

**ניבוי דיפרנציאלי ותוקף דיפרנציאלי
של מערכת המיון לאוניברסיטאות
על-פי מיצב חברתי-כלכלי של המועמדים**

דוח זה מבוסס על עבודת הגמר, בהנחיית פרופ' גרשון בן-שחר,
שהוגשה כחלק ממילוי הדרישות לתואר מוסמך בפסיכולוגיה
באוניברסיטה העברית בירושלים

תמר קנת-כהן

המרכז הארצי לבחינות ולהערכה

מרץ 2001

תמצית

ממצאים שנאספו בארץ ובעולם מראים כי בני שכבות חברתיות-כלכליות נמוכות מצליחים פחות במבחנים המודדים הישגים לימודיים בכלל, ובמבחנים המשמשים למיון מועמדים למערכת ההשכלה הגבוהה בפרט. לאור זאת, מושמעת לעיתים קרובות הטענה שכלי המיון מפלים לרעה את בני השכבות הנמוכות בקבלה להשכלה גבוהה. סוגייה זו זוכה לתשומת לב ציבורית לא מבוטלת, על רקע החשיבות הרבה המיוחסת בחברה המודרנית להשכלה גבוהה כתנאי למוביליות חברתית וכלכלית.

במחקר הנוכחי נבדקה הוגנות מערכת המיון לאוניברסיטאות כלפי מועמדים ממיצב חברתי-כלכלי נמוך. מרבית החוקרים בתחום מסכימים שבדיקת ההוגנות של תהליך מיון צריכה להתבצע בהתייחס לקריטריון שלמענו הוא נוצר. בהתאם לכך, נבדקה במחקר זה הוגנות חזאי מערכת המיון (הציון הפסיכומטרי, ציון הבגרות, וציון משוקלל המבוסס על שילוב הציון הפסיכומטרי וציון הבגרות במשקלות שווים) בהתייחס לקריטריון של הצלחה בלימודי שנה א' באוניברסיטה. שאלת ההוגנות נבדקה משני היבטים: ההיבט של ניבוי דיפרנציאלי, שמתמקד בשאלת קיומם וכיוונם של הבדלים בין קבוצות ממיצב חברתי-כלכלי גבוה ונמוך בציון הקריטריון המנובא עבורם על סמך הישג דומה בחזאים; וההיבט של תוקף דיפרנציאלי, שבו חן קיומם של הבדלים במידת ההתאמה של כלי המיון עבור שתי הקבוצות. שאלת ההוגנות, על שני היבטים, נבדקה בהתייחס לשני מאפיינים של חוג הלימוד: תוכן הלימודים בחוג ומידת הסלקטיביות של החוג.

אוכלוסיית המחקר כללה את המועמדים לכל האוניברסיטאות בישראל, שהחלו את לימודיהם לתואר בוגר בשנים תשנ"ד עד תשנ"ח. באוכלוסייה זו הוגדרו שתי קבוצות של מועמדים: קבוצה ממיצב חברתי-כלכלי נמוך וקבוצה ממיצב חברתי-כלכלי גבוה. מיצב חברתי-כלכלי הוגדר באמצעות שלושה משתנים: השכלת אב, השכלת אם ורמת ההכנסה של המשפחה בהשוואה לממוצע בארץ.

מתוצאות המחקר, בהתייחס להיבט של ניבוי דיפרנציאלי, עולה שביותר מ-90% מן החוגים מתקיים מיון הוגן. בחוגים בהם זוהתה חריגה ממיון הוגן (9% מן החוגים ביחס לציון המשוקלל; 6% ביחס לשני מרכיביו, הציון הפסיכומטרי וציון הבגרות) אופיינה חריגה זו בניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. הסבר אפשרי לנטייה לניבוי-חסר הוא שהשפעת משתני המיצב החברתי-כלכלי (שהם מאפייני משפחת המוצא) על ההישגים הלימודיים פוחתת על-פני זמן במחזור חייו של האדם. במלים אחרות, מדידות מוקדמות של ההישגים הלימודיים (המתבצעות על-ידי כלי המיון) משקפות פערים גדולים יותר בין קבוצות ממיצב חברתי-כלכלי גבוה ונמוך מאשר מדידות מאוחרות יותר (המתבצעות במהלך שנה א' ללימודים באוניברסיטה). בנסיבות כאלה, ובהינתן שההישגים של הקבוצה ממיצב חברתי-כלכלי נמוך הינם נמוכים יותר, יספקו המדידות המוקדמות הערכת-חסר של ההישגים המאוחרים.

נטיית ניבוי-החסר נעלמת כמעט לחלוטין כאשר בוחנים את סוגיית הניבוי הדיפרנציאלי בחוגים בעלי רמת סלקטיביות גבוהה. ניתן להתרשם, אם-כן, שבאותם חוגים שבהם באופן טיפוסי התשואה על השכלה היא הגבוהה ביותר ושבהם נוטה להתמקד הדיון הציבורי בשאלת ההוגנות

מערכת המיון, הליך המיון הוא הוגן. לא נמצא אפקט חזק ועקבי לתוכן הלימודים בחוג על סוגיית הניבוי הדיפרנציאלי.

ממצאי המחקר מן ההיבט של תוקף דיפרנציאלי מעידים על הבדלים קטנים בתוקף הניבוי של כלי המיון בשתי הקבוצות, עם נטייה מסוימת שניכרת יותר ביחס לבגרות - לתוקף גבוה יותר בקבוצת המיצב הגבוה לעומת התוקף בקבוצת המיצב הנמוך.

שאלת ההוגנות, על שני היבטיה, נבחנה ונדונה גם ביחס לכל אחד משלושת התחומים המרכיבים את הבחינה הפסיכומטרית חשיבה כמותית, חשיבה מילולית ואנגלית. מן ההיבט של ניבוי דיפרנציאלי נמצא שמיון על-פי מרכיבי הבחינה הפסיכומטרית הוא הוגן ב-97%, 95%-ו-94% מן החוגים, כאשר הוא מתבסס על חשיבה כמותית, חשיבה מילולית או אנגלית, בהתאמה. גם מן ההיבט של תוקף דיפרנציאלי נמצא שמיון על-פי מרכיבי הבחינה הפסיכומטרית הוא הוגן: לא נמצאו הבדלים בין מקדמי התוקף של שלושת המרכיבים בשתי קבוצות המיצב.

מבוא

רקע

בחברה בת-זמננו מהווה ההשכלה הגבוהה משאב חשוב בקביעת המעמד החברתי והכלכלי של הפרט וגורם מרכזי במוביליות חברתית. רכישת השכלה גבוהה, בעיקר בתחומי לימוד סלקטיביים, כגון משפטים, מינהל עסקים או רפואה, מעניקה כרטיס כניסה לאליטה החברתית והכלכלית, ומתגמלת בטובין חומריים, מעמדיים ופוליטיים. על רקע התגברות המודעות הציבורית והפוליטית לצורך בפלורליזם חברתי והשאיפה לטפח עלית מובילית והטרונגנית, מתמקדת תשומת לב לא מבוטלת במידת ייצוגם של בני שכבות חברתיות-כלכליות נמוכות בהשכלה הגבוהה, בכלל, ובתחומי לימוד המאפשרים נגישות לשכבות המקצועיות המובילות, בפרט.

שאלת ייצוגן של קבוצות מרקע חברתי-כלכלי נמוך בקרב אוכלוסיית הסטודנטים נבחנה באופן מסורתי, בארץ ובעולם, בעקיפין, על-ידי התייחסות לקבוצות ממוצא אתני או עדתי שמזוהות באופן ברור ועקבי עם מעמד חברתי-כלכלי נמוך. אין עוררין בדבר העניין והחשיבות החברתית של בחינת ייצוגיותן של קבוצות חברתיות שמוגדרות על-ידי מאפיינים אתניים או עדתיים בהשכלה הגבוהה. עם זאת, נראה שנסיונות חברתיות משתנות, שעשויות להשפיע על מידת החפיפה בין זיהוי קבוצתי על בסיס אתני או עדתי לבין מעמד חברתי-כלכלי, עלולות לשחוק את איכותם של מאפיינים אתניים או עדתיים כאינדיקטורים למיצב חברתי-כלכלי. מסיבה זו, ומסיבות אחרות שעליהן יורחב הדיון בהמשך, נראה, שראוי לנסות לבחון את שאלת הייצוגיות של קבוצות מרקע חברתי-כלכלי נמוך ישירות באמצעות מדדים מקובלים למיצב חברתי-כלכלי.

הבדלים בין קבוצות בייצוגיותן בהשכלה הגבוהה

הגם שבשנים האחרונות מתנהל דיון ציבורי נוקב בשאלת הטרונגניות החברתית-כלכלית של הסטודנטים באוניברסיטאות, אין בנמצא נתונים המעידים ישירות (שלא באמצעות מוצא) על מידת הייצוגיות של בני שכבות חברתיות-כלכליות שונות באוניברסיטאות. עדות מסוימת בסוגיה זו ניתן למצוא בנתונים אודות שיעור הסטודנטים ביישובים שונים, המסווגים על-פי המצב החברתי-כלכלי של אוכלוסייתם. בלוח הבא מוצגים נתונים על אחוז הסטודנטים מכלל האוכלוסייה ביישובים אחדים (מתוך המגזר היהודי). הלוח מציג את היישובים כשהם מסודרים לפי סדר עולה: בראש הלוח מצויים היישובים שאחוז הסטודנטים בהם הוא הנמוך ביותר, ובסופו יישובים שאחוז הסטודנטים בהם הוא הגבוה ביותר. במקביל, מדווח בלוח, עבור כל יישוב, הממד החברתי-כלכלי (של שנת 1995). הממד (שפותח על-ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בשיתוף פעולה עם משרדי ממשלה, ובראשם משרד הפנים, וכן עם רשויות מקומיות ועם מכוני מחקר) מבטא את הרמה החברתית-כלכלית של כל רשות מקומית על-סמך ניתוח משתנים דמוגרפיים, חברתיים וכלכליים נבחרים. יישובים שציון הממד שלהם גבוה הם יישובים מבוססים, ויישובים שציון הממד שלהם נמוך הם יישובים לא מבוססים, שמצבם החברתי-כלכלי קשה יותר. במגזר היהודי הממד החברתי-כלכלי נע בין 1.800- (באופקים) לבין

3.709 (בסביון). כמו-כן מדווח בלוח חציון הגיל ב-1994 (מקור הנתונים: משרד החינוך, מערכת החינוך בראי היישובים, 1997, לוחות א.1, א.3 ו-ט.1).
לוח 1: סטודנטים (לתואר ראשון ולתואר שני) כאחוז מכלל האוכלוסייה ביישוב

תשנ"ו (1995-96)

שם היישוב	אחוז הסטודנטים	המדד חברתי-כלכלי	חציון הגיל
אור עקיבא	0.5	-1.500	26.2
נתיבות	0.5	-1.166	19.2
רכסים	0.5	-0.391	20.5
בני-ברק	0.5	-0.320	20.2
אור-יהודה	0.6	-0.441	26.1
שדרות	0.6	-1.657	25.8
אופקים	0.6	-1.800	22.7
בית-שמש	0.6	-0.326	23.0
רמת-השרון	4.0	2.270	31.3
נווה אפרים	4.2	2.260	27.7
כינרת	4.3	1.989	לא מדווח
רמות-השבים	4.7	2.323	לא מדווח
מיתר	5.1	2.462	23.9
אלקנה	6.1	2.130	20.7
להבים	6.5	2.763	22.8
עומר	8.9	3.123	28.2

ההבדלים במדד חברתי-כלכלי בין יישובים עם אחוז נמוך של סטודנטים לבין יישובים עם אחוז גבוה של סטודנטים ניכרים לעין.
 נתון נוסף המעיד על עוצמת הקשר בין רקע חברתי-כלכלי לבין שיעור הלמידה באוניברסיטאות הוא המתאם הגבוה (0.71) שדווח (עבור שנת תשמ"ו 86-1985) בין אחוז הסטודנטים לתואר ראשון (מקרב בני 29-20) ביישוב לבין המדד חברתי-כלכלי של היישוב (משרד החינוך והתרבות, 1991).

ייצוגיות בהשכלה הגבוהה ותהליך הברירה לאוניברסיטאות

שיעורם הנמוך של סטודנטים מרקע חברתי-כלכלי נמוך באוניברסיטאות, הוא תוצר של תהליך של ברירה, המבוסס הן על ברירה עצמית (כלומר, אי הגשת מועמדות ללימודים) והן על ברירה מוסדית. המחקר הנוכחי יתמקד בתהליך הברירה המוסדית. הברירה המוסדית, בכל האוניברסיטאות ובמרבית תחומי הלימוד, מבוססת על שני כלי מיון עיקריים: (א) הישגי התלמיד בבית-הספר התיכון, המסוכמים בתעודת הבגרות (בגרות); (ב) ציון בחינת הכניסה הפסיכומטרית (מכפ"ל). ברירת המועמדים נעשית על סמך קביעת ציון משוקלל, בו ניתן, במרבית המקרים, משקל שווה למכפ"ל ולבגרות. המועמדים לכל חוג מדורגים לפי ציונם המשוקלל, ונקבעת נקודת חתך, כך שאלה שציונם נמוך ממנה אינם מתקבלים ללימודים בחוג.

הבדלים בין קבוצות בהצלחתן בכלי המיון

בהתייחס למדיניות המיון המוסדית שתוארה לעיל, אין זה מפתיע שהנתונים בדבר ייצוגם הנמוך של בני שכבות חברתיות-כלכליות חלשות בקרב הסטודנטים, קשורים במידה רבה להישגיהם הנמוכים יחסית של בני שכבות אלה בכלי המיון (חשוב לציין שגם תהליך הברירה העצמית הוא, לעיתים קרובות, תוצר של התמודדות עם מחסומים אקדמיים ולא "בחירה חופשית". מחסומים אלה קשורים במידה רבה עם הישגים לימודיים בשלבים המוקדמים יותר של החינוך. לפיכך, גם תהליך הברירה העצמית מתואם במידה רבה עם מדדים של יכולת לימודית).

הבדלים בין קבוצות בהצלחתן בגרות

העדות הקיימת אודות הישגיהם של בני שכבות חברתיות-כלכליות שונות בבחינות הבגרות (הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, 1999) משתמשת אף היא בנתונים קבוצתיים על-פי יישוב מגורים ובשיוך יישוב המגורים לאשכול חברתי-כלכלי. הנתונים אינם מדווחים ישירות על הישגים, אלא על שיעור הניגשים לבחינות הבגרות והזכאים לתעודה. שיוך הרשויות המקומיות לאשכול חברתי-כלכלי מתבסס על המדד החברתי-כלכלי שתואר לעיל, כך שהאשכול הראשון כולל את הרשויות בעלות הערכים הנמוכים ביותר במדד החברתי-כלכלי והאשכול העשירי כולל את הרשויות בעלות הערכים הגבוהים ביותר במדד זה.

הנתונים אודות שיעור הנבחנים והזכאים לתעודה לפי אשכול חברתי-כלכלי של יישוב המגורים (בחינוך העברי) מוצגים בלוח הבא.

לוח 2: תלמידים, נבחנים וזכאים לפי אשכול חברתי-כלכלי של יישוב המגורים (בחינוך העברי)

תשנ"ו (1995-96)

אשכול חברתי-כלכלי	תלמידי כיתות י"ב - סך הכל (מספרים מוחלטים)	נבחנים - אחוז מהתלמידים בכל תא	זכאים - אחוז מהנבחנים בכל תא
1-2	2,233	65.0	58.9
3-4	15,065	65.3	52.4
5-6	15,355	68.7	68.6
7-8	26,715	84.0	71.1
9-10	2,075	91.7	76.0

ראשית, ראוי לחדד את העובדה שהנתונים על שיעור הניגשים לבחינות הבגרות ושיעור הזכאים לתעודת בגרות מתייחסים לאוכלוסיית התלמידיים שלמדו בכיתות י"ב, ולא לאוכלוסיית בני המחזור. קיימים נתונים המעידים שהיקף הנשירה עוד בטרם הגעה לכתה י"ב גבוה במיוחד בעיירות הפיתוח (סבירסקי וסבירסקי, 1997): נתונים שפירסם משרד החינוך על נשירה בחטיבה העליונה לפי יישוב, מעלים כי היקף הנשירה ברבות מעיירות הפיתוח נע בין 8% ל-10% (משרד החינוך, 1995: לוח ז.11).

שנית, מנתוני לוח 2 ניתן להיווכח כי קיים קשר בין הרמה החברתית-כלכלית של יישוב המגורים לבין שיעור הניגשים לבחינות הבגרות והזכאים לתעודה: **שיעורי הנבחנים** ביישובים השייכים לקבוצות העליונות של המדד החברתי-כלכלי (אשכולות 7-10) היו גבוהים במידה ניכרת משיעורי

הנבחנים ביישובים שמקומם במדד זה נמוך יותר. כן נמצא כי אחוז **הזכאים** עלה ככל שעלה מקומו של יישוב המגורים במדד חברתי-כלכלי (להוציא יישובים מהאשכולות הראשון והשני). נראה שמעבר להבדלים בין שכבות חברתיות-כלכליות בשיעורי הלמידה, קיימים הבדלים משמעותיים בנתיב הלימודים האופייני: עיוני או טכנולוגי. רוב בתי הספר העיוניים, המכשירים את תלמידיהם לבחינות בגרות ברמה הגבוהה ביותר, מצויים בשכונות מבוססות (סבירסקי וסבירסקי, 1997); בשכונות ובעיירות פיתוח, בתי-הספר הטיפוסיים הם מקיפים, דהיינו, בתי-ספר המשלבים בתוכם מסלולים מקצועיים-טכנולוגיים. במרבית עיירות הפיתוח, מספר תלמידי המסלול המקצועי-טכנולוגי גדול מזה של המסלול העיוני (משרד החינוך, 1995). שיעורי הניגשים לבחינות הבגרות והזכאים לתעודה גבוהים במידה ניכרת בקרב תלמידי הנתיב העיוני, בהשוואה לתלמידי הנתיב הטכנולוגי (הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, 1999).

הבדלים בין קבוצות בהצלחתן בבחינה הפסיכומטרית

נתונים אודות הישגיהם של בני שכבות חברתיות-כלכליות שונות בבחינה הפסיכומטרית ניתן למצוא כשבוחנים את התפלגות הציונים לפי השכלת האב והשכלת האם. שני המשתנים הללו נחשבים מרכזיים בהגדרת המעמד החברתי והכלכלי של המשפחה במחקר הסוציולוגי (לצד משתנים, כגון: עיסוק ההורים, גודל המשפחה, צפיפות המגורים), ולעיתים קרובות משתמשים בהם כמגדירים יחידים של המעמד החברתי-כלכלי, בהיותם קשורים קשר הדוק עם המשתנים האחרים (ראה, למשל, דר ורש, 1991; מינקוביץ, דייוויס ובאשי, 1980). בלוח הבא מוצגים ממוצעי הציונים בבחינה הפסיכומטרית, עבור נבחנים בשנת 1996, לפי השכלת ההורים (פבלוב ואורן, 1997).

לוח 3: הציון הכללי הממוצע בבחינה הפסיכומטרית (1996) לפי השכלת אב והשכלת אם

השכלת הורה		לפי השכלת אב		לפי השכלת אם	
	N	ציון ממוצע	N	ציון ממוצע	
לא למד/ה כלל	1070	430.1	2119	435.4	
יסודית	6024	463.0	5965	457.4	
תיכונית חלקית	9069	505.1	8020	503.8	
תיכונית מלאה	12082	524.7	13421	530.2	
על-תיכונית או אקדמית חלקית	8725	544.9	10070	553.8	
תואר אקדמי ראשון	8789	569.1	8737	576.2	
תואר אקדמי שני או שלישי	8954	580.6	6652	577.6	

נתוני לוח 3 מצביעים על קיומו של קשר מונוטוני חיובי בין שני מדדים מרכזיים למיצב חברתי-כלכלי לבין הצלחה בבחינה הפסיכומטרית.

הוגנות מערכת המיון

האינדיקציות בדבר קיומו של הבדל ניכר במידת הצלחה של קבוצות מרקע חברתי-כלכלי שונה בכלי המיון מובילות לשאלה האם מערכת המיון מוטה לרעת קבוצה זו או אחרת. טענה על קיומה של הטיה מתעוררת בדרך-כלל על רקע ההבחנה (או התחושה) שיש הבדל ניכר למדי בין קבוצות שונות בהצלחתן בכלי המיון, כפי שהומחש לעיל. מטבע הדברים, הנטיה להסיק שכלי המיון אינם

הוגנים מתחזקת כאשר הקבוצה המצליחה בהם פחות היא קבוצה הסובלת מנחיתות חברתית-כלכלית ו/או קבוצה שהחברה מעוניינת בטיפוחה.

בנקודה זו חשוב להדגיש שהנטייה לפרש הבדלי ביצוע בין קבוצות כאילו הם כשלעצמם מעידים על הטיה של כלי המדידה איננה בהכרח מוצדקת. לעיתים קרובות משקפים הבדלי ביצוע כאלה קיפוח חברתי-השכלתי מתמשך שמוצא את ביטויו בכך שהיכולות אותן מבקש המבחן למדוד הן אמנם נמוכות יותר בקבוצות מסויימות יחסית לקבוצות אחרות. לפיכך, למרות שהבדלים גדולים ועקביים בהישגיהם הממוצעים במבחנים של פרטים ממיצב חברתי-כלכלי שונה הם כשלעצמם סוגיה חברתית מעוררת דאגה -

it does not necessarily follow that the tests provide a biased indication of the developed abilities that they are intended to measure. Bias is only one of the many possible explanations. It is at least as plausible that the scores reflect differences in educational experience in and out of school. They may reflect the fact that our society is a long way from providing equal educational opportunities. By themselves, however, test scores simply cannot reveal causality. Nor can the differences, by themselves, prove or disprove the existence of bias. (Linn, 1986, p. 80)

הממצאים בדבר חולשתם היחסית של בני שכבות חברתיות-כלכליות נמוכות בהישגיהם בבגרות ובבחנית הכניסה הפסיכומטרית משקפים הבדלי הישגים שנמצאו כבר קודם לכן במדידות שונות שנערכו במשך השנים במערכת החינוך. קיימת עדות מחקרית עשירה בדבר הקשר בין הישגים לימודיים לבין מעמד חברתי-כלכלי של המשפחה הן ברמת בתי-ספר יסודיים (אשל, 1980; זווזבסקי, 1987; חן, 1987; לוי וחן, 1976; מינקוביץ, דיוויס ובאשי, 1980; סמילנסקי ושפטיה, 1977) והן ברמת חטיבות הביניים (דר, רש וארהרד, 1989). כך, למשל, נמצאו, על סמך נתונים שנאספו במשוב הארצי למערכת החינוך (בן-סימון וקליש, 1998א, 1998ב; כפיר, אבירם ובן-סימון 1998א, 1998ב, 1999; קליש, פרס ובן-סימון, 1999), מתאמים בטווח שבין -0.19 ל-0.61 בין ממוצע ההישגים הכיתתי (בכתות ד', ו' ו-ח') לבין מדד טיפוח בית-ספרי.

למעשה, הממצא שצאצאים למשפחות ממעמד חברתי-כלכלי נמוך מגיעים להישגים נמוכים יותר במבחני משכל ידוע כמעט מאז שבינה הציג את המבחן הראשון שלו. למן המחקר הראשון שחשף הבדלי הישגים בסולם בינה-סימון בין ילדים ממעמד נמוך לילדים ממעמד גבוה (לדוגמה, Stern, 1914) נמצאו באופן עקבי הבדלים לטובת בני מעמד חברתי-כלכלי גבוה במגוון רחב של מבחני משכל והישגים, בין אם הקבוצות הוגדרו על-פי סטטוס תעסוקתי של ההורים, השכלתם או הכנסתם (Linn, 1982). המתאמים בין מדדים של מיצב חברתי-כלכלי של ההורים לבין ציוני ילדים במבחני משכל הם בדרך-כלל בסביבות 0.30 (Spaeth, 1976).

הגורמים להבדלי הביצוע הם רבים ואינם נושא הדיון בעבודה זו. בהקשר של מערכת המיון להשכלה הגבוהה זוכה להבלטה רבה הטיעון בדבר חוסר שוויון בין קבוצות מרקע חברתי-כלכלי שונה ביכולת הכלכלית לממן שיעורי-עזר לקראת בחינות הבגרות או קורסי הכנה לקראת הבחינה הפסיכומטרית. אולם נקל להתרשם מן הספרות שצוטטה לעיל שהאפקט המצטבר של דלות הסביבה המשפחתית והבית-ספרית חורג בהרבה מעבר לבעיה של מחסור במשאבים הכספיים

הנדרשים כדי לממן הכנה כזו או אחרת. ניתן להתרשם שהמחסומים הגורמים לכך שקבוצות מסוימות באוכלוסייה אינן מגיעות ללימודים אקדמיים מצויים בעיקרם לא בשערי האוניברסיטאות אלא בשלבים המוקדמים יותר של החינוך.

מידת הרציות של הרכב דמוגרפי נתון של הלומדים באוניברסיטאות, סיבותיו או השלכותיו החברתיות אינם מנושאי העבודה הנוכחית. אמנם קשה להתעלם בהקשר הנוכחי מן השאלה הקשה שמטרידה מערכות וחוקרי חינוך בעולם עד כמה מסוגל החינוך להיות גורם "פרודוקטיבי", שמקדם את סיכויי החיים של בני הקבוצות החלשות יותר שבחברה, מכל מקום במסלולי מובילות הקשורים בהשכלה, ועד כמה הינו גורם "רפרודוקטיבי", שמשחזר את הריבוד החברתי מדור לדור. מחקרים מקיפים בעולם מטים את הכף בכיוון האפשרות האחרונה (למשל, Boudon, 1974; Bourdieu & Passeron, 1977; Halsey, Heath & Ridge, 1980; Jencks et al., 1972). כאמור, שאלה זו חורגת מתחום העבודה הנוכחית. העבודה הנוכחית מתרכזת בשאלת ההוגנות של כלי המיון המשמשים לבחירת מועמדים ללימודים. בסוגיה זו קיימת הסכמה בין מרבית החוקרים שיש לקשר את בדיקת ההוגנות של תהליך המיון עם המטרה שלשמה הוא נוצר (Linn, 1973). תהליך המיון נועד לחזות את הצלחתם של המועמדים בלימודי ההשכלה הגבוהה. לפיכך, בנסיון לענות על השאלה אם מערכת המיון מוטה לרעת קבוצת מועמדים זו או אחרת, לא ניתן להתעלם מהבדלים בהצלחתן של קבוצות אלה בקריטריון שכלי המיון מיועדים לחזות.

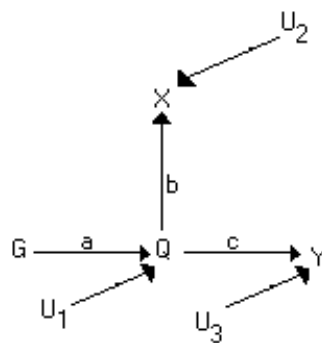
גם אם קיימת תמימות דעים בקרב מומחי מדידה שהבדלי ביצוע במבחנים (בין פרטים, קבוצות ממיצב חברתי-כלכלי שונה, קבוצות אתניות וכדומה) אינם מהווים, כשלעצמם, מדד לחוסר הוגנות, לא קיימת הסכמה מהו המדד המתאים. הספרות העוסקת במדידה פסיכולוגית וחינוכית מציגה מודלים שונים של "ברירה הוגנת תרבותית" (ר' למשל, Cole, 1973; Darlington, 1971; Gross & Su, 1975; Hunter, Schmidt, & Rauschenberger, 1977; Linn, 1973, 1975; Peterson & Novick, 1976; Thorndike, 1971). לין (Linn, 1984) טוען שהמשותף לכל ההגדרות הללו הוא קבלת העיקרון המריטוקרטי (בניגוד לעיקרון השוויוניות, למשל). הוגנות, על-פי עקרון זה, מתקיימת (Ellett, 1977) כאשר נבחרים האנשים בעלי ה"כשרים" (qualifications) הגבוהים ביותר, וטיפול זהה ניתן לבעלי כשרים זהים (בעוד שהוגנות על-פי עקרון השוויוניות מתקיימת כאשר לכל אדם יש הסתברות שווה להיבחר). כאמור, העקרון המריטוקרטי הוא עקבי עם מרבית המודלים שהוצעו בספרות לברירה הוגנת, והוא מושרש היטב בתרבות החברה המערבית, כפי שבא לידי ביטוי בסטנדרטים המקצועיים והחוקיים הרווחים בחברה זו.

ההסכמה הכללית עם העקרון המריטוקרטי הופכת למחלוקת בין מודלים כאשר מתרגמים את הכשרים ה"אמיתיים" למדדים אופרציונליים של הכשרים. הבעיה מתעוררת מאחר שלא ניתן למדוד את הכשרים באופן מהימן ותקף לחלוטין. בתנאים אלה, לא ניתן לבחור את בעלי הדירוג הגבוה ביותר במונחי הכשרים ה"אמיתיים" (הבלתי נצפים) או לתת טיפול זהה לבעלי כשרים זהים, וזאת בשל העובדה שלבעלי כשרים נמוכים יותר עשויים להיות ציונים גבוהים מאלה של בעלי כשרים גבוהים יותר, ושבעלי כשרים זהים לא יקבלו תמיד ציונים זהים (במבחן או במשתנים אינדיקטוריים אחרים). מגבלות אלה של המדדים האופרציונליים הן, על-פי אלט

(Ellett, 1977), הסיבה לכך שאף לא אחד מן המודלים של ברירה הוגנת תרבותית מספק את התנאים המספיקים לברירה הוגנת (על-פי העקרון המריטוקרטי). ראוי להבהיר, שמהימנות ותוקף בלתי מושלמים במדידת הכשרים הם כשלעצמם מקור לחוסר הוגנות ברמת הפרטים (מבלי שאלו יזוהו עם קבוצות מסויימות), בכך שהם גוררים טעויות בדירוג האנשים. העניין בסוגיית ההוגנות התעורר, עם זאת, בהקשר של קבוצות חברתיות, שלגביהן התקיים חשד שהמדידות הנצפות נותנות אומדן חסר לכשרים. נטיה שיטתית לאומדן יתר או חסר של הכשרים של חברי קבוצה מסויימת מוגדרת כהטיה. מערכת מיון המתבססת על מדדים מוטעים, תגרום לחוסר הוגנות, אם יתעלמו מההטיה.

המודל המוצע לבדיקת הוגנות מערכת המיון ניבוי דיפרנציאלי

ניתן להציג המשגה זו של הטיה - או חוסר הטיה - כלפי חברי קבוצה מסויימת, תוך שימוש במונחים של ניתוח נתיבים (Birnbaum, 1979, 1981). תרשים הנתיבים המוצג בתרשים 1 (על-פי Birnbaum, 1981) מתאר מצב של חוסר הטיה. המשתנים הנצפים הם G, משתנה דיכוטומי המייצג שייכות קבוצתית, X, מבחן או חזאי אחר, ו-Y, הקריטריון. Q מציינ כשרים אמיתיים בלתי נצפים (idealized latent qualifications), וה-Uים מייצגים משתני שארית, שגם הם בלתי נצפים (ואינם מתואמים ביניהם). כפי שניתן לראות, כולל המודל שהציע בירנבאום (Birnbaum, 1981) חץ חד-כיווני בין G ל-Q. מודל חד-כיווני בין G ל-Q עם ההגדרה של G כמיצב חברתי-כלכלי של ההורים, ו-Q ככשרים של הצאצא, תוך הנחה שכשריו של הצאצא אינם משפיעים על המיצב החברתי-כלכלי של ההורים.



תרשים 1: תרשים נתיבים המתאר מצב של חוסר הטיה (על-פי Birnbaum, 1981)

בתרשים מתואר מצב שבו הקבוצות עשויות להיות שונות זו מזו בכשרים האמיתיים, ולפיכך גם בהישגיהן הנצפים בחזאי ובקריטריון. חוסר הטיה מתבטא בכך של-G אין השפעה ישירה על X או על Y. כלומר, הבדלים בין קבוצות במשתנים הנצפים נובעים רק מהבדלים בכשרים. ומכאן שבמצב של חוסר הטיה צריך להתקיים:

$$\beta_{YG.Q} = 0 \text{ ו- } \beta_{XG.Q} = 0$$

הבעיה היא ש-Q אינו נצפה, לפיכך לא ניתן לאמוד ישירות את מקדמי הרגרסיה שלעיל, במטרה לבחון קיומה של הטיה.

אבל, כפי שהראה בירנבאום (Birnbau, 1979, 1981), ממצב של חוסר הטיה, כמתואר בתרשים 1, נגזרים אילוצים מסויימים על מקדמי רגרסיה המבוססים על משתנים נצפים בלבד. לפיכך, ניתן להגדיר תנאי גבול, במונחים של מקדמי הרגרסיה הללו, שכאשר הם מופרים ניתן להסיק שהמודל של חוסר הטיה, המתואר בתרשים 1, אינו מתאים לנתונים, ולפנינו מצב של אומדן חסר (הטיה לרעה) או אומדן יתר (הטיה לטובה) של כשרי קבוצת המוקד.

ראשית, לצורך זיהוי אומדן חסר של כשרי קבוצת המוקד, המתבטא בניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המוקד על-פי החזאי, נתייחס לרגרסיה של Y על X ו-G. זו משוואת הרגרסיה שבאמצעותה נבחנת שאלת ההטיה על-פי מודל הרגרסיה (Cleary, 1968). מקדם הרגרסיה החלקי של G, תחת הנחות המודל של חוסר הטיה (תרשים 1) מוצג במשוואה 1 במונחי מקדמי הנתיבים:

$$\beta_{YG.X} = \frac{ac(1-b^2)}{1-(ab)^2} \quad (1)$$

על-פי מודל הרגרסיה מצב של חוסר הטיה מתקיים כאשר משוואה 1 שווה לאפס (ובהנחת מקבילות של קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות). אולם ניתן להיווכח שרק בתנאים בלתי סבירים תהיה המשוואה שווה לאפס: כאשר a=0 (אין הבדל בין הקבוצות ב-Q) או כאשר c=0 (Q אינו משפיע על Y) או כאשר b=1 (X הוא מדד תקף ומהימן לחלוטין של Q). רק במצבים האלה מצב של חוסר הטיה, כמתואר בתרשים 1, גורר $\beta_{YG.X} = 0$.

בפועל, סביר להניח ש-b ו-c חיוביים (בעלי הכשרים הגבוהים יותר נוטים לקבל ציונים גבוהים יותר הן במבחן והן בקריטריון). סימנו של a עשוי להיות חיובי או שלילי, תלוי באופן שבו בוחרים לקדד את המשתנה G. נניח ש-G מקודד כך ש-a חיובי. בתנאים אלה מקדם הרגרסיה החלקי במשוואה 1 גדול מ-0. במלים אחרות, אם המצב של חוסר הטיה, המתואר בתרשים 1, מתקיים אזי, בתנאים הנ"ל, נקבל $\beta_{YG.X} > 0$.

משמעות הדבר היא שממצא ש- $\beta_{YG.X} > 0$ אינו אינפורמטיבי: הוא יכול להתקבל במצב של חוסר הטיה (וגם במצב של הטיה). לעומת זאת, ממצא ש- $\beta_{YG.X} < 0$ הוא כן אינפורמטיבי: ממצא כזה פירושו שהמודל של חוסר הטיה, המתואר בתרשים 1, אינו מתקיים בנתונים. מכאן נגזר תנאי הגבול הראשון: מקדם חלקי שלילי מעיד על הטיה לרעה הקבוצה הנמוכה בחזאי (באופן טיפוסי זו קבוצת המוקד): קבוצה זו מצליחה בקריטריון יותר מהקבוצה הגבוהה (באופן טיפוסי: קבוצת ההתייחסות), כאשר מנוכה הציון בחזאי. במונחי הכשרים, זוהי אינדיקציה לאומדן חסר של כשרי קבוצת המוקד.

שנית, לצורך זיהוי של אומדן יתר של כשרי הקבוצה הנמוכה בחזאי, המתבטא בניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של קבוצת המוקד על-פי החזאי, נתייחס לרגרסיה של X על Y ו-G. משוואת הרגרסיה הזו היא מקרה פרטי של מודל ההסתברות-המותנה של קול (Cole, 1973). מקדם

הרגרסיה החלקי של G, תחת הנחות המודל של חוסר הטיה (תרשים 1) מוצג במשוואה 2 במונחי מקדמי הנתיבים:

$$\beta_{XG.Y} = \frac{ab(1-c^2)}{1-(ac)^2} \quad (2)$$

שוב, בהנחה שמקדמי הנתיבים a, b ו-c, חיוביים וקטנים מ-1, נובע שמקדם הרגרסיה הזה הוא חיובי: $\beta_{XG.Y} > 0$.

מכאן נובע שממצא ש- $\beta_{XG.Y} > 0$ אינו אינפורמטיבי. ואילו ממצא ש- $\beta_{XG.Y} < 0$ הוא כן אינפורמטיבי: הוא מעיד שהמודל של חוסר הטיה, המתואר בתרשים 1, אינו מתקיים בנתונים. מכאן נגזר תנאי הגבול השני: מקדם חלקי שלילי מעיד על הטיה לטובת הקבוצה הנמוכה בחזאי: קבוצה זו מצליחה בחזאי יותר מן הקבוצה הגבוהה בחזאי, כאשר מנוכה הציון בקריטריון. במונחי הכשרים, זוהי אינדיקציה לאומדן יתר של כשרי קבוצת המוקד.

ניתן לסכם, אם-כן, שהשערת חוסר ההטיה נדחית כאשר $\beta_{YG.X} < 0$ (הטיה לרעת הקבוצה הנמוכה בחזאי) או כאשר $\beta_{XG.Y} < 0$ (הטיה לטובת הקבוצה הנמוכה בחזאי). השערת חוסר ההטיה אינה נדחית כאשר המקדמים החלקיים משתי הרגרסיות אינם שליליים.

כאמור, מקדמי הרגרסיה המשמשים להגדרת תנאי הגבול, $\beta_{XG.Y}$ ו- $\beta_{YG.X}$, נגזרים משתי הגדרות מוכרות להוגנות. הגדרות אלה מוצגות כהגדרה הראשונה והשלישית מבין ארבע הגדרות להוגנות שמונה דרלינגטון (Darlington, 1971). בדרך-כלל, שתי ההגדרות מובילות למסקנות סותרות בדבר כיוון ההטיה. קיים, עם זאת, טווח מסוים של תוצאות אפשריות שבהן נדחית השערת האפס של חוסר הטיה על-פי שתי ההגדרות, וכיוון ההטיה על-פי שתיהן הוא זהה. שימוש בתנאי הגבול שהציע בירנבאום כערכים קריטיים בבדיקת השערת האפס של חוסר הטיה זהה לכלל החלטה על-פיו השערה זו נדחית כאשר יש הלימה בכיוון המסקנות המתקבלות על-פי ההגדרה הראשונה והשלישית של דרלינגטון. כלומר, כאשר $\beta_{YG.X} < 0$ אזי המסקנה המתקבלת (הטיה לרעת הקבוצה הנמוכה) זהה בשתי ההגדרות שלעיל; ואילו כאשר $\beta_{XG.Y} < 0$ אזי המסקנה המתקבלת (הטיה לטובת הקבוצה הנמוכה) זהה בשתי ההגדרות שלעיל.

הגישה המוצעת, של יישום תנאי גבול לשם הכרעה בדבר הטיה, לא רק מיישבת בין שתי הגדרות סותרות-לכאורה להוגנות. היא גם מאפשרת התמודדות עם התובנות שנצברו בדבר חלקם של ארטיפקטים סטטיסטיים (Linn, 1990) בממצא השכיח והבלתי-אינטואיטיבי בדבר הטיה של מערכות מיון לטובת קבוצות מיעוט חלשות. מחקרים שבדקו הטיה על-פי המודל הרווח, מודל הרגרסיה של קלירי (Cleary, 1968), הגיעו באופן עקבי למסקנות ששימוש בקו רגרסיה המחושב על-פי קבוצת הרוב גורר ניבוי-יתר ("אפליה לטובה") של ציוני הקריטריון של קבוצות מיעוט, כגון שחורים (American College Testing Program, 1973; Breland, 1979; Linn, 1982); או היספנים (Ramist, 1984) או היספנים (Breland, 1979; Duran, 1983). באופן זה נצטברה עדות עקבית, אם כי מפתיעה, שבמקום לספק אומדן-חסר לביצוע עתידי, כפי שרבים ציפו באופן אינטואיטיבי,

נוטים מבחני כניסה לתת ניבוי-יתר של ביצוע זה בהתייחס לשחורים, ובמידה פחותה, להיספנים. הניתוח שהוצג לעיל, בהתייחס למשוואת הרגרסיה שבאמצעותה נבדקה בכל המחקרים הללו שאלת ההטיה (הרגרסיה של Y על X ו-G), מלמד שהממצא הרווח של ניבוי-יתר אינו מהווה בהכרח עדות להטיה לטובת קבוצת המיעוט. אלא, הוא עשוי להיות פשוט תוצאה של מדידה בלתי מושלמת (Linn, 1984). מסקנה זו מתיישבת עם ניתוחים, שהוצגו בספרות (למשל, Linn & Werts, 1971), בדבר השפעתם של ארטיפקטים סטטיסטיים על תוצאות מחקרי הטיה: מהימנות בלתי-מושלמת של החזאים או אי-הכללת חזאים רלוונטיים במשוואת הניבוי הם דוגמאות לארטיפקטים סטטיסטיים שעשויים להוביל לממצאים של ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיעוט. שימוש בתנאי הגבול שהציע בירנבאום מונע את האפשרות לדווח על ממצאי הטיה שמקורם בארטיפקטים סטטיסטיים.

ראוי לציין שבפועל, כפי שמדגיש לין (Linn, 1984), מגדירים שני תנאי הגבול טווח ביניים רחב של ערכים אפשריים ל- $\beta_{YG.X}$ ול- $\beta_{XG.Y}$ שבהם לא ניתן לדחות את השערת האפס של חוסר הטיה. יחד עם זאת, כפי שמנסח זאת לין (Linn, 1984):

against extreme conditions" (pp. 43-44).

בעבודה הנוכחית ייעשה שימוש בגישה שהציע בירנבאום לבדיקת הוגנות מערכת המיון מן ההיבט של ניבוי דיפרנציאלי.

היבט נוסף של הוגנות מערכת המיון תוקף דיפרנציאלי

עד עתה נבחן היבט אחד של הוגנות מערכת המיון, היבט הבוחן קיומן של טעויות שיטתיות ביחס לקבוצה מסוימת כאשר משתמשים במשוואת ניבוי יחידה עבור שתי הקבוצות. היבט זה מכונה על-ידי לין (Linn, 1982) ניבוי דיפרנציאלי.

היבט נוסף של הוגנות מערכת המיון הוא ההיבט של תוקף דיפרנציאלי (Linn, 1982) הבוחן הבדלים בין הקבוצות במתאמים בין החזאים לקריטריון. היבט זה בוחן קיומו של הבדל בין הקבוצות במימדי הטעויות הבלתי-שיטתיות (כאשר משתמשים במשוואת ניבוי נפרדת לכל קבוצה).

ניתן לראות את שני ההיבטים כמשלימים זה את זה, ולפיכך גם ההיבט תוקף דיפרנציאלי ייבחן במחקר הנוכחי כמרכיב בהוגנות מערכת המיון.

הוגנות מערכת המיון ביחס למועמדים ממיצב חברתי-כלכלי נמוך

ממצאים אמפיריים

המחקרים המדווחים בספרות אודות הוגנות מערכת המיון ביחס למועמדים ממיצב חברתי-כלכלי נמוך עוסקים בהיבט של ניבוי דיפרנציאלי ובוחנים אותו באמצעות מודל הרגרסיה של קלירי (Cleary, 1968). מחקר שנערך באוניברסיטת טולין (Wing & Kitsanes, 1960) כלל כאלף סטודנטים שסווגו לשלוש רמות של מיצב חברתי-כלכלי על-פי משלח-יד של האב. הניתוח בוצע

בנפרד לפי מין. בקרב גברים נמצא שניבוי ממוצע הציונים באוניברסיטה על-פי ציוני מבחן הכניסה באמצעות משוואת רגרסיה משותפת הפיק ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב החברתי-כלכלי הנמוך. בקרב נשים לא נמצא הבדל בין קווי הרגרסיה של שלוש הקבוצות. במחקר נוסף (Hewer, 1965) סווגו הסטודנטים לתשע קבוצות של מיצב חברתי-כלכלי, על-פי משלח-יד של האב. נמצאו הבדלים מסוימים בין קווי הרגרסיה של הקבוצות, אך לא נמצאה נטייה עקבית של ניבוי-יתר או חסר של ציוני הקריטריון ביחס לקבוצה זו אחרת. במחקר המדווח במדריך הטכני של ה-ACT (American College Testing Program, 1973) סווגו סטודנטים מתשעה-עשר קולגיים לשתי קבוצות מיצב חברתי-כלכלי (עבור כל מין בנפרד). גם במקרה זה לא נמצאה נטייה עקבית לניבוי-יתר או חסר של ציוני הקריטריון ביחס לקבוצה זו או אחרת. שלושת המחקרים שצוטטו לעיל מובילים, אם-כן, למסקנה דומה בדבר העדר נטייה עקבית לניבוי-יתר או חסר של ציוני הקריטריון של סטודנטים ממיצב חברתי-כלכלי נמוך כאשר משתמשים בקו רגרסיה משותף.

בארץ לא דווחו ממצאי מחקרים על הוגנות מערכת מיון המועמדים לאוניברסיטאות בהתייחס למיצב חברתי-כלכלי. שאלת ההוגנות נבדקה ביחס למרכיב אחר של רקע המשפחה מוצא עדתי (בלר ובן-שחר, 1983; קנת ואורן, 1988; Zeidner, 1987), המתואם עם מיצב חברתי-כלכלי, כפי שיפורט בהמשך. בלר ובן-שחר (1983) חקרו את הוגנות מערכת המיון בקרב מועמדים יוצאי אסיה ואפריקה לעומת כל היתר, שהיו תלמידי שנה א' בפקולטות למדעי הרוח והחברה באוניברסיטה העברית בשנים תשל"ד ותשל"ה. זיידנר (Zeidner, 1987) חקר את הנושא בקרב מועמדים (משלוש קבוצות: יוצאי אסיה ואפריקה; יוצאי אירופה ואמריקה; "ישראלים") שהיו תלמידי שנה א' באוניברסיטה בצפון הארץ בשנת תשמ"ד. קנת ואורן (1988) חקרו את שאלת ההוגנות (תוך שימוש בקטגוריות דומות לאלו שנקטו בלר ובן-שחר), שהיו תלמידי שנה א' בשתי אוניברסיטאות גדולות בשנת תשמ"ה. שאלת הניבוי הדיפרנציאלי נבדקה בשלושת המחקרים באמצעות מודל הרגרסיה של קלירי (Cleary, 1968) ובשלושתם לא נמצאו הבדלים בין קבוצות המוצא בקווי הרגרסיה לניבוי ציון שנה א' על-ידי כלי המיון (וכאשר נמצאו הבדלים, כיוונם היה ששימוש בקו רגרסיה משותף לכל המועמדים גורם לניבוי-יתר של ציוני הקריטריון עבור יוצאי עדות המזרח). שאלת התוקף הדיפרנציאלי נבדקה אף היא בשלושת המחקרים, ובכולם נמצאו הבדלים קטנים בין קבוצות מוצא בתוקף הניבוי של כלי המיון (אם כי כיווני ההבדלים לא היו אחידים: תוקף ניבוי גבוה יותר בקרב יוצאי אסיה ואפריקה נמצא במחקריהם של בלר ובן-שחר וזיידנר; תמונה הפוכה התקבלה במחקרם של קנת ואורן).

מעבר מהגדרת קבוצות לפי ארץ מוצא להגדרה על-פי משתנים חברתיים-כלכליים

העניין הציבורי והמחקרי בשאלת הוגנות מבחני מיון כלפי קבוצות אתניות (בארצות-הברית) או קבוצות הנבדלות בתרבות המוצא (בארץ) היה בשיאו בשנות השבעים (בארצות-הברית) והשמונים (בארץ). למעשה, הדיון בשאלת הוגנות השימוש במבחנים פסיכולוגיים הוגדר במקורו כעוסק ב"הוגנות תרבותית", וככזה התבסס על הגדרה חברתית-תרבותית של קבוצות, כאשר קבוצות המוקד היו בדרך-כלל קבוצות מיעוט, שסבלו גם מנחיתות חברתית-כלכלית.

הגדרתן של קבוצות כאלה היא בדרך-כלל טבעית ומוסכמת יותר מאשר הגדרה חלופית המבוססת על משתנים המודדים ישירות מיצב חברתי-כלכלי, ושהם יש מקום לשיקול דעת בנוגע למשתנים הרלוונטיים למדידת מיצב חברתי-כלכלי וכן לנקודות החתך שעל-פיהן מוגדרות הקבוצות.

קארן (Karen, 1991) סקר נתונים אודות ייצוגם של סטודנטים משלוש קבוצות שחורים, נשים ובני מעמד הפועלים (האחרונים הוגדרו על-פי מאפיינים מקובלים של מיצב חברתי-כלכלי: השכלת האב או הכנסת המשפחה) - בהשכלה הגבוהה בארצות-הברית בין השנים 1960 ו-1986. הוא התמקד בעיקר בייצוגן של הקבוצות הללו במוסדות אליטיסטיים, שבהם התשואה במונחי קשרים, שכלול תרבותי ונגישות למשלחי-יד יוקרתיים היא המשמעותית ביותר. הממצאים שנאספו מעידים שבשנים האמורות התרחשה עליה בשיעור השחורים והנשים, אך לא בשיעור בני מעמד הפועלים, הלומדים במוסדות אליטיסטיים. ההסבר המוצע לדפוס דיפרנציאלי זה של מוביליות השכלתית הוא שההתגייסות הפוליטית של שחורים ונשים זיכתה אותם בהכרה כ"קטגוריה רשמית במערכת הסיווג (classification) של החברה". הכרה כזו מקדמת, מטבע הדברים, מדיניות חברתית לפתיחת הזדמנויות השכלתיות ותעסוקתיות (תמיכה כספית, פעולה משקמת) וגם מעלה את רמת השאיפות של בני הקבוצה ואת מודעותם למבנה ההזדמנויות. יש להניח שהכרה בקבוצה נחותה (subordinate) כקטגוריה חברתית רשמית מושפעת לא רק מהתגייסות פוליטית אלא גם מאופן הגדרת הקבוצה. בעוד ש"שחורים" או "נשים" הם קטגוריות "טבעיות", בעלות מאפיינים ברורים (חלקם ניכרים לעין), קטגורית מעמד הפועלים היא מושג גמיש ויחסי והגדרתה היא, לפיכך, עמומה יותר.

למרות, ואולי בגלל, בולטותה של הגדרה קבוצתית "טבעית" (לעיתים קרובות במונחים שיוכיים, על בסיס אתני, למשל), מתחזקת בשנים האחרונות בארצות-הברית המודעות לשאלת התקינות הפוליטית של התייחסות למשתנים שיוכיים כמזכים בטיפול מיוחד. לאור זאת, מתחזקת לאחרונה מגמה של טיפול בשאלת הנגישות הדיפרנציאלית להשכלה הגבוהה בהתייחס לקבוצות המוגדרות על-פי סטטוס סוציו-אקונומי ולא על-פי גזע ומוצא אתני. במאמר שכותרתו

(Maestas, & Mason, 1997)

מוצגת הטענה שהתחשבות במידע על סטטוס סוציו-אקונומי של מועמדים ללימודים היא שיטה חוקית ומקובלת מבחינה חברתית לביצוע פעולה משקמת או הבטחת אוכלוסיית סטודנטים מגוונת, בניגוד לשימוש במאפיינים שיוכיים, כגון גזע או מוצא אתני, שהוא בעייתי מבחינת הנורמה החברתית והחוקית.

יתרה מזו, גורסים כותבי המאמר, שהדרך היעילה ביותר לשבור את "מעגל היתרונות" שבו יתרון מוליד יתרון - "העשירים מתעשרים והעניים נעשים יותר עניים" (Bourdieu, 1977, 1984) - היא באמצעות התייחסות למשתנים המודדים סטטוס סוציו-אקונומי ישירות ולא בעקיפין. בארץ, כאמור, נבדקה הוגנות מערכת המיון להשכלה הגבוהה בהתייחס למוצא עדתי (בלר ובן-שחר, 1983; קנת ואורן, 1988; Zeidner, 1987). מחקרים על פערי הישגים (במישכל, ב"סקר", בכתות יסוד ובחטיבות ביניים) בין קבוצות התרכזו בעבר בעיקר בפערים עדתיים (אורתור, 1967; אשל, 1980; גפני, 1978; דר ואחרים, 1989; זוזובסקי, 1987; חן, 1983; חן

ואחרים, 1978; חן, 1987; לוי וחן, 1976; לוי ואחרים, 1978; לוי, 1988; ליבליך ואחרים, 1974; ליטוין, 1971; מינקוביץ ואחרים, 1980; סמילנסקי וים, 1969; סמילנסקי ושפטיה, 1977; שביט וארד, 1987), אך גם בפערים בין קבוצות שהוגדרו על-פי מיצב סוציו-אקונומי (אורתר, 1967; אשל, 1980; זוזובסקי, 1987; חן ואחרים, 1978; חן, 1987; לוי וחן, 1976; ליטוין, 1971; מינקוביץ ואחרים, 1980; סמילנסקי וים, 1969; סמילנסקי ושפטיה, 1977). נתון מרכזי בחברה הישראלית, שעולה באופן עקבי בכל המחקרים שטיפלו במוצא עדתי ובמיצב סוציו-אקונומי הוא המתאם הגבוה בין שני מרכיבי הרקע המשפחתי הללו, כאשר בני עדות המזרח תופסים עמדה ריבודית נמוכה יותר. כצפוי, שני מרכיבי הרקע הללו מתואמים עם הישגים לימודיים. באשר לשאלה מי מבין השניים מתואם חזק יותר עם הישגים לימודיים, נראה שחל על-פני השנים היפוך בעוצמתם היחסית של המתאמים (דר ועמיתיו, 1989): הקשר החזק יותר של הישגים עם מוצא לעומת מיצב סוציו-אקונומי, כפי שהתקיים עד אמצע שנות השמונים, התחלף בקשר חזק יותר של הישגים עם מיצב. במחקר של דר ועמיתיו (1989), שבדקו הישגים לימודיים בקרב תלמידי חטיבות הביניים, בולטת, מן הניתוח הרב-משתני, מרכזיות המיצב הסוציו-אקונומי בין גורמי הרקע המשפחתי (שהיו: מיצב סוציו-אקונומי, מוצא, דור בארץ). משתנה זה נראה מתווך חלק משמעותי של השפעות המוצא והדור. לא כאן המקום לדון בהסברים אפשריים להיחלשות על פני זמן של הקשר בין מוצא לבין הישגים. נראה שלגורמים המהותיים שניתן למנות, נלווה גם גורם "טכני" לכך שמשנתה המוצא העדתי מאבד מן הרלוונטיות שלו (יאיר, 1991): מרבית ההורים של התלמידים במערכת החינוך כיום הם ילידי ישראל, וזיהוי המוצא העדתי על-פי ארץ לידת ההורים, מותיר את משנתה המוצא נטול שונות משמעותית.

גם בהקשר המקומי, נראה, אם-כן, שהן מסיבות מהותיות (מרכזיות המיצב הסוציו-אקונומי בין גורמי הרקע המשפחתי בהשפעה על הישגים לימודיים) והן מסיבות טכניות (קושי למדוד את משנתה המוצא) יש מקום לחקור את שאלת ההוגנות של מערכת המיון כלפי קבוצות מועמדים המוגדרות על-פי סטטוס סוציו-אקונומי. למרות עוצמת קשר לא מבוטלת בין מוצא לבין מעמד חברתי-כלכלי, הרי כדי שתהיה משמעותית, צריכה התמודדות אקטואלית עם הוגנות מערכת המיון כלפי קבוצות נמוכות בסולם הריבוד החברתי להתבסס על משתני מעמד חברתי-כלכלי.

המחקר הנוכחי

במחקר הנוכחי נבדקה הוגנות מערכת המיון לאוניברסיטאות כלפי מועמדים ממיצב חברתי-כלכלי נמוך. אוכלוסיית המחקר כללה את הסטודנטים בכל האוניברסיטאות בישראל, שהחלו את לימודיהם לתואר בוגר בשנים תשנ"ד עד תשנ"ח. הוגנות חזאי מערכת המיון (הציון הפסיכומטרי וציון הבגרות) נבדקה בהתייחס לקריטריון של הצלחה בלימודי שנה א' באוניברסיטה. שאלת ההוגנות נבדקה בהתייחס לשתי קבוצות של תלמידים: קבוצה ממיצב חברתי-כלכלי נמוך וקבוצה ממיצב חברתי-כלכלי גבוה. מיצב חברתי-כלכלי הוגדר באמצעות שלושה משתנים: השכלת אב, השכלת אם, ורמת ההכנסה של המשפחה בהשוואה למוצע בארץ. רק מועמדים שנבחנו בבחינה הפסיכומטרית בשפה העברית נכללו בניתוח, וזאת במטרה לאפשר בקרה על משתנים (כמו לאום, דור בארץ) שעשויים ליצור קשר מזויף בין מיצב חברתי-כלכלי לבין הישגים בחזאים ובקריטריון.

שאלת ההוגנות נבדקה משני היבטים: ההיבט של תוקף דיפרנציאלי, שנבחן על-ידי השוואת תוקף הניבוי של חזאי מערכת המיון בשתי הקבוצות; וההיבט של ניבוי דיפרנציאלי, שנבחן, ברוח המלצתו של לין (Linn, 1984) על-ידי יישום תנאי גבול (Birnbau, 1979, 1981) לצורך הסקה לגבי ניבוי-יתר או ניבוי-חסר של כשרי הקבוצה ממיצב חברתי-כלכלי נמוך. כאמור, יישום תנאי הגבול פירושו קבלת הכרעה בדבר הטיה בניבוי כאשר יש הלימה בכיוון המסקנות המתקבלות על-פי ההגדרה הראשונה והשלישית מבין ארבע ההגדרות להוגנות שמונה דרלינגטון (Darlington, 1971). ההגדרה הראשונה נגזרת מהגדרת מודל הרגרסיה (Cleary, 1968) וההגדרה השלישית היא מקרה פרטי של מודל ההסתברות המותנה (Cole, 1973). לצד ממצאי ההכרעה הדיכוטומית בדבר ניבוי-יתר או ניבוי-חסר תוצג עדות נוספת לניבוי דיפרנציאלי: הפער הקיים בין הקבוצות בהישגיהן במערכת המיון ("גודל אפקט" של שייכות קבוצתית) לעומת הפער הקיים ביניהן בהישגיהן בקריטריון. היחס בין שני הפערים הללו משקף את מימדי ההטיה ברוח ההגדרה השניה להוגנות שמונה דרלינגטון, שמייצגת, למעשה, את מודל היחס הקבוע (Thorndike, 1971). ההגדרה השניה מייצגת "עמדת ביניים", בין ההגדרה הראשונה לשלישית, בהכרעה בדבר הוגנות חזאי כלשהו (Darlington, 1971).

מראש ניתן לשער שממצאי ההטיה שיתקבלו במחקר זה, יתאפיינו, יחסית לממצאי מחקרים קודמים (למשל, American College Testing Program, 1973; Hewer, 1965; Wing & Kitsanes, 1960), שבדקו קיומה של הטיה באמצעות מודל הרגרסיה (Cleary, 1968), במגמה חלשה יותר של ניבוי-יתר של כשרי הקבוצה ממיצב חברתי-כלכלי נמוך. הסיבה לכך היא שיישום תנאי הגבול מצמצם את הסיכוי להכריע בדבר ניבוי-יתר לקבוצה הנמוכה בהישגיה לעומת הכרעה כזו כאשר משתמשים במודל הרגרסיה לבדו. במקביל ניתן לשער שממצאי ההטיה שיתקבלו במחקר זה יתאפיינו במגמה חלשה יותר של ניבוי-חסר של כשרי הקבוצה ממיצב חברתי-כלכלי נמוך, יחסית לממצאים שהיו מתקבלים לו יושם מודל ההסתברות המותנה (Cole, 1973).

בדיקות ההוגנות יתבצעו בחוגים, לפי מחזור ומוסד (להלן: "חוגים"). התוצאות יקובצו, מעבר לחוגים על-פי שני משתנים ("מאפייני החוג") שעשויים להיות רלוונטיים לממצאים: האחד הוא תחום הלימודים, שסווג לשתי קטגוריות: תחומי לימוד "מילוליים" ותחומי לימוד "כמותיים". משתנה זה מתמקד בשונות בממצאים שעשויה לנבוע הן מאפיוני הקריטריון בתחומים השונים (שעשויים להתבטא, בין השאר, בשיטות הוראה, בכלי הערכה, ובמידת הרלוונטיות של כשרים שונים) והן מפרופיל הנטיות והכישורים של הסטודנטים בתחומי הלימוד השונים. אפיון שני שייבדק הוא מידת הסלקטיביות של החוג. משתנה זה, שמתבסס על מדד של היכולת הלימודית של הסטודנטים, מתמקד בשונות בממצאים שעשויה לנבוע מן ההרכב האנושי של הלומדים בחוגים שונים, ובעיקר מהבדלים ברמת היכולת הלימודית שלהם. שני המשתנים, תחום הלימודים וסלקטיביות, נחשבים למשתנים מתערבים מרכזיים במחקרי תיקוף (למשל, Donlon, 1984) ויש מקום, לפיכך, לבחון את מידת הרלוונטיות שלהם לסוגיות של הוגנות.

בדיקת הוגנות מערכת המיון, על כל היבטיה, התבססה על תיקון כל הסטטיסטיים שחושבו בקרב הלומדים עבור האפקט של תהליך הברירה. התיקון בוצע בהנחה שהמיון בוצע על-סמך הציון המשוקלל. בתנאים כאלה עובר הציון המשוקלל ברירה ישירה, בעוד שכל שאר המשתנים (דהיינו,

יתר החזאים - הציון הפסיכומטרי וכל אחד ממרכיביו וציון הבגרות ; וכן הקריטריון - ציון שנה א') עוברים ברירה עקיפה, כיוון שהם מתואמים עם הציון המשוקלל. תהליך ברירה כזה גורם לכך שהסטטיסטיים המחושבים בקרב הלומדים (כגון: מקדמי המתאם בין החזאים לבין הקריטריון וכן מקדמי הרגרסיה של הקריטריון על החזאים שעברו ברירה עקיפה) הם אומדים מוטים לפרמטרים באוכלוסייה. כיוון ההטיה הוא באופן טיפוסי כלפי מטה (Linn, 1984). תחת הנחות מסוימות על תהליך הברירה ועל הקשרים בין המשתנים ניתן לתקן את כל הסטטיסטיים הרלוונטיים עבור השפעת תהליך הברירה (Gulliksen, 1950). תיקון כזה בוצע במחקר הנוכחי.

ראוי לציין שמאחר ובמחקרים קודמים (למשל, בלר ובן-שחר, 1983; קנת ואורן, 1988; Zeidner, 1987) לא תוקנו הסטטיסטיים עבור תהליך הברירה, יש לצפות להבדלים מסוימים בממצאים. למשל, קווי הרגרסיה, המחושבים במדגם הלומדים, של הקריטריון על חזאים שעברו ברירה עקיפה הם שטוחים יותר מקווי הרגרסיה באוכלוסייה. תופעה כזו, כשלעצמה, עשויה להוביל לממצא של ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון עבור הקבוצה שציוניה בחזאים נמוכים יותר, למרות שבאוכלוסייה לא מתקיים ניבוי-יתר כזה. בנסיבות כאלה, בדיקת ניבוי דיפרנציאלי על-פי מודל הרגרסיה (Cleary, 1968) יפיק ממצאי ניבוי-יתר שמקורם בארטיפקט סטטיסטי (Linn, 1984).

המעבר לתיקון עבור תהליך הברירה, תוך הנחה שתהליך הברירה בוצע על-סמך הציון המשוקלל, יחליש, לפיכך, את נטיית הממצאים לכיוון ניבוי-יתר של כשרי הקבוצה הנמוכה בהישגיה, יחסית לממצאי מחקרים קודמים, וזאת בהתייחס לחזאים שעברו ברירה עקיפה (הדברים אמורים כאשר מסיקים על הטיה בניבוי על-סמך מודל הרגרסיה). יישום מלא של תיקון הסטטיסטיים המדגמיים מקדמי מתאם, משוואות רגרסיה, ומדדים של גודל אפקט עבור תהליך הברירה מספק, כאמור, תמונה על הוגנות מערכת המיון שמשקפת באופן מדויק יותר את ההקשר הרלוונטי, זה של אוכלוסיית המועמדים.

שיטה

מדגם

המחקר בוצע על תצפיות של תלמידי שנה א' לתואר בוגר במחזורים תשנ"ד (1993/94) עד תשנ"ח (1997/98) במוסדות האקדמיים הבאים: הטכניון, האוניברסיטה העברית, אוניברסיטת תל-אביב, אוניברסיטת בר-אילן, אוניברסיטת חיפה ואוניברסיטת בן-גוריון.

הנתון הבסיסי הוא תצפית של סטודנט בחוג, במוסד ובמחזור. תצפית כזאת תכונה להלן: סטודנט. צירוף של חוג במוסד ובמחזור יכונה להלן: חוג.

110,279 סטודנטים נכללו במאגר הנתונים במחזורים ובמוסדות שצוינו לעיל.

סטודנט נכלל במחקר אם ענה לתנאים הבאים:

1. הסטודנט נבחן בבחינה הפסיכומטרית בעברית (אם נבחן יותר מפעם אחת בבחינה הפסיכומטרית, חלה דרישה זו על כל היבחנותיו).

2. לסטודנט יש ציון בגרות.

3. לסטודנט יש נתונים בכל אחד משלושת משתני הרקע הבאים (מאפייני מיצב חברתי-כלכלי):

השכלת אב, השכלת אם, רמת ההכנסה של המשפחה בהשוואה לממוצע בארץ.

71,863 סטודנטים ענו על התנאים שלעיל.

במחקר נכללו רק חוגים בהם היו לפחות 5 סטודנטים מכל אחת משתי הקבוצות של מיצב חברתי-כלכלי; וזאת עבור כל אחת מארבע הקבוצות שנבדקו (שלוש הקבוצות על-פי כל אחד משלושת מאפייני המיצב החברתי-כלכלי והקבוצה אחת על-פי המדד הכללי של מיצב חברתי-כלכלי, כפי שיפורט בהמשך).

62,156 סטודנטים נכללו בחוגים שעמדו בתנאי האחרון.

התפלגות הסטודנטים והחוגים שנכללו במחקר לפי מוסדות ומחזורים מוצגת בנספח 1.

החוגים שנכללו במחקר קובצו לפי שני עקרונות מיון: תוכן וסלקטיביות.

בהקבצה לפי **תוכן** סווגו החוגים לשתי קטגוריות באופן הבא:

מדעים מילוליים תנ"ך, מקרא, תלמוד, תורה שבע"פ, מחשבת ישראל, יהדות, פילוסופיה כללית, פילוסופיה יהודית, היסטוריה כללית, היסטוריה ישראלית, היסטוריה של ארצות האיסלם, ארכיאולוגיה, לימודי א"י, לשון עברית, ספרות עברית, ספרות כללית, שפה וספרות ערבית ולשוונות שמיות אחרות, שפות וספרויות אחרות, לימודים רגיונליים, בלשנות, אמנות, מוסיקולוגיה, אקדמיה למוסיקה, תיאטרון, קולנוע וטלוויזיה, לימודים כלליים במדעי הרוח, גיאוגרפיה, מדע המדינה, יחסים בינלאומיים, סוציולוגיה ואנתרופולוגיה, פסיכולוגיה, מדעי ההתנהגות, תקשורת ועיתונאות, קרימינולוגיה, חינוך, הוראה, עבודה סוציאלית, לימודים כלליים במדעי החברה, משפטים.

מדעים כמותיים כלכלה, כלכלה חקלאית, חשבונאות, מינהל עסקים, ניהול, ניהול מלונאות ותיירות, ביולוגיה, מדעי החיים, לימודי הסביבה, חקלאות, מדע התזונה והבית, פיסיקה, כימיה, גיאולוגיה ומינרלוגיה, גיאופיסיקה ומדעי האטמוספירה והחלל, מדעי כדור הארץ, מדע כללי, מתמטיקה, סטטיסטיקה, מדעי המחשב, הנדסה אזרחית, הנדסת מכונות, הנדסת חשמל (ומחשבים), הנדסה כימית, הנדסת מזון וביוטכנולוגיה, הנדסה חקלאית, הנדסה אווירונאוטית וחלל, הנדסת תעשייה וניהול, הנדסה גאודטית, הנדסת חומרים, הנדסה גרעינית, ארכיטקטורה,

אדריכלות נוף, רפואה, רפואת שיניים, רוקחות, סיעוד, ריפוי בעיסוק, פיזיותרפיה, הפרעות בתקשורת, שירותי אנוש, ניהול מערכות בריאות.

בהקבצה לפי **סלקטיביות** סווגו החוגים לשתי קטגוריות, לפי שתי רמות יכולת גבוהה ונמוכה - באופן הבא:

עבור כל סטודנט הוגדר משתנה "יכולת לימודית" כסכום של מכפ"ל ובגרות במשקלות שווים בקרב כל הסטודנטים במחזור נתון. תיאור מפורט של שלבי חישוב המשתנה מופיע בנספח 2. ראוי להבחין בין משתנה זה לבין הציון המשוקלל, שהוא החזאי המרכזי של מערכת המיון (ושהגדרתו המפורטת תוצג בסעיף הבא): בעוד שהציון המשוקלל מחושב כך שיהיה קרוב טוב ככל האפשר לציון המשמש בפועל למיון (דהיינו: משקלות שווים למכפ"ל ולבגרות בקרב המועמדים לכל מוסד במחזור נתון), נבנה המשתנה "יכולת לימודית" במטרה לאפיין את מידת הסלקטיביות של החוג. מידת הסלקטיביות של החוג מתבטאת בעיקר בכשרי המתקבלים ללימודים (אם כי היא מתבטאת גם בכשרי המועמדים ללימודים, דרך מנגנוני הברירה העצמית)¹. המשקלות השווים חושבו, לפיכך: (1) בקרב הלומדים (ולא בקרב המועמדים); (2) מעבר למוסדות במחזור נתון, ולא בתוך כל מוסד במחזור נתון, וזאת במטרה לייצר אפיון של יכולת לימודית שכן מתחשב בהבדלים בין מוסדות ביכולת לימודית (ואינו מתחשב בהבדלים בין מחזורים ביכולת זו). בשלב הבא דורגו החוגים בתוך כל מחזור לפי ממוצע היכולת הלימודית של הסטודנטים. החוגים בשבעת העשירונים הנמוכים סווגו לקטגוריית "סלקטיביות נמוכה" והחוגים בשלושת העשירונים הגבוהים סווגו לקטגוריית "סלקטיביות גבוהה".

משתנים

1. חזאי מערכת המיון:

1.1 ציוני מבחן הכניסה הפסיכומטרי לאוניברסיטאות:

הציון הפסיכומטרי הכללי (מכפ"ל).

הציון בחשיבה מילולית (מילולי).

הציון בחשיבה כמותית (כמותי).

הציון באנגלית (אנגלית).

הבחינה הפסיכומטרית מורכבת משלושה תחומים: חשיבה כמותית, חשיבה מילולית ואנגלית. בשלושת התחומים נבדקות, באמצעות שאלות "רבות ברה", יכולות הנדרשות להצלחה בלימודים אקדמיים. בתחום החשיבה המילולית נבדקים כשרים מילוליים הבאים לידי ביטוי בלימודים אקדמיים: העושר הלשוני, כישורים לוגיים, היכולת לנתח ולהבין קטעי קריאה מורכבים, והיכולת לחשוב בבהירות ובשיטתיות. בתחום החשיבה הכמותית נבדקות היכולת להשתמש במספרים ובמונחים מתמטיים כדי לפתור בעיות כמותיות, והיכולת לנתח נתונים המוצגים בצורות שונות, כמו טבלאות או תרשימים. בתחום האנגלית נבדקת מידת השליטה בשפה האנגלית, המתבטאת, בין השאר, בהיקף אוצר המילים, וביכולת לקרוא קטעים ברמה אקדמית ולהביןם. סולם הציונים בכל אחד

משלושת התחומים נע מ-50 ועד 150.

הציון הפסיכומטרי הכללי מתבסס על ממוצע משוקלל שבו לציון בתחום המילולי ולציון בתחום הכמותי משקל כפול ממשקלו של הציון באנגלית. סולם הציון הפסיכומטרי הכללי נע מ-200 ועד 800.

עבור סטודנטים שנבחנו יותר מפעם אחת בבחינה הפסיכומטרית נחשבו הציונים במבחן האחרון שבו נבחן הסטודנט לפני תחילת לימודיו כציונים הקובעים לצורך המחקר הנוכחי.

1.2 ממוצע ציוני תעודת הבגרות (בגרות).

ציון תעודת הבגרות מחושב על-פי ציוני התלמידים במקצועות הלימוד של בית-הספר התיכון (ברונר, 1994). ממוצע ציוני תעודת הבגרות (למועמדים שנבחנו במתכונת יחידות הלימוד) מחושב על-ידי האוניברסיטאות רק עבור בעלי תעודת בגרות בהיקף של 20 יחידות לימוד לפחות. היקף הלימודים עבור כל יחידת לימוד הוא שלוש שעות שנתיות. מקצועות הבגרות נחלקים למקצועות חובה ולמקצועות בחירה. מקצועות החובה (עבור מסיימי בתי-ספר בחינוך העברי) הם: (1) תנ"ך; (2) הבעה עברית; (3) ידע העם והמדינה/אזרחות/תולדות עם ישראל; (4) ספרות; (5) אנגלית; (6) מתמטיקה. מקצועות הבחירה כוללים עד שני מקצועות מרשימת מקצועות שפורסמה על-ידי משרד החינוך. לצורך חישוב ממוצע הבגרות הקובע לגבי זיון במועמדותו של נרשם ללימודים באוניברסיטה, מחושב הציון בכל מקצוע בגרות בשני שלבים: בשלב ראשון, מחושב ממוצע של ציון בחינת הבגרות (החיצונית) והציון השנתי (ציון המגן) במקצוע. בשלב שני, ניתן לציון הממוצע, במרבית המקצועות, בונים ל-4 ול-5 יחידות לימוד, לפי מספר היחידות, ובתנאי שהציון במקצוע הוא לפחות 60.

ציון הבגרות מחושב כממוצע משוקלל על-פי מספר יחידות הלימוד של כל הציונים במקצועות החובה, ושל חלק מן הציונים במקצועות הבחירה, אשר הממוצע שלהם מפיק את הציון הגבוה ביותר, ובתנאי שסך יחידות הלימוד הוא לפחות 20. טווח הערכים של ממוצע ציוני תעודת הבגרות הוא: 50-120.

1.3 ציון משוקלל.

ציון זה הוגדר כסכום של מכפ"ל ובגרות במשקלות שווים בקרב המועמדים לכל אחד מן המוסדות האקדמיים. חישובו התבסס על נתוני המועמדים לאוניברסיטאות, מחזורי תשנ"ב ותשנ"ג (מאיר ואורן, 1995). תיאור מפורט של שלבי חישוב הציון המשוקלל מופיע בנספח 3.

טווח הערכים של הציון המשוקלל: 0-100.

2. קריטריון - ציון שנה א'.

ציון זה מחושב, בנפרד בכל חוג (ובתנאי שהיקף הלימודים המינימלי בחוג הוא 8 נקודות זכות), כממוצע משוקלל בנקודות זכות של ציוני הקורסים אותם השלים הסטודנט בשנה הראשונה ללימודיו לתואר בוגר.

טווח הערכים של ציון זה: 10-100.

¹ המשמעות המיוחסת כאן למונח "סלקטיביות" (רמת היכולת הלימודית של הלומדים בחוג), שאינה בהכרח במתאם מלא עם יחס הברירה המתקיים בשלב הברירה המוסדית, זהה למשמעות הרווחת של המונח בהתייחסות להשכלה הגבוהה (למשל, Morgan, 1990).

3. מיצב חברתי-כלכלי - נמדד באמצעות שלושה מאפייני מיצב, המדווחים על-ידי הנרשמים להבחן בבחינה הפסיכומטרית בטופס ההרשמה לבחינה :

3.1 השכלת אב - מדווחת על סולם בן שבע הדרגות הבאות : 1-לא למד כלל 2-יסודית 3-תיכונית חלקית 4-תיכונית מלאה 5-על-תיכונית או אקדמית חלקית 6-תואר אקדמי ראשון 7-תואר אקדמי שני או שלישי.

3.2 השכלת אם - מדווחת על סולם בן שבע הדרגות הבאות : 1-לא למדה כלל 2-יסודית 3-תיכונית חלקית 4-תיכונית מלאה 5-על-תיכונית או אקדמית חלקית 6-תואר אקדמי ראשון 7-תואר אקדמי שני או שלישי.

3.3 רמת ההכנסה של המשפחה בהשוואה לממוצע בארץ² - מדווחת על סולם בן שש הדרגות הבאות : 1-גבוהה בהרבה מהממוצע 2-גבוהה מהממוצע 3-גבוהה במעט מהממוצע 4-נמוכה במעט מהממוצע 5-נמוכה מהממוצע 6-נמוכה בהרבה מהממוצע.

המדד הכללי למיצב חברתי-כלכלי הוגדר באופן הבא :

מיצב חברתי-כלכלי נמוך (להלן : מיצב נמוך) מתקיים כאשר דיווח ערך נמוך (ראה להלן) בלפחות שניים מתוך שלושת מאפייני המיצב ; מיצב חברתי-כלכלי גבוה (להלן : מיצב גבוה) מתקיים בכל יתר המקרים. ערך נמוך במאפייני המיצב הוגדר באופן הבא : במשתנים השכלת אב והשכלת אם - ערכים 1 עד 3 בסולם המקורי (ראה לעיל) ; במשתנה רמת ההכנסה של המשפחה - ערכים 4 עד 6 בסולם המקורי (ראה לעיל).

הבחירה להגדיר את המדד הכללי על-סמך מאפייני המיצב באופן שתואר לעיל (ולא, למשל, על-פי ממוצע או חציון של מאפייני המיצב) נבעה משאיפה לשמר ככל האפשר במשתנה המצורף את המשמעות התכנית של הקטגוריות המרכיבות את המשתנים המקוריים. גישה כזו מקלה על היכולת לבחון את המשמעות הממשית, האקטואלית של התוצאות ולתת להן פירוש שמעוגן במציאות קונקרטי.

²ראוי להדגיש שמשנתנה זה, בדומה לשני מאפייני המיצב האחרים, התבסס על דיווח עצמי. הוא עלול להיות בעייתי, וזאת משתי סיבות : ראשית, דיווח עצמי על משתנה רגיש כמו רמת הכנסה עלול ללקות בחוסר אמינות ; ושנית, הדיווח שהתבקש התייחס להערכת המועמד את רמת ההכנסה יחסית להכנסה הממוצעת בארץ, ויש להניח שהערכה כזו לוקה באי-דיוק ובהטיות מסויימות. יש לציין, עם זאת, שהשימוש במשתנה כזה נמצא במחקרים נוספים (למשל, הראל, קני ורהב, 1997).

מערך

שאלות המחקר נבדקו על-פי שני מימדים לאפיון החוג: תוכן וסלקטיביות. בלוח הבא מוצגת התפלגות החוגים והסטודנטים (בכל מיצב ומעבר לשני המיצבים) לפי מאפייני החוג, תוכן וסלקטיביות.

לוח 4: התפלגות החוגים והסטודנטים לפי תוכן וסלקטיביות

תוכן	סלקטיביות	מספר חוגים	מספר סטודנטים		
			מיצב נמוך	מיצב גבוה	כולם
מילוליים	נמוכה	380	7,872	22,935	30,877
מילוליים	גבוהה	55	956	6,466	7,422
כמותיים	נמוכה	118	1,971	6,501	8,472
כמותיים	גבוהה	163	2,524	12,931	15,455
מילוליים	כולם	435	8,828	29,401	38,229
כמותיים	כולם	281	4,495	19,432	23,927
כולם	נמוכה	498	9,843	29,436	39,279
כולם	גבוהה	218	3,480	19,397	22,877
כולם	כולם	716	13,323	48,833	62,156

ניתן להיווכח שהמשתנים תוכן וסלקטיביות אינם בלתי-תלויים: בעוד שבתחומים המילוליים לומדים כ-81% מן הסטודנטים בחוגים שסווגו כבעלי סלקטיביות נמוכה, הרי שבתחומים הכמותיים מצויים רק כ-35% מן הסטודנטים בחוגים כאלה. שיעורם הכללי של הסטודנטים ממיצב נמוך הוא 21%. שיעורם בתחומים המילוליים (23%) גבוה במעט משיעורם בתחומים הכמותיים (19%). שיעורם בחוגים מרמת סלקטיביות נמוכה (25%) עולה על שיעורם בחוגים מרמת סלקטיביות גבוהה (15%).

שיטת עיבוד הנתונים

יחידת העיבוד היא חוג, לפי מחזור ומוסד. העיבודים שיתוארו להלן בוצעו עבור כל אחד מחזאי מערכת המיון (להלן: "החזאי"). בכל יחידת עיבוד בוצעו העיבודים הבאים:

- שאלת הניבוי הדיפרנציאלי ("הטיה בניבוי") נבדקה על-ידי יישום תנאי גבול (Birnbaum, 1979, 1981) לצורך הסקה לגבי ניבוי-יתר או ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של הקבוצה ממיצב נמוך. לצורך זה חושבו שתי משוואות רגרסיה: האחת לניבוי הקריטריון על-ידי החזאי, משתנה של שיוך קבוצתי (מיצב גבוה או נמוך) ואינטראקציה בין החזאי לבין המשתנה של שיוך קבוצתי; השנייה לניבוי החזאי על-ידי הקריטריון, משתנה של שיוך קבוצתי ואינטראקציה בין הקריטריון לבין המשתנה של שיוך קבוצתי. שילוב הממצאים שמתקבלים משני ניתוחי הרגרסיה מאפשר הסקה לגבי ניבוי-יתר או ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של הקבוצה ממיצב נמוך, באופן שיפורט בהמשך.

2. אינדיקציה נוספת לניבוי דיפרנציאלי נבדקה על-ידי חישוב הבדלים מתוקננים בין שתי קבוצות המיציב בהישגיהן הממוצעים בחזאי ובקריטריון באמצעות מדד של גודל אפקט, d (Cohen, 1988).

3. שאלת התוקף הדיפרנציאלי נבדקה על-ידי השוואת מקדמי התוקף של החזאי בניבוי הקריטריון בשתי קבוצות המיציב.

בפרק התוצאות מוצגות תוצאות העיבודים ברמת מועמדים. ביצוע העיבודים הסטטיסטיים (משוואות רגרסיה מרובה, מדדי גודל אפקט, מקדמי תוקף) ברמת המועמדים מבוסס על תיקון של סוג אחד של סטטיסטי מדגמי מקדם המתאם בין זוג משתנים עבור תהליך הברירה. כל שאר הסטטיסטיים מחושבים על-סמך המתאמים הרלוונטיים, אחרי שהאחרונים תוקנו עבור תהליך הברירה (ולא ישירות מתוך מדגם הלומדים, על-פי נוסחאות החישוב המקובלות).

תיקון מקדם המתאם בין זוג משתנים עבור האפקט של תהליך הברירה ("תיקון לקיצוץ תחום") התבסס על ההנחה שתהליך הברירה בוצע על-סמך הציון המשוקלל. שיטת התיקון של המתאם הנצפה בתנאים אלה (Gulliksen, 1950, pp. 145-157) מוצגת בנספח 4.

לצורך התיקונים לקיצוץ תחום נדרש אומדן לסטיית התקן של הציון המשוקלל באוכלוסיית המועמדים. אומדן זה חושב מתוך נתוני המועמדים לאוניברסיטאות מחזוריים תשנ"ב ותשנ"ג (מאיר ואורן, 1995). פירוט האופן שבו הופק האומדן וכן ערכי האומדן (עבור צירופים שונים של תוכן וסלקטיביות) מוצגים בנספח 5.

להלן פירוט אופן ביצוע העיבודים:

1. ניבוי דיפרנציאלי

לצורך בדיקת הטיה בניבוי חושבו שתי משוואות רגרסיה מרובה: האחת לניבוי הקריטריון על-ידי החזאי, משתנה של שיוך קבוצתי ($0 = \text{מיציב}$ נמוך $1 = \text{מיציב גבוה}$) ואינטראקציה בין החזאי לבין המשתנה של שיוך קבוצתי; השניה לניבוי החזאי על-ידי הקריטריון, משתנה של שיוך קבוצתי ואינטראקציה בין הקריטריון לבין המשתנה של שיוך קבוצתי.

אופן חישוב משוואות הרגרסיה ותהליך ההסקה ממנה יתואר תחילה ביחס למשוואה הראשונה. כאמור, המשתנה התלוי במשוואה זו הוא הקריטריון, והמשתנים הבלתי תלויים הם: 1) החזאי; 2) משתנה של שיוך קבוצתי; ו-3) משתנה של אינטראקציה בין החזאי לבין שיוך קבוצתי.

ראשית, חושבה מטריצת המתאמים הנצפים בין ארבעת המשתנים שלעיל (המשתנה התלוי ושלושת המשתנים הבלתי תלויים). שנית, מתאמים אלה תוקנו לקיצוץ תחום (ראה נספחים 4 ו-5). בשלב הבא חושבה משוואת הרגרסיה המרובה על-סמך המתאמים המתוקנים. תהליך הסקת המסקנות ממשוואת הרגרסיה הוא כדלקמן: כאשר המקדם של משתנה השיוך הקבוצתי הוא חיובי (קו הרגרסיה של הקבוצה ממיציב גבוה מצוי מעל לקו הרגרסיה של הקבוצה ממיציב נמוך) מסיקים ממשוואת רגרסיה זו על ניבוי-יתר של ציון הקריטריון לקבוצה ממיציב נמוך, ובתנאי שהמקדם של משתנה האינטראקציה קטן בערכו המוחלט מן המקדם של משתנה השייכות הקבוצתית. משמעות תנאי זה היא שבטווח של \pm סטיית-תקן מן הממוצע הכללי (של

שתי הקבוצות) בחזאי, מתקיימת אינטראקציה אורדינלית (או שאין אינטראקציה כלל), דהיינו: שבטוח האמור אין היפוך בסדר קווי הרגרסיה של הקבוצות; או, במלים אחרות, המסקנה שנגזרה מסימונו של המקדם של משתנה השיוך הקבוצתי תקפה לגבי כל הטוח הרלוונטי. כאשר התנאי אינו מתקיים לא ניתן להסיק על ניבוי-יתר או ניבוי-חסר כלשהו. באופן דומה, כאשר המקדם של משתנה השיוך הקבוצתי הוא שלילי, מסיקים על ניבוי-חסר לקבוצה ממיצב נמוך, ובתנאי שהמקדם של משתנה האינטראקציה קטן בערכו המוחלט מן המקדם של משתנה השייכות הקבוצתית. כאשר התנאי אינו מתקיים לא ניתן להסיק על ניבוי-יתר או ניבוי-חסר כלשהו.

הליך מקביל מתבצע ביחס למשוואת הרגרסיה השניה, שבה המשתנה התלוי הוא החזאי, והמשתנים הבלתי תלויים הם: (1) הקריטריון; (2) משתנה של שיוך קבוצתי; ו-3) משתנה של אינטראקציה בין הקריטריון לבין שיוך קבוצתי. תהליך הסקת המסקנות ממשוואת הרגרסיה דומה למה שתואר לעיל, אך במקרה זה, המסקנות הפוכות בכיוון: כאשר המקדם של משתנה השיוך הקבוצתי הוא חיובי (קו הרגרסיה של הקבוצה ממיצב גבוה מצוי מעל לקו הרגרסיה של הקבוצה ממיצב נמוך) מסיקים ששימוש בקו רגרסיה משותף לניבוי החזאי על-סמך הקריטריון מוביל לניבוי-יתר של הציון בחזאי לקבוצה ממיצב נמוך. כלומר: על-סמך הישגיהן של הקבוצות בקריטריון, ובהתעלם מן השיוך הקבוצתי, היינו מנבאים לחברי הקבוצה ממיצב נמוך ציונים גבוהים מאלה שקבלו בפועל בחזאי. דהיינו, הציונים שהתקבלו בפועל בחזאי עבור חברי קבוצה זו הם "נמוכים מדי", כלומר: יוצרים ניבוי-חסר של ציון הקריטריון. גם במקרה זה מופעל התנאי שמסקנה אודות הטיה מתקבלת רק כאשר משתנה האינטראקציה קטן בערכו המוחלט מן המקדם של משתנה השייכות הקבוצתית. באופן דומה, כאשר המקדם של משתנה השיוך הקבוצתי הוא שלילי, מסיקים שהחזאי יוצר ניבוי-יתר של ציון הקריטריון לקבוצה ממיצב נמוך. ההסקה מתקיימת בתנאי שהמקדם של משתנה האינטראקציה קטן בערכו המוחלט מן המקדם של משתנה השייכות הקבוצתית.

בשלב האחרון מצרפים את המסקנות המתקבלות משני ניתוחי הרגרסיה באופן הבא: מסקנה סופית אודות הטיה בכיוון מסוים מתקבלת רק כאשר משני הניתוחים מתקבלת מסקנה שיש הטיה (בשימוש בחזאי לניבוי הקריטריון ללא התחשבות בשייכות קבוצתית) וכיוון ההטיה הוא זהה (אם מאף אחד משני הניתוחים לא מתקבלת מסקנה על הטיה, או שרק בניתוח אחד מתקבלת מסקנה שיש הטיה, או שבשני הניתוחים מתקבלת מסקנה על הטיה, אך בכיוונים שונים) לא מתקבלת מסקנה סופית על הטיה). תוצאות בדיקת הטיה בנפרד על-פי כל אחת משתי ההגדרות להגנות, שעל צירופן מתבססים תנאי הגבול: ההגדרה הראשונה וההגדרה השלישית מבין ארבע ההגדרות שמנה דרלינגטון (Darlington, 1971), מוצגות בנספח 6.

2. הבדלים מתוקננים בין שתי קבוצות המימצב בהישגיהן הממוצעים בחזאי ובקריטריון
לצורך חישוב גודל האפקט (d) של מיצב חברתי-כלכלי על הציונים בחזאי ובקריטריון נעשה שימוש בנוסחה שפיתח כהן (Cohen, 1988) לקשר בין מקדם המתאם של פירסון - שבין החזאי (או הקריטריון) לבין משתנה השייכות הקבוצתית (מיצב נמוך; מיצב גבוה) - לבין d (הפרש מתוקנן בין ממוצעי הציונים בחזאי (או בקריטריון) של קבוצות ממיצב נמוך וגבוה).

הנוסחה שהציע כהן (Cohen, 1988, p. 24) היא: $r = d / \sqrt{d^2 + (1/pq)}$, כאשר: r = מקדם r של פירסון (או ה- r point biserial) בין משתנה רציף לבין משתנה דיכוטומי (שייכות קבוצתית).

d = הפרש מתוקנן בין ממוצעי הציונים של שתי הקבוצות במשתנה הרציף.

p = הפרופורציה של קבוצה אחת באוכלוסיה המצורפת משתי הקבוצות.

$q = 1 - p$, כלומר, הפרופורציה של הקבוצה השניה באוכלוסיה המצורפת משתי הקבוצות.

בהקשר הנוכחי חשוב d כפונקציה של r (על-ידי פיתוח אלגברי של הנוסחה שלעיל) באמצעות

הנוסחה: $d = r / \sqrt{pq(1-r^2)}$ (ד- r בעלי סימן זהה, כאשר: במשתנה השייכות הקבוצתית

מקודדת הקבוצה ממיצב נמוך עם ערך נמוך (למשל, 0) והקבוצה ממיצב גבוה עם ערך גבוה

(למשל, 1), והמונה של גודל האפקט d מחושב כ"ממוצע הציונים של הקבוצה ממיצב גבוה פחות

ממוצע הציונים של הקבוצה ממיצב נמוך").

בנוסחה שלעיל משקפים משתני צד ימין (r, p, q) את הערכים המתאימים בקרב המועמדים.

לפיכך המשתנה d , המחושב באמצעות נוסחה זו, מבטא אף הוא את הערך המחושב ברמת

המועמדים.

r (המתאם שבין המשתנה הרציף - אחד החזאים או הקריטריון - לבין משתנה השייכות

הקבוצתית - מיצב נמוך או מיצב גבוה) תוקן עבור תהליך הברירה (ראה נספחים 4 ו-5).

ערכי p ו- q - פרופורציות ממוצעות (לפי תוכן וסלקטיביות של החוג) של מועמדים ממיצב נמוך

ומועמדים ממיצב גבוה חושבו ישירות ברמת המועמדים. פירוט הערכים שהתקבלו, ואופן

חישובם, מופיע בנספח 5.

חשוב להבהיר בנקודה זו את הסיבה לשימוש בנוסחה שהוצגה לעיל לצורך חישוב d , ולא בנוסחה

המקובלת (Cohen, 1988, p. 20), שבה מחושב ישירות ההפרש המתוקנן בין ממוצעי שתי

הקבוצות. יתרונה של הנוסחה הנוכחית הוא בנוחות חישובם של הפרמטרים הנדרשים ברמת

המועמדים.

3. מקדמי התוקף של החזאי בניבוי הקריטריון בכל אחת מקבוצות המיצב

מקדמי המתאם של פירסון בין החזאי לבין הקריטריון חושבו בנפרד עבור שתי קבוצות המיצב.

המתאמים הנצפים תוקנו לקיצוץ תחום (ראה נספחים 4 ו-5).

חשוב להבהיר שהמתאמים הנצפים בשתי הקבוצות תוקנו לסטיית תקן אחידה (לפי תוכן

וסלקטיביות של החוג), וזאת במטרה לבחון קיומם של הבדלי תקפויות שאין מקורם בהבדלים

במידת הפיזור בשתי הקבוצות.

התוצאות שהתקבלו בחוגים יוצגו להלן לפי מאפייני החוגים תוכן וסלקטיביות וכן מעבר לכל החוגים. צירוף התוצאות מעבר לחוגים התבסס על ממוצע משוקלל (במספר הכולל של סטודנטים בחוג) של הממצא החוגי.³

³ מספר החוגים והסטודנטים אינו מופיע בלוחות התוצאות. מספרים אלה מוצגים בלוח 4 עבור הצירופים השונים של תוכן וסלקטיביות.

תוצאות

ניבוי דיפרנציאלי (הטיה בניבוי)

בלוח 5א' מוצג, עבור כל אחד משלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון, אחוז החוגים שבהם התקבלה, בעקבות יישום תנאי הגבול, הכרעה בדבר ניבוי-יתר או ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. בלוח 5ב' מוצגות התוצאות ביחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל.

לוח 5א': אחוז החוגים שבהם לא נמצאה הטיה ("ללא הטיה") ואחוז החוגים שבהם נמצא ניבוי-יתר או ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך בהתייחס לציון המשוקלל, בגרות ומכפ"ל.

מכפ"ל			בגרות			משוקלל			סלקטיביות	תוכן
ניבוי חסר	ללא הטיה	ניבוי יתר	ניבוי חסר	ללא הטיה	ניבוי יתר	ניבוי חסר	ללא הטיה	ניבוי יתר		
9	91	0	9	90	1	11	89	0	נמוכה	מילוליים
0	100	0	3	97	0	5	95	0	גבוהה	מילוליים
7	93	0	5	95	0	13	87	0	נמוכה	כמותיים
5	95	0	2	97	1	2	98	0	גבוהה	כמותיים
7	93	0	8	91	1	10	90	0	כולם	מילוליים
6	94	0	3	97	0	6	94	0	כולם	כמותיים
8	92	0	8	92	0	12	88	0	נמוכה	כולם
3	97	0	3	97	0	3	97	0	גבוהה	כולם
6	94	0	6	94	0	9	91	0	כולם	כולם

לוח 5ב': אחוז החוגים שבהם לא נמצאה הטיה ("ללא הטיה") ואחוז החוגים שבהם נמצא ניבוי-יתר או ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך בהתייחס למילולי, כמותי ואנגלית.

אנגלית			כמותי			מילולי			סלקטיביות	תוכן
ניבוי חסר	ללא הטיה	ניבוי יתר	ניבוי חסר	ללא הטיה	ניבוי יתר	ניבוי חסר	ללא הטיה	ניבוי יתר		
8	92	0	4	95	1	8	91	1	נמוכה	מילוליים
0	98	2	0	100	0	3	97	0	גבוהה	מילוליים
11	88	1	8	90	2	5	95	0	נמוכה	כמותיים
4	96	0	4	95	1	2	98	0	גבוהה	כמותיים
6	93	1	3	96	1	7	92	1	כולם	מילוליים
6	94	0	5	94	1	3	97	0	כולם	כמותיים
8	92	0	5	94	1	7	92	1	נמוכה	כולם
3	96	1	3	96	1	2	98	0	גבוהה	כולם
6	94	0	4	95	1	5	95	0	כולם	כולם

ניתן לסכם את הממצאים, מעבר לכל החוגים, באופן הבא:

בהתייחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון הציון המשוקלל, בגרות ומכפ"ל: ביותר מ-90% מן החוגים לא נמצאה עדות להטיה בניבוי ציוני הקריטריון. בחוגים בהם נמצאה אינדיקציה להטיה, כיוונה היה ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך (9% ביחס לציון המשוקלל ו-6% ביחס לכל אחד משני מרכיביו, בגרות ומכפ"ל).

בהתייחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל מילולי, כמותי ואנגלית: אחוז החוגים שבהם לא נמצאה עדות להטיה בניבוי ציוני הקריטריון (כ-95%) גבוה מן האחוז המקביל ביחס לשלושת החזאים המרכזיים. גם במקרה זה מאופיינים מקרי ההטיה במגמת ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. נטיית ניבוי-החסר ניכרת יותר ביחס לאנגלית (6%) ולמילולי (5%) מאשר ביחס לכמותי (4% ניבוי-חסר ו-1% ניבוי-יתר).

להלן, בתיאור וניתוח הממצאים לפי מאפייני החוג יבטא "אחוז החוגים עם ניבוי-חסר" את ההפרש בין עמודת "חסר" לבין עמודת "יתר" בלוחות 5א ו-5ב.

בבחינת האפקט של מאפייני החוג, תוכן וסלקטיביות, ביחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון, ניתן להתרשם שקיים אפקט סלקטיביות, אך לא נמצא אפקט לתוכן, כפי שיפורט להלן: ביחס לסלקטיביות מוצאים שברמת סלקטיביות גבוהה יש פחות ניבוי-חסר (3% בהתייחס לכל אחד משלושת החזאים) מאשר ברמת סלקטיביות נמוכה (12% בהתייחס לציון המשוקלל, 8% בהתייחס לבגרות ולמכפ"ל). אפקט זה של סלקטיביות מתקיים בכל אחת מרמות התוכן.

האפקט של תוכן ייבחן בתוך כל אחת מרמות הסלקטיביות (האפקט העיקרי של תוכן מעט יותר ניבוי-חסר בתחומים המילוליים; מעט פחות ניבוי-חסר בתחומים הכמותיים מעורבב (confounded) עם האפקט של סלקטיביות, כיוון שהתפלגות החוגים לפי רמות סלקטיביות שונה בשני התחומים, כמתואר בלוח 4 בפרק השיטה). כשבוחנים את האפקט של תוכן בתוך רמות סלקטיביות מוצאים שלא קיימת עקביות בין שלושת החזאים באפקט האמור: בבגרות אפקט התוכן זהה בשתי רמות הסלקטיביות, ואילו בהתייחס למכפ"ל ולציון המשוקלל מוצאים שאפקט התוכן מתהפך בין שתי רמות הסלקטיביות (וכיוון ההיפוך שונה בשני החזאים).

בבחינת האפקט של מאפייני החוג ביחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל, ניתן להתרשם, בדומה למה שתואר ביחס לשלושת החזאים המרכזיים, שקיים אפקט עקבי (בין שלושת החזאים) לסלקטיביות, ואפקט חלש יותר ובלתי עקבי לתוכן, כפי שיפורט להלן: ביחס לסלקטיביות מוצאים שברמת סלקטיביות גבוהה קיים ניבוי-חסר מזערי (2% בהתייחס לכל אחד משלושת החזאים) לעומת ניבוי-החסר ברמת סלקטיביות נמוכה (הפער בין רמות הסלקטיביות בולט בעיקר ביחס לאנגלית). אפקט הסלקטיביות מתקיים, עבור שלושת החזאים, בכל אחד משני התחומים.

כשבוחנים את האפקט של תוכן (בתוך כל אחת מרמות הסלקטיביות) מוצאים, בתוך כל חזאי, אפקט תוכן דומה בשתי רמות הסלקטיביות, אך כיוון האפקט אינו עקבי בין שלושת החזאים.

הפרשים מתוקננים בין שתי קבוצות המיצב בהישגיהן הממוצעים בקריטריון

ובחזאים

בלוח 6 מוצגים הפרשים מתוקננים (d) בין הישגיהן הממוצעים של שתי קבוצות המיצב בקריטריון ובחזאים. הפרש חיובי פירושו שממוצע קבוצת המיצב הגבוה גבוה במשתנה הנדון מממוצע קבוצת המיצב הנמוך.

לוח 6: הפרשים מתוקננים בין הישגיהן הממוצעים של שתי קבוצות המיצב בקריטריון ובחזאים

תוכן	סלקטיביות	קריטריון	משוקלל	בגרות	מכפ"ל	מילולי	כמותי	אנגלית
מילוליים	נמוכה	0.14	0.45	0.38	0.40	0.34	0.25	0.41
מילוליים	גבוהה	0.36	0.64	0.58	0.52	0.40	0.35	0.47
כמותיים	נמוכה	0.05	0.28	0.19	0.29	0.19	0.16	0.38
כמותיים	גבוהה	0.25	0.54	0.46	0.46	0.33	0.28	0.51
מילוליים	כולם	0.18	0.48	0.42	0.42	0.35	0.27	0.42
כמותיים	כולם	0.18	0.45	0.37	0.40	0.28	0.24	0.46
כולם	נמוכה	0.12	0.41	0.34	0.37	0.31	0.23	0.40
כולם	גבוהה	0.29	0.57	0.50	0.48	0.35	0.30	0.50
כולם	כולם	0.18	0.47	0.40	0.41	0.32	0.25	0.44

הממצאים של ערכי ה-d ינותחו להלן משתי זוויות מבט: ראשית, יוצגו ערכי ה-d בשבעת המשתנים: ששת החזאים והקריטריון, במטרה לקבל תמונה כללית בדבר הישגיהן היחסיים של שתי קבוצות המיצב במשתני המחקר. שנית, ייבחנו ההפרשים שבין ערכי ה-d בקריטריון לבין ערכי ה-d בחזאים, כעדות רלוונטית בסוגיית ההוגנות.

מנתוני השורה התחתונה בלוח 6 ניתן להיווכח, ראשית, שכל ערכי ה-d הממוצעים שחושבו הם חיוביים. כלומר, ממוצע קבוצת המיצב הגבוה גבוה מממוצע קבוצת המיצב הנמוך, בכל חזאי מערכת המיון ובקריטריון. שנית, ערכי ה-d בכל החזאים גבוהים מערך ה-d בקריטריון.

בהתייחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון מוצאים שערך ה-d בציון המשוקלל עולה על ערכי ה-d בבגרות ובמכפ"ל (כאשר בגרות ומכפ"ל דומים זה לזה בערכי ה-d שלהם). בהתייחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל בולט ערך ה-d הגבוה באנגלית (עולה על זה של מכפ"ל). ערכי ה-d במילולי, ובעיקר בכמותי, נמוכים יחסית.

בבחינת האפקט של מאפייני החוג, תוכן וסלקטיביות, על ששת החזאים והקריטריון ניתן להיווכח בקיומו של אפקט לכל אחד משני המאפיינים, כפי שיפורט להלן. בהתייחס לסלקטיביות, אנו מוצאים, ביחס לכל שבעת המשתנים, שערכי ה-d ברמת סלקטיביות נמוכה נמוכים מערכי ה-d ברמת סלקטיביות גבוהה. אפקט זה של סלקטיביות ניכר במיוחד ביחס לקריטריון ולשניים מן

החזאים בגרות והציון המשוקלל. האפקט הכללי של סלקטיביות, כפי שתואר לעיל, מתקיים בכל אחד משני תחומי התוכן.

אפקט מסוים (קטן במימדיו מן האפקט של סלקטיביות) של תוכן (בתוך כל אחת מרמות הסלקטיביות) ניתן לזהות ביחס לכל המשתנים (חוץ מאנגלית): ערכי ה-d בתחומים המילוליים גבוהים מערכי ה-d בתחומים הכמותיים.

מן המתואר לעיל ניתן לקבל התרשמות כלשהי בנוגע למידע הרלוונטי לסוגיית ההטיה בניבוי: הפער בין ערכי ה-d בחזאים לבין ערך ה-d בקריטריון:

באופן כללי, מעבר לכל החוגים, פער זה הוא חיובי: ערכי ה-d (החיוביים) בחזאים גבוהים מערך ה-d (החיובי) בקריטריון. מבין שלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון, הפער ניכר יותר ביחס לציון המשוקלל (ודומה ביחס לבגרות ולמכפ"ל). מבין מרכיבי מכפ"ל, מוצאים פער משמעותי בין ערך ה-d בחזאי לערך ה-d בקריטריון רק ביחס לאנגלית.

באשר לאפקט של מאפייני החוג, תוכן וסלקטיביות, על הפער, המגמות המסתמנות הן כדלהלן: מאחר שאפקט הסלקטיביות (ערכי ה-d בסלקטיביות נמוכה נמוכים מערכי ה-d בסלקטיביות גבוהה) ניכר יותר ביחס לקריטריון ולשניים מן החזאים, בגרות והציון המשוקלל (ובמידה דומה בשלושתם), ניתן להסיק שלסלקטיביות יהיה אפקט על הפער בין ערך ה-d בחזאי לבין ערך ה-d בקריטריון בעיקר ביחס למכפ"ל ולשלושת מרכיביו (כאשר הפער האמור יהיה קטן יותר בסלקטיביות גבוהה מאשר בסלקטיביות נמוכה). ואמנם, בבחינת האפקט של סלקטיביות ביחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון, מוצאים אפקט עיקרי לסלקטיביות רק ביחס למכפ"ל: ההפרש בין ערך ה-d שלו לבין ערך ה-d של הקריטריון גדול יותר בסלקטיביות נמוכה (0.26) מאשר בסלקטיביות גבוהה (0.19). אפקט זה מתקיים בכל אחת משתי רמות התוכן.

גם ביחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל ניתן להתרשם מקיומו של אפקט של סלקטיביות (כאשר האפקט הוא חזק יותר ביחס למילולי ולכמותי): ההפרש בין ערך ה-d בחזאי לבין ערך ה-d בקריטריון גדול יותר בסלקטיביות נמוכה מאשר בסלקטיביות גבוהה. כך, למשל, ניתן להיווכח שביחס למרכיב הכמותי כמעט ולא קיים הבדל (0.01) ברמת הסלקטיביות הגבוהה בין ערך ה-d של החזאי לבין ערך ה-d בקריטריון. אפקט הסלקטיביות מתקיים, ביחס לכל שלושת החזאים, בכל אחת משתי רמות התוכן.

באשר לאפקט התוכן, מאחר ואין הבדלים משמעותיים בין החזאים לקריטריון בכיוונו או בגודלו של אפקט התוכן, לא נראה שלתוכן יש אפקט חזק על הפער בין ערכי ה-d בחזאים לבין ערך ה-d בקריטריון. ואמנם, כשבודקים את האפקט של תוכן על ההפרש בין ערך ה-d בחזאי לבין ערך ה-d בקריטריון, מוצאים אפקט בלתי עקבי בין ששת החזאים (וכן, בתוך כל חזאי, גודל האפקט וקיומו מותנה ברמת הסלקטיביות).

תוקף דיפרנציאלי

סוגיית התוקף הדיפרנציאלי מתמקדת בשאלת קיומם של הבדלים בין שתי קבוצות המיצב בתוקף החזאים.

בטרם נתמקד בהשוואה בין שתי קבוצות המיצב בתוקף הניבוי של החזאים, נתייחס לתמונה הכללית, אודות תוקף הניבוי של חזאי מערכת המיון (בתוך כל קבוצת מיצב), כפי שהוא משתקף בנתוני המחקר הנוכחי. ראוי להבהיר, עם זאת, שאפיוני המחקר הנוכחי מגבילים את האפשרות להסיק מתוך ממצאי המחקר על תוקף הניבוי של מערכת המיון באופן כללי, או על התוקף היחסי של מרכיבים שונים (בפרט, של מכפ"ל ובגרות). הסיבה לכך היא שנתוני התוקף חושבו במחקר הנוכחי בהתייחס לאוכלוסיית מועמדים הומוגנית יחסית, וזאת משני היבטים: ראשית, נכללו רק מועמדים שנבחנו בבחינה הפסיכומטרית בעברית, ושנית, התוקף חושב בתוך קטגוריות הומוגניות ברקע החברתי-כלכלי. לעומת זאת, אוכלוסיית המועמדים שעמה מתמודדת בפועל מערכת המיון היא אוכלוסייה הטרוגנית: היא כוללת מיעוטים, מועמדים מחו"ל, בוגרי בתי-ספר משכונות ויישובים מבוססים לצד בוגרי בתי-ספר מעיירות פיתוח (בהקשר זה חשוב לציין שחלק משמעותי מתרומתו של מכפ"ל לתוקף הניבוי של המערכת כולה נובעת מייחודיותו כמדד סטנדרטי המאפשר להשוות מועמדים שנתונייהם האחרים - תעודת הבגרות או מדד דומה להישגים לימודיים בעבר - אינם בני השוואה). לפיכך, ובהינתן הסתייגות זו, ניתן ללמוד מנתוני התוקף המוצגים במחקר הנוכחי על יעילותם של חזאי מערכת המיון רק בשתי האוכלוסיות הנחקרות.

בלוח 7 מוצגים מקדמי התוקף של החזאים בכל אחת מקבוצות המיצב.

לוח 7: מקדמי המתאם בין החזאים לבין הקריטריון בתוך קבוצות מיצב

תוכן	סלקטיביות	משוקלל		בגרות		מכפ"ל		מילולי		כמותי		אנגלית	
		גבוה	נמוך	גבוה	נמוך	גבוה	נמוך	גבוה	נמוך	גבוה	נמוך	גבוה	נמוך
מילוליים	נמוכה	0.43	0.39	0.38	0.34	0.36	0.34	0.31	0.29	0.31	0.29	0.23	0.22
מילוליים	גבוהה	0.54	0.47	0.52	0.39	0.39	0.42	0.32	0.35	0.32	0.32	0.29	0.22
כמותיים	נמוכה	0.42	0.44	0.39	0.37	0.31	0.37	0.21	0.27	0.34	0.38	0.23	0.16
כמותיים	גבוהה	0.52	0.44	0.49	0.40	0.39	0.30	0.28	0.18	0.39	0.35	0.18	0.23
מילוליים	כולם	0.45	0.40	0.41	0.35	0.37	0.35	0.32	0.30	0.31	0.29	0.24	0.22
כמותיים	כולם	0.48	0.44	0.45	0.39	0.36	0.33	0.25	0.21	0.37	0.36	0.20	0.20
כולם	נמוכה	0.42	0.40	0.38	0.34	0.35	0.35	0.29	0.28	0.31	0.31	0.23	0.21
כולם	גבוהה	0.52	0.45	0.50	0.39	0.39	0.34	0.29	0.23	0.37	0.34	0.22	0.23
כולם	כולם	0.46	0.42	0.43	0.36	0.37	0.34	0.29	0.26	0.33	0.32	0.23	0.21

נתוני התוקף, מעבר לכל החוגים, של הציון המשוקלל, בגרות ומכפ"ל הם, בהתאמה: 0.42, 0.36 ו-0.34 בקבוצת המיצב הנמוך, ו-0.46, 0.43 ו-0.37 בקבוצת המיצב הגבוה. בשתי הקבוצות גבוה תוקף הניבוי של הציון המשוקלל מתוקף הניבוי של כל אחד ממרכיביו, בגרות ומכפ"ל, בנפרד. התרומה השולית של מכפ"ל לתוקף הניבוי מעבר לבגרות היא 0.06 בקבוצת המיצב הנמוך ו-0.03 בקבוצת המיצב הגבוה. בשתי הקבוצות תוקף הניבוי של בגרות גבוה מתוקף הניבוי של מכפ"ל (כאשר יתרון הבגרות על-פני מכפ"ל ניכר יותר בקבוצת המיצב הגבוה).

נתוני התוקף, מעבר לכל החוגים, של מילולי, כמותי ואנגלית הם, בהתאמה: 0.26, 0.32 ו-0.23 בקבוצת המיצב הנמוך ו-0.29, 0.33 ו-0.21 בקבוצת המיצב הגבוה. בשתי הקבוצות מתקיים שתוקף מכפ"ל עולה על תוקף הניבוי של כל אחד משלושת מרכיביו בנפרד. כמו-כן, מתקיים בשתי הקבוצות הממצא שתוקף הניבוי של כמותי הוא הגבוה ביותר ותוקף הניבוי של אנגלית הנמוך ביותר.

כאמור, סוגיית התוקף הדיפרנציאלי עוסקת בקיומם של הבדלים בין שתי קבוצות המיצב בתוקף הניבוי של החזאים. כדי לבחון סוגיה זו חושב בכל חוג הפרש המתאמים (תוקף הניבוי של החזאי בקבוצת המיצב הגבוה פחות תוקף הניבוי שלו בקבוצת המיצב הנמוך) בין הקבוצות. ההפרשים הממוצעים (מעבר לכל החוגים) בין תוקף הניבוי של הציון המשוקלל, מכפ"ל ובגרות בקבוצת המיצב הגבוה לבין תוקף הניבוי שלהם בקבוצת המיצב הנמוך הם: 0.04, 0.07 ו-0.03, בהתאמה. ההפרשים הממוצעים בין תוקף הניבוי של מילולי, כמותי ואנגלית הם: 0.03, 0.01 ו-0.02-, בהתאמה. בהתייחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון מעידים ערכיהם החיוביים של ההפרשים שבאופן כללי תוקף הניבוי בקבוצת המיצב הגבוה גבוה מתוקף הניבוי בקבוצת המיצב הנמוך. הפרשי התוקף ניכרים למדי ביחס לבגרות. בהתייחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל, מוצאים הפרשי תוקף קטנים בין שתי הקבוצות.

בבחינת האפקט של סלקטיביות על הפרשי המתאמים ביחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון, מוצאים אפקט עקבי לסלקטיביות ביחס לבגרות ולציון המשוקלל: יתרון התוקף בקבוצת המיצב הגבוה ניכר יותר בסלקטיביות גבוהה, וזאת בכל אחת משתי קטגוריות התוכן.

ביחס למכפ"ל מתקיימת אינטראקציה בין תוכן לסלקטיביות: האפקט שתואר לעיל ביחס לבגרות ולציון המשוקלל מתקיים (בעוצמה ניכרת) רק בתחומים הכמותיים (מהפרש תוקף של -0.06 בסלקטיביות נמוכה ל- 0.09 בסלקטיביות גבוהה). בתחומים המילוליים מוצאים אפקט סלקטיביות מתון יותר - בכיוון ההפוך. האפקט של תוכן (בתוך כל אחת מרמות הסלקטיביות) אינו עקבי בין שלושת החזאים.

בבחינת האפקט של סלקטיביות ביחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל מוצאים, ביחס לשלושת החזאים, אינטראקציה ברורה בין תוכן לסלקטיביות: בתחומים המילוליים אנו מוצאים שבסלקטיביות נמוכה התוקף גבוה יותר בקבוצת המיצב הגבוה, ואילו בסלקטיביות גבוהה התוקף גבוה יותר בקבוצת המיצב הנמוך. בתחומים הכמותיים מתקיימת תופעה הפוכה.

דיון

מטרת המחקר הנוכחי היתה לבדוק את ההגנות מערכת המיון לאוניברסיטאות כלפי מועמדים ממיצב חברתי-כלכלי נמוך. ההגנות נבחנה משני היבטים: ההיבט של ניבוי דיפרנציאלי וההיבט של תוקף דיפרנציאלי. התופעה הנחקרת, על שני היבטיה, נבדקה בהתייחס לשני מאפיינים של חוג הלימוד: תוכן הלימודים בחוג ומידת הסלקטיביות של החוג.

סיכום וניתוח הממצאים

בהתייחס לסוגיית הניבוי הדיפרנציאלי ניתן לסכם את הממצאים באופן הבא: כאשר משתמשים באחד משלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון אזי ביותר מ-90% מן החוגים לא נמצאה אינדיקציה להטיה. באשר לחוגים בהם זוהתה אינדיקציה להטיה (9% מן החוגים ביחס לציון המשוקלל; 6% ביחס לכל אחד משני מרכיביו, בגרות ומכפ"ל), היא אופיינה בניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. כאשר משתמשים באחד משלושת מרכיבי מכפ"ל כחזאי ממיין מוצאים שנטיית ניבוי-החסר ניכרת מעט יותר ביחס לאנגלית (6% מן החוגים) ולמילולי (5%), מאשר ביחס למרכיב הכמותי (3%). אינדיקציות אלה לנטייה לניבוי-חסר מתיישבות עם הפערים שנמצאו בין ערכי ה-d בחזאים השונים לבין ערכי ה-d בקריטריון: אמנם בכל המשתנים חזאים וקריטריון כאחד התקבלו ערכי d ממוצעים חיוביים (שפירושם שממוצע הציונים של קבוצת המיצב הגבוה גבוה מממוצע הציונים של קבוצת המיצב הנמוך), אך ערך ה-d בקריטריון (0.18) הינו נמוך מערכי ה-d בחזאים. מבין החזאים, ערכי ה-d של שלושת החזאים המרכזיים גבוהים למדי (0.47, 0.41 ו-0.40 בהתייחס לציון המשוקלל, מכפ"ל ובגרות, בהתאמה); מבין מרכיבי מכפ"ל מוצאים ערך d גבוה באנגלית (0.44), ונמוך, יחסית, במילולי (0.32) ובעיקר בכמותי (0.25).

התמונה הכללית היא, אם-כן, שמכפ"ל ובגרות דומים זה לזה בנטייתם לספק ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. להבדיל מן התופעה המאפיינת מחקרי ההגנות אחרים, למשל: בהתייחס לקבוצות מין (Azen, Bronner, & Gafni, 1999; Willingham & Cole, 1997), שבהם פועלים שני המרכיבים המרכזיים של מערכת המיון בכיוונים מנוגדים, ובכך בצירופם למשתנה אחד - מקזזים זה את נטייתו של זה, במקרה הנוכחי פועלים שני המרכיבים הללו באותו כיוון, ולפיכך מחזקים זה את נטייתו של זה.

הדמיון שמתגלה בהקשר הנוכחי בין מכפ"ל לבגרות עשוי לספק רמזים למקורה של נטיית ניבוי-החסר. המשותף לשני המשתנים הללו הוא שהם מספקים תמונת מצב על יכולות סכולסטיות שנרכשו ונבדקו בעבר, וחלף פרק זמן מסוים בין המדידות שבוצעו בחזאים לבין המדידה שבוצעה בקריטריון. אפשר שדפוס הממצאים שהתקבל כאן משקף תהליך התפתחותי במחזור החיים של הפרט שמצמצם על-פני זמן את השפעת הרקע החברתי-כלכלי על ההישגים הלימודיים. דפוס זה של ממצאים אף מתיישב עם ממצאי מחקרים שנעשו בחו"ל שמראים שבעלי רקע חברתי-כלכלי נמוך נופלים מהאחרים בהישגיהם גם כשמדובר בחינוך גבוה, אך פחות מאשר בשלבי החינוך הקודמים (Coombs & Davies, 1965; Sewell & Shah, 1967; Wolfle, 1961).

ניתן להצביע על שני מקורות אפשריים להיווצרותו של תהליך התפתחותי כזה, שמתאים אולי לכנותם: מקור חברתי ומקור כלכלי.

המקור החברתי מתחבר לאותו מרכיב במיצב שניתן לכנותו הסביבה התרבותית והערכית שלה נחשף בן המיצב הנמוך, ובעיקר: עמדותיהם וזיקתם של ההורים להישגים בלימודים. אחד ההסברים הנפוצים לקשר שבין הרקע החברתי-כלכלי לבין הישגים בלימודים הוא שבני השכבות הנמוכות מקבלים פחות עידוד ללימודים מהוריהם מאשר בני השכבות הגבוהות, ועל-כן נוטים פחות לפתח שאיפות בכיוון זה. קיימת הסכמה בין חוקרים (למשל, Cohen, 1965; Coleman & McDill, 1963; McDill & Coleman, 1965) כי יש קשר בין תוכן הערכים והשאיפות שהיחסים הראשוניים מקנים לאדם, לבין הישגיו הלימודיים בשלבי החינוך המוקדמים, וככל שחברי הקבוצה הראשונית של הנחקרים טיפחו יותר את השאיפות והציפיות הלימודיות, כך גברה הצלחתם בלימודיהם. מה המצב בעניין זה בקרב סטודנטים? באופן טיפוסי המעבר מתקופת הלימודים בבית-הספר התיכון ללימודים בהשכלה הגבוהה מלווה בתהליך של היחשפות

לעיתים לראשונה למערכת ערכים של החברה הרחבה יותר שבה מיוחסת חשיבות רבה לחינוך הגבוה, ויתכן שהשפעת תוכן הערכים שמערכת היחסים הראשוניים מקנה לצעיר מצטמצמת בשלב זה. תמיכה בעניין זה ניתן למצוא במחקרן של שפירא ועציוני-הלוי (שפירא ועציוני-הלוי, 1973), שבו לא נמצא קשר בין התכנים המועברים ביחסים עם ההורים לבין ההישגים בלימודים באוניברסיטה: סטודנטים שדיווחו על כך שקיבלו עידוד ללימודים מהוריהם אינם מצליחים בלימודיהם יותר מאחרים (וזאת, בניגוד לממצאי המחקרים, שצוטטו לעיל, שמצאו קשר כזה בשלבי החינוך המוקדמים יותר). נראה, איפוא, שבשלב זה של חייהם, אין הסטודנטים תלויים עוד מבחינה זו בקבוצות הראשוניות שלהם, והשפעתו - המיטיבה או המזיקה - של המסר הביתי מצטמצמת.

המקור הכלכלי לתהליך ההתפתחותי שהוצע נוגע יותר להזדמנויות ולתנאי הלמידה אשר זמינים לבן המיצב הנמוך. בעניין זה מבחינים (מינקוביץ, דיוויס ובאשי, 1980) בין מאפייני הבית לבין מאפייני בית-הספר. מאפייני הבית כוללים בהקשר זה אמצעים שמקובל לראותם כחשובים לפיתוחו השכלי של הילד ולקידומו בלימודיו: צפיפות המגורים, תנאים נאותים להכנת שיעורים בבית, הימצאות ספרי-עזר וספרי-קריאה וכדומה. מאליו מובן שבני המיצב הנמוך, בהגדרה, סובלים מתנאים נחותים בתחום זה. מאפייני בית-הספר כוללים, בהקשר הכלכלי, את עושר הציוד הפדגוגי, מתקנים לפעילויות חינוכיות שונות, זמינות וגיוון בפעולות של החינוך המשלים, וכדומה. נראה שגם בתחום זה סובלים בני המיצב הנמוך מתנאי למידה נחותים. כך, למשל, בהשוואה בין בתי-ספר מבוססים (בתי-ספר שבהם אחוז התלמידים הטעונים טיפוח הוא פחות מ-24%) לבין בתי-ספר הטעונים טיפוח (בתי-ספר ששיעור התלמידים הטעונים טיפוח מגיע בהם ל-76% או יותר) בחינוך היסודי מבחינת המשאבים למיניהם נמצא (מינקוביץ, דיוויס ובאשי, 1980) שמכל הנושאים שנבדקו יש יתרון לבתי הספר טעוני הטיפוח בשני נושאים בלבד - מספר הילדים בכתה ומספר שעות ההוראה המוקדשות להוראה מסייעת ומשקמת. ברוב הנושאים האחרים בתי-הספר טעוני-הטיפוח נמצאו נחותים בהשוואה לבתי הספר המבוססים. הבדלים נוספים בין בתי-הספר נמצאו גם במאפייני הרקע של סגל ההוראה. בעניין זה נמצא שמבחינת רוב המאפיינים המקובלים כבעלי משמעות להישגים החינוכיים של בית-הספר, נמוכה יותר רמת ההוראה בבתי-ספר הטעונים טיפוח. הבולטים במאפיינים אלה הם רמת ההשכלה הכללית

וההכשרה הפדגוגית של עובדי ההוראה, השתתפות המורים בהשתלמויות ותחלופת המנהלים והמורים במוסד ובכתות. כמו-כן סגל ההוראה בבתי-הספר המבוססים נמצא בכיר יותר בגילו ובעל וותק רב יותר בהוראה בהשוואה לבתי-הספר הטעונים טיפוח.

גם אם קיימת סבירות גבוהה לכך שתלמידי שנה א' באוניברסיטה עדיין נתונים להשפעת המאפיינים הביתיים (למרות שחלקם עוזבים בשלב זה את הבית, עדיין יש להניח שעוצמת האילוצים הכלכליים שונה בין שתי קבוצות המיצב) הרי שמאפייני בית-הספר משתנים במעבר להשכלה הגבוהה. ניתן לשער שלימודים באוניברסיטה, הכרוכים במעבר לסביבה "בית-ספרית" (כלומר, אוניברסיטאית) - המתבטאת באיכות ההוראה, זמינות של ספריות ושירותי מחשב וכדומה - משותפת לבני המיצב הנמוך והגבוה, מבטלת, ולו רק באופן חלקי, את האפקט הבית-ספרי הדיפרנציאלי ובכך תורמת לצמצום מסוים בפער ההישגים בין שתי הקבוצות.

ניתן לסכם, אם-כן, שגם אם העדות החלשה בדבר נטייה לניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של בני המיצב הנמוך נתפסת כמשמעותית, נראה שיש לייחס את מקורה של נטייה זו, לפחות בחלקה, לתהליך התפתחותי - שבמובנים רבים יש לברך עליו - של הצטמצמות, על-פני מחזור החיים של הפרט, בפערים שקיימים בין קבוצות המיצב במשאבים הרלוונטיים לרכישת השכלה.

באשר לנטייתם הדיפרנציאלית של שלושת מרכיבי מכפ"ל לניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך: יש, כאמור, אינדיקציות קלושות לכך שהנטייה לניבוי-חסר חזקה יותר ביחס לשני התחומים המילוליים (בעיקר אנגלית) בהשוואה לתחום הכמותי. ראוי לסייג מראש כל ניסיון לנתח את הממצאים הללו כיוון שכל האפקטים בהם מדובר הם חלשים, על אחת כמה וכמה ההבדלים ביניהם. עם זאת, נראה שהדפוס הדיפרנציאלי של הנטייה לניבוי-חסר מתיישב עם אינטואיציות רווחות בדבר ה"טעיונות התרבותית" של שלושת התחומים: אין ספק שמבין שלושת התחומים נושא עמו תחום האנגלית את המטען התרבותי הספציפי (של התרבות המערבית) במידה הרבה ביותר. מממצאי הניבוי הדיפרנציאלי ניתן להתרשם, אם-כן, שמטען זה יוצר נחיתות יחסית של בני המיצב הנמוך (קטגוריה שמקיימת הקבלה מסויימת עם הקטגוריה העדתית של מוצא מזרחי) שאינה כולה רלוונטית להצלחתם היחסית בלימודים אקדמיים.

בבחינת האפקט של מאפייני החוג, תוכן וסלקטיביות, בסוגיית הניבוי הדיפרנציאלי, ניתן לזהות אפקט ברור לסלקטיביות, ואפקט חלש יותר לתוכן, כפי שיפורט להלן:

ביחס לכל החזאים מוצאים שברמת סלקטיביות גבוהה מצוי שיעור מזערי של חוגים עם ניבוי-חסר (3% ביחס לכל אחד משלושת החזאים המרכזיים; 2% עבור כל אחד ממרכיבי מכפ"ל) לקבוצת המיצב הנמוך. זהו שיעור מזערי הן באופן מוחלט והן יחסית לשיעור ניבוי-החסר בחוגים ברמת סלקטיביות נמוכה (שהינו: 12% בהתייחס לציון המשוקלל, 8% בהתייחס לבגרות ולמכפ"ל; 8%, 6%-4% בהתייחס לאנגלית, מילולי וכמותי, בהתאמה).

ממה נובע "אפקט הסלקטיביות" (שניתן לנסחו כ: פחות ניבוי-חסר לקבוצת המיצב הנמוך בחוגים ברמת סלקטיביות גבוהה)? בנסיון לשער את מקורו של אפקט זה ניתן להיעזר בעיון בערכי ה-d של החזאים והקריטריון. נמצא, ביחס לכל שבעת המשתנים, שערכי ה-d ברמת סלקטיביות נמוכה נמוכים מערכי ה-d ברמת סלקטיביות גבוהה. במלים אחרות, פערי ההישגים בין שתי הקבוצות - הן בחזאים והן בקריטריון - גדולים יותר דווקא ברמת הסלקטיביות הגבוהה. אלא

שהעלייה בערכי ה-d במעבר מסלקטיביות נמוכה לסלקטיביות גבוהה ניכרת יותר ביחס לקריטריון מאשר ביחס לחזאים. לפיכך, בהינתן שבאופן כללי ערכי ה-d בחזאים גבוהים מערכי ה-d בקריטריון, אזי ברמת הסלקטיביות הגבוהה קרובים יותר ערכי ה-d של החזאים (בעיקר של מכפ"ל על שלושת מרכיביו) לערכי ה-d בקריטריון. הקרבה הגדולה יותר בין ערכי ה-d של החזאים והקריטריון בחוגים מרמת סלקטיביות גבוהה מתיישבת עם "אפקט הסלקטיביות" על נטיית ניבוי-החסר (פחות ניבוי-חסר לקבוצת המיצב הנמוך בחוגים ברמת סלקטיביות גבוהה)⁴. כיצד ניתן להסביר את הממצא שחולשתם היחסית של בני המיצב הנמוך בקריטריון (לעומת חולשתם היחסית בחזאים) ניכרת יותר בסלקטיביות גבוהה? קשה לשער מקורו של ממצא זה: האם עובדת היותם מיעוט קטן (יחסית לשיעורם בחוגים לא סלקטיביים) מכבידה על התמודדות עם מטלות הלימודים (מצמצמת מקורות לתמיכה חברתית ו/או שתוף פעולה בלימודים)? האם העובדה שהחוגים הסלקטיביים מצויים פחות באוניברסיטאות שבפריפריה ולפיכך עלות הלימודים (במונחי דיור, נסיעות) בהם עשויה להיות גבוהה מזו של הלומדים בחוגים לא סלקטיביים? נושא זה נותר פתוח להשערות ומחקרים עתידיים.

האפקט של תוכן הוא, באופן כללי חלש יותר מאפקט הסלקטיביות, וכיוונו אינו עקבי בין החזאים השונים. האפקט החלש והבלתי עקבי שנמצא לתוכן עשוי לנבוע מן האופן שבו התגבש סיווג החוגים לשתי קטגוריות התוכן. החלוקה של חוגי הלימוד לתחומי תוכן (פקולטות ו/או בתי ספר) המקובלת באוניברסיטאות היא עדינה יותר ולפיכך הקטגוריות (באופן טיפוסי: 6-10) שהיא מגדירה הן הומוגניות למדי בהרכב החוגים שלהן. ההקבצה שיושמה במחקר הנוכחי (2 קטגוריות) גובשה מתוך הרציונאל שהאפיון הגס לתחומי לימוד מילוליים ותחומי לימוד כמותיים אינו כרוך באיבוד אפיונים שהם רלוונטיים לסוגיות של תוקף והוגנות, ועם זאת אינו סובל מפירוט יתר (שנוצר לעיתים משיקולים אדמיניסטרטיביים ואחרים, לא דווקא סובסטיביים). שתי חולשות עלולות להתלוות לגישה שנקטה כאן. ראשית, יתכן שההקבצה לשתי קטגוריות היא אמנם גסה מדי, במובן שהיא מתעלמת מאפיונים תכניים שחשוב, אולי, לשמר את ההבחנות ביניהם. אפשר בהחלט שצירוף הפקולטות יחדיו אינו מתחשב בעובדה שהפקולטות מייצגות דיסציפלינות ושיטות הוראה שונות שעשויות להיות רלוונטיות לקריטריון. ושנית, סיווג החוגים לשתי הקטגוריות התבסס על אינטואיציות מגובות בהיכרות שטחית ובלתי פורמלית עם התכנים בחוגי הלימוד השונים, ולא על איסוף שיטתי של מידע, במלים אחרות: אפשר שאחדות מן ההחלטות שהתקבלו אינן תואמות את המציאות בפועל. יתכן בהחלט ששתי החולשות שנימנו לעיל בהתייחס למיון על-פי תוכן הובילו לכך ששתי הקטגוריות של תוכן משקפות הקבצה מקרית של החוגים יותר מאשר הקבצה תוכנית. אם אמנם חלות על המחקר הנוכחי ההסתייגויות שצויינו לעיל, אפשר שניתן לייחס להן את הימצאותו של אפקט חלש ובלתי עקבי לתוכן. לצד ההסתייגויות שלעיל בדבר חולשה אפשרית של המחקר הנוכחי בהגדרת הקטגוריות של תוכן, יתכן, כמובן, שאמנם אין אפקט לתוכן, ושהבדלים שנמצאו הם מקריים, ולכן בלתי עקביים.

⁴ כאמור, כשבוחנים את אפקט הסלקטיביות על ערכי ה-d (וליתר דיוק, על הפער בין ערך ה-d בחזאי לבין ערך ה-d בקריטריון) מוצאים שהוא מתקיים כמעט רק לגבי מכפ"ל ושלושת מרכיביו ואין לו ביטוי ביחס לבגרות ולציון המשוקלל. לעומת זאת, כשבוחנים את אפקט הסלקטיביות על אחוז החוגים עם ניבוי-חסר, לא מוצאים שיש לסלקטיביות אפקט דיפרנציאלי על החזאים השונים. התייחסות לחוסר החפיפה המסויים בין שני האינדיקטורים לניבוי דיפרנציאלי תובא בהמשך בסעיף "הערות מתודולוגיות".

מסקנה כזו חורגת, במידה מסוימת, מן התמונה המוכרת מן המחקרים בתחום: ממצאי מחקרים שבודקים את תוקף הניבוי של כלי המיון (למשל, קנת-כהן, ברונר ואורן, 1999) או את הקשר בין הרקע החברתי-תרבותי לבין הישגים (שפירא ועציוני-הלוי, 1973) מוצאים בדרך-כלל אפקט לפקולטות. עם זאת, כדאי לזכור שבמחקרים אלה לא אופיינו החוגים גם לפי סלקטיביות, ואפשר שהאפקט שנמצא לפקולטות מקורו למעשה באפקט של סלקטיביות ולא של תוכן. בנסיבות כאלה, כאשר מפקחים על סלקטיביות, כפי שנעשה במחקר הנוכחי, נעלם חלק מאפקט התוכן. נראה ששאלה זו - האם הדיסציפלינה האקדמית, בנפרד מרמת הסלקטיביות המאפיינת אותה, היא משתנה רלוונטי במחקרי תוקף והוגנות - ראויה לבירור נוסף במחקר עתידי. במחקר כזה, ראוי שסיווג החוגים לפי תוכן - ואולי גם לפי אפיונים חוגיים נוספים, שאינם חופפים בהכרח לתוכן - תתבצע באופן אובייקטיבי ושיטתי ככל האפשר במטרה לקדם את הבנת התופעות הנחקרות.

בהתייחס לסוגיית התוקף הדיפרנציאלי ניתן לסכם את הממצאים באופן הבא: בהתייחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון מוצאים באופן כללי (מעבר לכל החוגים) הבדלים קטנים בין שתי הקבוצות בתוקף הניבוי של החזאים, עם נטייה מסוימת לתוקף בקבוצת המיצב הגבוה להיות גבוה מן התוקף בקבוצת המיצב הנמוך. הפרשי התוקף ניכרים יותר ביחס לבגרות. ההפרשים הממוצעים בין מקדמי התוקף בשתי הקבוצות (התוקף בקבוצת המיצב הגבוה פחות התוקף בקבוצת המיצב הנמוך) הם: 0.04, 0.03 ו-0.07, עבור הציון המשוקלל, מכפ"ל ובגרות, בהתאמה. בהתייחס לשלושת מרכיבי מכפ"ל מוצאים הפרשי תוקף מזעריים בין שתי הקבוצות. ההפרשים הממוצעים בין מקדמי התוקף בשתי הקבוצות הם: 0.03, 0.01 ו-0.02, עבור מילולי, כמותי ואנגלית, בהתאמה. ניתן להתרשם, אם-כן, שלפחות בהתייחס למכפ"ל ולמרכיביו, מתאימים החזאים הללו במידה שווה עבור שתי הקבוצות, ובמובן זה מייצג כל אחד מהם כלי מיון הוגן.

ההסבר ליעילותה הנמוכה יחסית של הבגרות בקרב בני המיצב הנמוך לעומת יעילותה בקרב בני המיצב הגבוה (בעוד שבמכפ"ל ובמרכיביו דומה רמת היעילות של החזאים בקרב שתי קבוצות המיצב) עשוי להיות קשור לפעולתם המשולבת של שני גורמים: האחד, פער הזמן שבין עמידה בבחינות הבגרות לבין מדידת הקריטריון ארוך מפער הזמן שבין היבחנות בבחינה הפסיכומטרית לבין מדידת הקריטריון; והשני, (השערה בדבר) יציבות רבה יותר על-פני זמן (בתקופה הקריטית שבין סיום בית-הספר התיכון לבין סיום לימודי שנה א' באוניברסיטה) של ההישגים הלימודיים של בני המיצב הגבוה לעומת תהליך של השתנות בקרב בני המיצב הנמוך. ובאופן מפורט, ניתן לשער, כפי שהוצע קודם, שבני המיצב הנמוך חווים, עם סיום לימודי התיכון, את תחילתו של תהליך של התרחקות מן הסביבה הביתית, ממערכת הערכים והציפיות שהיא טיפחה ובאופן חלקי גם מן האילוצים הכלכליים שאפיינו אותה. לשינוי שנחווה בתהליך הזה יש, כמשוער, השלכות על הישגים לימודיים. הטענה היא שהשינוי שחווים בני המיצב הנמוך הוא משמעותי יותר מן השינויים שחווים בני המיצב הגבוה בתחומים הרלוונטיים: עבור בני המיצב הגבוה, סביבת ההשכלה הגבוהה דומה למדי לסביבה הביתית שחוו בעברם. במלים אחרות, הזמן (בתקופה הנדונה כאן) כרוך בשינויים משמעותיים (הרלוונטיים להישגים לימודיים) יותר עבור בני המיצב הנמוך מאשר עבור בני המיצב הגבוה. לפיכך, היציבות בהישגיהם היחסיים של בני המיצב הנמוך

במדידות חוזרות (בגרות והקריטריון) קטנה מן היציבות בקרב בני המיצב הגבוה, או במלים אחרות: המתאם בין הבגרות לבין הקריטריון נמוך יותר בקרב בני המיצב הנמוך מאשר בקרב בני המיצב הגבוה. באשר למכפ"ל, מאחר ומשך הזמן שחולף בין היבחנות בו לבין מדידת הקריטריון הוא קצר בהשוואה לזמן המקביל ביחס לבגרות, אזי ההשפעה הדיפרנציאלית של הזמן על שתי קבוצות המיצב אינה מתבטאת בהבדלים בין תוקף הניבוי שלו בקרב שתי הקבוצות.

בבחינת האפקט של מאפייני החוג, תוכן וסלקטיביות, בסוגיית התוקף הדיפרנציאלי בין המיצב הנמוך והגבוה, ניתן לסכם את התמונה באופן הבא:

בבחינת האפקט של סלקטיביות על הפרשי המתאמים ביחס לשלושת החזאים המרכזיים של מערכת המיון, מוצאים אפקט לסלקטיביות ביחס לבגרות (וכתוצאה מכך, גם ביחס לציון המשוקלל): יתרון התוקף בקבוצת המיצב הגבוה ניכר יותר בסלקטיביות גבוהה (במכפ"ל ובמרכיבו מתקיימת אינטראקציה בין תוכן לבין סלקטיביות). מן ההיבט של תוקף דיפרנציאלי, לפיכך, הוגנות הבגרות (והציון המשוקלל) פחותה בחוגים מרמת סלקטיביות גבוהה (בניגוד לתמונה שהתקבלה בהתייחס לאספקט המרכזי של הוגנות ניבוי דיפרנציאלי). קשה לשער את מקורו של ממצא זה. אפשר שהוא תוצר של התוקף הנמוך יותר של הבגרות בקרב בני המיצב הנמוך בהשוואה לתוקף שלה בקרב בני המיצב הגבוה: מאחר ולחוגים מרמת סלקטיביות גבוהה מתקבלים, מקרב בני המיצב הנמוך, מועמדים בעלי טעות מדידה (חיובית) גדולה בבגרות, יהיו הבדלי התוקף בינם לבין בני המיצב הגבוה בחוגים אלה, גדולים מהבדלי התוקף בחוגים מרמת סלקטיביות נמוכה.

לא נמצא אפקט יציב של תוכן על תוקף דיפרנציאלי. חוסר הרלוונטיות של מילוליות/כמותיות הקריטריון על היבט זה של הוגנות מתיישב עם התמונה המקבילה שנדונה לעיל בהקשר של ניבוי דיפרנציאלי.

השוואה למחקרים קודמים

כאמור, בארץ לא דווחו ממצאי מחקרים על הוגנות מערכת מיון המועמדים לאוניברסיטאות בהתייחס למיצב חברתי-כלכלי. שאלת ההוגנות נבדקה ביחס למרכיב אחר של רקע המשפחה מוצא עדתי (בלר ובן-שחר, 1983; קנת ואורן, 1988; Zeidner, 1987). עם זאת, מובעת במחקרים הללו התייחסות לחפיפה הניכרת שהתקיימה בחברה הישראלית (לפחות עד לתקופה בה נערכו המחקרים שלעיל: אמצע שנות ה-70 עד אמצע שנות ה-80) בין מוצא עדתי לבין רקע חברתי-כלכלי, ולמידת ההקבלה הצפויה בין ממצאיהם לבין הממצאים שהיו מתקבלים לו הגדרת הקבוצות היתה מתבססת על מונחים של סטטוס סוציו-אקונומי במקום ארץ מוצא. לאור זאת, יש הצדקה לבחון את מידת ההלימה בין ממצאי המחקר הנוכחי לממצאי המחקרים שלעיל.

התמונה הכללית, בהתייחס לניבוי דיפרנציאלי, העולה משלושת המחקרים שלעיל היא דומה: במרבית המחקרים לא נמצאה עדות להטיה כתוצאה משימוש בכלי המיון, וכאשר נתקבלה עדות כזאת, כיוונה היה של ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של יוצאי עדות המזרח. אפיון זה של הממצאים מבטא סתירה מסוימת בינם לבין ממצאי המחקר הנוכחי המעידים שאמנם בחלק

המכריע של המקרים שנבדקו לא נמצאה הטיה, אך במקרים שנמצאה הטיה, היא התאפיינה במגמה של ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך.

עיון בנתונים המדווחים בשלושת המחקרים הקודמים מרמז שההבדלים הקיימים לכאורה בין מסקנותיהם לבין מסקנות המחקר הנוכחי נובעים בעיקרם מהשיטה שנקטה לצורך הכרעה על הטיה, ולא מהבדלים מהותיים בתופעה הנחקרת.

את תמצית התופעה הנחקרת ניתן לזהות על-פי ערכי ה-d של החזאים והקריטריון. בלוח 8 שלהלן מוצגים ערכי ה-d הללו עבור שלושת המחקרים הקודמים (ערכי ה-d שהתקבלו במחקריהם של בלר ובן-שחר, ושל קנת ואורן חושבו על-פי נתונים שסופקו במאמר/בדוח; ערכי ה-d שהתקבלו במחקרו של זיידנר מופיעים במאמר עצמו), וכן עבור המחקר הנוכחי. ערכי ה-d מחושבים כממוצע קבוצת ההתייחסות פחות ממוצע קבוצת המוקד, מחולק בסטית התקן הממוצעת בתוך קבוצה.

לוח 8: הפרשים מתוקננים בין הישגיהן הממוצעים של קבוצת ההתייחסות וקבוצת המוקד⁵ בקריטריון ובחזאים

חוקרים	מחזור לומדים	מספר תצפיות	ערכי d ⁶		
			קריטריון	בגרות	בחינת כניסה
בלר ובן-שחר	תשלי"ד-תשלי"ה	2,187 ⁸	0.44 ⁷	0.33	0.63
זיידנר	תשמ"ד	696	0.20/0.52 ⁹	-	0.47/0.60
קנת ואורן	תשמ"ה	2,508	0.25	0.35	0.62
קנת-כהן	תשנ"ד-תשנ"ח	62,156	0.18	0.40	0.41

מעיון בערכי ה-d ניתן להיווכח שערכי ה-d בקריטריון הם כמעט תמיד נמוכים מערכי ה-d בחזאים (למעט במחקרם של בלר ובן-שחר בהתייחס לבגרות). הגם שיש תנודות בין ארבעת המחקרים בערכי ה-d של המשתנים, לא ניתן לאפיין את המחקר הנוכחי כמובחן מן האחרים במימדי הטיה (בהשוואה למחקר של קנת ואורן, למשל, ניתן להתרשם שאם ערכי ה-d מעידים על נטיה לניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המוקד, הרי שהיא פחתה במחקר הנוכחי, לפחות ביחס לבחינת הכניסה ולציון המשוקלל).

נראה שהמקור להבדלים בין מסקנות שלושת המחקרים הקודמים לבין מסקנות המחקר הנוכחי הוא בפרוצדורת ההסקה לגבי הטיה.

ראשית, שלושת המחקרים הקודמים בדקו את שאלת הניבוי הדיפרנציאלי באמצעות מודל הרגרסיה של קלירי (Cleary, 1968) בעוד שבמחקר הנוכחי נבדקה שאלה זו על-ידי יישום

⁵ בשלושת המחקרים הקודמים קבוצת המוקד היא "מוצא מזרחי" וקבוצת ההתייחסות היא "כל היתר" (בלר ובן-שחר, 1983; קנת ואורן, 1988) או "ישראלים" ו"מוצא אירופאי" (Zeidner, 1987). במחקר הנוכחי קבוצת המוקד היא "מיצב חברתי-כלכלי נמוך" וקבוצת ההתייחסות היא "מיצב חברתי-כלכלי גבוה" (שהם "כל היתר").

⁶ בשלושת המחקרים הקודמים אלו ערכים נצפים. במחקר הנוכחי אלו ערכים מתוקנים עבור תהליך הברירה.

⁷ זהו ממוצע בין 0.45 במדגם בעלי בגרות ל-0.43 במדגם בעלי בחינת כניסה.

⁸ זהו מספר התצפיות עבור נתוני בחינת כניסה. מספר התצפיות עבור נתוני הבגרות הוא 1,964.

⁹ הערך הימני הוא עבור קבוצת ההתייחסות "ישראלים"; הערך השמאלי עבור קבוצת ההתייחסות "מוצא אירופאי".

תנאי-גבול (Linn, 1984), דהיינו, על-סמך הלימה בין ההכרעות שמתקבלות על-פי ההגדרה הראשונה וההגדרה השלישית מבין ארבע ההגדרות להגונות שמונה דרלינגטון (Darlington, 1971). הגדרות אלה מקבילות, כאמור, למודל הרגרסיה (Cleary, 1968) ולמקרה פרטי של מודל ההסתברות המותנה (Cole, 1973), בהתאמה. כאמור, דרישת ההלימה בין ההגדרה הראשונה לבין ההגדרה השלישית של דרלינגטון נוטה לצמצם את שיעור המקרים בהם מתקבלת הכרעה על ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של הקבוצה הנמוכה בחזאי יחסית לשיעורם כאשר משתמשים במודל הרגרסיה בלבד (ביישום תנאי הגבול במחקר הנוכחי הצטמצם גם שיעור המקרים שבהם התקבלה הכרעה על ניבוי-חסר כלפי קבוצת המיצב הנמוך לעומת שיעורם כאשר מכריעים על-פי מודל הרגרסיה בלבד, אך צמצום זה קטן באופן משמעותי מן הצמצום בשיעור המקרים בהם התקבלה הכרעה על ניבוי-יתר כלפי קבוצה זו). במלים אחרות: במודל שבו השתמשו שלושת המחקרים הקודמים, ושהוא גם המודל הרווח ביותר במחקרי הטיה בניבוי (Linn, 1990), "קל יותר" לקבל הכרעה בדבר ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של קבוצת המוקד (שהיא באופן טיפוסי הקבוצה הנמוכה בהישגיה). לפיכך, "היעלמותם" של ממצאים של ניבוי-יתר, שהתקבלו במחקרים הקודמים, מן המחקר הנוכחי נובעת מבחירת שיטה שמחמירה מאד ביחס להסקה על ניבוי-יתר של ציוני הקריטריון של הקבוצה החלשה.

שנית, גם אם משתמשים בהגדרת מודל הרגרסיה להטיה יש שונות רבה לגבי האופן שבו התבצעה אופרציונליזציה של הגדרה זו בכל מחקר (לדוגמה: במחקרים של בלר ובן-שחר וכן של זיינדר נבדקה מובהקות המקדמים - של משתנה הדמה של שייכות קבוצתית ושל משתנה האינטראקציה בינו לבין החזאי - סימולטנית, במשוואת רגרסיה מרובה הכוללת את שניהם; במחקר של קנת ואורן נבדקה מובהקות המקדמים הללו באמצעות ניתוח הייררכי; במחקר הנוכחי לא יושמה פרוצדורה של בדיקת מובהקות כלל: הסקה על הטיה התבססה על המקדם של משתנה הדמה, ובלבד שבטווח של סטית-תקן סביב ממוצע שתי הקבוצות בחזאי אין אינטראקציה דיסאורדינלית). בהינתן שבכל מקרה מדובר בנטייה שולית לניבוי-יתר או חסר, הבדלים קלים באופן שבו יושמה ההגדרה של מודל הרגרסיה יכולים לגרום תנודות לכאן או לכאן.

שלישית, ראוי להפנות את תשומת הלב לעובדה שהיקף המחקרים הקודמים (מבחינת מספר התצפיות) הוא זניח בהשוואה למחקר הנוכחי. ניתן לראות בממצאיהם ביטוי לסוג השונות בממצאים שקיימת, קרוב לוודאי, בין יחידות עיבוד בתוך המחקר הנוכחי. לפיכך, לצד העניין לחקור ולהסביר מקורם של סימנים לחוסר עקביות בין ממצאי המחקר הנוכחי לממצאי מחקרים קודמים יש לקחת בחשבון שונות בממצאים בין המחקרים שמקורה במדגמים קטנים (טעות דגימה).

בסיכומו של דבר, התמקדות בהבדלים שבין המחקר הנוכחי לבין מחקרים קודמים מעוותת במידה מסוימת את הממצא הדומיננטי, המשותף לכל ארבעת המחקרים: שבשיעור מכריע מן המקרים שנבדקו לא נמצאה הטיה כלל, וזאת מעבר להבדלים בפרוצדורת ההסקה לגבי הטיה או לאופן שבו יושמה הפרוצדורה בכל מחקר.

נקודה נוספת שעולה בהתייחס ללוח 8 שלעיל היא, שלהוציא את הברות, ניתן להבחין בהצטמצמות מסוימת של ערכי ה-d של המשתנים על-פני זמן. יתרה מזו, כזכור, ערכי ה-d

בשלושת המחקרים הקודמים הם ערכים שחושבו במדגם הלומדים בעוד שערכי ה-d במחקר הנוכחי מחושבים כאומדנים לערכים הקיימים באוכלוסיית המועמדים. הערכים המוצגים ברמת האוכלוסייה הם באופן טיפוסי גבוהים מן הערכים ברמת המדגם. לפיכך, האינדיקציה להצטמצמות ערכי ה-d על-פני זמן (אם מתעלמים לרגע מההסבר האלטרנטיבי של טעות דגימה) היא למעשה חזקה מזו הנרמזת על-פי נתוני הלוח. נתון נוסף שפועל באותו כיוון דהיינו חיזוקה של העדות בדבר צמצום ההבדלים בין שתי הקבוצות על-פני זמן - מתייחס לנתוני הקריטריון בלבד: בשלושת המחקרים הקודמים קובצו הסטודנטים ביחידות עיבוד שהן מעבר לחוגים (פקולטות במחקרים של בלר ובן-שחר וקנת ואורן; מוסד אקדמי במחקר של זיידנר). קיבוץ כזה עשוי להקטין את ערכי ה-d בקריטריון במידה שבה קיימת נטייה לסטודנטים חלשים ללמוד בחוגים עם סטנדרטים של מתן ציונים שהם יותר מקלים (Ramist, Lewis & McCamley, 1990). בנסיבות כאלה, לו היו מחושבים ערכי ה-d במחקרים קודמים באופן שבו חושבו במחקר הנוכחי (בהסתמך על ההפרשים בין ממוצעי שתי הקבוצות בקריטריון בתוך חוגים, ולא מעבר לחוגים) היו ערכי ה-d בהם, קרוב לזדא, גבוהים יותר. המסר הצנוע שניתן לקבל מן האמור לעיל הוא שאין אינדיקציות להתרחבות בפערי ההישגים על-פני זמן, ואם יש אינדיקציות כלשהן, הן בכיוון של צמצום פערים בהתייחס לקריטריון ולבחירת הכניסה. הגם שנושא זה אינו ניצב במוקד העבודה הנוכחית, הוא מעורר, מטבע הדברים, עניין רב, הן בתוקף היותו אחד הנושאים החשובים הנמצאים על סדר יומה של החברה הישראלית, והן כיוון שמחקר בסוגייה זו (רזאל, 1997) עורר לאחרונה פולמוס בקהילייה הישראלית של חוקרי מדעי החברה (דהאן, יונה, ספורטא ושנהב, 1998; יוגב, 1998; צלגוב, 1998; רזאל, 1998). רזאל (1997) ביצע ניתוח-על כמותני של 22 נתונים על פערים בין עדתיים במשכל ובהישגים לימודיים, שנאספו ב-17 מחקרים כלל-ארציים על גילי 4-15 בין ראשית שנות ה-60 לאמצע שנות ה-80. ממצאיו הובילו אותו למסקנה שהפער הבין-עדתי בהישגים לימודיים הולך ונחלש. כאמור, ממצאיו עוררו ביקורת ותגובות, הן בהתייחס למגבלות מתודולוגיות והן בהתייחס לפירוש שנתן רזאל לממצאיו. מבלי להיכנס לעומקן של הסוגיות שנידונו או לנקוט עמדה בעניינן, ניתן לראות בנתונים שהוצגו לעיל, תשומה נוספת לדיון הציבורי והמקצועי בנושא. תרומתם היחודית של הנתונים הנוכחיים היא שהם מתייחסים להישגים לימודיים בשלב שאחרי החינוך התיכון ובשלב החינוך הגבוה (בעוד שממצאיו של רזאל מתייחסים להישגים לימודיים ברמת בית-הספר היסודי וחטיבת הביניים).

באשר לתוקף דיפרנציאלי, בשלושת המחקרים הקודמים נמצאו הבדלים קטנים בין קבוצות מוצא בתוקף הניבוי של כלי המיון. ההפרשים המירביים שנמצאו במחקרים השונים הגיעו ל-0.07 (בערך מוחלט). ניתן להתרשם, אפוא, שגם בעניין זה מתיישבים ממצאי המחקר הנוכחי עם ממצאי המחקרים הקודמים. באשר לכיווני ההבדלים, חלק מן המחקרים הקודמים הצביעו על נטייה לתוקף גבוה יותר בקרב יוצאי אסיה ואפריקה (בלר ובן-שחר, 1983; Zeidner, 1987) וחלקם על נטייה הפוכה (קנת ואורן, 1988). המחקר הנוכחי דומה בממצאיו למחקר האחרון שצוטט. לצד הדמיון הכללי בסוגיית התוקף הדיפרנציאלי בין המחקר הנוכחי לבין המחקרים הקודמים, ראוי לציין שתי הבחנות מתודולוגיות בין המחקר הנוכחי לבין המחקרים הקודמים, שיש להן השלכות על נטרולם (במחקר הנוכחי) או אי-נטרולם (במחקרים הקודמים) של מקורות

מסויימים לממצאים של תוקף דיפרנציאלי. ראשית, בשלושת המחקרים הקודמים לא תוקנו מקדמי התוקף עבור תהליך הברירה. במחקר הנוכחי בוצע תיקון כזה תחת הנחה שסטיית התקן (הממוצעת בקרב מועמדים לחוג, כלומר: באוכלוסיה) של שתי קבוצות המיצב בחזאי הממין היא שווה. הנחה כזו מאפשרת לבחון הבדלים במידת התאמתו של כלי מיון לשתי קבוצות מועמדים שאינם נובעים מהבדלים בפיזור. לעומת זאת, במחקרים הקודמים, שבהם לא בוצע תיקון כזה, מושפעות התוצאות מהבדלים (במידה שהם קיימים) בפיזור של שתי הקבוצות. מעיון בנתונים המדווחים במחקרים הללו לא נמצא, עם זאת, דפוס עקבי לגודלן היחסי של סטיות התקן בשתי הקבוצות. לפיכך, לא ניתן להתרשם שהעובדה שבמחקרים אלה לא בוצע תיקון המתאמים עבור תהליך הברירה גרמה להטיה בממצאי התוקף הדיפרנציאלי. שנית, כפי שצויין קודם, במחקרים הקודמים חושבו מקדמי התוקף ביחידות עיבוד שהן מעבר לחוגים (פקולטה או מוסד). בנסיבות כאלה, עשויים להימצא הבדלי תוקף בין קבוצות במידה שבה יש הבדלים בין חוגים בתוקף כלי המיון ושהתפלגות הקבוצות בין חוגים בפקולטה או במוסד אינה דומה. מן הנתונים שדווחו לא ניתן להעריך את תרומתו בפועל של מקור זה לממצאי התוקף הדיפרנציאלי.

הערות מתודולוגיות

מטרת הסעיף הנוכחי היא להפנות את תשומת הלב להסתטיגויות מסויימות בנוגע לשני המדדים ששימשו במחקר הנוכחי כאינדיקציות לניבוי דיפרנציאלי: האחד, פרופורצית החוגים בהם נמצאה הטיה על-פי קריטריון של עמידה בתנאי גבול (Linn, 1984), והשני, הפער בין שתי קבוצות המיצב בהישגיהן הממוצעים בחזאים לעומת הפער ביניהן בקריטריון (הפרש בין ערכי d , על-פי Cohen, 1988). כפי שצויין קודם, ההקבלה בין שני המדדים הללו אינה מלאה.

בטרם נפנה לדיון בהבחנות התיאורטיות בין שני המדדים, ראוי להתייחס להבדלים בהגדרותיהם האופרציונליות במחקר הנוכחי, בנסיון להבין חוסר הלימה מסויים בממצאים שהם מפיקים. ובאופן ספציפי, נמצא, כזכור, שאפקט הסלקטיביות (שהוא: פחות ניבוי-חסר לקבוצת המיצב הנמוך בחוגים מרמת סלקטיביות גבוהה מאשר בחוגים מרמת סלקטיביות נמוכה), כאשר המדד לניבוי דיפרנציאלי הוא אחוז החוגים שבהם מתקבל ניבוי-חסר לקבוצת המיצב הנמוך, היה דומה ביחס לכל החזאים. לעומת זאת, כאשר המדד לניבוי דיפרנציאלי היה הפער בין ערכי ה- d בחזאים לבין ערכי ה- d בקריטריון, ניכר אפקט הסלקטיביות רק ביחס למכפ"ל ולשלושת מרכיביו.

הסבר אפשרי לעובדה שאין חפיפה מושלמת בין התמונה המתקבלת כאשר תופעת הניבוי הדיפרנציאלי מתוארת על-פי אחוז החוגים שבהם נמצאה הטיה, לבין התמונה המתקבלת כאשר תופעת הניבוי הדיפרנציאלי נבחנת על-פי גודלו הממוצע של הפער בין ערכי ה- d בחזאים לבין ערכי ה- d בקריטריון, הוא טכני במהותו: כאשר נסמכים על אחוז החוגים שבהם נמצאה הטיה, התשומה, ברמת החוג הבודד, היא דיכוטומית (יש/אין הטיה), ועקרונית, לא ניתן בה משקל למימדי הטיה. לעומת זאת, כאשר נסמכים על הפער בין ערכי ה- d בחזאים לבין ערכי ה- d בקריטריון, התשומה, ברמת החוג הבודד, היא ערך רציף, שמקבל משקל גדול יותר ככל שמימדי ההטיה גדולים יותר. במלים אחרות, בחישוב אחוז החוגים שבהם נמצאה הטיה לא מתחשבים במימדי ניבוי-היתר או החסר (המרחק בין קווי הרגרסיה של שתי קבוצות המיצב) בחוגים השונים, ואילו בחישוב הפער הממוצע בין ערכי ה- d בחזאים לבין ערכי ה- d בקריטריון מתחשבים

בגודלו של הפער בחוגים השונים. ראוי להדגיש, עם זאת, שלמרות השוני המסוים בין שתי הגישות לתיאור תופעת הניבוי הדיפרנציאלי, מתקיימת ביניהן הלימה בבואנו לאפיין את המגמה הכללית, על קווי המתאר הגסים שלה. אך כאשר רוצים לבחון סוגיות עדינות יותר (כדוגמת זו שנדונה לעיל, קריא: האפקט הדיפרנציאלי שיש לסלקטיביות על החזאים השונים), לא תמיד מוצאים הקבלה מלאה במסקנות המתקבלות משתי הגישות, וראוי להתייחס אז לתרומה הסגולית שיש לכל גישה להבנת התופעה הנחקרת.

בהתייחס להבחנה התיאורטית בין שני המדדים לניבוי דיפרנציאלי, נזכיר ששני המדדים הללו מתבססים על הגדרות שונות להוגנות: המדד הראשון מתבסס על הלימה בין ההגדרה הראשונה והשלישית מבין ארבע ההגדרות להוגנות שמונה דרלינגטון (Darlington, 1971), כאשר ההגדרה הראשונה נגזרת מהגדרת מודל הרגרסיה (Cleary, 1968) וההגדרה השלישית נגזרת ממקרה פרטי של מודל ההסתברות המותנה (Cole, 1973). המדד השני מבוסס על ההגדרה השנייה להוגנות שמונה דרלינגטון, שמייצגת, למעשה, את מודל היחס הקבוע (Thorndike, 1971). ברמה העקרונית, המדד שאומץ במחקר הנוכחי כמדד להטיה הוא הראשון שבין השניים. את המדד השני נכון לראות כמספק מידע משלים (בעיקר כיוון שבאופן שבו יושמו המדדים הללו במחקר הנוכחי, התחשב המדד הראשון רק בכיוונה של ההטיה, בעוד שבמדד השני ניתן משקל גם למימדיה) ולא כמדד חלופי להטיה. במלים אחרות, אין תפיסת ההוגנות העומדת בבסיס המחקר הנוכחי גורסת שתנאי ההוגנות הוא שהפער בין ממוצעי שתי הקבוצות בחזאים הינו זהה לפער הקיים בקריטריון, ומטרת הדיון הנוכחי היא להזהיר, במובן מסויים, את הקורא מפני נטייה להתרשם שמערכת המיון אינה הוגנת על-סמך הממצא שהפערים האמורים אינם זהים, וזאת משני נימוקים. ראשית, ברור שהמוטיבציה לחקירת שאלת ההוגנות מתבססת על קיומה של התרשמות, המבוססת על "תחושת-בטן" ציבורית או ממצאים אמפיריים, שרמת ההישגים של בני המיצב הנמוך בכלי המיון נמוכה מזו של בני המיצב הגבוה. במלים אחרות, קבוצת המיצב הנמוך מזוהה מראש כנמוכה בהישגיה בחזאים. לפיכך, מעצם העובדה שהמתאם בין החזאים לבין הקריטריון אינו מושלם, ניתן לצפות, שבמדדיה על משתנה אחר (הקריטריון) יהיו הישגיה היחסיים של קבוצה זו נמוכים פחות (רגרסיה אל הממוצע), ואין לראות בתופעה זו אינדיקציה לחוסר ההוגנות. תרומתם של תנאי הגבול בעניין זה היא שהם מציעים גבולות לגודלו של הפער בין ערכי ה-d בחזאים לבין ערכי ה-d בקריטריון כך שרק כאשר הפער שנמצא חורג מן הגבולות הללו, ניתן להסיק על הטיה. שנית, פער חיובי בין ערכי ה-d בחזאים לבין ערכי ה-d בקריטריון עשוי להתקבל ולו רק בשל העובדה שהקריטריון הוא מהימן פחות מן החזאים. ניתן לשער שאלה הם, אמנם, פני הדברים בהקשר הנוכחי. לין (Linn, 1973) מציע דרך לתקן עבור הפער במהימנויות על-ידי חלוקת ערך ה-d בקריטריון בשורש הריבועי של היחס בין מהימנות הקריטריון למהימנות החזאי. תיקון כזה ראוי שיבוצע במחקרים עתידיים¹⁰. תנאי הגבול מתמודדים חלקית עם קושי זה בכך שהם מצמצמים את סיכויי ההכרעה בדבר הטיה ככל שהמתאם בין החזאי לקריטריון

¹⁰ לצורך ביצוע תיקון כזה נחוצה, כמובן, אמידה של מהימנות המשתנים באוכלוסייה הרלוונטית, או באוכלוסיות בנות השוואה לאוכלוסייה זו (הנתונים הזמינים כיום בנושא זה הם חלקיים ומתבססים על אוכלוסיות שאינן בנות-השוואה).

נמוך יותר. במלים אחרות, מהימנות נמוכה של הקריטריון תגרור מתאם נמוך בינו לבין החזאי, ואז סיכויי ההכרעה על הטיה יקטנו.

ניתן להתרשם שפרוצדורת תנאי הגבול לצורך הסקה על הטיה מתמודדת עם שתי החולשות שהוצגו לעיל ביחס למדד השני להטיה (הפער בין שתי קבוצות המיצב בהישגיהן הממוצעים בחזאים לעומת הפער ביניהן בקריטריון), ובכך היא עדיפה על האחרון. הבעיה היא שבדיוק ביתרונות אלה נעוץ גם חסרונה: זוהי פרוצדורה שמרנית שמתירה טווח רחב של אי-וודאות (Linn, 1984). בעניין זה ראוי שייעשה מאמץ עתידי לנסות ולאמוד את עוצמת המבחן של פרוצדורה זו באמצעות מחקרי סימולציה.

המשמעות המעשית של הממצאים

מטבע הדברים, בחברה מודרנית, שבה מיוחסת חשיבות רבה להשכלה גבוהה ורבים מנסים להתקבל אליה, יש רגישות חברתית רבה לשאלת הוגנות הקריטריונים לקבלת תלמידים למוסדות להשכלה גבוהה. רגישות זו, שהולידה במובנים רבים את המוטיבציה לביצוע המחקר הנוכחי, גם הובילה בעת הצגת הממצאים וניתוחם למתן דגש רב לאינדיקציות של הטיה. מתוך התחושה שההתמקדות היתרה בממצאים של הטיה ובנסיונות לפרשם עשויה היתה לעוות את הרושם הכללי שיוצרים ממצאי המחקר, חשוב לחזור ולהציג את התמונה הכללית: ביותר מ-90% מן החוגים לא נמצאה כל הטיה בניבוי ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. עם זאת, בהינתן האפיון הכולל של מערכת המיון כהוגנת, אין ספק שהממצא על נטיית חזאי מערכת המיון להפיק ניבוי-חסר של הישגי קבוצת המיצב הנמוך באותם חוגים בהם כן נמצאה הטיה, הוא מטריד ביותר. בעניין זה, גם האפשרות שהמקור להטיה אינו נעוץ בתכנים או בפורמט של כלי המיון, אלא בתהליך התפתחותי של השפעה פוחתת על-פני זמן של הרקע החברתי-כלכלי על ההישגים הלימודיים (וזאת בהלימה עם ממצאי מחקרים בארצות-הברית שהראו, כי גם בשלב האקדמי משפיע עדיין הרקע החברתי-כלכלי על ההישגים הלימודיים אם כי במידה פחותה מאשר בשלבי החינוך המוקדמים יותר), אינה מבטלת את חומרת התופעה.

יתכן שיש מקום, בהינתן ממצאי המחקר הנוכחי, לקיים בדיקה מחודשת של מדיניות ברירת הסטודנטים, למשל על-ידי קביעה של נקודות חתך דיפרנציאליות לקבוצות השונות. ואמנם, לאחרונה נתבשרנו ("גלובס", 21 באוגוסט, 2000) על יוזמות חדשות להפעלת מדיניות של העדפה מתקנת במוסדות להשכלה גבוהה: האוניברסיטה העברית החליטה להנהיג העדפה מתקנת: 5% מהמקומות בפקולטות כמו רפואה, פסיכולוגיה ומשפטים, שיש להן עודף ביקוש גדול, יוקצו למועמדים שצברו נקודות העדפה (למשל, בוגרי בתי-ספר שמוגדרים טעוני טיפוח, או מועמדים שהוריהם בעלי השכלה יסודית). מדיניות של העדפה מתקנת הונהגה לפני שנתיים בפקולטות למשפטים ולמדעי החברה באוניברסיטת תל-אביב. דרך חלופית לצמצום פערי ההשכלה בין בני מיצב חברתי-כלכלי נמוך לגבוה עשויה להתגבש על רקע הממצא שמבין מרכיבי מכפ"ל, אנגלית נוטה יותר משני האחרים להפיק ניבוי-חסר של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך. בנסיבות אלה, יתכן ששקלול שונה של המרכיבים יתרום לצמצום הנטייה הכוללת לניבוי-חסר. ראוי לציין שמן ההיבט של תוקף דיפרנציאלי, אנגלית הוא חזאי הוגן (למעשה, זהו החזאי היחיד מבין מרכיבי מכפ"ל שבו התוקף בקבוצת המיצב הנמוך גבוה מן התוקף בקבוצת המיצב הגבוה,

אם כי, כאמור, ההפרש בין התקפיות בשתי הקבוצות בכל שלושת המרכיבים הוא מזערני. מעניין להיווכח שדפוס כזה, של היות האנגלית החזאי בעל הנטייה החזקה ביותר להפיק ניבוי-חסר לקבוצת המיעוט (למשל, מוצא מזרחי; נבחנים בבחינה הפסיכומטרית בשפה הרוסית) לצד היות החזאי ההוגן ביותר מבחינת תוקף דיפרנציאלי, נמצא גם במחקרים קודמים (קנת ואורן, 1988; Gafni & Bronner, 1998). במקביל, מתפקד המרכיב הכמותי במכפ"ל כחזאי עם נטייה אפסית להפיק ניבוי-חסר לקבוצת המיעוט, וזאת הן במחקר הנוכחי והן בשני המחקרים שצוטטו לעיל. מאחר שקבוצות המיעוט בשלושת מחקרי ההוגנות הנדונים כאן שונות זו מזו באפיוניהן (לפחות בנוגע לנבחנים ברוסית), לא בהכרח מתקיים פירוש יחיד לממצאיהם העקביים. יתכן, עם זאת, שההסבר שהוצע לעיל לנטיית ניבוי-החסר של אנגלית (טעינות תרבותית רבה) תקף ביחס לשלוש קבוצות המיעוט. בנסיבות כאלה, יתכן שיש מקום לבחון הגדלת משקלם של תחומים אחרים (כמו הכמותי) שבהם הישגיהן היחסיים של קבוצות המיעוט תואמים יותר את הישגיהן היחסיים בקריטריון. יתרה מזו, יתכן שהתופעה שנמצאה ביחס למכפ"ל מתקיימת גם ביחס למקצועות תעודת הברות. שאלה כזאת ראויה להיחקר בעתיד.

לבסוף, ראוי לייחד כמה מלים לאחד הממצאים העקביים והמשמעותיים ביותר של המחקר הנוכחי, שהינו אפקט הסלקטיביות על הטיה בניבוי: מגמת ניבוי-החסר של ציוני הקריטריון של בני המיצב הנמוך נעלמת כמעט לחלוטין בחוגים מרמת סלקטיביות גבוהה. ברמה המעשית, משמעותו של ממצא זה היא שבאותם חוגים שבהם הליך המיון המוסדי הוא אפקטיבי¹¹, ניתן להגדירו כהוגן; ואילו ביתר החוגים, שבהם תופעת ניבוי-החסר ניכרת יותר, אין לה כמעט משמעות מעשית, כיוון שעיקר הברירה אליהם מושפעת ממילא משיקולים עצמיים ולא מהחלטות מוסדיות. ניתן לסכם, אם-כן, שדווקא באותם תחומים מבוקשים, שנתפסים כקריטיים לקידום של פרטים וקבוצות בחברה, אין מערכת המיון מפלה מועמדים ממיצב נמוך לרעה.

¹¹ כזכור, סלקטיביות הוגדרה על-פי רמת היכולת הלימודית של הלומדים בחוג, ולא על-פי יחס הברירה. קיים קשר הדוק, אם כי לא מלא, בין שתי ההגדרות.

מקורות

- אורתור, ג' (1967). שלוש-עשרה שנות סקר: הישגי תלמידים. **מגמות, ט"ו**, 220-230.
- אשל, י' (1980). איבחונם ואיתורם של תלמידים טעוני-טיפוח. **עיונים בחינוך, 27**, 143-156.
- בלר, מ' ובן-שחר, ג' (1983). על הוגנות השימוש בבחינות הפסיכומטריות. **מגמות, כ"ח**, 42-56.
- בן-סימון, ע. וקליש, י. (1998א). **מבחן הישגים בעברית לתלמידי כיתה ד'**. המשוב הארצי למערכת החינוך. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- בן-סימון, ע. וקליש, י. (1998ב). **מבחן הישגים בעברית לתלמידי כיתה ח'**. המשוב הארצי למערכת החינוך. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- ברונר, ש' (1994). **השפעת הגדרות שונות לציון תעודת הבגרות על תוקף מערכת המיון לאוניברסיטאות** (הצעת מחקר). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- גפני, נ' (1978). **הקשר בין השתייכות עדתית, מעמד חברתי ומין לרמת ומבנה האינטליגנציה**. עבודה לשם קבלת תואר מוסמך, האוניברסיטה העברית בירושלים.
- דהאן, י', יונה, י', ספורטא, י' ושנהב, י' (1998). סגירת פערים לימודיים בין תלמידים מזרחים ובין תלמידים אשכנזים: ניתוח-על וניצולו לרעה (תגובה). **מגמות, ל"ט**, 320-325.
- דר, י' ורש, נ' (1991). פערים סוציו-אקונומיים ועדתיים בהישגים לימודיים בחטיבת הביניים בישראל. **מגמות, ל"ג**, 164-186.
- דר, י', רש, נ' וארהרד, ר' (1989). **הישגים לימודיים בחטיבת-הביניים בהבנת הנקרא ובמדע**. ירושלים: המכון לחקר הטיפוח בחינוך, האוניברסיטה העברית.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (1999). **תלמידי כותות י"ב, נבחנים בבחינות הבגרות וזכאים לתעודות, לפי יישוב המגורים 1996**. ירושלים.
- הראל, י', קני, ד' ורהב, ג' (1997). **נוער בישראל: רווחה חברתית, בריאות והתנהגויות סיכון במבט בינלאומי**. ירושלים: ג'וינט-מכון ברוקדייל.
- זוהובסקי, ר' (1987). **בית-הספר היסודי בישראל וההישגים בטבע**. חיבור לשם קבלת תואר דוקטור, האוניברסיטה העברית בירושלים.
- חן, מ', לוי, א' ואדלר, ח' (1978). **הליך ותוצאה במעשה החינוך: להערכת תרומתה של חטיבת-הביניים למערכת החינוך**. ירושלים: משרד החינוך והתרבות.
- חן, מ' (1983). **אינטגרציה בין-עדתית, הטרוגניות ההישג הלימודי בכתה והתקדמות התלמידים**. הרצאה במכון לקידום האינטגרציה במערכת החינוך, אוניברסיטת בר-אילן.
- חן, מ' (1987). **משמעת, הישגים לימודיים וציפיות של תלמידים בחינוך הממלכתי ובחינוך הממלכתי-דתי**. הרצאה בסמינר בינלאומי על מוביליות חברתית יחסי גומלין בין מעמד חברתי, מוצא אתני והשכלה. אוניברסיטת תל-אביב.
- יאר, ג' (1991). מדד הטיפוח: שלושה פרדוקסים ובחנים אמפיריים: הערות למדיניות הטיפוח בשנות התשעים. **מגמות, ל"ד**, 5-26.
- יוגב, א' (1998). נרטיבים ובעיות מחקר (הערות על ניתוח-העל של רזאל [1997] ועל תגובתם של דהאן ועמיתיו). **מגמות, ל"ט**, 344-348.
- כפיר, ר., אבירם, ת. ובן-סימון, ע. (1998א). **מבחן הישגים במתמטיקה לתלמידי כיתה ד'**. המשוב הארצי למערכת החינוך. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

כפיר, ר., אבירס, ת. ובן-סימון, ע. (1998). מבחן הישגים במתמטיקה לתלמידי כיתה ח'. המשוב הארצי למערכת החינוך. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

כפיר, ר., אבירס, ת. ובן-סימון, ע. (1999). מבחן הישגים במדעים ובטכנולוגיה לתלמידי כיתה ו'. המשוב הארצי למערכת החינוך. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

לוי, א' וחוץ, מ' (1976). צמצום הפער או הצטברות גירעון בהישגים לימודיים בבית-הספר היסודי. **עיונים במינהל ובארגון החינוך**, 4, 3-52.

לוי, א', רפפורט, ח' ורימר, מ' (1978). **היבטים והישגים במערכת החינוך בישראל: מחקר השוואתי בין-לאומי**. תל-אביב: אוניברסיטת תל-אביב, רמות.

לוי, ת' (1988). תהליכי למידה, הוראה והישגים לימודיים במדעי הטבע בכיתות ט'. בתוך פ' תמיר ואחרים (עורכים), **הוראת מדעי הטבע בישראל בשנות השמונים** (עמ' 53-112). ירושלים: המרכז הישראלי להוראת המדעים.

ליבליך, ע', ניניו, ע' וקוגלמס, ש' (1974). השפעת המוצא העדתי והסטאטוס הכלכלי-חברתי של הורים בישראל על הצלחת ילדיהם בביצוע מבחן ויפס"י בגיל גן. **מגמות**, כ"א, 13-22.

ליטוין, א' (1971). הקצאת מקורות בחינוך לאור גורמים המשפיעים על הישגי תלמידים במבחן הסקר. **מגמות**, י"ח, 166-186.

מאיר, ה' ואורן, כ' (1995). **המועמדים למוסדות להשכלה גבוהה בישראל לשנים תשנ"ב ותשנ"ג: איפיון פסיכומטרי ודמוגרפי** (דוח מס' 212). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

מינקוביץ, א', דיוויס ד' ובאשי, י' (1980). **הישגי החינוך של בית-הספר היסודי בישראל**. ירושלים: מאגנס.

משרד החינוך התרבות והספורט (1991). **מערכת החינוך בראי המספרים התשנ"ב - 1992**. ירושלים.

משרד החינוך התרבות והספורט (1995). **מערכת החינוך בראי המספרים התשנ"ה - 1995**. ירושלים.

משרד החינוך התרבות והספורט (1997). **מערכת החינוך בראי היישובים**. ירושלים.

סבירסקי, ש' וסבירסקי, ב' (1997). **השכלה גבוהה בישראל**. תל-אביב: מרכז אדוה.

סמילנסקי, מ' ויס, י' (1969). הקשר בין גודל המשפחה, השכלת האב ומוצא האב לבין כשרים קוגניטיביים והישגים בלימודים. **מגמות**, ט"ז, 248-273.

סמילנסקי, ש' ושפטיה, ל' (1977). הקשר בין אינטגרציה ומשתנים כיתתיים אחרים לבין הישגים בכיתות א' ו-ב'. **מגמות**, כ"ג, 79-87.

פבלוב, י' ואורן, כ' (1997). **דוח סטטיסטי לשנת 1996**. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

צלגוב, י' (1998). האם יש שינוי בפער בהישגים לימודיים? (הערות על ניתוח-העל של רזאל [1997] ועל תגובתם של דהאן ועמיתיו). **מגמות**, ל"ט, 340-343.

קליש, י., פרס, ד. ובן-סימון, ע. (1999). **מבחן הישגים באנגלית לתלמידי כיתה ח'**. המשוב הארצי למערכת החינוך. ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

קנת, ת' ואורן, כ' (1988). **בדיקת ההוגנות התרבותית בשימוש במערכת המיון בשתי אוניברסיטאות** (דוח מס' 78). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.

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', 54-71.

רזאל, מ' (1997). סגירת הפער בהישגים לימודיים בין תלמידים מזרחים לאשכנזים: ניתוח-על. **מגמות**, ל"ח, 349-366.

רזאל, מ' (1998). והפער בין מזרחים לאשכנזים ממשיך להצטמצם (תשובה לתגובה של דהאן

ועמיתיו). **מגמות, ל"ט**, 339-326.

שביט, י' וארד (וייס), ח' (1987). אינטגרציה בחינוך ופערים בין-עדתיים בציונים ובשאיפות לימודיות.

מגמות, ל', 304-288.

שפירא, ר' ועציוני-הלוי, ח' (1973). הצלחה בלימודים אקדמיים: באיזו מידה ניתנת היא לניבוי.

מגמות, י"ט, 230-215.

American College Testing Program (1973). *Assessing students on the way to college: Technical report for the ACT Assessment Program*. Iowa City, IA: Author.

Azen, R., Bronner, S., & Gafni, N. (1999). *Examination of gender bias in admission to universities in Israel* (Report No. 255). Jerusalem, Israel: National Institute for Testing & Evaluation.

Basten, J., Cole, J., Maestas, R., & Mason, K. (1997). *Redefining the virtuous cycle: Replacing the criterion of race with socioeconomic status in the admissions process in highly selective institutions*. Paper presented at the annual meeting of the Association for the Study of Higher Education. Albuquerque, NM.

Birnbaum, M. H. (1979). Procedures for detection and correction of salary inequity. In T. R. Pezzullo & B. F. Birthingam (Eds.), *Salary equity* (pp. 121-144). Lexington, MA: Lexington Books.

Birnbaum, M. H. (1981). Reply to McLaughlin: Proper path models for theoretical partialling. *American Psychologist*, 36, 1193-1195.

Boudon, R. (1974). *Education, opportunity and social inequality*. New York: J. Wiley.

Bourdieu, P. (1977). *Outline of a theory of practice*. Translated by Richard Nice. Cambridge, England: Cambridge University Press.

Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A social critique of the judgement of taste*. Translated by Richard Nice. Cambridge, England: Cambridge University Press.

Bourdieu, P., & Passeron, J. C. (1977). *Reproduction in education, society and culture*. London: Sage.

Breland, H. M. (1979). *Population validity and college entrance measures* (College Board Research Monograph No. 8). New York: College Entrance Examination Board.

Cleary, T. A. (1968). Test bias: Prediction of grades of Negro and white students in integrated colleges. *Journal of Educational Measurement*, 5, 115-124.

Cohen, E. G. (1965). Parental factors in educational mobility. *Sociology of Education*, 38, 404-425.

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cole, N. S. (1973). Bias in selection. *Journal of Educational Measurement*, 10, 237-255.
- Coleman, J. S., & McDill, E. L. (1963). High school social status, college plans and *American Sociological Review*, 28, 905-918.
- Coombs, R. H., & Davies, V. (1965). Social class, scholastic aspirations and academic achievement. *Pacific Sociological Review*, 8, 96-100.
- Darlington, R. D. (1971). *Journal of Educational Measurement*, 8, 71-82.
- Donlon, F. T. (Ed.). (1984). *The college board technical handbook for the Scholastic Aptitude Test and Achievement Tests*. New York: College Entrance Examination Board.
- Duran, R. P. (1983). *achievement*. New York: College Entrance Examination Board.
- Ellett, F. S. (1977). *Fairness of college admissions procedures: A criticism of certain views*. Unpublished doctoral dissertation, Cornell University.
- Gafni, N., & Bronner, S. (1998). *An examination of criterion-related bias in the testing of Hebrew- and Russian-speaking examinees in Israel* (Report No. 244). Jerusalem, Israel: National Institute for Testing & Evaluation.
- Gross, A. L., & Su, W. (1975). question of utilities. *Journal of Applied Psychology*, 60, 345-351.
- Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: John Wiley & Sons. {Reprinted in 1987. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. }
- Halsey, A. H., Heath, A. F., & Ridge, J. M. (1980). *Origins and destinations*. Oxford: Clarendon Press.
- Hewer, V. H. (1965). Are tests fair to college students from homes with low socioeconomic status? *Personnel and Guidance Journal*, 43, 764-769.
- Hunter, J. E., Schmidt, F. L., & Rauschenberger, J. M. (1977). Fairness of psychological tests: Implications of four definitions for selection utility and minority hiring. *Journal of Applied Psychology*, 62, 245-260.
- Jencks, C., Smith, M., Ackland, H., Bane, M. J., Cohen, D., Gintis, H., Heyns, B., & Michelson, S. (1972). *Inequality: A reassessment of the effect of family and*

- schooling in America*. New York: Harper.
- Karen, D. (1991). The politics of class, race, and gender: Access to higher education in the United States, 1960-1986. *American Journal of Education*, 99, 209-237.
- Linn, R. L. (1973). Fair test use in selection. *Review of Educational Research*, 43, 139-161.
- Linn, R. L. (1975). Test bias and the prediction of grades in law schools. *Journal of Legal Education*, 27, 293-323.
- Linn, R. L. (1982). Ability testing: Individual differences and differential prediction. In A. K. Wigdor & W. R. Garner (Eds.), *Ability testing: Uses, consequences and controversies*, Part II (pp. 335-388). Washington, DC: National Academy Press.
- 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. (1984). Selection Bias: Multiple meanings. *Journal of Educational Measurement*, 21, 33-47.
- Linn, R. L. (1986). Bias in college admissions. *Measures in the college admissions process: A College Board Colloquium* (pp. 80-86). New York: College Entrance Examination Board.
- Linn, R. L. (1990). Admissions testing: Recommended uses, validity, differential prediction, and coaching. *Applied Measurement in Education*, 3(4), 297-318.
- Linn, R. L., & Werts, C. E. (1971). Considerations for studies of test bias. *Journal of Educational Measurement*, 8, 1-4.
- McDill, E. L., & Coleman, J. S. (1965). Family and peer influence on college plans of high school students. *Sociology of Education*, 38, 112-125.
- Morgan, R. (1990). Analyses of predictive validity within student categorizations . In W. W. Willingham, C. Lewis, R. Morgan, & L. Ramist (Eds.), *Predicting college grades: An analysis of institutional trends over two decades* (pp. 225-238). Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Peterson, N. S., & Novick, M. R. (1976). An evaluation of some models for culture-fair selection. *Journal of Educational Measurement*, 13, 3-29.
- Ramist, L. (1984). Predictive validity of the ATP tests. In T. F. Donlon (Ed.), *The College Board technical handbook for the Scholastic Aptitude Test and Achievement Tests*. New York: College Entrance Examination Board.
- Ramist, L., Lewis, C., & McCamley, L. (1990). Implications of using freshman GPA

- as the criterion for the predictive validity of the SAT. In W. W. Willingham, C. Lewis, R. Morgan, & L. Ramist (Eds.), *Predicting college grades: An analysis of institutional trends over two decades* (pp. 253-288). Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Sewell, W. H., & Shah, P. (1967). Socioeconomic status, intelligence and the attainment of higher education. *Sociology of Education*, 40, 1-23.
- Spaeth, J. L. (1976). Characteristics of the work setting and the job as determinants of income. In W. H. Sewell, R. M. Hauser, and D. L. Featherman, (Eds.), *Schooling and achievement in American society*. New York: Academic Press.
- Stern, W. (1914). Children of different social strata. In *The psychological methods of testing intelligence*. Translated by G. M. Whipple. Baltimore: Warwick and York, inc.
- Thorndike, R. L. (1971). Concepts of culture fairness. *Journal of Educational Measurement*, 8, 63-70.
- Willingham, W. W., & Cole, N. S. (1997). *Gender and fair assessment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Wing, C. W., Jr., & Kitsanes, V. (1960). *The effect of certain cultural background factors on the prediction of student grades in college*. New York: College Entrance Examination Board.
- Wofle, D. (1961). Educational opportunity, measured intelligence and social background. In A. H. Halsey (Ed.), *Education, economy and society* (pp. 216-240). New York: Free Press of Glencoe.
- Zeidner, M. (1987). Test of the cultural bias hypothesis: Some Israeli findings. *Journal of Applied Psychology*, 72, 38-48.

נספחים

נספח 1

לוח 9: התפלגות הסטודנטים (והחוגים) לפי מוסד ומחזור

סך-הכל	תל-אביב	טכניון	העברית	חיפה	בר-אילן	בן-גוריון	
11911 (151)	3333 (41)	598 (9)	2863 (34)	1763 (23)	1647 (21)	1707 (23)	תשנ"ד
12218 (150)	3473 (39)	600 (9)	3026 (37)	2047 (23)	1628 (21)	1444 (21)	תשנ"ה
12181 (129)	2952 (25)	535 (8)	2879 (29)	2030 (25)	2145 (20)	1640 (22)	תשנ"ו
12882 (150)	2995 (38)	695 (8)	3176 (35)	1929 (24)	2026 (18)	2061 (27)	תשנ"ז
12964 (136)	3150 (32)	659 (8)	3156 (34)	1986 (22)	2094 (19)	1919 (21)	תשנ"ח
62156 (716)	15903 (175)	3087 (42)	15100 (169)	9755 (117)	9540 (99)	8771 (114)	סך-הכל

חישוב משתנה העזר "יכולת לימודית" (לשם הגדרת רמת הסלקטיביות של החוג):

עבור כל סטודנט הוגדר משתנה "יכולת לימודית" כסכום של מכפ"ל ובגרות במשקלות שווים בקרב כל הסטודנטים במחזור נתון.

להבדיל מהציון המשוקלל (המחושב כסכום של מכפ"ל ובגרות במשקלות שווים בקרב המועמדים לכל מוסד במחזור נתון ראה נספח 3) מבוסס המשתנה יכולת לימודית על משקלות שווים למכפ"ל ולבגרות בקרב הלומדים מעבר למוסדות במחזור נתון. חישוב כזה מחייב שכל אחד משני המשתנים, מכפ"ל ובגרות, יהיה מדווח על סולם אחיד, שהוא בר השוואה מעבר למוסדות שונים. לגבי מכפ"ל מתקיימת דרישה זו במלואה, ולגבי בגרות היא מתקיימת בחמש האוניברסיטאות, אך לא בטכניון. כדי להעביר את ציון הבגרות בטכניון ("בגרות טכניונית") לסולם של יתר המוסדות, אותרו סטודנטים שמדווח עבורם ציון בגרות גם ממוסד אחר ("בגרות אוניברסיטאית"), ובקרבם חושבה משוואת רגרסיה של הבגרות האוניברסיטאית על הבגרות הטכניונית. באמצעות מקדמי משוואת הרגרסיה הזו חושבה בשלב הבא בגרות אוניברסיטאית על-פי הבגרות הטכניונית עבור כל הסטודנטים בטכניון.

בשנת הלימודים תשנ"ז שונתה שיטת חישוב הבגרות בטכניון. לפיכך, בוצע המהלך שתואר לעיל בנפרד עבור מחזורים תשנ"ד עד תשנ"ו ועבור מחזורים תשנ"ז ותשנ"ח. מתוך 4,336 סטודנטים בטכניון במחזורים תשנ"ד עד תשנ"ו נמצאו 131 סטודנטים עם ציוני בגרות גם ממוסדות אחרים. מתוך 3,498 סטודנטים בטכניון במחזורים תשנ"ז ותשנ"ח נמצאו 141 סטודנטים עם ציוני בגרות גם ממוסדות אחרים.

אחרי שחושבה לכל הסטודנטים בטכניון בגרות בת-השוואה לבגרות ביתר המוסדות, תוקנו בגרות ומכפ"ל בקרב כל הסטודנטים מעבר לכל המוסדות בכל מחזור (על בסיס תצפית אחת לאדם במחזור) לממוצע 0 וסטיית תקן 1. שני המשתנים המתוקנים צורפו במשקלות שווים להפקת המשתנה "יכולת לימודית".

אופן חישוב הציון המשוקלל:

הציון המשוקלל הוגדר כסכום של מכפ"ל ובגרות במשקלות שווים בקרב המועמדים לכל מוסד. לצורך חישוב הציון המשוקלל עבור הסטודנטים נעשה שימוש בנתוני המועמדים לאוניברסיטאות, מחזורים תשנ"ב ותשנ"ג (מאיר ואורן, 1995). נתונים אלה שימשו להפקת פרמטרים לצורך תקנון מכפ"ל ובגרות.

בנתוני המועמדים נכללות 85,109 מועמדות (כאשר מתחשבים רק בתצפית אחת למועמד במוסד ובמחזור), שלכולן יש ציון מכפ"ל, אך לא לכולן יש ציון בגרות. בחישוב הציון המשוקלל נכללו רק מועמדות שיש להן ציון בשני החזאים: סך-הכל 70,695 מועמדות (על-בסיס תצפית אחת למועמד במוסד ובמחזור).

החישוב שלהלן בוצע עבור כל מוסד בנפרד:

1) חושבו ממוצעים וסטיות תקן של מכפ"ל ובגרות בקרב המועמדים לכל אחד מן המוסדות, בכל אחד מן המחזורים תשנ"ב ותשנ"ג (הסטטיסטיים הנ"ל חושבו על בסיס תצפית אחת למועמד במוסד ובמחזור).

2) חושבו ממוצעים, מעבר לשני המחזורים (משוקללים במספר המועמדים לכל מחזור), של הסטטיסטיים שחושבו בסעיף 1.

3) ציוני מכפ"ל ובגרות (של הלומדים ושל המועמדים) תוקנו לפי ממוצעי הממוצעים וסטיות התקן של מכפ"ל ובגרות, בהתאמה, שחושבו בסעיף 2.

4) ציון משוקלל גולמי חושב כסכום הציונים המתוקנים של מכפ"ל ובגרות.

5) ציון משוקלל מתוקן חושב על-ידי ביצוע סעיפים 3-1 ביחס לציון המשוקלל הגולמי.

6) הציון המשוקלל המתוקן הועבר לסולם עם ממוצע 50 וסטיות תקן 10 בקרב המועמדים למוסד.

ההגדרה הפורמלית של הציון המשוקלל בכל מוסד היא:

$$y' = \sum_{i=1}^2 (x_i - \bar{x}_i) / s_{x_i}$$

$$y = \left((y' - \bar{y}') / s_{y'} \right) \times 10 + 50$$

כאשר:

$$y = \text{ציון משוקלל.}$$

$$y' = \text{ציון משוקלל גולמי.}$$

$$x_i = \text{ציון בחזאי (1- מכפ"ל, 2-בגרות).}$$

כאמור, הממוצעים וסטיות התקן המופיעים בנוסחות הנ"ל הם ממוצעי הסטטיסטיים בקרב המועמדים למוסד מעבר לשני המחזורים.

נוסחת תיקון המתאמים עבור תהליך הברירה¹²:

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

U מציינ 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-r יציינו סטיות תקן; R ו-r יציינו מתאמים. כאשר אותיות קטנות מתייחסות לסטטיסטיים במדגם (שעבר ברירה) ואותיות גדולות מתייחסות לאומדנים של פרמטרים באוכלוסיה (טרם ברירה).

נתונים ברמת האוכלוסיה (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:

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

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

¹²הניסוח המוצג כאן של נוסחות התיקון לקיצוץ תחום לקוח מ-Linn, 1983.

הפקת סטטיסטיים מקובץ המועמדים:

שני סוגי סטטיסטיים מקובץ המועמדים היו נחוצים לשם העברת התוצאות מרמת הלומדים לרמת המועמדים: האחד, סטית תקן ממוצעת, לפי תוכן וסלקטיביות, של הציון המשוקלל בקרב מועמדים לחוג; השני, פרופורציות ממוצעות, לפי תוכן וסלקטיביות, של מועמדים ממיצב נמוך ומועמדים ממיצב גבוה בקרב מועמדים לחוג.

בקובץ נתוני המועמדים לאוניברסיטאות, מחזורים תשנ"ב ותשנ"ג (מאיר ואורן, 1995) יש 114,240 תצפיות (תצפית מוגדרת כמועמדות לחוג, במוסד ובמחזור) של מועמדים ש: 1) נבחנו בבחינה הפסיכומטרית בעברית; 2) יש להם ציון בגרות; 3) יש להם נתונים בכל אחד ממאפייני המיצב החברתי-כלכלי.

בקובץ נתוני הסטודנטים מאותם מחזורים יש 22,192 תצפיות של סטודנטים ש: 1) נבחנו בבחינה הפסיכומטרית בעברית; 2) יש להם ציון בגרות; 3) יש להם נתונים בכל אחד ממאפייני המיצב החברתי-כלכלי; 4) למדו בחוגים בהם היו לפחות 5 סטודנטים מכל אחת משתי הקבוצות של מיצב חברתי-כלכלי (לפירוט תנאי זה ראה סעיף "מדגם" בפרק השיטה).

כאשר צורפו נתוני מועמדות עם נתוני לימודים עבור כל אדם (לפי מחזור, מוסד וחוג) התקבל קובץ שבו 117,387 תצפיות (יש, כמובן, מועמדויות שאין עבורן נתוני לימודים; יש גם נתוני לימודים שאין עבורם מועמדות מקבילה; כמו-כן ראוי לציין שהמספרים שדווחו לעיל עבור כל קובץ בנפרד 114,240 מועמדים; 22,192 לומדים כוללים רק תצפיות מחוגים שבהם ניתן היה להתאים בין זהות החוג בקובץ המועמדים לזהות החוג בקובץ הלומדים. מספר התצפיות טרם הפעלת תנאי זה היה 120,240 מועמדים ו-23,048 לומדים).

בשלב הבא אופיינו כל התצפיות בקובץ המצורף לפי התוכן והסלקטיביות של החוג שבו הן מופיעות.

לצורך זה סווגו התצפיות בקובץ הלומדים (מחזורים תשנ"ב ותשנ"ג) לפי התוכן והסלקטיביות של החוג שאליו הן משתייכות (באופן שפורט בפרק "שיטה" בסעיף "מדגם" בהתייחס למחזורי המחקר).

סיווג זה, שבוצע בקובץ הלומדים, יוחס לכל תצפית בקובץ המצורף (לפיכך חוג שיש בו נתוני מועמדים אך אין בו נתוני לומדים באף אחד משני המחזורים לא קבל סיווג לפי תוכן; כמו-כן, חוג שיש בו נתוני מועמדים למוסד במחזור מסוים אך אין בו נתוני לומדים באותו מוסד ומחזור לא קבל סיווג לפי סלקטיביות).

רק חוגים שניתן היה לסווגם לפי תוכן וסלקטיביות נכללו בחישובים שלהלן. בסך-הכל 103,083 תצפיות נכללו בקובץ המצורף (שהוא, בסופו של דבר, קובץ המועמדים), שבו יש אפיון של כל תצפית על-פי התוכן והסלקטיביות של החוג שבו היא מופיעה.

להלן הנתונים שחושבו מתוך קובץ המועמדים:

לוח 10: סטיות התקן הממוצעת, לפי תוכן וסלקטיביות,

של הציון המשוקלל בקרב המועמדים לחוג

תוכן	סלקטיביות	מספר מועמדים	מספר חוגים	ס"ת של הציון המשוקלל
מילוליים	נמוכה	41,135	151	8.6
	גבוהה	15,057	19	7.6
כמותיים	נמוכה	11,481	44	7.8
	גבוהה	35,410	66	7.8

לוח 11: פרופורציות ממוצעות, לפי תוכן וסלקטיביות,

של מועמדים ממיצב נמוך ומועמדים ממיצב גבוה בקרב מועמדים לחוג

תוכן	סלקטיביות	מספר מועמדים	מספר חוגים	הגדרת מיצב חברתי-כלכלי על-פי							
				רמת הכנסה		השכלת אב		השכלת אם		מדד כללי	
				q	p	q	p	q	p	q	p
מילוליים	נמוכה	41,135	151	0.64	0.36	0.68	0.32	0.66	0.34	0.68	0.32
	גבוהה	15,057	19	0.74	0.26	0.79	0.21	0.77	0.23	0.79	0.21
כמותיים	נמוכה	11,481	44	0.64	0.36	0.71	0.29	0.68	0.32	0.70	0.30
	גבוהה	35,410	66	0.72	0.28	0.76	0.24	0.74	0.26	0.77	0.23

$p =$ פרופורצית המועמדים ממיצב נמוך.

$q =$ פרופורצית המועמדים ממיצב גבוה.

נספח 6

לוח 12: אחוז החוגים שבהם התקבלה הכרעה בדבר ניבוי-יתר/חסר

של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך

על-פי ההגדרה הראשונה של דרלינגטון (Darlington, 1971)

אנגלית		כמותי		מילולי		מכפ"ל		בגרות		משוקלל		סלקטיביות	תוכן
חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר		
10	17	8	15	12	18	13	11	12	10	17	6	נמוכה	מילוליים
1	14	3	3	6	17	4	8	7	4	7	7	גבוהה	מילוליים
15	14	24	14	15	14	15	9	10	11	21	6	נמוכה	כמותיים
5	19	9	16	3	20	7	11	6	13	8	11	גבוהה	כמותיים
8	16	7	13	11	18	11	11	11	9	15	6	כולם	מילוליים
9	17	14	15	8	18	10	10	8	12	13	9	כולם	כמותיים
11	16	12	15	13	17	13	11	12	10	18	6	נמוכה	כולם
4	18	7	12	4	19	6	10	6	10	8	10	גבוהה	כולם
8	17	10	14	10	18	10	11	10	10	14	8	כולם	כולם

לוח 13: אחוז החוגים שבהם התקבלה הכרעה בדבר ניבוי-יתר/חסר

של ציוני הקריטריון של קבוצת המיצב הנמוך

על-פי ההגדרה השלישית של דרלינגטון (Darlington, 1971)

אנגלית		כמותי		מילולי		מכפ"ל		בגרות		משוקלל		סלקטיביות	תוכן
חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר	חסר	יתר		
52	2	30	3	43	2	45	1	50	2	53	1	נמוכה	מילוליים
17	3	22	3	23	6	23	0	21	3	27	6	גבוהה	מילוליים
49	4	24	10	19	4	26	3	26	5	33	3	נמוכה	כמותיים
43	0	19	2	29	1	33	0	32	1	34	1	גבוהה	כמותיים
45	2	28	3	39	3	41	1	45	2	48	2	כולם	מילוליים
45	2	21	5	25	2	30	1	30	2	34	2	כולם	כמותיים
51	2	28	5	38	3	41	2	45	2	48	1	נמוכה	כולם
34	1	20	2	27	3	30	0	28	2	32	2	גבוהה	כולם
45	2	25	4	34	3	37	1	39	2	42	2	כולם	כולם