקר על תוקף הניבוי של הבחינה הפסיכומטרית במכללה האקדמית עמק יזרעאל: תגובה לבן דוד ושחור (2012) (נייר עמדה 3-PP). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- Camara, W. J., & Kimmel E. W. (Eds.). (2005). *Choosing students: Higher education admission tools for the 21st century*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Davidovitch, N. & Soen, D. (2006). Enhancing access in theory and practice: A study of graduates of a large Israeli public college in 1995-2003. *International Education Journal*, 7, 284-304.
- Davidovitch, N. & Soen, D. (2009). A college as a lever for graduates settling in the region: A case study of the College of Judea and Samaria. *Israel Affairs*, 15(1), 66-80.
- Karen, D. (2002). Changes in access to higher education in the United States: 1980-1992. *Sociology of Education*, 75, 191-210.
- Mattern, K.D., & Patterson, B.F. (2014). *Synthesis of recent SAT validity findings: Trend data over time and cohorts* (College Board Research Report 2014-1). New York: The College Board.
- Oren, C., Kennet-Cohen, T., Turvall, E., & Allalouf, A. (2014). Demonstrating the validity of three general scores of PET in predicting higher education achievement in Israel. *Psicothema*, 26, 117-126.
- Zwick, R. (2002). *Fair game? The use of standardized admissions tests in higher education*. New York: RoutledgeFalmer.

תגובתם של פרופ' ניצה דוידוביץ ופרופ' דן סואן

אנו מודים למתעמקים ולקוראים את מחקרנו. המבקרים קובלים על מחקר זה כמו גם על מחקרים נוספים שנעשו; ואנו, חוקרי המחקר הנוכחי, מצטטים אותם, את קודמינו:

מחקרם של בן דוד ושחור (2012) סובל מפגמים מתודולוגיים רבים שהוצגו ונידונו באופן מפורט בנייר עמדה שנכתב על ידנו (קנת־כהן, סער, אורן וקלפר, 2014). נייר העמדה של יוגב ואיילון (2000) מבוסס על מחקר קודם שעשו (איילון ויוגב, 1997) שכלל יישום שגוי של שיטה סטטיסטית לטיפול בנתונים חסרים (קנת־כהן וברונר, 1997), אשר הוביל למסקנות מוטעות. תגובה מפורטת על נייר העמדה התפרסמה על ידי פסיכומטריקאים בכירים מן האקדמיה (נבון, בן־שחר וצלגוב, 2006).

עולה כי אנו כחוקרים נמצאים בחברה טובה – לכולנו כשלים סטטיסטיים/מתודולוגיים/לוגיים/בבואנו לדון בנושא שהוא "בבת עינו" של המרכז הארצי לבחינות ולהערכה.

אנו מוקירים את המרכז הארצי, מעריכים את פעילותו – ובאותה מידה אנו מכבדים את החלטתם של שופטי המאמרים, בכלל זה הערותיהם – שעל פיהן תוקן המאמר, כמקובל באקדמיה.