

נתונים מקובצים על תוקף
מערכת המיון לאוניברסיטאות
בחיזוי הצלחה בלימודי שנה א'
(מחזורים תשס"ג - תשס"ה)

כרמל אורן
תמי קנת-כהן
שמואל ברונר

ספטמבר 2007



דוח מרכז 342
ISBN:965-502-136-x

**נתונים מקובצים על תוקף מערכת המיון לאוניברסיטאות
בחיזוי הצלחה בלימודי שנה א'
(מחזורים תשס"ג – תשס"ה)**

כרמל אורן, תמי קנת-כהן ושמואל ברונר

ספטמבר 2007

תקציר

מטרת מחקר זה היא לספק מבט מסכם על נתוני התוקף העדכניים של מערכת המיון לאוניברסיטאות בניבוי הישגי התלמידים בלימודיהם בשנה א', בשלושת מחזורי הלימוד תשס"ג – תשס"ה. נתוני המחקר מסתמכים על 56,548 רשומות של סטודנטים אשר למדו ב- 628 יחידות עיבוד (חוג לימוד במוסד ובמחזור).

הנתונים מעידים על יציבות תוקף החיזוי של מערכת המיון לאוניברסיטאות בארץ. תוקף ציון הסכם, המורכב מממוצע במשקלות שווים של ממוצע הבגרות ושל הציון הפסיכומטרי (מכפ"ל) הוא 0.50. תוקף הניבוי של מכפ"ל הוא 0.46, ושל בגרות הוא 0.38. תוקף מערכת המיון לאוניברסיטאות שקול, במונחי גודל אפקט, לפער מתוקנן של 0.8 סטיות תקן, ועל כן נחשב לגבוה.

למכפ"ל תוקף ניבוי דומה בין פקולטות, למרות היותו כלי בעל רמת התאמה נמוכה לתוכן הלימוד בחוג. לעומת זאת, הבגרות, למרות היותה כלי מיון בעל רמת התאמה גבוהה יותר לתוכן הלימוד בחוג, מראה הבדלים ניכרים בתוקף הניבוי בין פקולטות.

השוואה עם תוקף הניבוי של מערכות מקבילות בארה"ב מראה כי מערכת המיון הישראלית מצויה באותם סדרי גודל של תקפיות. העדיפות לכאורה של הנתונים בארה"ב מוסברת, לפחות חלקית, בהבדלים במידת השמרנות של הטיפול הסטטיסטי בנתונים.

מבוא

תהליך הקבלה ללימודים של מועמדים לאוניברסיטאות בישראל מתבסס בעיקר על הישגיהם בתעודת הבגרות (בגרות) ובמבחן הכניסה הפסיכומטרי לאוניברסיטאות (מכפ"ל). תהליך זה מסתמך על ממצאים אמפיריים חוזרים ונשנים מזה למעלה משני עשורים, על פיהם מדד הקבלה (ציון סכום), המבוסס על בגרות ומכפ"ל, בדרך כלל במשקלות שווים, מנבא היטב את הישגי המועמדים בלימודיהם באוניברסיטה. מטרת המחקר הנוכחי היא לספק נתוני תוקף ניבוי עדכניים, דהיינו לבדוק את טיב הניבוי של הישגי המועמדים בלימודיהם באוניברסיטה על-ידי מדד הקבלה בשלושת מחזורי הלימוד האחרונים (תשס"ג – תשס"ה). התוקף ייאמד על סמך מתאמי פירסון בין ציון הסכום ומרכיביו (החזאים) לבין ממוצע ציוני התלמידים בתום שנה א' ללימודים (הקריטריון). שאלת המחקר תיבחן מעבר לכל חוגי הלימוד וכן לפי פקולטות ומחזורים.

ההחלטה על קבלה ללימודים מתקבלת בקרב המועמדים לכל חוג לימוד בנפרד. מאחר שציוני הקריטריון אינם בני השוואה בין החוגים, המתאמים חושבו בכל חוג לימוד בנפרד. במחקרים מעין אלה, המדגם שעומד לרשות החוקרים כולל רק את הלומדים שהתקבלו ולא את כלל המועמדים, מה שבדרך כלל מתבטא בצמצום השונות הנצפית של ציוני החזאים, שגורר החלשת המתאמים הנצפים בין החזאים לקריטריון. לפיכך המתאמים עברו פרוצדורה סטטיסטית המכונה תיקון לקיצוץ תחום, במטרה להתקרב לאומדן התוקף האמיתי של החזאים, זה שהיה מתקבל לו בדקנו אותו בקרב כלל המועמדים. ומאחר שקבוצות הלומדים בחוגים השונים נבדלות זו מזו במידה שבה שונות ציוני הקבלה שלהם נקצצה בתהליך המיון יחסית לשונות ציוני הקבלה של המועמדים, התיקון הנ"ל גם מביא את המתאמים למכנה משותף המאפשר את השוואתם בין החזאים השונים ובין החוגים השונים, ומעבר למשתנים מקבצים כגון פקולטות, מחזורים ומוסדות. יצוין כי אומדן זה מהווה חסם תחתון לתוקף האמיתי, משום שקיימים גורמי החלשה (attenuation) נוספים שלא טופלו במחקר הנוכחי, כגון המיון העצמי של המועמדים הנובע מעצם קיומו של תהליך הקבלה, צמצום הטווח של ציוני הקריטריון בקרב הלומדים יחסית למה שיכלו להיות ציוני המועמדים, ומגבלת מהימנותם של ציוני הקריטריון.

המחקר בוצע על נתוני הסטודנטים בכל האוניברסיטאות בישראל אשר למדו בשנה א' במחזורים תשס"ג (2002/03) עד תשס"ה (2004/05). נתוני מחזור תשס"ה באוניברסיטה העברית לא הועמדו לרשותנו, לפיכך תוערך במחקר זה גם השפעת העדרם של נתונים אלה על אמידת תקפות מערכת המיון.

שיטה

המחקר בוצע על נתוניהם של 56,548 רשומות של סטודנטים אשר למדו ב- 628 יחידות עיבוד, כאשר יחידת עיבוד מוגדרת כחוג לימוד במוסד ובמחזור (בהמשך נשתמש, לשם פשטות, במונח "סטודנט" לתיאור "רשומה של סטודנט" ובמונח "חוג" לתיאור "יחידת עיבוד"). סטודנט נכלל במחקר אם היו ברשותנו ציוניו בקריטריון ובכל החזאים (יפורטו בהמשך); חוג ניכלל במחקר אם למדו בו לפחות 20 סטודנטים. בלוח 1 מוצג מדגם הנבדקים ומספר החוגים לפי מוסדות ומחזורים. בנספח 2, לוחות 11 ו-12, מוצגות שכיחויות הנבדקים לפי מוסדות, פקולטות ומחזורים, וכן ערכי סה"כ של השכיחויות במשתנים המקבצים הללו (ערכי סה"כ של מוסדות – בלוח 10).

לוח 1: מדגם הנבדקים

מוסד	מחזור	מספר סטודנטים	מספר חוגים
בן-גוריון	תשס"ג	2735	39
	תשס"ד	2316	38
	תשס"ה	2448	39
בר-אילן	תשס"ג	3748	24
	תשס"ד	3595	22
	תשס"ה	3363	21
חיפה	תשס"ג	3657	36
	תשס"ד	3592	35
	תשס"ה	2993	34
העברית	תשס"ג	4431	59
	תשס"ד	4132	56
	תשס"ה	1	
הטכניון	תשס"ג	1496	22
	תשס"ד	1584	22
	תשס"ה	1533	21
תל-אביב	תשס"ג	4893	52
	תשס"ד	4946	53
	תשס"ה	5086	55

משתני המחקר

קריטריון:

ציון שנה א' בלימודי הבוגר.

חזאים:

1. ציון סכם, אשר חושב כצרוף במשקלות שווים של מכפ"ל ובגרות ברמת המועמדים למחזור

בכל מוסד בנפרד (על-פי נתוני המועמדים למחזורים תשנ"ב ותשנ"ג – אלו הם נתוני

המועמדים היחידים העומדים לרשותנו), עם ממוצע 50 וסטית תקן 10 (בקרב המועמדים

¹ הנתונים לא הועברו לרשותנו

הנ"ל). מאחר שציון הסכם מחושב ברמה מוסדית, קרי – תקנון המרכיבים לצורך צירוף במשקלות שווים נעשה על סמך התפלגויות המרכיבים בתוך כל מוסד – אין לציון הסכם משמעות אוניברסאלית, וניתן להשוות את ממוצעו ואת סטיית התקן שלו רק בין יחידות שמכילות מוסדות זהים.

2. ממוצע ציוני תעודת הבגרות (בגרות), אשר חושב ע"י האוניברסיטאות (כולל בונוסים).
3. הציון הכללי במבחן הכניסה הפסיכומטרי לאוניברסיטאות (מכפ"ל), אשר נקבע על-פי המבחן שבו קיבל הסטודנט את הציון הכללי הגבוה ביותר, ובתנאי שנבחן לפני תחילת הלימודים. על-פי מבחן זה נקבעו גם הציונים בתחומי מכפ"ל (חזאים 4 עד 6 להלן).
4. הציון בתחום חשיבה מילולית במכפ"ל (מילולי).
5. הציון בתחום חשיבה כמותית במכפ"ל (כמותי).
6. הציון בתחום אנגלית במכפ"ל (אנגלית).

משתנים מקבצים:

1. פקולטה – עפ"י הסיווג הבא (בסוגריים: רשימה של חוגי לימוד מייצגים):
מדעי הרוח והאמנויות (היסטוריה, הוראה, מקרא, ספרות, מחשבת ישראל, פילוסופיה, אנגלית, ארכיאולוגיה, תלמוד, תנ"ך, לימודי א"י, ערבית, צרפתית, לימודים ספרדיים, לימודים רוסיים, לימודים קלאסיים, אמנויות, תולדות האמנות, תולדות התיאטרון, מוסיקולוגיה, קולנוע וטלביזיה, תולדות האיסלם);
מדעי החברה (גיאוגרפיה, חינוך, חשבונאות, מדע המדינה, יחסים בין-לאומיים, מדעי ההתנהגות, כלכלה, מינהל עסקים, סטטיסטיקה, פסיכולוגיה, סוציולוגיה, עבודה סוציאלית, ניהול מלונאות ותיירות, תקשורת);
משפטים (משפטים);
טבע (ביולוגיה, גיאולוגיה, חקלאות, מתמטיקה, כימיה, פיזיקה, תזונה, מדעי כדור הארץ, מדעי המחשב);
הנדסה (הנדסה אזרחית, הנדסת חשמל, הנדסת מכונות, הנדסת תעשייה וניהול, הנדסת חומרים, הנדסה גרעינית, הנדסת מערכות מידע, הנדסת מחשבים, הנדסה מכאנית, הנדסה כימית, הנדסה אווירונאוטית, ארכיטקטורה);
רפואה (רפואה, רפואת שיניים, רוקחות);
עזר-רפואה (סיעוד, ריפוי בעיסוק, הפרעות בתקשורת, פיזיותרפיה).
2. מחזור: תשס"ג, תשס"ד, תשס"ה
(בנספח 2 מוצגות שכיחויות הנבדקים והחוגים לפי פקולטה ומחזור)

עיבוד הנתונים

בכל אחת מיחידות העיבוד חושבו הסטטיסטיים הבאים:

1. ממוצעים וסטיות תקן של הקריטריון והחזאים.

2. מקדמי מתאם פירסון, מתוקנים לקיצוץ תחום (מקדמי תוקף ניבוי), בין כל אחד מהחזאים לבין הקריטריון. התיקון לקיצוץ תחום בוצע עבור ברירה חד-משתנית (על-פי ציון קבלה), במקרה התלת-משתני. התיקון נידון בהרחבה ע"י Gulliksen (1950) והנוסחה שעל פיה פעלנו במחקר זה היא של (Linn 1983) - ראה נספח 1. תיקון זה מניח שידועה סטית התקן של ציון הקבלה (ציון הסכם במקרה שלנו) ברמת המועמדים. כאומד לסטיית התקן של ציון הסכם בקרב המועמדים חושב שורש של ממוצע משוקלל של שונות ציון הסכם בקרב המועמדים לכל אחד מחוגי הלימוד במחזורים תשנ"ב ותשנ"ג (אלה נתוני המועמדים שעמדו לרשותנו).

בפרק התוצאות מוצגים ממוצעים משוקללים של הסטיסטים שלעיל על-פי המשתנים המקבצים: פקולטה ומחזור.

תוצאות

בלוחות 2,3 מוצגים ממוצעים וסטיות תקן של משתני המחקר בפקולטות (לוח 2), ומחזורים (לוח 3).

לוח 2: ממוצעים (וסטיות תקן) של משתני המחקר בפקולטות

פקולטה	מספר סטודנטים	מספר חוגים	ציון שנה א'	סכמ ²	בגרות	מכפ"ל	מילולי	כמותי	אנגלית
רוח	8073	152	82.2 (8.8)	51.7 (8.8)	93.9 (8.1)	577.1 (77.2)	114.4 (15.8)	110.0 (15.9)	118.7 (17.6)
חברה	23190	167	81.6 (8.4)	55.8 (6.3)	96.4 (7.0)	592.0 (61.2)	116.3 (13.5)	115.9 (12.5)	116.1 (16.5)
משפטים	2492	13	80.6 (7.2)	64.9 (3.9)	103.4 (5.1)	677.0 (43.0)	131.6 (9.8)	129.7 (10.2)	133.1 (11.9)
טבע	9640	120	77.5 (12)	61.6 (5.7)	102.2 (6.1)	650.7 (54.2)	123.6 (12.7)	129.0 (10.6)	127.0 (14.7)
הנדסה	8070	103	78.3 (8.7)	63.1 (4.8)	103.7 (5.3)	668.4 (45.9)	125.0 (11.8)	134.1 (8.6)	129.7 (13.7)
רפואה	1593	23	84.3 (6.5)	68.4 (3.8)	108.6 (5.0)	702.9 (39.4)	134.5 (9.3)	136.8 (8.0)	135.5 (11.6)
עזר-רפואה	3490	50	82.6 (6.3)	56.5 (5.7)	98.3 (6.9)	593.3 (53.3)	116.2 (12.5)	116.9 (11.5)	115.7 (16.5)
סה"כ	56548	628	80.6 (9.1)	58.0 (6.3)	98.9 (6.7)	617.7 (59.1)	119.7 (13.2)	121.2 (12.0)	121.6 (15.7)

לוח 3: ממוצעים (וסטיות תקן) של משתני המחקר במחזורים

מחזור	מספר סטודנטים	מספר חוגים	ציון שנה א'	סכמ ³	בגרות	מכפ"ל	מילולי	כמותי	אנגלית
תשס"ג	20960	232	80.9 (9.0)	57.6 (6.3)	98.3 (6.8)	617.5 (57.4)	119.9 (12.8)	120.8 (11.9)	121.7 (15.6)
תשס"ד	20165	226	80.4 (9.2)	57.8 (6.3)	99.1 (6.6)	614.5 (61.8)	119.1 (13.7)	120.6 (12.4)	121.0 (16.0)
תשס"ה	15423	170	80.6 (8.9)	59.0 (6.1)	99.4 (6.6)	622.2 (57.7)	120.2 (13.0)	122.3 (11.7)	122.2 (15.4)
סה"כ	56548	628	80.6 (9.1)	58.0 (6.3)	98.9 (6.7)	617.7 (59.1)	119.7 (13.2)	121.2 (12.0)	121.6 (15.7)

² ציון הסכם מחושב בתוך מוסד, לפיכך הוא אינו בר השוואה בין פקולטות שאינן כוללות מוסדות זהים
³ ציון הסכם מחושב בתוך מוסד, לפיכך הוא אינו בר השוואה בין מחזורים שאינם כוללים מוסדות זהים

בלוחות 4, 5 מוצגים מקדמי התוקף של החזאים בפקולטות (לוח 4) ובמחזורים (לוח 5).

לוח 4: מקדמי התוקף של החזאים בפקולטות

אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	סכום	מספר חוגים	מספר סטודנטים	פקולטה
0.35	0.35	0.40	0.44	0.36	0.48	152	8073	רוח
0.34	0.37	0.39	0.45	0.33	0.47	167	23190	חברה
0.39	0.37	0.43	0.47	0.44	0.52	13	2492	משפטים
0.36	0.49	0.41	0.50	0.47	0.57	120	9640	טבע
0.35	0.47	0.37	0.47	0.46	0.55	103	8070	הנדסה
0.36	0.40	0.34	0.44	0.35	0.47	23	1593	רפואה
0.36	0.34	0.35	0.44	0.25	0.41	50	3490	עזר-רפואה
0.35	0.40	0.39	0.46	0.38	0.50	628	56548	סה"כ

לוח 5: מקדמי התוקף של החזאים במחזורים

אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	סכום	מספר חוגים	מספר סטודנטים	מחזור
0.34	0.39	0.38	0.45	0.40	0.50	232	20960	תשס"ג
0.36	0.41	0.40	0.46	0.34	0.49	226	20165	תשס"ד
0.35	0.41	0.39	0.46	0.39	0.50	170	15423	תשס"ה
0.35	0.40	0.39	0.46	0.38	0.50	628	56548	סה"כ

סיכום

מטרתו של מחקר זה היא לעדכן את תמונת תוקף מערכת המיון ללימודים אקדמיים בישראל בחיזוי הצלחה בלימודי שנה א', במחזורים תשס"ג – תשס"ה. בדיקה כזו מיועדת לספק ביסוס אמפירי מעודכן למדיניות הקבלה של האוניברסיטאות ללימודים. המדיניות הנהוגה, שואפת במצב של עודף ביקוש על היצע למקומות לימוד, למקסם את הישגיהם של המתקבלים בלימודיהם האקדמיים. תוצאות הבדיקה מספקות עדות תומכת לשאיפה זו.

ביתר פירוט, להלן עיקרי הממצאים:

1. תוקף ציון הסכם הוא 0.50. בניתוח-על של ממצאי בדיקות תוקף שנערכו בכל תחומי הלימוד והאוניברסיטאות בישראל בקרב 161,000 תצפיות של תלמידי שנה א' במחזורים תשמ"ד (1983/84) עד תשנ"ה (1994/95) נמצא (קנת-כהן, ברונר ואורן, 1999) שתוקף הניבוי של ציון הסכם היה 0.55. במחקר ההוא תוקנו התקפיות גם עבור טעות מדידה בקריטריון, ועובדה זו עשויה להסביר את הערך הגבוה שהתקבל באותו מחקר יחסית למחקר הנוכחי. לפיכך, נראה כי הנתונים העדכניים של דוח זה מעידים על יציבות תוקף החיזוי של מערכת המיון לאוניברסיטאות בארץ.
2. התקפיות המקבילות המדווחות עבור מערכות ה-SAT וה-ACT בארצות הברית הן 0.55 ו-0.58 בהתאמה (Linn, 1990). במחקר עדכני שבחן את תוקף הניבוי של ציון SAT המחודש (SAT I: Reasoning Test) מדווח (Bridgeman, McCamley-Jenkins and Ervin, 2000) שמקדם תוקף של שילוב ציוני SAT I וציוני התיכון הוא 0.61. לצורך השוואה בין ערכי התוקף המדווחים במחקר הנוכחי לבין אלו המדווחים במחקרי תוקף בארצות הברית, כפי שצוטטו לעיל, חשוב להדגיש שתי הבחנות בין המחקרים. ראשית, הנתונים המדווחים בארצות הברית ביחס לתוקף של שילוב ציונים במבחני יכולת עם הציונים בתיכון מתייחסים בדרך-כלל למתאם המרובה של שני מרכיבי ציון הקבלה, דהיינו על תוקף של ציון המבוסס על **שקלול אופטימלי** של שני מרכיביו, וזאת להבדיל מציון הסכם של בגרות ומכפ"ל במשקלות שווים. שנית, התיקון לקיצוץ תחום הנקוט בממצאי התוקף המדווחים בארצות הברית (לפחות ביחס למערכת ה-SAT) מגדיר את סטיית התקן בקרב המועמדים ללימודים (סטיית התקן הלא מקוצצת) כסטיית התקן בקרב **אוכלוסיית הנבחנים השנתית ב-SAT** (הרציונל לכך מפורט ב-Donlon, 1984, p. 145). לעומת זאת, בתיקון הנקוט במחקר המדווח כאן נלקחה, כאומדן לסטיית התקן בקרב אוכלוסיית המועמדים, סטיית התקן הממוצעת בקרב **הנרשמים ללימודים בחוג** בתוך מוסד ומחזור לימודים. נקל להתרשם שההגדרה המצומצמת של אוכלוסיית המועמדים הרלוונטית, אשר ננקטה במחקר הנוכחי, מספקת חסם תחתון לסטיית התקן של המועמדים, ובפרט, מייצרת תיקון לקיצוץ תחום שהוא שמרני בהרבה מזה הנקוט במחקרי התוקף של מערכת ה-SAT.
3. בהתייחס למשתנים המקבצים שהוגדרו במחקר הנוכחי, נמצא שתוקף הניבוי של ציון הסכם היה יציב בשלושת המחזורים, וזאת למרות העדר נתונים של האוניברסיטה העברית במחזור תשס"ה (ראה סעיף 7 להלן). תוקף ניבוי גבוה יחסית נמצא לציון סכם בפקולטות טבע

- והנדסה (0.57 ו-0.55 בהתאמה). תוקף ניבוי נמוך יחסית נמצא בפקולטה עזר- רפואה (0.41).
4. מבין שני מרכיבי ציון הסכם העיקריים נמצא כי תוקף הניבוי של מכפ"ל הוא 0.46, ושל בגרות הוא 0.38. לשם השוואה נציין שתוקף ממוצע ציוני בית-ספר (המבוסס על דיווח עצמי) במערכת ה-SAT הוא 0.54 ותוקף SAT I הוא 0.52 (Bridgeman, McCamley-Jenkins and Ervin, 2000), וזאת, כאמור, בהינתן שהתיקון לקיצוץ תחום במחקר המצוטט הינו הרבה פחות שמרני מזה הנקוט במחקר הנוכחי⁴.
5. בהתייחס למשתנים המקבצים שהוגדרו במחקר הנוכחי, נמצא שתוקף הניבוי של מכפ"ל היה יציב בשלושת המחזורים. תוקף ציון הבגרות נמצא נמוך יחסית במחזור תשס"ד (0.34), שהוא המחזור בו שימש ציון מצרף כמרכיב בציון הקבלה. יתכן שממצא זה הינו ארטיפקט⁵ שנובע מהאנומליה של שיטת הקבלה בשנה זו, שיצרה אי התאמה בין הנחות התיקון שביצענו באופן גלובלי ואחיד מעבר לשנים, לבין נתוני אותה שנה. לפיכך לא נייחס לו משמעות גדולה מדי בשלב זה של המחקר.
6. בהתייחס לתוקף הניבוי של מכפ"ל ובגרות בפקולטות השונות, נמצא שלמכפ"ל תוקף ניבוי דומה בין פקולטות, למרות היותו ציון בעל רמת אדפטיביות נמוכה לתוכן הלימוד בחוג. לעומת זאת, למרות היותו ציון בעל רמת אדפטיביות גבוהה לתוכן הלימוד בחוג, נמצא הבדלים ניכרים בתוקף הניבוי של הבגרות בין פקולטות: תוקף ניבוי גבוה יחסית נמצא בפקולטות טבע, הנדסה ומשפטים (0.47, 0.46 ו-0.44 בהתאמה), ותוקף ניבוי נמוך יחסית נמצא בעזר-רפואה, חברה, רפואה ורוח (0.25, 0.33, 0.35 ו-0.36 בהתאמה).
7. בין שלושת מרכיבי מכפ"ל, מילולי כמותי ואנגלית, נמצאו הבדלים קטנים בתוקף הניבוי. נמצא כי תוקף הניבוי של מילולי ואנגלית דומה בין פקולטות, לעומת זאת למרכיב הכמותי נמצא, כצפוי, תוקף ניבוי גבוה יחסית בפקולטות טבע והנדסה (0.49 ו-0.47 בהתאמה).
8. העדר נתונים של האוניברסיטה העברית במחזור תשס"ה גרר ירידה של יותר מ-25% בהיקף הנתונים הזמינים למחקר (במחזור תשס"ה יש ירידה של כ-5,500 במספר סטודנטים ושל כ-60 במספר החוגים לעומת המספרים המקבילים בתשס"ג⁶). עם זאת, לא ניכר שהיתה לכך השפעה על הממוצעים וסטיות התקן של בגרות ומכפ"ל או על מקדמי התוקף של המרכיבים העיקריים של מערכת המיון (ראה לוחות 8 ו-9 בנספח 2).

⁴ לא ניתן לדווח על ערכי תוקף מקבילים מתוך ניתוח-העל שצוטט בסעיף 1 לעיל, כיוון שחוג מאשר ביחס לציון הסכם, שיטת התיקון לקיצוץ תחום שבוצעה באותו ניתוח אינה מאפשרת השוואה לערכי התוקף שהתקבלו במחקר הנוכחי.

⁵ יתכן ששיטת התיקון לקיצוץ תחום יצרה כאן אומדן חסר של תוקף הבגרות. זאת – משום שהמתאם של בגרות עם ציון הקבלה ששימש ב**פועל** במחזור זה גבוה מן המתאם שהנחנו לצורך ביצוע התיקון, משום שמשקלה של הבגרות בציון הקבלה היה גבוה מחצי בשנה זו.

⁶ ההשוואה בוצעה ביחס למחזור תשס"ג, ולא למחזור תשס"ד, כיוון שמחזור תשס"ד, שבו ננקטה מדיניות קבלה שבה ניתן היה להתקבל על-סמך בגרות ומצרף, הוא חריג בהיקף הנתונים.

תוקף ותועלת

לקורא שאינו מצוי במחקרים העוסקים בקשר בין משתנים במדעי ההתנהגות, ובפרט בתוקף הניבוי של כלי מיון, יש קושי להעריך את הסטטיסטי המסכם הרווח לביטוי התוקף – מקדם המתאם. האינטואיציה שמקורה במדעים המדויקים שופטת את המתאם תוך השוואה לקשרים מוכרים בין פרמטרים פיזיקליים בניסויים במעבדה. בקרב הדיוטות מדעיים, עולם האינטואיציות המתמטיות המגויס להבנת משמעות המתאם, מצטמצם למונחי אחוזים – אחוזי הצלחה. בכל מקרה, מדובר בנקודת מבט ששופטת את מקדמי התוקף תוך התמקדות בחצי הריק של הכוס – מידת המרחק של המקדם מניבוי מושלם, ממתאם של 1, מהסבר של 100% של התופעה. דרך רציונאלית יותר לשפוט מתאם היא תוך הסתכלות על החצי המלא של הכוס – מידת מרחקו של המתאם מאפס, מבחירה אקראית, או מבחירה באמצעות כלי חלופי: כמה הרווחנו מהשימוש, ולא כמה אנחנו רחוקים ממצב אידיאלי, שאינו בנמצא. במילים אחרות, בדומה לכל קבלת החלטה מושכלת ורציונאלית, גם הערכת התועלת משימוש בכלי מיון ראוי שתיעשה באמצעות השוואה לאלטרנטיבות בנות קיימא ולא לאלה המצויות בתחום משאלות הלב. דיון והרחבה בפרשנות של נושא התוקף הינם מעבר למטרותיו של דוח זה, אך נשתמש לצורך המחשה בשתי דוגמאות:

המחשה ראשונה היא מתחום מחקרי תועלת בכלכלה. מחקרים ששילבו את מחקרי התוקף במודלים של תועלת, בין אם זו נמדדת במונחים כספיים, ובין אם במונחי הישגים תעסוקתיים או חינוכיים, מלמדים אותנו החל מ-Brogden (1946) כי מקדם המתאם (התוקף) נמצא ביחס ישר לגודל התועלת המופקת משימוש בו. כך, למשל, אם הפער בממוצע הציונים בין כיתה שתלמידיה נבחרו באופן מושלם (הטובים ביותר בקריטריון) לבין כיתה שתלמידיה נבחרו באופן אקראי עומד על 30 נקודות, אזי שימוש בכלי מיון שתוקף הניבוי שלו הוא 0.5 יניב כיתה שממוצע ציוניה יהיה גבוה ב-15 נקודות ($0.5 \cdot 30$) מזה של הכיתה האקראית. המחשה שנייה היא באמצעות קישור התוקף למונחים של גודל אפקט. Cohen (1988) תרם רבות להנחלת כללי אצבע בתחום המשגת השיפוט המילולי/איכותני של אפקטים סטטיסטיים. גדלי אפקט מבוטאים באמצעות סטטיסטים שונים, בכפוף לאיכויות סולם המדידה של המשתנים הנמדדים, ולשאלה המחקרית הנשאלת. אחד מגדלי האפקט הנפוצים, המוכרים והקלים להבנה הוא d – פער מתוקנן בין שני ממוצעים, והוא מבוטא במונחי סטיות תקן, ועל כן הינו אוניברסאלי וכמובן לא תלוי סולם מדידה. Cohen (1988, p82), מציג גם את שווי הערך של הפערים המתוקננים במונחי מתאם (r), ואלה כמובן הסטטיסטים שבהם אנו דנים בתחום התוקף. בטרמינולוגיה של Cohen המבוססת על תובנה מתודולוגית מעמיקה ועל ניסיון מחקרי עשיר ומשכנע, גדלי האפקט זוכים להערכת איכותנית כדלקמן:

גודל אפקט	d (פער מתוקנן)	r (מתאם)
קטן	0.20	0.10
בינוני	0.50	0.30
גדול	0.80	0.50

אם נפרש על פי הקונבנציות הללו את מקדמי התוקף במונחים של "גודל האפקט של השימוש בכלי מיון", אזי נראה כי **אפקט של תוקף מערכת המיון (0.50)** נחשב **גדול**, והוא שקול במונחי d לפער של 0.8 סטיות תקן. באותו אופן נראה גם כי השימוש בבגרות בלבד ככלי מיון מספק אפקט תוקף מעט גבוה מבינוני (0.37), לשימוש במכפ"ל לבדו - אפקט תוקף גדול (0.46), ואילו התועלת ש**בהוספת מכפ"ל** לבגרות (מעבר לתרומה להוגנות המיון ביחס לתת-אוכלוסיות רבות) היא **בהעלאת התוקף של מערכת המיון מבינוני לגבוה**.

מקורות

- קנת-כהן, ת', ברונר, ש' ואורן, כ' (1999). ניתוח-על של תוקף הניבוי של מרכיבי מערכת המיון לאוניברסיטאות בישראל כלפי מידת ההצלחה בלימודים. *מגמות, מ (1)*, 71-54.
- Bridgeman, B., McCamley-Jenkins, L., & Ervin, N. (2000). *Predictions of freshman grade-point average from the revised and recentered SAT I: Reasoning Test* (College Board Report No. 2000-1). New York: College Entrance Examination Board.
- Brogden, H. E. (1946). On the interpretation of the correlation coefficient as a measure of predictive efficiency. *Journal of Educational Psychology, 37*, 64-76.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences (2nd edition)*, p. 82. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Assoc.
- Donlon, F. T. (Ed.) (1984). *The college board technical handbook for the Scholastic Aptitude Test and Achievement Tests*. New York: College Entrance Examination Board.
- Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: John Wiley & Sons. {Reprinted in 1987. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Linn, R. L. (1983). Pearson selection formulas: Implications for studies of predictive bias and estimates of educational effects in selected samples. *Journal of Educational Measurement, 20*, 1-14.
- Linn, R. L. (1990). Admissions testing: Recommended uses, validity, differential prediction, and coaching. *Applied Measurement in Education, 3*, 297-318.

נספחים

1. נוסחת תיקון המתאמים עבור תהליך הברירה⁷

אנו מבקשים לאמוד את המתאם המתקיים באוכלוסיה (טרם ברירה) בין זוג משתנים: Y ו- X , כאשר ידוע לנו ("נצפה") המתאם ביניהם במדגם (שעבר ברירה).

U מציין את המשתנה על-פיו בוצעה הברירה (בהקשר הנוכחי: הציון המשוקלל).

המשתנה U עבר ברירה ישירה והמשתנים X ו- Y עברו ברירה עקיפה, כיוון שהם מתואמים עם U .

S ו- s יצינו סטיות תקן; R ו- r יצינו מתאמים – כאשר אותיות קטנות מתייחסות לסטטיסטיים במדגם

(שעבר ברירה) ואותיות גדולות מתייחסות לאומדנים של פרמטרים באוכלוסיה (טרם ברירה).

נתונים ברמת האוכלוסייה (S) ידועים רק לגבי המשתנה שעבר ברירה ישירה.

אם מתקיימות ההנחות הבאות:

1. הרגרסיות של Y על U ושל X על U הן לינאריות

2. השונויות (והשונויות המשותפות) המותנות של Y ושל X אינן תלויות ב- U (הומוסקדסטיות)

אזי:

$$R_{xy} = \frac{r_{xy} + w_u r_{ux} r_{uy}}{\sqrt{(1 + w_u r_{ux}^2)(1 + w_u r_{uy}^2)}}$$

$$\cdot w_u = \left(\frac{S_u^2}{s_u^2} - 1 \right) \text{ כאשר}$$

⁷ הניסוח המוצג כאן של נוסחות התיקון לקיצוץ תחום לקוח מ-Linn, 1983.

2: שכיחויות הנבדקים והחוגים לפי פקולטה ומחזור

מספר חוגים	מספר סטודנטים		
152	8074	רוח	פקולטה
167	23191	חברה	
13	2492	משפטים	
120	9640	טבע	
103	8070	הנדסה	
23	1593	רפואה	
50	3490	עזר-רפואה	
232	20960	תשס"ג	
226	20165	תשס"ד	
170	15425	תשס"ה	
628	56550		סה"כ

