

**המרכז לפיתוח על-שם פנחס ספיר
ליד אוניברסיטת תל-אביב**

גורמי הטיה בחיזוי ההצלחה בלימודים באוניברסיטה

חנה איילון אברהם יוגב

נייר דיון מס' 3-97

מרץ 1997

תודתנו נתונה לאוניברסיטת תל-אביב ובמיוחד למרכז לכור שט על שיתוף הפעולה והעברת הנתונים, ולגב' אתי ענבר על עזרתה בעיבוד הנתונים. כתובת המחברים: בית הספר לחינוך והחוג לסוציולוגיה ואנתרופולוגיה, אוניברסיטת תל-אביב.

גורמי הטיה בחיזוי ההצלחה בלימודים באוניברסיטה

חנה איילון ואברהם יוגב

מבוא

לאחרונה נוכרת הדיקורת הציבורית על תהליכי מיזון החלמידיה לאוניברסיטאות, ונשמעה הצעות שונות לביצוע רפורמות בתחום זה. הביקורת הציבורית נוטה להתמקד בשאלת ההוגנות החברתית הכרוכה בהסתמכות על ציוני תעודת הבגרות והבחינה הפסיכומטרית בתהליך המיון. ההתמקדות בהיבט זה מבהירה, כי הציבור נוטה לקבל כמובן מאליו את תוקפם של ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי כחזאים יעילים של ההצלחה בלימודים גבוהים, והוא מבקר בעיקר את הסלקציה החברתית המתרחשת בהקשר זה. למעשה, הבעייתיות הכרוכה בתוקפם של כלי המיון חמורה לא פחות.

בעבודה זו אנו מתמקדים בשאלת תוקפם של כלי המיון, תוך התייחסות להטיה הנובעת מסלקציה מוקדמת (sample selection bias). במחקר שיתואר להלן בדקנו את תוקף החיזוי של ממוצע ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי לכלל האוניברסיטה, לפקולטות מובחנות ולקבוצות אוכלוסיה שונות באמצעות שימוש בשיטה הסטטיסטית אשר פותחה במטרה לבצע תיקון להטיה זו. באמצעות תיקון זה ניתן להגיע לאומדנים אמינים של כושר הניבוי של המבחנים המשמשים למיון, להשוואה אמינה של כושר החיזוי של ציון הבגרות בהשוואה לציון הפסיכומטרי, ולהערכת הרלבנטיות של מכשירי-המיון לפקולטות שונות. בחלקה האחרון של העבודה אנו בודקים גם את תוקפם של כלי המיון בחיזוי ההסתברות לסיום לימודי התואר הראשון באוניברסיטה.

העניין המקצועי והציבורי במכשירים המשמשים למיזון לאוניברסיטאות בא לידי ביטוי במחקרים שנערכו בישראל ושעסקו בנושא זה מהיבטים שונים (שפירא ועציוני-הלוי, 1973; בלר ובן-שחר, 1981; רוזנטל ובן-שחר, 1990). נושא מרכזי במחקרים אלה הוא הצלחת ממוצע ציוני בחינות הבגרות, הציון במבחן הפסיכומטרי, וציון ההתאמה, המהווה שילוב בין השניים, בניבוי ההצלחה באוניברסיטה, כאשר הציונים בסוף שנה א' משמשים כקריטריון. הממצאים מצביעים על קשרים נמוכים למדי: המתאמים בין הקריטריון לבין ממוצע ציוני הבגרות נעים בין 0.21 לבין 0.37, והמתאמים בין הקריטריון לבין הציון הפסיכומטרי נעים בין 0.22 לבין 0.40. ציון ההתאמה מתגלה כמנבא היעיל ביותר, והמתאמים בינו לבין הקריטריון נעים בין 0.32 לבין 0.46 (בלר, 1994א; Kennet-Cohen, Bronner, and Oren, 1995). עם זאת, מתאמים בגודל זה נחשבים במחקרים על תוקף כלי מיון כסבירים וכמצביעים על מבחנים ותקנים (בלר, 1994א, ב).

התייחסות אל ריבוע המקדמים מחדדת את הבעייתיות הכרוכה במתאמים אלה (איילון ויוגב, 1994). הטענה האומרת, שחזאי שהוא הטוב ביותר מבין אלה הקיימים כאשר הקשר בינו לבין הקריטריון נמדד במעלה הראשונה, יישאר כזה גם כאשר המתאם יועלה ברבוע (בלר, 1994ב), היא ללא ספק נכונה. היתרון של התייחסות אל ריבוע מקדם המתאם נעוץ בכך, שלרוב מתאם פירסון משמעות שהיא בעלת רלבנטיות ברורה לנושא הנוכחי - מקדם זה מצביע על החסכון היחסי בטעות בניבוי משתנה תלוי באמצעות שימוש במשתנים בלתי תלויים (חזאים), לעומת מצב בו הניבוי נערך ללא שימוש במשתנים מסוג זה. בהקשר הנוכחי מצביע ריבוע מקדם המתאם על החיסכון בטעות הנובע משימוש בממוצע הבגרות ובציון הפסיכומטרי לניבוי ההישגים באוניברסיטה, לעומת מצב בו מחשבים את הטעות בניבוי המתקבלת כאשר מניחים שכל התלמידים הם בעלי הישג אחיד (ממוצע ההתפלגות) בסוף שנה א'. כלומר, ריבוע מקדם המתאם משווה בין הטעות כאשר הניבוי נערך באמצעות חזאים למצב בו הניבוי מתבצע ללא שימוש בחזאים.

לאור המשמעות התוכנית של המודד נראה לנו שיש להתייחס למתאמים המתקבלים לא רק באמצעות השוואתם למתאמים המתקבלים מחזאים אחרים, אלא באמצעות השוואה למצב בו ההחלטה על קבלה או דחייה היא אקראית, כלומר, אינה מבוססת על מכשיר סלקציה מסוג כלשהו. המתאמים שלעיל מצביעים על חיסכון בטעות הנע בין 5% לבין 21%. עובדה זו מעלה את

השאלה - האם הסתמכות על מכשירי המיון הכרוכים בקיום מערכת בעלת עלות כלכלית גבוהה, והמעוררים שאלות של חוגגות חברתית, אכן כדאית כאשר החסכון בטעות בניבוי הוא כה נמוך. אחד ההסברים למקדמי המתאם הנמוכים המתקבלים בבדיקת תוקף הניבוי של ממוצע ציוני הבגרות והמבחן הפסיכומטרי הוא רגישותו של מקדם פירסון לצמצום טווח המשתנים. כיון שתוקף הניבוי של כלי המיון נבדק באמצעות המתאם בין הציונים המשמשים חזאים לבין ההישגים באוניברסיטה, ברור שחיזוי ההצלחה בלימודים מתייחס רק למועמדים אשר התקבלו ללימודים. צמצום טווח המשתנים נגרם כיון שהחיזוי נבדק רק לגבי מועמדים אשר עברו סף מסוים, וכתוצאה מכך התקבלו ללימודים. דוגמה להתייחסות לסוגייה זו נמצא, למשל, אצל בלר (1994), ואצל קנת-כהן ואח' (Kennet-Cohen and al., 1995) הדנים בבעיה ומציעים תיקון אשר אכן מביא לעלייה משמעותית בגובה המתאמים (ר' לוח 2 אצל בלר, לוח 1 אצל קנת-כהן ואח'). בלר מדווחת (בלר, 1994) כי תיקון מסוג זה מקובל במחקרי תוקף. ביצוע התיקון לצמצום הטווח מניח, כי המועמדים אשר נכשלו בתהליך הברירה, ואלה אשר התקבלו ללימודים, מצויים על אותו קו רגרסיה, והבעיה היחידה היא בעיה טכנית הנובעת מתכונותיו של מקדם המתאם. למעשה, הבעייתיות הכרוכה בבדיקת התוקף של מכשיר מיון באמצעות ההישגים של אוכלוסייה אשר מוינה על פיו חורגת אל מעבר לשאלת צמצום טווח המשתנים. מחקרים קיימים בהם נבדק תוקף הניבוי של מבחנים המשמשים למיון באמצעות מקדמי מתאם ומקדמי רגרסיה (בלר ובן-שחר, 1983; רוזנטל ובן-שחר, 1990; בלר, 1994) מתעלמים בעקביות מההטיה הנובעת מסלקציה מוקדמת של המדגם (sample selection bias). הטיה מסוג זה קיימת במצב של נשירה בלתי אקראית ממדגם. במצבים אלה קיים מתאם בין הסלקציה (במחקר הנוכחי, הקבלה לאוניברסיטה) לבין התוצאה (ההישגים באוניברסיטה). כתוצאה מכך המקדמים המתקבלים בניתוח רגרסיה רגיל אשר אינו מתייחס למתאם זה הם מוטים. הטיה זו פוגעת הן בתוקף החיצוני והן בתוקף הפנימי של המקדמים. כלומר, לא זו בלבד שאין אפשרות להכליל את המקדמים המתקבלים על אותו חלק אשר נשר מהמדגם, אלא שמקדמים אלה אינם אמינים גם כאשר ההתייחסות היא אל אותו חלק הנכלל במדגם ואשר עליו נערך הניתוח (Berk, 1983; Breen, 1996).

שאלה חשובה נוספת בהקשר לחזאים מתייחסת לחשיבות היחסית של ציוני הבגרות לעומת הציון הפסיכומטרי. הממצאים מורים בדרך כלל על עדיפות הציון הפסיכומטרי (בלר ובן-שחר, 1981; שפירא ועציוני-הלוי, 1973; Kenner-Cohen and al., 1995), ואילו מחקרם של בן-שחר ורוזנטל (1990), מצביע על עדיפות ציוני הבגרות. בן-שחר ורוזנטל מייחסים את ממצאיהם השונים

למערך המחקר שלהם. עם זאת, הם מדווחים על פערים בין הפקולטות השונות, כאשר הבחינה הפסיכומטרית משמעותית יותר במדעי הרוח, ואילו במדעי החברה ומדעי הטבע משמעותיות יותר בחינות הבגרות. ממצאים אלה עשויים גם הם להיות תוצאה של הטיה הנובעת מסלקציה. בהנחה הסבירה שהחזאים השונים גורמים להטיה שונה בפקולטות השונות, השוואת חשיבותם היחסית, מרלי לראע היקון להטיה, עלולה להביא למסקנות מוטעות.

מערך המחקר

הניתוח האמפירי המרכזי במחקר בודק את כושר החיזוי של ממוצע הבגרות והציון הפסיכומטרי תוך תיקון להטיה כתוצאה של סלקציה מוקדמת של המדגם בקרב 6110 המועמדים לאוניברסיטת תל-אביב בשנת הלימודים תשנ"ה. קובץ המועמדים כולל מידע על החוגים אליהם נרשמו המועמדים, האם התקבלו או נדחו, לאיזה חוג התקבלו, וממוצע הציונים בסוף שנה א'. בנוסף לכך כולל הקובץ פרטים דמוגרפיים של המועמדים. ברור לנו שאוניברסיטת תל-אביב היא בעלת מאפיינים ייחודיים ואינה יכולה להוות מדגם מייצג של המוסדות להשכלה גבוהה. עם זאת, סביר להניח שתהליכים ודפוסים המתגלים באוניברסיטת תל-אביב מייצגים, במידה זו או אחרת, את המתרחש באוניברסיטאות אחרות. ניתוח נוסף מתייחס לסיום האוניברסיטה והוא מבוסס על קובץ התלמידים אשר החלו את לימודיהם בתשנ"א. בקובץ זה מידע על החוגים בהם החלו את לימודיהם, האם סיימו או לא סיימו את לימודיהם בחוגים אלה בתום חמש שנים, ציונים במהלך הלימודים ומאפיינים דמוגרפיים. כיון שהתייחסו אל סיום הלימודים כוללח ושירה רלחי אקראיות מהמדגם בכמה הסתעפויות (קבלה לחוג, נשירה בסוף כל אחת משנות הלימוד), התיקון להטיה הופך להיות מורכב ובעייתי. כיון שכך, אנו מתייחסים לשאלת סיום הלימודים בלבד ולא לציון הגמר.

שיטת המחקר

הניתוח האמפירי מתבסס על שיטה אשר פיתח הקמן (Heckman, 1979) לפיקוח על ההטיה כתוצאה של סלקציה מוקדמת. הטיה כתוצאה של סלקציה היא אחת מתוך שלושה סוגי הטיה הנובעים מנשירה בלתי אקראית מתוך מדגם. כיון שההבחנה בין הסוגים לא תמיד ברורה, וכיון שכל סוג של נשירה ממדגם זוכה לטיפול סטטיסטי שונה, אנו מביאים סיכום קצר של הסוגים השונים בלוח 1.

לוח 1

סוגי נשירה בלתי אקראית ממדגם

מדגם	המשתנה התלוי - Y	משתנים בלתי תלויים - x
censored	y ידוע בערכו המדויק במקרים העוברים סף מסוים ב- y ולמשל $y > c$. נשירה ע"פ קריטריון במשתנה התלוי	X ידועים לכל המדגם
truncated	כמו censored	X ידועים רק אם y ידוע
sample selected	y ידוע בערכו המדויק ע"פ קריטריון המוגדר במונחים של משתנה אחר Z.	X ידועים לכל המדגם

המצב המתאים למחקר הנוכחי הוא האחרון בלוח: y הוא משתנה המייצג את ההישגים באוניברסיטה, והוא ידוע רק לגבי אותם מועמדים אשר התקבלו ללימודים (קבלה ללימודים מיוצגת ע"י z). המשתנים הבלתי תלויים (x), שהם ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי, ידועים עבור כל המועמדים.

בדרך פורמלית יותר ניתן לתאר את המצב של נשירה בלתי אקראית ממדגם במונחים של משתנה אחר (sample selected) בדרך הבאה:

$$Z_i^* = W_i\alpha + e$$

$$Z_i = 0 \text{ if } Z_i^* < 0$$

$$Z_i = 1 \text{ if } Z_i^* > 0$$

$$Y_i^* = X_i\beta + u$$

$$Y_i = Y_i^* \text{ if } Z_i = 1$$

$$Y_i \text{ not observed if } Z_i = 0$$

Z_i^* הוא משתנה לטנטי רציף. Z_i הוא משתנה דמה המבוסס על Z_i^* . Z_i הוא 0 כאשר המשתנה הרציף קטן מ-0, והוא שווה ל-1 כאשר המשתנה הרציף גדול מ-0. כאשר $Z_i=1$, ידוע לנו ערכו של המשתנה התלוי - Y_i , שהוא מרכיב של משתנה לטנטי נוסף Y_i^* . Y_i אינו ידוע כאשר $Z_i=0$. בין הטעות של Z_i^* (e_i), והטעות של Y_i^* (u_i), קיים מתאם - ρ .

הגרסיה רגילה, המבוצעת רק על אותם מקרים בהם Y_i ידוע, מתעלמת מכך שידיעת ערכו של Y_i מותנה בערכו של Z_i , ומביאה למקדמים מוטים, כמתואר במערכת המשוואות להלן:

$$(1) \text{pr}(z=1) = \Phi(w_i\alpha)$$

$$(2) E(y_i|z=1, x_i) = x_i\beta + E(u_i|z=1)$$

$$(3) x_i\beta + E(u_i|e_i > w_i\alpha)$$

$$(4) E(u_i|e_i > w_i\alpha) = \rho\alpha\sigma_u \left[\frac{\phi(w_i\alpha)}{\Phi(w_i\alpha)} \right]$$

$$(5) E(y_i|z=1, x_i) = x_i\beta + \rho\alpha\sigma_u \left[\frac{\phi(w_i\alpha)}{\Phi(w_i\alpha)} \right]$$

$$(6) E(y_i|z=1, x_i) = x_i\beta + \theta\lambda_i$$

משוואה (1) מגדירה את ההסתברות לכך ש- Z_i יהיה שווה ל-1 כפונקציה של מערכת המשתנים W_i והמקדמים המתאימים α . משוואה (2) מגדירה את תוחלת Y_i , כמותנה ב- $Z_i=1$ ובמערכת המשתנים המסבירים, X , כפונקציה של X , מערכת המקדמים β , ותוחלת U_i , מותנה ב- $Z_i=1$. שילוב משוואות (1) ו (2) מביא למשוואה (3). משוואה (4) מגדירה את התוחלת של משתנה אחד בהתפלגות דו-משתנית (במקרה הנוכחי - u), כאשר הוא נקטע (censored) ביחס לערכים של המשתנה השני (e). משוואה (6) מגדירה את התוחלת המותנה של Y_i כפונקציה של המשתנים

המסבירים והמקדמים המתאימים, וכן של θ (שהוא מכפלה של ρ , המתאם בין שתי הטעויות, ושל שונות שתי הטעויות), ו- λ_i , המרווח Inverse Mills Ratio, ומבטא את ההסתברות של התצפית להיכלל במדגם (כלומר, שלגביה יתקיים התנאי $Z_i=1$).

בניתוח רגרסיה רגיל, הנערך רק לאותם מקרים בהם Y_i ידוע, מבלי להתייחס לנשירה מהמדגם, תוחלת Y_i מוגדרת כפונקציה של β ו- γ בלבד, והמכפלה $\lambda_i \theta$ אינה מהווה מרכיב של המשוואה. העדרו של מרכיב של משוואת הרגרסיה מביא לקבלת מקדמים מוטעים. משתמע מכאן כי קו הרגרסיה המתקבל מניתוח אשר אינו מתייחס לנשירה הבלתי אקראית מהמדגם שונה מקו הרגרסיה הלוקת נשירה זו בחשבון. יש לציין שכאשר הנשירה מהמדגם היא אקראית, המתאם בין שתי הטעויות יהיה - 0, המקדם θ יהיה גם הוא 0, ולא יהיה כל הבדל בין שני קווי הרגרסיה. בהתייחס לנושא המחקר ניתן לנסח את המשוואה המסכמת (6) בדרך הבאה: התוחלת של הציון בסוף שנה א', מותנה בכך שהתלמיד התקבל לאוניברסיטה ובציונים בחזאים, היא פונקציה של הציון בחזאים ושל ההסתברות להתקבל לאוניברסיטה.

התיקון להטיה כתוצאה מסלקציה מתבצע, בהתאם למודל של הקמן (Heckman, 1979), באמצעות ניתוח דו-שלבי. בשלב הראשון מתבצע ניתוח probit האומד את הסתברות המועמד להתקבל לאוניברסיטה ע"פ ציוניו בבחינות הבגרות ובמבחן הפסיכומטרי. המקדם λ_i , המתקבל בניתוח הראשון מהווה משתנה מסביר נוסף במשוואת רגרסיה רגילה (ordinary least squares) בה ההישג בסוף שנה א' מהווה את המשתנה התלוי.

בניתוחים האמפיריים, אותם בצענו באמצעות התכנה הסטטיסטית LIMDEP (Green, 1990), השתמשנו בפתרון חד-שלבי בו אומדן המקדמים נעשה באמצעות maximum likelihood estimation. ההגיון העומד בבסיס אומדן בדרך זו דומה להגיון שתואר לעיל (פרוט של החישוב באמצעות MLE, ר' אצל בריין (Breen, 1996), עמ' 39-42). השתמשנו ב- MLE כיון שאומדן זה נחשב לאמין יותר, במיוחד בכל הקשור לאומדן טעויות התקן (Breen, 1996).

ממצאים

א. ניבוי הציונים בסוף שנה א' לפקולטות השונות

תוצאות הניתוחים האמפיריים מוצגות בלוח 2. הלוח מורכב מ- 11 תת לוחות, הראשון מתייחס לכלל המועמדים, ועשרה הנוספים לפקולטות השונות. כיון שלפקולטות השונות חתכי קבלה שונים, וכן קריטריונים שונים במתן ציונים, הניתוח בתוך הפקולטות משמעותי יותר מהניתוח הכללי. כל תת-לוח כולל חמישה טורים: הטור הראשון מציג את ממצאי ניתוח ה - probit, האומד את משקל הציון הפסיכומטרי וממוצע הבגרות בקביעת ההסתברות להתקבל לאוניברסיטה. ציוני הבגרות הותאמו לסקאלה של הציון הפסיכומטרי, ע"פ הנוסחה בה השתמשת אוניברסיטת תל-אביב בתשנ"ה ($bagrut * 10.04 - 326.36$), כך שהמקדמים המתייחסים לשני החזאים הם ברי השוואה. הציונים בשני החזאים חולקו ב - 100, כדי לקבל מקדמים ברורים יותר. הטור השני מציג את ממצאי הרגרסיה הרגילה בה ממוצע הבגרות מהווה משתנה מסביר יחיד. הטור השלישי מציג רגרסיה הכוללת את אותם משתנים, תוך תיקון להטיה הנובעת מסלקציה. כיון שהאומדן נעשה באמצעות MLE ולא OLS, המקדם המייצג את גורם הסלקציה הוא ρ ולא θ שהוא המקדם המבטא את השפעת λ ואשר אינו נאמד במסגרת MLE. כזכור, ρ מייצג את המתאמים בין שתי הטעויות - זו של הסלקציה וזו של ההישגים, והוא שווה למנה θ/σ_{ϵ} . הספרות המתודולוגית מלמדת, שהמשתנים המנבאים את הסלקציה (ההסתברות להתקבל לאוניברסיטה) יכולים להיות שונים לחלוטין מאלה המנבאים את התוצאה (ההישג בסוף שנה א'), אך אין כל מניעה ששתי הקבוצות יכללו משתנים משותפים בצד משתנים שונים. עקרונית, המשתנים המתייחסים לכל שלב יכולים אף להיות זהים לחלוטין, אלא שאין זו הדרך המומלצת, שכן במצב זה ההבדל היחיד בין שתי המשוואות הוא חוסר הליניאריות של מודל ה - probit. מסיבה זו לא כללנו את שני החזאים באותו ניתוח רגרסיה, וערכנו ניתוחים נפרדים לכל אחד מהם.

הניתוח הראשון (לוח 2א') מתייחס לכלל המועמדים. השוואת הרגרסיה עם גורם הסלקציה לרגרסיה הרגילה מלמדת שהשינוי המשמעותי מתייחס לציון הפסיכומטרי. התיקון לסלקציה לא גרם לשינוי בהשפעת ציון הבגרות על הציון בסוף שנה א'. לעומת זאת, המקדם המתייחס לציון הפסיכומטרי, שהוא משמעותי ומובהק ברגרסיה הרגילה (1.74), מתגלה כאפסי לאחר התיקון להטיה. החסכון היחסי בטעות (R^2) נמוך ביותר ומגיע ל - 6% בשתי הרגרסיות הכוללות תיקון להטיה. ערך נמוך זה דומה לערכים שנמצאו במחקרים קודמים. עם זאת, יש לזכור שהניתוח לכל

המועמדים כולל פקולטות השונות אחת מהשניה בתנאי הקבלה ובעקרונות מתן הציונים, כדי להתגבר, ולו חלקית. על בעיה זו מתמקד המחקר בניתוחים אמפיריים בתוד פקולטות השונות. הניתוח מתייחס לעשר פקולטות, שבע מתוכן (משפטים, רפואה, ניהול, הנדסה, רוח, מדעים מדויקים ומדעי החיים), מוגדרות כפקולטות באוניברסיטה. חינוך ועבודה סוציאלית, שהם בתי-ספר נפרדים אך לא פקולטות רשמיות מנותחים בנפרד. החוגים לפסיכולוגיה ולכלכלה, השייכים למדעי החברה מנותחים בנפרד מהחוגים לסוציולוגיה ולמדע המדינה, השייכים לאותה פקולטה, עקב חתכי הקבלה השונים מאוד בשתי הקבוצות.

התבוננות בממצאים המתייחסים לפקולטות השונות מצביעה על תמונה מגוונת. לפני ביצוע התיקון להטיה, ממוצע הברגרות מתגלה כבעל השפעה מובהקת על ההישגים בסוף שנה א' בכל הפקולטות, פרט לרפואה. לאחר ביצוע התיקון השפעת ממוצע הברגרות נותרת מובהקת בארבע פקולטות - משפטים, פסיכולוגיה וכלכלה, סוציולוגיה ומדע המדינה ומדעי הרוח. המקדם המתייחס לרפואה, אשר היה בלתי מובהק לפני התיקון להטיה, הופך למובהק אחריו. המקדמים המתייחסים לפקולטות הנוספות, ניהול, עבודה סוציאלית, חינוך, מדעים מדויקים ומדעי החיים, ירדו בעצמתם, ואיבדו את מובהקותם הסטטיסטית לאחר התיקון.

תמונה שונה מתקבלת בניתוח המתייחס להשפעת הציון הפסיכומטרי. השפעת גורם זה היא חיובית ומובהקת סטטיסטית בכל עשר הפקולטות. לאחר התיקון להטיה נותרת השפעה מובהקת, אף כי נמוכה מעט בעצמתה, בפקולטה למדעי הרוח בלבד. השפעת הציון הפסיכומטרי מאבדת את מובהקותה הסטטיסטית בחמש פקולטות - ניהול, עבודה סוציאלית, חינוך, מדעים מדויקים ומדעי החיים.

ממצא מפתיע מתגלה בחמש מתוך הפקולטות: משפטים, רפואה, הנדסה, פסיכולוגיה וכלכלה, סוציולוגיה ומדע המדינה. בפקולטות אלה השפעת הציון הפסיכומטרי, אשר לפני ביצוע התיקון, הייתה חיובית ומובהקת בארבע מתוך חמש הפקולטות, והייתה חסרת השפעה מורחקת בחמישית (פסיכולוגיה וכלכלה), הופכת לאחר התיקון לשלילית ומובהקת. ממצא זה, הנוגד את ההגיון שבבסיס השימוש בציון הפסיכומטרי, מעלה חשד שהטיפול בהטיה כתוצאה מנשירה בלתי אקראית מהמדגם יוצר הטיות חדשות המביאות לממצאים בלתי סבירים. השערה אלטרנטיבית היא שתלמידים להם ציון פסיכומטרי גבוה יתקבלו לחוג המבוקש גם כאשר ממוצע הברגרות שלהם נמוך יחסית. זאת כיון שהקבלה מתבצעת בהסתמך על ציון ההחאה ורחישובו של האחרון ציון פסיכומטרי גבוה יכול "לאזן" ממוצע ברגרות נמוך יחסית.

לוח 2

משקל ממוצע הבגרות והציון הפסיכומטרי בקביעת סיכויי הקבלה לאוניברסיטה וחיזוי ההצלחה בלימודים

א. כל המועמדים (N=6110)

משקל - קבלה (probit)	רגייה	רגייה	רגייה עם גורם סלקציה	רגייה עם גורם סלקציה	
.12* (.02)			2.49* (.18)		בגרות
.17* (.03)		1.74* (.18)		-.04 (.22)	פסיכומטרי
			-.90* (.01)	-.98* (.00)	rho
-1.41 (.03)	65.34 (1.00)	69.12 (1.15)	69.78 (1.18)	87.80 (1.35)	קבוע
	.06	.06	.02	.06	R ²

ב. משפטים (N=858)

משקל - קבלה (probit)	רגייה	רגייה עם גורם סלקציה	רגייה עם גורם סלקציה	רגייה עם גורם סלקציה	
1.08* (.01)			1.80* (.54)		בגרות
1.97* (.16)		2.58* (.78)		-1.99* (.76)	פסיכומטרי
			-.45* (.12)	-.82* (.04)	rho
-20.884 (1.34)	58.48 (3.11)	6.29 (4.04)	62.70 (5.54)	97.23 (5.45)	קבוע
	.12	.14	.03	.11	R ²

ג. רמואה (N=386)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	3.24* (1.50)	1.96 (1.03)	1.26* (.17)	בגרות
-4.21* (2.12)	-2.90 (1.98)	-	-	2.03* (.30)	פסיכומטרי
.33 (.36)		.36 (1.66)			rho
119.43 (15.75)	108.97 (14.15)	63.01 (12.13)	73.75 (7.62)	-23.78 (2.63)	קבוע
.04	.03	.07	.04		R ²

ד. ניהול (N=436)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	.96 (.99)	2.53* (.91)	.93* (.13)	בגרות
-1.26 (2.19)	4.37* (1.62)	-	-	2.27* (.23)	פסיכומטרי
-.68* (.16)		-.53* (.18)			rho
91.92 (15.64)	49.74 (11.34)	75.92 (7.10)	63.24 (6.11)	-21.37 (1.89)	קבוע
.09	.04	.09	.05		R ²

ה. הנדסה (N=418)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	.22 (1.38)	6.90* (1.07)	.09* (.11)	בגרות
-4.47* (1.98)	5.63* (1.63)	-	-	1.03* (.18)	פסיכומטרי
-.97* (.02)		-.95* (.02)			rho
117.14 (13.10)	42.19 (11.03)	85.40 (9.30)	33.15 (7.35)	-10.98 (1.10)	קבוע
.12	.05	.16	.15		R ²

ו. עבודה סוציאלית (N=185)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	1.95 (1.51)	2.46* (1.03)	1.84* (.34)	בגרות
1.67 (1.47)	2.43* (1.19)	-	-	2.59* (.42)	פסיכומטרי
-.28 (.29)		-.25 (.30)			rho
75.57 (8.57)	70.88 (6.88)	73.78 (9.01)	70.48 (6.07)	-23.94 (3.29)	קבוע
.05	.04	.06	.05		R ²

ז. מדעים מדויקים (N=636)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	.62 (1.42)	10.25* (1.04)	.61* (.09)	בגרות
-.80 (1.61)	9.07* (1.35)	-	-	.43* (.10)	פסיכומטרי
-.97* (.01)		-.97* (.01)			rho
90.68 (10.74)	14.00 (9.17)	81.14 (9.33)	6.45 (6.99)	-6.47 (.63)	קבוע
.20	.11	.21	.21		R ²

ח. מדעי החיים (N=241)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	2.28 (2.41)	10.20* (1.71)	.39* (.14)	בגרות
-3.83 (2.80)	7.24* (2.20)	-	-	.79* (.16)	פסיכומטרי
.01 (2.75)		-.99* (.00)			rho
109.61 (17.27)	30.86 (13.87)	72.06 (2.28)	14.27 (10.46)	-6.72 (1.06)	קבוע
.20	.11	.22	.21		R ²

ט. פסיכולוגיה וכלכלה (N=889)

משקל - קבלה (probit)	רגייה רגייה	רגייה - עם גורם שלקציה	רגייה רגייה	רגייה - עם גורם שלקציה	רגייה רגייה
1.01* (.09)	-	3.60* (.91)	4.59* (.82)	-	רגרות
1.62* (.13)	.52 (1.26)	-	-	-	פסיכומטרי
-	-	-	-	-	rho
-17.34 (1.07)	77.96 (8.70)	69.29 (4.04)	50.29 (5.58)	129.13 (8.10)	קבוע
-	..00	.08	.07	.07	R ²

י. סוציולוגיה ומדע המדינה (N=444)

משקל - קבלה (probit)	רגייה רגייה	רגייה - עם גורם שלקציה	רגייה רגייה	רגייה - עם גורם שלקציה	רגייה רגייה
.43* (.10)	-	3.25 (1.23)	3.45* (.72)	-	רגרות
.90* (.21)	2.41* (.91)	-	-	-	פסיכומטרי
-	-	-	-	-	rho
-7.81 (.66)	65.74 (5.72)	61.06 (8.47)	59.53 (4.49)	112.56 (6.96)	קבוע
-	..00	.08	.07	.07	R ²

יא. חינוך (N=347)

משקל - קבלה (probit)	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה עם גורם סלקציה	
.45* (.12)		-.14 (.80)	2.87* (.59)		בגרות
.57* (.14)				.46 (.80)	פסיכומטרי
					rho
				-.92* (.03)	
-5.33 (.71)	65.95 (3.42)	87.23 (4.64)	62.34 (3.54)	83.67 (4.61)	קבוע
	.10	.15	.14	.16	R ²

יב. מזעי הרוח (N=1042)

משקל - קבלה (probit)	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה עם גורם סלקציה	
.20* (.06)		2.15* (.30)	3.17* (.25)		בגרות
.15* (.06)				2.46* (.30)	פסיכומטרי
					rho
				-.88* (.03)	
-1.48 (.31)	64.80 (1.44)	73.70 (1.80)	63.02 (1.48)	71.58 (1.84)	קבוע
	.19	.24	.21	.24	R ²

*p<.05

כדי לבחון הסבר זה לממצא המפתיע בדקנו את ממוצעי בחינות הבררות וממוצעי סוף שנה א' לקבוצות סטודנטים ע"פ ציונם הפסיכומטרי. הממצאים מוצגים בלוח מספר 3. התמונה המתקבלת מלוח 3 ברורה ודומה בפקולטות השונות. ניקת, לדוגמה, את הפקולטה למשפטים (לוח 3א'). בשלוש השורות הראשונות, עלייה בציון הפסיכומטרי מלווה בעלייה בממוצע הבררות ובממוצע הציונים בשנה א'. בשורה הרביעית חלה, כמובן, עליה בציון הפסיכומטרי והיא מלווה ביציבות בממוצע הבררות ובממוצע שנה א'. בשורה החמישית, הכוללת סטודנטים בעלי ציון פסיכומטרי גבוה מאוד (760 - 726), חלה ירידה בממוצע הבררות (מ - 103.08 ל - 101.76), ובמקביל חלה ירידה גם בממוצע שנה א' (מ - 81.38 ל - 80.46). תמונה דומה, אך ברורה יותר, מתקבלת בחלק ב' של הלוח המתיחס לפסיכולוגיה וכלכלה. גם כאן, כאשר העלייה בציון הפסיכומטרי מלווה בירידה בממוצע ציוני הבררות (קטיגוריות 700-676 ו 725-701 של הציון הפסיכומטרי), מתגלה ירידה מקבילה בממוצע ציוני שנה א'. דפוס זה חוזר על עצמו בכל הפקולטות המופיעות בלוח 3, אם כי בפקולטה להנדסה התמונה ברורה פחות. משתמע מכך, כי הממצא החצוי על השפעה שלילית של הציון הפסיכומטרי אינו נובע מהטיה סטטיסטית בלתי ברורה, אלא מצביע על אופי השפעת הציון הפסיכומטרי על ההישגים באוניברסיטה. ברור, עם זאת, כי תופעה זו מתגלה ברמות גבוהות למדי של הציון הפסיכומטרי, ואין להסיק ממנה מסקנות מרחיקות לכת על אופי השפעתו של חזאי זה. למרות ההסתייגות מפני הענקת משמעות יתר לממצא זה, ניתן לקבוע כי חדפוס המתקבל מצביע על מרכזיות ציון הבררות בהשוואה לציון הפסיכומטרי בחיזוי ההישגים באוניברסיטה.

השוואת ממצאי הניתוחים שנערכו בתוך הפקולטות השונות מגלה את קיומה של שונות ניכרת. למרות קיומה של שונות זו מוביל הניתוח למספר מסקנות כלליות שהחשובה בהן היא מרכזיות ציוני הבררות בהשוואה לציון הפסיכומטרי. מרכזיות זו, עליה לא דווח במחקרים קודמים בנושא, מתגלה בעקבות התיקון לחטיה הנובעת מסלקציה מוקדמת. מסקנה כללית נוספת מתייחסת לכושר הניבוי של החזאי העדיף - ציוני הבררות. למרות עדיפותו היחסית של חזאי זה כושר החיזוי שלו נמוך למדי. בכך חוזרים ממצאי המחקר הנוכחי ותומכים בממצאים של המחקרים המוקדמים יותר בתחום.

לוח 3
 ציונים בסוף שנה א' ע"פ קטיגוריות של ציון פסיכומטרי וממוצע תעודת הבגרות

א. משפטים

N	ממוצע ציונים שנה א'	ממוצע בגרות	פסיכומטרי
12	73.20 (8.00)	98.85 (11.56)	עד 650
38	80.55 (3.86)	102.67 (7.79)	651-675
120	81.17 (4.32)	103.75 (4.41)	676-700
103	81.38 (4.64)	103.08 (3.81)	701-725
97	80.46 (4.69)	101.76 (4.94)	726-760
18	83.74 (5.08)	105.79 (4.85)	761-800
388	80.86 (4.86)	102.91 (5.29)	סה"כ

ב. פסיכולוגיה וכלכלה

N	ממוצע ציונים שנה א'	ממוצע בגרות	פסיכומטרי
30	82.03 (9.63)	102.91 (5.65)	עד 650
85	84.01 (7.95)	101.37 (3.91)	651-675
113	80.96 (9.13)	100.75 (4.24)	676-700
82	79.37 (10.46)	98.37 (4.98)	701-725
61	80.83 (8.81)	99.22 (6.18)	726-760
9	84.32 (7.69)	103.09 (6.15)	761-800
380	81.44	100.36	סה"כ

ג. רפואה

N	ממוצע ציונים שנה א'	ממוצע בגרות	פסיכומטרי
5	85.16 (3.31)	107.97 (4.35)	עד 675
21	90.24 (5.41)	107.02 (8.29)	676-700
25	88.84 (3.62)	106.36 (2.51)	701-725
32	86.93 (5.16)	104.45 (3.71)	726-800
83	88.22 (4.88)	105.89 (5.12)	סה"כ

ד. הנדסה

N	ממוצע ציונים שנה א'	ממוצע בגרות	פסיכומטרי
16	77.86 (13.40)	98.82 (6.82)	עד 600
24	76.78 (11.66)	99.12 (7.33)	601-625
33	78.94 (11.94)	99.82 (6.77)	626-650
53	76.95 (9.44)	97.39 (6.86)	651-675
51	79.47 (14.18)	100.84 (5.73)	676-700
66	83.90 (9.49)	102.74 (5.09)	701-750
5	88.65 (6.54)	105.99 (5.86)	751-800
248	79.86 (11.62)	100.28 (6.49)	סה"כ

ה. סוציולוגיה ומדע המדינה

N	ממוצע ציונים שנה א'	ממוצע בגרות	פסיכומטרי
20	74.96 (11.94)	84.46 (6.82)	עד 550
58	79.98 (6.49)	91.48 (7.49)	551-600
98	81.62 (6.01)	94.51 (5.45)	601-650
14	83.29 (7.41)	95.50 (9.32)	651-660
18	82.31 (5.61)	97.91 (3.86)	661-670
23	82.03 (7.52)	96.64 (5.69)	671-680
18	81.88 (9.01)	96.67 (3.60)	681-690
21	78.44 (9.57)	95.95 (5.76)	691-710
13	81.49 (7.47)	95.62 (5.65)	711-800
283	80.75 (7.55)	93.91 (6.85)	סה"כ

ב. ניבוי הציונים בסוף שנה אי לקבוצות אוכלוסיה שונות

סוגייה חשובה בנושא כושר החיזוי של ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי מתייחסת למידת היעילות של חזאים אלה בניבוי ההצלחה בלימודים של קבוצות אוכלוסיה שונות. אחד הטיעונים השכיחים בהקשר זה מתייחס לנושא ההטיה התרבותית הכרוכה במבחנים הפסיכומטרים. בהתאם לטענה זו, המבחן הפסיכומטרי מבוסס על התרבות המערבית, ותלמידים שמוצאם מזרחי, ואשר תרבות זו זרה להם, מועדים מראש לכישלון. בניסיון לבחון טענה זו בדקו בלר ובן-שחר (1981) את כושר החיזוי של המבחנים הפסיכומטריים עבור תלמידים בני מוצא שונה בפקולטות למדעי הרוח ומדעי החברה באוניברסיטת העברית. ממצאיהם הצביעו על היעדר הבדלים בין קווי הרגרסיה של תלמידים אשכנזים ותלמידים מזרחים. מכך הסיקו החוקרים על היעדר אפליה לרעה של התלמידים המזרחים בקבלה לפקולטות אלה באוניברסיטה העברית. נראה לנו שהזהות בין קווי הרגרסיה המתייחסים לקבוצות שונות אינה מהווה תדד משכנע להיעדר אפליה. זהות זו מצביעה על כך, שכאשר מדובר בתלמידים שהתקבלו ללימודים, כלומר עברו סף מסוים, כושר החיזוי של המבחן הפסיכומטרי דומה בשתי הקבוצות. ממצא זה אינו סותר את טענת קיום ההטיה התרבותית. הוא פשוט מצביע על כך שעבור אותה קבוצה של תלמידים מזרחים המסוגלת להתמודד עם המבחן הפסיכומטרי ועם ההטיה הקיימת בו (אם היא אכן קיימת), טיב החיזוי של המנבאים אינו שונה מזה המתייחס לאשכנזים. שאלת ההטיה התרבותית חייבת להיבדק, לדעתנו, באמצעות שאלה שונה - האם כתוצאה של הטיה זו, נדחים ע"י המוסדות להשכלה גבוהה תלמידים מזרחים אשר יכלו להצליח אילו התקבלו ללימודים (ר', למשל, קאהן וגמליאל, 1994).

הת'קון להטיה כתוצאה של סלקציה מוקדמת אינו מהווה פתרון אידיאלי לבעיה זו, אך כיוון שניתוח המתייחס להטיה זו מביא לקבלת מקדמים אמינים יותר אנו נבצע ניתוחים נפרדים למועמדים המובחנים ע"פ מוצא, וכן ע"פ השכלת הורים ומין. המוצא מוגדר ע"פ יבשת לידת האב. מועמדים אשר אביהם יליד ישראל מוגדרים כישראלים בני דור שני. השכלת ההורים מוגדרת כדיכוטומיה - עד תיכונית ועל תיכונית, והיא נקבעה ע"פ רמון והשכלה של ההורה בעל ההשכלה הגבוהה יותר.

תוצאות הניתוחים מוצגות בלוח 5. הניתוח אינו מבחין בין הפקולטות השונות, ביניהן קיים, כאמור, שוני ניכר בדרישות הקבלה ובקריטריונים לקביעת הציונים, ולכן יש להתייחס לממצאים

בזהירות. הניתוח הנפרד למזרחים ואשכנזים מורה שהשפעת הציון הפסיכומטרי, כמו גם השפעת ציוני הבררות, הופכת לבלתי מובהקת לאחר ביצוע התיקון להטיה. ממצא זה נמצא בהלימה עם קביעתם של בלר ובן-שחר, שכושר הניבוי של שני החזאים (או היעדרו, לפי ממצאינו) דומה לשתי קבוצות המוצא. הממצא המתייחס לישראלים בני דור שני שונה במידת מה - בקבוצה זו חלה אמנם ירידה משמעותית בהשפעת הציון הפסיכומטרי (מ - 1.99, ל - 0.83), אך המקדם שומר על מובהקותו הסטטיסטית.

החלוקה הדיכוטומית ע"פ השכלת ההורים מגלה קיומו של דפוס זהה לבני שתי הקבוצות - התיקון להטיה אינו מלווה בשינוי כלשהו בהשפעת ציוני הבררות. לעומת זאת, בשתי הקבוצות, נעלמת השפעת הציון הפסיכומטרי. אחוזי השונות המוסברת בניתוח המתייחס לנחקרים שלהוריהם השכלה גבוהה גבוהים מעט יותר, אך התמונה הכללית היא של כושר הסבר נמוך מאוד של החזאים.

הבדלים רולטיביים הרבה יותר נמצאו בין הנשים והגברים. בקרב הנשים, שני המקדמים, של ציוני הבררות ושל הציון הפסיכומטרי, שומרים על מובהקותם הסטטיסטית למרות ירידה בגודלם. הירידה בהשפעת ציוני הבררות היא שולית (כ - 25%), ואילו זו של הציון הפסיכומטרי משמעותית יותר (למעלה מ - 50%). התמונה שונה אצל הגברים - השפעת ציון הבררות קטנה מאוד והמקדם מאבד את מובהקותו הסטטיסטית, ואילו הציון הפסיכומטרי הופך שלילי ומובהק.

כאמור, יש להתייחס בזהירות למשתמע ממצאים אלה לאור העובדה שבני הקבוצות השונות מפורזים, באופן בלתי שוויוני, בין הפקולטות השונות. סביר מאוד להניח, למשל, שתחומי הלימוד השונים הם הגורם להבדלים הבולטים בין הנשים והגברים. הגברים נמצאים בשיעורים גבוהים יותר בפקולטות לרפואה, פסיכולוגיה וכלכלה, סוציולוגיה ומדע המדינה, משפטים והנדסה, בהן גילינו, בניתוח הקודם, השפעה שלילית של הציון הפסיכומטרי ברמות הגבוהות שלו. פקולטות אלה כוללות 41.3% מבין הגברים שנרשמו לאוניברסיטת תל-אביב ב - 1994, לעומת 24.8% בלבד מבין הנשים. הדפוס המתגלה בין הנשים מקביל לזה שנמצא בפקולטה למדעי הרוח, וגם ממצא זה אינו מפתיע לאור העובדה ש 35.3% מבין המועמדות לאוניברסיטה נרשמו לפקולטה זו לעומת 22.7% מבין המועמדים. בכדי לבחון עד כמה ההבדלים בין המינים אכן נובעים מההתפלגות השונה שלהם בין הפקולטות השונות יש לבצע ניתוח נפרד לבני כל מין בתוך כל פקולטה. פרוק נוסף מסוג זה עלול להביא לקטיגוריות קטנות מדי, שהן בעייתיות במיוחד בביצוע רגרסיה עם

לוח 4

משקל ממוצע הבגרות והציון הפסיכומטרי בקביעת סיכויי הקבלה לאוניברסיטה וחיזוי לקבוצות שונות ע"פ מוצא, השכלת הורים, מין

ע"פ מוצא

א. יוצאי אסיה-אפריקה (N=1252)

משקל - קבלה (probit)	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	
.21*	-	.47	-	-	בגרות
(.06)	-	(.43)	-	-	
-.04	.71*		.17		פסיכומטרי
(.06)	(.36)		(.48)		
		-.98*		-.98*	rho
		(.01)		(.01)	
-.73	75.72	84.45	86.23	84.45	קבוע
(.27)	(2.20)	(2.58)	(2.93)	(2.58)	
	.01	.04	.04	.03	R ²

ב. יוצאי אירופה-אמריקה (N=2091)

משקל - קבלה (probit)	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	
.11*	-	.38	-	-	בגרות
(.04)	-	(.35)	-	-	
.19*	1.70*		-.30		פסיכומטרי
(.05)	(.33)		(.40)		
		-.98*		-.98*	rho
		(.00)		(.00)	
-1.50	69.71	84.98	89.26	84.98	קבוע
(.23)	(2.08)	(2.21)	(2.51)	(2.21)	
	.02	.04	.04	.04	R ²

ג. מוצא - ישראל (N=2522)

משקל - קבלה (probit)	רגסיה רגילה	רגסיה עם גורם סלקציה	רגסיה רגילה	רגסיה עם גורם סלקציה	
.22* (.04)	3.03* (.24)	3.06 (2.62)	-	-	בגרות
.02 (.04)			1.99* (.27)	.83* (.34)	פסיכומטרי
		.03 (2.29)		-.98* (.00)	rho
-1.05 (.21)	62.26 (1.54)	61.91 (27.15)	68.64 (1.75)	81.92 (2.13)	קבוע
	.08	.09	.03	.08	R ²

ע"פ השכלת הורים

א. השכלה נמוכה (N=2799)

משקל - קבלה (probit)	רגסיה רגילה	רגסיה עם גורם סלקציה	רגסיה רגילה	רגסיה עם גורם סלקציה	
.09* (.03)	2.15* (.25)	2.24* (.46)	-	-	בגרות
.16* (.04)			1.26* (.26)	-.22 (.32)	פסיכומטרי
		.09 (.39)		-.98* (.00)	rho
-1.22 (.18)	67.19 (1.47)	66.11 (4.77)	72.37 (1.60)	89.09 (1.92)	קבוע
	.04	.05	.01	.05	R ²

ב. השכלה גבוהה (N=3318)

משקל - קבלה (probit)	רגסיה רגילה	רגסיה - עם גורם סלקציה	רגסיה רגילה	רגסיה - עם גורם סלקציה	רגסיה עם גורם סלקציה	
.13*	-	2.75*	2.72*	2.75*	-	בגרות
(.03)		(.50)	(.22)			
.16*	2.05*				.17	פסיכומטרי
(.04)	(.17)				(.31)	
		.03			-.98*	rho
		(.04)			(.00)	
-1.48	67.96	63.40	63.71	63.40	86.27	קבוע
(.20)	(1.66)	(4.99)	(1.45)	(4.99)	(2.01)	
	.03	.06	.06	.06	.06	R ²

ע"ב מין

א. נשים

משקל - קבלה (probit)	רגסיה רגילה	רגסיה - עם גורם סלקציה	רגסיה רגילה	רגסיה - עם גורם סלקציה	רגסיה עם גורם סלקציה	
.07*	-	1.43*	2.41*	1.43*	=	בגרות
(.03)		(.22)	(.18)			
.14*	2.10*				.94*	פסיכומטרי
(.04)	(.20)				(.24)	
		-.98*			-.98*	rho
		(.00)			(.00)	
-.81	68.58	78.08	66.53	78.08	81.13	קבוע
(.16)	(1.21)	(1.35)	(1.10)	(1.35)	(1.45)	
	.05	.07	.06	.07	.07	R ²

ב. גברים (N=2548)

רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	רגרסיה - עם גורם סלקציה	רגרסיה רגילה	משקל - קבלה (probit)	
-	-	-.23 (.40)	3.03* (.31)	.14* (.04)	בגרות
-2.02* (.46)	2.79* (.39)			.41* (.04)	פסיכומטרי
-.98* (.00)		-.98* (.00)			rho
101.64 (3.00)	61.26 (2.57)	89.88 (2.52)	60.44 (1.97)	-3.24 (.23)	קבוע
.05	.03	.06	.06		R ²

התיקון להטיה הנובעת מנשירה בלתי אקראית מהמדגם. מסיבה זו העדפנו לא לבצע ניתוח זה. למרות ההסתויגויות, חוזר ניתוח זה ומבהיר את העובדה שציוני הבגרות מהווים חזאים טובים מאשר הציון הפסיכומטרי. עם זאת, ברור גם מניתוח זה שציוני הבגרות, למרות יעילותם היחסית בהשוואה לציון הפסיכומטרי, הם בעלי כושר חיזוי נמוך.

ג. ניבוי ההסתברות לסיום הלימודים בפקולטות השונות

ציוני התלמידים בסוף השנה הראשונה ללימודיהם באוניברסיטה מהווים את הקריטריון השכיח ביותר לבדיקת תוקף הניבוי של ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי בישראל (Kennet-Cohen and al., 1995). עם זאת, אין להתעלם מהבעיות והכרוכות בשימוש בקריטריון זה. ברוב חוגי הלימוד השנה הראשונה ללימודים כוללת בעיקר שיעורי מבוא, וציוני התלמידים נקבעים עפ"י מבחנים הבודקים בעיקר שינון והבנה של החומר אשר נלמד בכתה וזה שנכלל ברשימות הקריאה. משתמע מכך, שהכישורים הנדרשים בשנה הראשונה דומים, בעיקרו של דבר, לאלה הנדרשים בבחי"ס התיכון, והבאים לידי ביטוי בעיקר בציוני הבגרות, ואולי גם בציון הפסיכומטרי. בשנים המתקדמות של הלימודים נדרשים התלמידים לבצע עבודות מחקר ולכתוב עבודות סמינריוניות ולגלות מקוריות ויצירתיות. מטלות אלה דורשות כישורים שונים, ויתכן שאלה אינם באים כלל לידי ביטוי בציונים בחזאים.

בעקבות ביקורת זו שקלנו את האפשרות לבצע ניתוח הבודק את השפעות ההטיה כתוצאה של סלקציה בו משמש ציון הגמר כקריטריון. בסופו של דבר החלטנו לא לבצע ניתוח זה, וזאת לאור הבעיות המתודולוגיות הקשות הכרוכות בו. עד לקבלת ציון הגמר עוברים התלמידים מספר תהליכי סלקציה, שכל אחד מהם כרוך בנשירה בלתי אקראית מהמדגם. ראשית קיימות, כמובן, הסלקציה עם הקבלה ללימודים, אליה התייחסנו ארוכות בעבודה זו. קיומה של נשירה במהלך הלימודים מעלה את החשד לקיומה של הטיה מצטברת הנובעת מהנשירה בסיום כל שנת לימודים. הטיפול בהטיה מצטברת מסובך ובעייתי מבחינה מתודולוגית, וכתוצאה מכך קשה להעריך את אמינות התוצאות.

כדי להתייחס לשלבים שמעבר לשנה א', אך בלא הבעייתיות הכרוכה בהטיה המצטברת, החלטנו לנתח את השפעת ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי על ההסתברות לסיום הלימודים כעבור חמש שנים. קובץ הנתונים לניתוח זה מתייחס לכל התלמידים שהחלו את לימודיהם בתשנ"א, והוא כולל את ציוני הבגרות, הציון הפסיכומטרי, חוגי לימוד ומאפייני רקע, פרטים על ההיסטוריה הלימודית של תלמידים אלה (ציונים בסוף כל שנת לימודים, החלפת חוגים, נשירה), ואת ציון הגמר של התלמידים שסיימו את לימודיהם עד לתשנ"ה. בהסתמך על נתונים אלה בנינו משתנה דמה המקבל את הערך - 1 עבור תלמידים שהם בעלי ציון גמר (בחוג אחד, עבור תלמידים שלימודיהם חד-חוגיים או בשני החוגים. לתלמידים בתכניות דו-חוגיות), ואת הערך 0 לתלמידים להם אין ציון גמר בחוג בו החלו את לימודיהם ושלא עברו במהלך לימודיהם לחוג אחר. את השפעת החזאים על הסיכוי לסיים את הלימודים ניתחנו באמצעות רגרסיה לוגיסטית.

בניגוד לרגרסיה הלינארית, הרגרסיה הלוגיסטית אינה מושפעת מהטיה כתוצאה של נשירה בלתי אקראית ממדגם בכל הקשור לתוקף הפנימי. הרגרסיה הלוגיסטית, בה המשוואה החלוי מוגדר כפרופורציה בין הסיכוי לקבל את הערך - 1 והסיכוי לקבל את הערך - 0 (במקרה שלנו, היחס בין הסיכוי לסיים את הלימודים והסיכוי שלא לסיים אותם), היא שיטה שאינה רגישה לאופי הדגימה, ודגימה רטרוספקטיבית מביאה לתוצאות דומות לאלה של דגימה מקרית רגילה (Agresti, 1990). משתמע מכך, שתוצאות הרגרסיה הלוגיסטית אמינות בכל הקשור לתוקף הפנימי. כלומר, הנשירה הבלתי אקראית מהמדגם אינה גורמת לקבלת מקדמים מוטעים. לעומת זאת, יתכן ויש כאן פגיעה בתוקף החיצוני, כלומר, ביכולת להסיק מניתוח תלמידים שהתקבלו ללימודים על סיכויי הסיום המשוערים של תלמידים שלא התקבלו, ושאינם נכללים בניתוח. מסיבה זאת, אנו נתייחס בניתוח הממצאים אל אוכלוסיית המתקבלים ללימודים בלבד ולא ננסה להרחיב את המסקנות אל מעבר לאוכלוסייה זו.

תוצאות הניתוח הלוגיסטי מוצגות בלוח 5. ציוני הבגרות הותאמו לסולם של הציון הפסיכומטרי ע"פ הנוסחה בה השתמשה האוניברסיטה בתשנ"א (39.377 - 10.21 * bagrut), וכל אחד מהחזאים חולק ב - 100, כדי לקבל ערכים ברורים יותר. הטור הראשון בלוח כולל את שני החזאים כמשתנים מסבירים. ע"פ טור זה לציוני הבגרות השפעה חיובית מובהקת על הסיכוי לסיים את הלימודים, ואילו השפעת הציון הפסיכומטרי בלתי מובהקת, אף כי המקדם גדול מטעות התקו שלו.

כפי שכבר ציינו, קיימת שונות ניכרת בין הפקולטות בחתכי הקבלה ובסולם הציונים. הדבר נכון גם לשיעורי המסיימים, כפי שניתן לראות בשורה האחרונה בלוח 6 (למשל, שיעור המסיימים בפקולטה לרפואה הוא 96%, ואילו בפקולטה למדעי הרוח 46%). כיון שכך, הוספנו לניתוח את הפקולטות השונות כסדרה של משתני דמה (טור 2 בלוח 5). הפקולטה למדעי החברה, אשר אינה מופיעה בלוח, משמשת בסיס להשוואה. הכללת הפקולטות מביאה לירידה משמעותית בהשפעת ציוני הבגרות (מ - 34, ל - 19), אך ההשפעה נותרת מובהקת. שינוי משמעותי הרבה יותר חל בהשפעת הציון הפסיכומטרי - המקדם הפך לשלילי מובהק. תוצאה זו מפתיעה ואינה מתיישבת עם ההגיון הפשוט. כדי לנסות ולהבין ממצא זה בדקנו את שיעורי סיום הלימודים בפקולטות השונות ע"פ הציון הפסיכומטרי, מקובץ לקטיגוריות ברוחים של 50. התוצאות מוצגות בלוח 6. לוח 6 מלמד שכמעט בכל הפקולטות הקשר בין הציון הפסיכומטרי לבין שיעור המסיימים אינו קווי, והוא אכן נוטה לכיוון השלילי אשר התקבל ברגרסיה הלוגיסטית. דפוס זה בולט במיוחד

לוח 5

משקל ממוצע הבגרות, הציון הפסיכומטרי והפקולטה בקביעת ההסתברות לסיום הלימודים

.30*	.19*	.34*	בגרות
(.08)	(.08)	(.07)	
-.25*	-.40*	.13	פסיכומטרי
(.11)	(.10)	(.08)	
1.28*	1.64*		רפואה
(.32)	(.31)		
-.10	.06		מדעים מדויקים
(.23)	(.22)		
.95*	1.31*		מדעי החיים
(.40)	(.39)		
1.06*	1.60*		הנדסה
(.37)	(.36)		
-.75*	-1.54*		מדעי הרוח
(.19)	(.17)		
-.01	-.65*		חינוך
(.24)	(.23)		
-.94*	-1.36*		עבודה סוציאלית
(.21)	(.20)		
.79*	.31		ניהול
(.33)	(.32)		
.63*	.99*		משפטים
(.27)	(.26)		
-1.61*			מספר חוגים
(.14)			
3.27	2.76	-1.71	קבוע
(.62)	(.59)	(.41)	

*p<.05

לוח 6
 אחוז התלמידים שסיימו לימודיהם תוך 5 שנים ע"פ ציון פסיכומטרי ופקולטה

ציון פסיכ' רפו	מדע' מדויק	מדעי חיים	הנדס'	מדעי הרוח	חינוך	מדעי החב'	עבוד' סוצ'	ניהול	משפ טים	
עד 500	.93 (41)	.56 (9)	1.00 (2)	.45 (98)	.50 (10)	1.00 (2)	1.00 (5)		1.00 (2)	
- 501 550	.93 (44)	.74 (35)	1.00 (13)	.50 (147)	.59 (17)	.81 (27)	.95 (39)		1.00 (1)	
- 551 600	.95 (42)	.85 (46)	.95 (42)	.40 (110)	.38 (16)	.77 (83)	.82 (51)	1.00 (1)	.90 (10)	
- 601 650	1.00 (85)	.87 (.34)	.92 (50)	.47 (77)	.33 (12)	.76 (116)	.44 (39)	.67 (15)	.88 (26)	
- 651 700	.96 (70)	.90 (.30)	.87 (15)	.41 (37)	.83 (6)	.66 (93)	.12 (57)	.77 (30)	.92 (109)	
- 701 750	.94 (33)	1.00 (8)	1.00 (5)	.50 (12)	.93 (56)	.87 (23)	.00 (14)	.62 (.51)	.91 (96)	
- 751 800			.75 (2)				.00 (1)	1.00 (1)	.75 (16)	
סה"כ	.96 (315)	.84 (208)	.94 (129)	.46 (481)	.94 (129)	.74 (344)	.52 (206)	.72 (60)	.90 (29)	

בהנדסה (בקרב בעלי ציון פסיכומטרי של 700 ומעלה שיעור המסיימים נמצא במגמת ירידה), עבודה סוציאלית (החל מהציון 601 שיעור המסיימים נמצא במגמת ירידה), ניהול (שיעור המסיימים מבין בעלי הציונים שבין 701 ו- 750 נמוך מזה שבקטיגוריה הקודמת להם), ומשפטים (מגמת הירידה מתחילה בציון 701, והיא חדה במיוחד בקבוצה 751 - 800, הנמצאת בשיאו של סולם הציונים הפסיכומטריים). גם בפקולטות הנוספות, פרט למדעים מדויקים, בולטת מגמת ירידה עם העלייה בציון הפסיכומטרי. דפוס זה מעלה את ההשערה, שהכישורים הנבדקים ע"י המבחנים הפסיכומטריים אינם בהכרח הכישורים הנדרשים להצלחה ולסיום הלימודים באוניברסיטה. יתכן שדווקא כישורים גבוהים במיוחד בתחומים הנבדקים ע"י המבחנים הפסיכומטריים (אולי מקוריות ויצירתיות תוך התמודדות עם מצבי לחץ), מונעים מהתלמידים את הרצון והעניין להתמודד עם תכניות לימודים שגרתיות ודרישות שתלקן נושא אופי ביורוקרטי ברור שאין ביכולתנו להשיב על שאלות אלה במסגרת המחקר שערכנו, ואין ספק שיש צורך במחקר מקיף המתייחס לאופי המבחנים הפסיכומטריים ולאופי חדרישות האוניברסיטאיות כדי להבין ותופעה זו. עם זאת, הממצאים מבהירים את היעדר ההלימה בין הכישורים הנמדדים ע"י המבחנים הפסיכומטריים לבין הכישורים הנדרשים כדי לסיים את הלימודים באוניברסיטה כעבור פרק זמן סביר.

טור 2 בלוח 5 מצביע על ההבדלים המשמעותיים בסיכויים לסיים את הלימודים בפקולטות השונות. למרות שאין זה הנושא המרכזי של המחקר אותו ערכנו, נתייחס לנושא זה בקצרה. הלוח מצביע על עדיפות (בסדר יורד) של הפקולטות לרפואה, הנדסה, מדעי החיים ומשפטים, בכל הקשור לסיכויים לסיים את הלימודים. בקוטב השני של הרצף אנו מוצאים את הפקולטות למדעי הרוח, עבודה סוציאלית, וחינוך. בתווך נמצאות הפקולטות למדעי החברה, מדעים מדויקים וניהול. התבוננות בממצאים מבהירה שהפקולטות בהן גבוהים הסיכויים לסיים מאופיינות ע"י חתכי קבלה גבוהים, ואלה בהן סיכויים אלה נמוכים מאופיינות ע"י חתכי קבלה נמוכים. ציוני הבגרות והציונים הפסיכומטריים של התלמידים אינם יכולים להסביר את ההבדלים המתגלים בהשפעת הפקולטות השונות שהרי השפעתם של אלה מפקחת בניתוח, שהוא ברמת הפרט. יתכן, עם זאת, שמעבר לתכונות הפרט הרכב הציונים בפקולטה יוצר מאפיינים, או אפוא, המסייעים לסיום הלימודים. עם זאת, קשר לייחס את הממצא לתכונה זו בלבד. הפקולטות הנמצאות בתווך כוללות פקולטה בעלת חתך בינוני (חברה), ושתי פקולטות המאופיינות ע"י חתכים גבוהים מאוד (מדעים מדויקים וניהול). תכונה נוספת המבחינה בין הפקולטות בהן שיעורי חסיוס גבוהים לבין

הפקולטות האחרות היא אופי ונכונות הלימודים. ברפואה, הנדסה, מדעי החיים ומשפטים ותכנון הלימודים מובנות מאוד, ויתכן שהבנייה זו מובילה את התלמידים ביתר קלות אל סיום לימודיהם. בפקולטה למדעים מדויקים, למשל, בה דרישות הקבלה גבוהות, אך התכנית גמישה הרבה יותר. הסיכוי לסיים נמוך הרבה יותר.

תכונה שלישית המייחדת את הפקולטות בהן שיעורי הסיום גבוהים היא היותן תד-חוגיות. כדי לבדוק השפעת גורם זה הוספנו לניתוח את מספר החוגים של התלמיד (לוח 5, טור 3). תוספת זו יצרה שינויים משמעותיים במקדמים המתייחסים לחינוך (המקדם השלילי המובהק הפך לנמוך מאוד ובלתי מובהק), וניהול (המקדם הבלתי מובהק הפך לחיובי מובהק). משתמע מכך, שהמסגרת הדו-חוגית היא גורם הפוגע בטיבם של ונלמידי וזינון וניהול, והמונקשים בטיב לימודיהם בחוג השני. כמו כן, חלה ירידה מסוימת בכל שאר המקדמים, אך ירידה זו אינה מלווה בשינויים מהותיים. המקדם המתייחס למספר החוגים (-1.61) מבהיר שמסגרת דו-חוגית מקטינה באופן משמעותי את הסיכוי לסיים את הלימודים. יתכן ומשתמע מכך שמסגרת דו-חוגית, שהיא מעצם הגדרתה מובנית פחות, מקשה על התלמידים את לימודיהם. אין ספק כי ממצאים מעניינים אלה ראויים למחקר נוסף.

סיכום ומסקנות

הנושא העיקרי בו עסק המחקר הנוכחי הוא בדיקת תוקפם של כלי המיון לאוניברסיטה, תוך התייחסות להטיה הנובעת מסלקציה מוקדמת של המועמדים על-פי אותם כלי מיון. באמצעות שימוש בשיטה הסטטיסטית אשר פותחה לצורך תיקון להטיה זו, ניסינו להגיע לאומדנים אמינים של כושר החיזוי של ציוני הבגרות והציון הפסיכומטרי לגבי ההישגים בסוף שנה א'. כמו כן, בדקה העבודה את תוקפם של כלי המיון הללו לגבי סיום הלימודים בתואר הראשון באוניברסיטה. שיטת הניתוח בה השתמשנו, במסגרתה נמדדת השפעת החזאים על הישגי התלמידים אשר הונקבלו ללימודים תוך הונויזציה וזמקו מוג, שונה מן הונויקון והמקובל לצמצום טווח החזאים המבוסס על ניפוח המתאמים בין כלי המיון להישגים בלימודים, בלא התייחסות לאופי הסלקציה שגרמה לצמצום זה.

באופן כללי, תוקף החיזוי של כלי המיון שהתקבל במחקר הנוכחי מקביל לזה שהתקבל במחקרים קודמים שנערכו בארץ לפני התיקון המקובל לצמצום טווח החזאים. מן הראוי לומר, כי יכולת חניבוי של שני החזאים גם יחד איננה גבוהה, בפרט כאשר היא טאמדת באמצעות רבוע מקדם המתאם של פירסון האומד את שיעור הקטנת הטעות בניבוי ההישגים באמצעות החזאים בהשוואה למצב בו החזאים אינם ידועים (כלומר, קבלת המועמדים היא אקראית). עם זאת, ממצאינו מורים בבירור כי מבין שני כלי המיון מהווים ציוני הבגרות תזאי טוב יותר, יחסית, של ההישגים בשנת הלימודים הראשונה. מסקנה זו נכונה הן לגבי הניתוח של כלל המועמדים לאוניברסיטה, והן לגבי הניתוח עבור פקולטות (או צירופי חוגים) בנפרד, ניתוח המביא בחשבון את נתוני הקבלה וטווחי הציונים השונים ביחידות לימוד שונות. לאחר הפיקוח על הסלקציה המוקדמת בתהליך הקבלה, נותרת השפעת ציוני הבגרות על ההישגים חיובית ומובהקת עבור כלל התלמידים ועבור התלמידים בחלק מן הפקולטות שנבדקו. לעומת זאת, השפעת הציון הפסיכומטרי לאחר פיקוח דומה הופכת לבלתי מובהקת עבור כלל התלמידים. השפעת הציון הפסיכומטרי נותרת חיובית ומובהקת רק בפקולטה למדעי הרוח, ואילו בשאר הפקולטות היא הופכת למבוטלת ואף לשלילית מובהקת.

תמונה זו תקפה גם לגבי השוואה בין מועמדים ותלמידים מקבוצות חברתיות שונות. במידה שבה הפיקוח על הסלקציה המוקדמת של המועמדים אכן מצביע על קיומה או אי קיומה של הטיה תרבותית בכלי המיון, ניתן לומר שאין הטיה כזו לגבי קבוצות מוצא וקבוצות סטטוס שונות (על

פי יבשת לידה והשכלת ההורים). תמונת הממצאים השונה לגבי נשים וגברים נעוצה, ככל הנראה, בפיזור השונה של תלמידים בני שני המינים ביחידות הלימוד השונות.

שני ממצאים לגבי השפעתו הנקייה השלילית של הציון הפסיכומטרי על ההישגים ראויים לציון מיוחד. ראשון, נמצאו לגבי ההישגים בשנת הלימודים הראשונה, כי הפיקוח על הסלקציה מביא להשפעה שלילית מובהקת על הציון הפסיכומטרי במספר פקולטות או צירופי חוגים. בדיקה נוספת של הנתונים הראתה, כי ההסבר להשפעה שלילית זו נעוץ, ככל הנראה, בשימוש בציון ההתאמה המורכב משני החזאים, המאפשר "לאזן" ציוני בגרות נמוכים יחסית באמצעות ציונים פסיכומטריים גבוהים במיוחד. תופעה זו נפוצה יותר בפקולטות ובחוגים המבוקשים. כתוצאה מכך, מונקבלת השפעה שלילית נקייה של הציון הפסיכומטרי, הנובעת מהישגים נמוכים יותר של בעלי ציונים פסיכומטריים גבוהים שציוניהם בבחינות הברות היו מעט יותר נמוכים.

תופעה זו מתקשרת לממצא השני, בדבר השפעת הציון הפסיכומטרי על עצם הסיכוי לסיים את לימודי התואר הראשון בטווח של חמש שנים. בניתוח זה, המבוסס על רגרסיה לוגיסטית, מראה הרגרסיה הכוללת את שני החזאים בלבד כי לציוני הברות השפעה חיובית על הסיכוי לסיים הלימודים, ואילו הציון הפסיכומטרי חסר השפעה מובהקת. לאחר פיקוח על השפעת הפקולטה נותרת השפעת ציוני הברות חיובית ומובהקת, ואילו השפעת הציון הפסיכומטרי הופכת שלילית מובהקת. בדיקת הנתונים מלמדת כי בטווחים הגבוהים של הציון הפסיכומטרי יורד הסיכוי לסיים הלימודים בחלק ניכר של הפקולטות.

ממצאים בלתי צפויים אלה לגבי השפעתו השלילית של הציון הפסיכומטרי, בפרט בטווחים הגבוהים שלו, על ההישגים באוניברסיטה מחייבים בדיקה ומחקר נוספים - למשל, בנושא השפעתם הנפרדת של מרכיבים שונים בבחינה הפסיכומטרית. עם זאת, דומה שהם מרמזים על בעיות לימודיות ספציפיות של בעלי הציונים הפסיכומטריים הגבוהים - אם מכיוון שהישגיהם בבית-הספר התיכון לא היו מן הגבוהים ביותר, ואם מכיוון שמאפייני הבחינה הפסיכומטרית מעידים על מצוינות מסוג מסוים, שאינה מודדת בהכרח (בטווחים הגבוהים) את הסיכוי להתמודד עם הלימודים בתואר הראשון עד לסיומם. ייתכן כי סיום הלימודים מותנה בכישורים כגון יכולת התמדה ויצירתיות, השונים מהכישורים הסכולסטיים הנמדדים בבחינה הפסיכומטרית.

לממצאים אלה שתי מסקנות אפשריות. ראשית, יתכן כי כדאי להרחיב את התכניות לתלמידים מצטיינים, כך שיענו על צורכיהם הספציפיים של יותר תלמידים בטווחים הגבוהים של הציונים הפסיכומטריים. שנית, יתכן שכדאי לשנות את ההתייחסות לציון הפסיכומטרי בשיקולי הקבלה

בפקולטות מסוימות. במקום לייחס לציונים הפסיכומטריים ערך אבסולוטי, במקביל לציוני הברות, ניתן לחלק אותם לטווחים בפרט כאשר מדובר בפקולטות מבוקשות המקבלות ממילא תלמידים מטווחי הציונים הגבוהים, ולקבל תלמידים באקראי על-פי שיוכם לטווח מסוים. אפשרות זו מחייבת. כמובן, שיקלול מדויק של הטווחים והתחשבות בציוני הברות לצורך חלוקת המועמדים לקבוצות.

מעל ומעבר למסקנות ספציפיות אלה, מעלה המחקר הנוכחי את השאלה הכללית של כדאיות השימוש במבחן הפסיכומטרי ככלי מיון של המועמדים לאוניברסיטה. שאלה זו חוזרת ונשנית בדיון הציבורי, וממצאי המחקר הנוכחי מדגישים אותה ביתר שאת. האלטרנטיבות השונות למבחן הפסיכומטרי - בין אם ביטולו המוחלט. השימוש בו לפקולטות מסוימות בלבד, שינוי המבחן ע"י הכללת מרכיבים נוספים ושונים מהמקובל כיום, או השימוש האלטרנטיבי במבחני התאמה יותר ספציפיים לפקולטות השונות, קשורות בשיקולי מדיניות מסוגים שונים. ממצאי המחקר הנוכחי אינם מכוונים לאלטרנטיבה זו או אחרת, אך מדגישים את הצורך לדון באלטרנטיבות השונות. לא נותר לנו אלא לחזור על המלצה קודמת (איילון ויוגב, 1994) להקמת ועדה, שתכלול אנשי אוניברסיטה מתחומים שונים, ואשר תשקול מחד את מדיניות קבלתם של מועמדים לתואר הראשון.

- איילון, ת. וא. יוגב. 1994. מבחנים פסיכומטריים, ציוני בגרות וחיזוי ההצלחה באוניברסיטה : מדוע הידוע הוא למעשה בלתי ידוע. **מגמות** ל"ו : 109-122.
- בלר, מ. 1994א. סוגיות פסיכומטריות וחברתיות בתהליך ברירת הסטודנטים לאוניברסיטאות בישראל. **מגמות** ל"ו : 88-108.
- בלר, מ. 1994ב. חיזוי ההצלחה באוניברסיטה : עובדות בדוקות מול משאלות לב (תגובה לתגובה). **מגמות** ל"ו : 123-130.
- בלר, מ. וג. בן-שחר. 1981. הערכת תהליך ברירת הסטודנטים באוניברסיטה העברית בירושלים. **מגמות** כ"ז : 22-36.
- בלר, מ. וג. בן-שחר. 1983. כל הוגות השימוש במבחנים פסיכולוגיים. **מגמות** ר"ח : 42-56.
- קאהן, ס. וא. גמליאל. 1994. **בעיות מתודולוגיות בבדיקה לאוניברסיטאות** (כתב עמדה). ירושלים : המכון לחקר הטיפול בחינוך, בית הספר לחינוך, האוניברסיטה העברית בירושלים.
- רוזנטל, א. וג. בן-שחר. 1990. תוקפם של ציונים שנתיים וציוני בחינות הבגרות בניבוי הישגים באוניברסיטה העברית בירושלים. **מגמות** ל"ב : 461-483.
- שפירא, ר. וח. עצינוני-הלוי. 1973. הצלחה בלימודים אקדמיים : באיזו מידה ניתנת היא לניבוי? **מגמות** י"ט : 125-230.
- Agresti, A. 1990. **Categorical Data Analysis**. New York: John Wiley & Sons.
- Beik, R.A. 1983. An Introduction to Sample Selection bias in Sociological Data. **American Sociological Review** 48: 386-398
- Breen, R. 1996. **Regression Models: Censored, Sample Selected, or Truncated Data**. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-111. Thousand Oaks, CA: Sage..
- Greene, W.H. 1990. **LIMDEP** . New York: Econometric Software.
- Heckman, J.J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica** 47: 153-161.
- Kennet - Cohen, T., S. Bronner, and C. Oren. 1995. **A Meta-Analysis of the Predictive Validity of the Selection Process to Universities in Israel**. Jerusalem: National Institute for Testing and Evaluation, report no. 202.