



מרכז ארצי לבחינות ולהערכה (ע"ר)
NATIONAL INSTITUTE FOR TESTING & EVALUATION
المركز القطري للامتحانات والتقييم
מיסודן של האוניברסיטאות בישראל

תיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה רב־משתנית:
יישום המקרה הכללי

דוח מחקר

RR
17-04

ספטמבר 2017

תמר קנת-כהן | דביר קלפר

דוח מחקר

RR-17-04

ISBN:978-965-502-207-0

תיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה רב־משתנית: יישום המקרה הכללי

*תמר קנת-כהן

*דביר קלפר

ספטמבר 2017

*שני המחברים תרמו לדוח זה במידה שווה.

תוכן עניינים:	עמוד
1. תמצית.....	2
2. מבוא	3
3. שיטה	7
4. תוצאות	9
5. סיכום	17
6. מקורות.....	20
7. נספחים	21
לוחות:	עמוד
לוח 1: השוואה בין שתי שיטות לתיקון לקיצוץ תחום – ממצאי מחקרים קודמים	5
לוח 2: ממוצעים וסטיות תקן (בסוגריים) של משתני המחקר	10
לוח 3: מתאמים נצפים בין החזאים והקריטריון	11
לוח 4: מתאמים בין החזאים והקריטריון מתוקנים לקיצוץ תחום בתיקון הרב-משתני ובתיקון החד-משתני וההפרש ביניהם.....	12
תרשימים:	עמוד
תרשים 1: תרשימי קופסה (Box plots) של ההפרש בין המתאם שהתקבל בתיקון הרב-משתני למתאם שהתקבל בתיקון החד-משתני.....	15
נספחים:	עמוד
נספח 1 – תיקון עבור ברירה רב-משתנית במקרה הכללי.....	21
נספח 2 – תכנית SAS לתיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה רב-משתנית.....	25
נספח 3 – תיקון עבור ברירה חד-משתנית (במקרה התלת-משתני)	27

1. תמצית

במחקרי תוקף הניבוי שנערכים במאל"ו משתמשים כיום בתיקון לקיצוץ תחום שמניח שהברירה התבססה על משתנה יחיד – ציון סכם – שהוא צירוף של הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל ושל ממוצע הבגרות במשקלות שווים (תיקון חד-משתני). לאחרונה נאספו עדויות לכך שהנחה זו על תהליך הברירה אינה מתקיימת במלואה תמיד. לאור זאת נבדקת האפשרות לעבור לשימוש בנוסחה כללית לתיקון, שמניחה שהברירה התבססה על צירוף **כלשהו** של הציונים בתחומי מכפ"ל ושל ממוצע הבגרות (תיקון רב-משתני).

דוח זה הוא השלישי בסדרת מחקרים שבודקים את התיקון הרב-משתני בהקשר של מחקרי תוקף הניבוי במאל"ו. שני המחקרים הקודמים (קנת-כהן, קלפר וטורוול, 2016; קנת-כהן וקלפר, 2017) התמקדו במקרה פרטי של ברירה רב-משתנית – המקרה שבו רק שני משתנים (החזאים) עברו ברירה ישירה ורק משתנה אחד (הקריטריון) עבר ברירה עקיפה. הם השוו, בתנאי הדמיה, בין שתי שיטות לתיקון לקיצוץ תחום של המתאמים בין החזאים לקריטריון – תיקון חד-משתני ותיקון רב-משתני. המחקרים הללו מצאו שבמצב העולם שבו נערכים מחקרי תוקף הניבוי במאל"ו יש עדיפות לתיקון הרב-משתני.

המחקר הנוכחי מציג יישום, בנתוני התוקף של מאל"ו, של המקרה הכללי של תיקון רב-משתני – מצב שבו יש ארבעה משתנים שעברו ברירה ישירה (הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל וממוצע הבגרות) ושלושה משתנים שעברו ברירה עקיפה (ציון הסכם, כפי שהוגדר לעיל, הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל, וציון שנה א'). במחקר חושבו מקדמי התוקף של כלי המיון, מתוקנים לקיצוץ תחום בשתי השיטות – תיקון חד-משתני ותיקון רב-משתני, בקרב 98,872 תלמידי שנה א' באוניברסיטאות ממחזורים תשס"ח (2007/08) עד תשע"ב (2011/12).

ממצאי המחקר מראים שבממוצע מעבר לכל החוגים, אומדן התוקף של ציון הסכם עלה ב-0.03, אומדן התוקף של מכפ"ל עלה ב-0.01, ואומדן התוקף של הבגרות לא השתנה במעבר מהתיקון החד-משתני לתיקון הרב-משתני. ממצאים אלה פירושים שאומדן התרומה השולית של מכפ"ל מעבר לממוצע הבגרות בניבוי הקריטריון עלה: בעוד שעל פי התיקון החד-משתני הייתה התרומה השולית של מכפ"ל מעבר לכל החוגים 0.09, אזי על פי התיקון הרב-משתני תרומה זו היא 0.12. העלייה באומדן התרומה השולית של מכפ"ל ניכרת במיוחד בפקולטות רפואה, משפטים, חברה-כמותי והנדסה.

לצד תיעוד השיטה והתוצאות של התיקון הרב-משתני, כולל דוח זה שלושה נספחים, ביניהם קוד של SAS שמדגים שימוש בתת-הסביבה IML, שמאפשרת עבודה עם מטריצות, הנחוצות ביישום התיקון הרב-משתני במקרה הכללי.

2.1 רקע

במחקרי תוקף הניבוי שנערכים במאל"ו משתמשים כיום בתיקון לקיצוץ תחום שמניח שהברירה התבססה על משתנה יחיד – ציון סכם – שהוא צירוף של הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל ושל ממוצע הבגרות במשקלות שווים (תיקון חד-משתני). לאחרונה נאספו עדויות לכך שהנחה זו על תהליך הברירה אינה מתקיימת תמיד במלואה. לאור זאת נבדקת האפשרות לעבור לשימוש בנוסחה כללית לתיקון, שמניחה שהברירה התבססה על צירוף **כלשהו** של הציונים בתחומי מכפ"ל – חשיבה מילולית, חשיבה כמותית ואנגלית – ושל ממוצע הבגרות (תיקון רב-משתני).

התיקון החד-משתני פותח על ידי פירסון (Pearson, 1903), והוא מוכר מעבודתו של תורנדייק (Thorndike, 1949), שהציג נוסחאות תיקון עבור תרחישים שונים שבהם הברירה התבססה על משתנה יחיד. לולי (Lawley, 1943) פיתח הכללה של התיקון החד-משתני למצב של ברירה רב-משתנית. התיקון עבור ברירה רב-משתנית כשמו כן הוא, מיועד למצב שבו הברירה התבססה על משתנים אחדים, והוא אדיש לאופן שבו הם צורפו בתהליך הברירה: האם צירפו אותם בשקלול כלשהו לכלל ציון קבלה יחיד (ואם כן, באילו משקלות?) או שצריך היה לעבור סף מסוים בכל אחד מהם? האם יש נסיבות שבהן החלטת הקבלה התבססה רק על חלק מן המשתנים? ועוד. ההנחה היחידה על תהליך הברירה שעושים בתיקון הרב-משתני היא על זהות המשתנים המעורבים בברירה. התיקון הרב-משתני מקובל במערכות מיון דומות בעולם המערבי (ראו, למשל, Shaw et al., 2016 בהתייחס ל-SAT).

דוח זה הוא השלישי בסדרת מחקרים שבודקים את התיקון הרב-משתני בהקשר של מחקרי תוקף הניבוי במאל"ו. שני המחקרים הקודמים (קנת-כהן ואח', 2016; קנת-כהן וקלפר, 2017) התמקדו במקרה פרטי של ברירה רב-משתנית – במקרה שבו רק שני משתנים (החזאים) עברו ברירה ישירה ורק משתנה אחד (הקריטריון) עבר ברירה עקיפה. המחקר הנוכחי מציג יישום של המקרה הכללי של תיקון רב-משתני, המקרה שבו אין הגבלה על מספר המשתנים שעברו ברירה ישירה או עקיפה. להלן נתאר בקצרה את שני המחקרים הקודמים בסדרה, ולאחר מכן נביא ממצאים עיקריים מסקר בקרב ראשי יחידות המיון באוניברסיטאות אודות משתני הברירה ללימודי התואר הראשון. פרק המבוא יחתום בהצגת מטרת המחקר הנוכחי, על רקע ממצאי המחקרים הקודמים וסקר ראשי יחידות המיון.

2.2 מחקרים קודמים

שני המחקרים הקודמים (קנת-כהן ואח', 2016; קנת-כהן וקלפר, 2017) התמקדו במקרה פרטי של ברירה רב-משתנית – המקרה שבו שני משתנים (החזאים) עברו ברירה ישירה

ומשתנה אחד (הקריטריון) עבר ברירה עקיפה. הם השוו, בתנאי הדמיה, בין שתי שיטות לתיקון לקיצוץ תחום – תיקון חד-משתני ותיקון רב-משתני.

ההדמיה, בשני המחקרים, כללה את השלבים הבאים:

- הגדרת אוכלוסיית מועמדים
- הפעלת תהליך ברירה במדגם המועמדים בהתבסס על צירופים שונים של שני החזאים
- חישוב מתאמים נצפים בין החזאים לקריטריון בקרב המתקבלים
- תיקון לקיצוץ תחום של המתאמים הנצפים בשתי שיטות התיקון
- השוואת המתאמים המתוקנים למתאמים באוכלוסיית המועמדים

שני גורמים שעשויים להשפיע על איכות התיקון תופעלו במחקרים הקודמים – הגורם הראשון היה: האם ידוע איך צורפו שני החזאים בתהליך הברירה? התיקון החד-משתני הניח שהברירה התבססה על משתנה יחיד, שהוא צירוף מסוים של שני החזאים. בחלק מן המצבים שיצרנו הנחה זו הייתה נכונה – תהליך הברירה שהפעלנו אמנם התבסס על הצירוף המסוים שהניח התיקון החד-משתני ("משקלות משתני הברירה ידועים") ובאחרים לא – תהליך הברירה שהפעלנו התבסס על צירוף אחר של שני החזאים ("משקלות משתני הברירה לא ידועים"). התיקון הרב-משתני הניח הנחה חלשה יותר, שהתקיימה תמיד, שהברירה התבססה על צירוף כלשהו של שני החזאים.

הגורם השני היה: האם יש בידינו המידע הדרוש מאוכלוסיית המועמדים לצורך התיקון? בשתי שיטות התיקון דרוש מידע – שונות משתני הברירה – מאוכלוסיית המועמדים. בתיקון החד-משתני זוהי שונות המשתנה היחיד (הצירוף המסוים של שני החזאים), ובתיקון הרב-משתני אלה שונות שני החזאים והשונות המשותפת שלהם. בחלק מן המצבים שיצרנו המידע הדרוש מאוכלוסיית המועמדים היה ידוע ("הפרמטרים של המועמדים ידועים"), ובאחרים הוא לא היה ידוע והשתמשנו בקירובים ("הפרמטרים של המועמדים לא ידועים")¹.

במחקר הראשון (קנת-כהן ואח', 2016) הפרמטרים של המועמדים היו ידועים, ובדקנו את מידת הדיוק של שתי שיטות התיקון במצבים של ידיעת ואי-ידיעת משקלות משתני הברירה. במחקר השני (קנת-כהן וקלפר, 2017) הפרמטרים של המועמדים לא היו ידועים, ובדקנו את מידת הדיוק של שתי שיטות התיקון במצבים של ידיעת ואי-ידיעת משקלות משתני הברירה בנסיבות אלה. לוח 1 מסכם את ממצאי שני המחקרים.

¹ כדאי לציין שיש הבדל מהותי בין שני הגורמים: הגורם הראשון מספק פיקוח על סוגיה מהותית בתיקון (ההשלכות של הפרת ההנחה החזקה שמניח התיקון החד-משתני על תהליך הברירה), בעוד שהגורם השני בודק בעיה מעשית, שמאפיינת את מחקרי התוקף של מאל"ו (העדר מידע מדויק על אוכלוסיית המועמדים).

לוח 1: השוואה בין שתי שיטות לתיקון לקיצוץ תחום – ממצאי מחקרים קודמים

הפרמטרים של המועמדים			
לא ידועים	ידועים	ידועים	משקלות משתני הברירה
אין עדיפות עקבית לאף שיטה (קנת-כהן וקלפר, 2017)	שתי השיטות מתפקדות היטב (קנת-כהן ואח', 2016)		
תיקון רב־משתני עדיף (קנת-כהן וקלפר, 2017)	תיקון רב־משתני עדיף (קנת-כהן ואח', 2016)	לא ידועים	

ניתן לאפיין את מצב העולם שבו נערכים מחקרי תוקף הניבוי במאל"ו כמצב שבו הפרמטרים של המועמדים לא ידועים (נכון להיום נתוני המועמדים שעומדים לרשותנו הם הנתונים של המועמדים למחזורים תשנ"ב ותשנ"ג), וגם משקלות משתני הברירה אינם ידועים, לפחות במובן שהברירה אינה מתבססת תמיד על צירוף של הציון הכללי הרב־תחומי במכפ"ל ושל ממוצע הבגרות במשקלות שווים (ראו סקר ראשי יחידות המיון להלן). לוח 1 מסכם שבתנאים אלה (התא השמאלי התחתון בלוח) יש עדיפות לתיקון הרב־משתני.

בנוסף להשוואת מידת הדיוק של שתי שיטות התיקון בתנאי הדמיה, כלל המחקר הראשון יישום של שתי שיטות התיקון בנתונים אמפיריים. מקדמי התוקף של כלי המיון, מתוקנים לקיצוץ תחום בשתי השיטות, חושבו בקרב תלמידי שנה א' באוניברסיטאות ממחזורים תשס"ח (2007/08) עד תשע"ב (2011/12). התיקון החד־משתני בוצע בהנחה שהברירה התבססה על ציון הסכם, כלומר על צירוף של הציון הכללי הרב־תחומי במכפ"ל ושל ממוצע הבגרות במשקלות שווים. התיקון הרב־משתני בוצע בהנחה שהברירה התבססה על צירוף כלשהו של ממוצע הבגרות ושל הציון הכללי הרב־תחומי במכפ"ל. השוואה בין התוצאות שהתקבלו בשתי שיטות התיקון בנוגע לתוקף ממוצע הבגרות ולתוקף ציון מכפ"ל הראתה שההבדלים ביניהן קטנים מאוד.

2.3 משתני הברירה ללימודי התואר הראשון: סקר ראשי יחידות המיון

כדי לקבל תמונה על משתני הברירה ללימודי התואר הראשון באוניברסיטאות בישראל נערך סקר בנושא בקרב ראשי יחידות המיון האוניברסיטאיות. ממצאי הסקר (קנת-כהן, 2017) הראו שההנחה שהברירה מתבססת על ציון סכם, שהוא צירוף במשקלות שווים של ממוצע הבגרות ושל הציון הכללי הרב־תחומי במכפ"ל היא אולי נכונה "בממוצע", אך אינה מדויקת בנסיבות רבות.

להלן הממצאים העיקריים מן הסקר.

1. גם כאשר ציון הסכם מבוסס על שני הציונים הללו, הצירוף אינו תמיד במשקלות שווים: לעתים המשקלות שונים (תמיד לכיוון משקל גבוה יותר לציון מכפ"ל), לעתים יש דרישת סף גם בציון הסכם וגם בציון מכפ"ל, ולחלק מן החוגים ניתן להתקבל גם על סמך אחד משני החזאים בלבד – ממוצע הבגרות או ציון מכפ"ל.
 2. לעתים משתמשים בציון הכללי בדגש כמותי במכפ"ל ולא בציון הכללי הרב-תחומי.
 3. לעתים מחשבים ציון מכפ"ל כללי אחר, שונה מהשלושה שמדווחים ע"י מאל"ו, אשר נכנס לחישוב ציון הסכם.
 4. לעתים כולל ציון הסכם גם משתנים נוספים על מכפ"ל או ממוצע הבגרות, כמו הציון בתחום החשיבה הכמותית במכפ"ל או הציון בבחינת הבגרות במתמטיקה.
 5. בכל המוסדות יש תחליפים הן לממוצע הבגרות (כמו ציון מכינה או ממוצע תעודה מקבילה מחו"ל) והן לציון מכפ"ל (כמו ציון SAT).
 6. בכל המוסדות יש חוגים שהקבלה אליהם מותנית בהישגים בכלי מיון נוספים, כמו מבחן כניסה ספציפי או ראיון אישי.
- היקף השימוש בתחליפים לממוצע הבגרות או לציון מכפ"ל (סעיף 5), או בכלי מיון נוספים (סעיף 6), אינו נרחב. לעומת זאת החריגה משימוש במשקלות שווים לממוצע הבגרות ולציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל (סעיפים 1-3) היא נרחבת למדי, במובן שמשתמשים בכל מיני צירופים של מרכיבי הציונים האלה. לאור זאת, נראה שהנחה שהברירה התבססה על הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל ועל ממוצע הבגרות תספק קירוב טוב² למציאות שתוארה לעיל.

2.4 מטרת המחקר הנוכחי

מטרת המחקר הנוכחי, על רקע ממצאי המחקרים הקודמים וסקר ראשי יחידות המיון, הייתה להציג את יישומו של התיקון הרב-משתני על נתוני התוקף של מאל"ו תחת ההנחה שהברירה התבססה על הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל ועל ממוצע הבגרות. כדי להמחיש את ההשלכות של מעבר אפשרי לשיטת תיקון זו, יושם גם התיקון החד-משתני, שבו משתמשים כיום (תחת ההנחה שהברירה התבססה על ציון סכם, שהוא צירוף במשקלות שווים של ממוצע הבגרות ושל הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל). מקדמי התוקף של כלי המיון, מתוקנים לקיצוץ תחום בשתי השיטות, חושבו בקרב תלמידי שנה א' באוניברסיטאות ממחזורים תשס"ח (2007/08) עד תשע"ב (2011/12).

² אשר לסעיף 4, שימוש בציון בתחום החשיבה הכמותית במכפ"ל כציון עצמאי מטופל ע"י ההנחה המוצעת על תהליך הברירה. הוספה של הציונים במקצועות נבחרים בתעודת הבגרות (כמו מתמטיקה), לרשימת המשתנים שעליהם, כך מניחים, התבססה הברירה, תשפר עוד יותר את מידת הדיוק של הנחת הברירה.

כפי שציינו, המחקר הראשון בסדרת המחקרים כלל אף הוא יישום של שני סוגי התיקונים בקרב אותם מחזורי תלמידים. אלא שבאותו מחקר הנחת התיקון הרב-משתני הייתה ששני משתנים עברו ברירה ישירה (הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל וממוצע הבגרות) ורק משתנה אחד עבר ברירה עקיפה (ציון שנה א'). כאמור, זהו מקרה פרטי של ברירה רב-משתנית, ובחרנו לפתוח בו את סדרת המחקרים כיוון שבו הנוסחאות של התיקון ניתנות לכתיבה פשוטה יחסית, ללא שימוש במטריצות. במחקר הנוכחי אנו מיישמים את המקרה הכללי של ברירה רב-משתנית, המקרה שבו אין הגבלה על מספר המשתנים שעברו ברירה ישירה או עקיפה. היישום שבחרנו להדגים כולל לפחות שני משתנים שעברו ברירה ישירה (במחקר הקודם היו שניים) ולפחות שני משתנים שעברו ברירה עקיפה (במחקר הקודם היה אחד). יישום כזה מאפשר חישוב מתאמים גם בין שני משתנים שעברו ברירה עקיפה (למשל בין ציון סכם, שהוא צירוף מסוים של הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל וממוצע הבגרות, ובין ציון שנה א'), כפי שיוצג להלן.

לצד תיעוד השיטה והתוצאות של התיקון הרב-משתני במקרה הכללי כולל דוח זה שלושה נספחים. הנספח הראשון מתאר את ההנחות ואת נוסחאות התיקון בתיקון הרב-משתני, תוך שימוש במטריצות. הנספח השני מציג קוד SAS שבו נעשה תיקון רב-משתני. הקוד מדגים שימוש בתת-הסביבה IML, שמאפשרת עבודה עם מטריצות. הנספח השלישי מציג את נוסחת התיקון בתיקון החד-משתני.

3. שיטה

מדגם

המחקר נעשה על נתוני 98,872 רשומות של סטודנטים לתואר ראשון במחזורים תשס"ח (2007/08) עד תשע"ב (2011/12) באוניברסיטאות בישראל (אוניברסיטת בן-גוריון בנגב, אוניברסיטת בר-אילן, אוניברסיטת חיפה, האוניברסיטה העברית בירושלים, הטכניון ואוניברסיטת תל אביב) ב-1,071 יחידות עיבוד (חוג במוסד לימודים כלשהו ובמחזור כלשהו)³.

סטודנט נכלל במחקר אם היו ברשותו ציוניו בקריטריון ובחזאים (יפורטו בהמשך). חוג נכלל במחקר אם למדו בו לפחות 20 סטודנטים.

משתני המחקר

קריטריון

ממוצע משוקלל בנקודות זכות של ציוני הקורסים שלמד הסטודנט בשנה א' (ציון שנה א')

חזאים

- ממוצע ציוני הבגרות (בגרות), כפי שחושב באוניברסיטאות (כולל בונים)

³ בהמשך נשתמש, לשם פשטות, במונח "סטודנט" לציון רשומה של סטודנט ובמונח "חוג" לציון יחידת עיבוד.

- הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל (מכפ"ל)
- הציונים בתחומי מכפ"ל
- הציון בחשיבה מילולית (מילולי)
- הציון בחשיבה כמותית (כמותי)
- הציון באנגלית (אנגלית)
- ציון סכם (סכם) שמחושב כצירוף של הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל ושל ממוצע הבגרות במשקלות שווים ברמת המועמדים למחזור במוסד (על פי נתוני המועמדים למחזורים תשנ"ב ותשנ"ג), עם ממוצע 50 וסטיית תקן 10. תיאור מפורט של אופן החישוב ניתן למצוא אצל קנת-כהן, טרוול ואורן (2011).

משתני הברירה

עבור התיקון החד-משתני:

ציון הסכם

עבור התיקון הרב-משתני:

- ממוצע ציוני הבגרות, כפי שחושב באוניברסיטאות (כולל בונוסים)
- הציונים בתחומי מכפ"ל:
- הציון בחשיבה מילולית (מילולי)
- הציון בחשיבה כמותית (כמותי)
- הציון באנגלית (אנגלית)

עיבוד הנתונים

בכל אחד מהחוגים חושבו הסטטיסטיים הבאים:

1. ממוצעים וסטיות תקן של הקריטריון והחזאים
2. מתאמים נצפים בין כל אחד מהחזאים והקריטריון
3. מתאמים בין כל אחד מהחזאים והקריטריון מתוקנים לקיצוץ תחום בשתי שיטות:

3.1 תיקון חד-משתני

תחת ההנחה שהברירה התבססה על ציון סכם, מחייבת נוסחת התיקון החד-משתני (ראו נספח 3) ידיעה של סטיית התקן של ציון הסכם בקרב המועמדים. כאומד לסטיית תקן זו השתמשנו בשורש הממוצע המשוקלל (במספר המועמדים לחוג) של שונות ציון הסכם בקרב המועמדים לכל אחד מחוגי הלימוד במחזורים תשנ"ב ותשנ"ג. הערך שבו השתמשנו הוא 8.50.

3.2 תיקון רב-משתני

תחת ההנחה שהברירה התבססה על שילוב כלשהו של הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל ושל ממוצע הבגרות, מחייבת נוסחת התיקון הרב-משתני (ראו נספח 1)

ידיעה של השונויות והשונויות המשותפות של משתני הברירה בקרב המועמדים. כאומדים לשונויות אלה השתמשנו בממוצעים המשוקללים (במספר המועמדים לחוג) של השונויות בקרב המועמדים לכל אחד מחוגי הלימוד במחזורים תשנ"ב ותשנ"ג. הערכים שבהם השתמשנו מוצגים במטריצה שלהלן שמכונה C_{XX} (ראו הגדרות והסברים בנספח 4¹):

$$C_{XX} = \begin{pmatrix} 70.82 & 35.42 & 37.36 & 44.10 \\ 35.42 & 223.34 & 120.75 & 146.05 \\ 37.36 & 120.75 & 213.07 & 97.92 \\ 44.10 & 146.05 & 97.92 & 295.86 \end{pmatrix}$$

כאשר סדר המשתנים משמאל לימין ומלמעלה למטה הוא: בגרות, מילולי, כמותי, אנגלית.

4. הפרש בין המתאם שהתקבל בתיקון הרב-משתני למתאם שהתקבל בתיקון החד-משתני, עבור המתאמים בין כל אחד מהחזאים והקריטריון.

כאמור, הסטטיסטים שתוארו לעיל (בסעיפים 1 עד 4) חושבו בכל אחד מ-1,071 החוגים. בפרק התוצאות מוצגים ממוצעים משוקללים בגודל החוגים של הסטטיסטים הללו, עבור כל אחד מהחזאים, לפי פקולטות ומעבר לכל החוגים.

מידע על פיזור ההפרשים בין המתאם שהתקבל בתיקון הרב-משתני למתאם שהתקבל בתיקון החד-משתני מוצג גם בתרשימי קופסה (Box plots). תרשים הקופסה מראה את חציון ההפרשים שחושבו בחוגים השונים ואת הפיזור שלהם (רבעון תחתון, רבעון עליון, המאון ה-1 והמאון ה-99), ונותן גם אינדיקציה על ההתפלגות שלהם (אסימטרית חיובית, אסימטרית שלילית או סימטרית). המאונים חושבו גם הם תוך שקלול הערכים החוגיים בגודל החוגים, וגם הם מוצגים לפי פקולטות ומעבר לכל החוגים.

4. תוצאות

בלוח 2 מוצגים מספר הסטודנטים, מספר החוגים, והממוצעים וסטיות התקן של משתני המחקר לפי פקולטה ומעבר לכל החוגים.

⁴ בסימונים של נספח 1 המטריצה נקראת $C_{44}(XX)$, כאשר "44" בכתב התחתון מסמל את מספר השורות ואת מספר העמודות במטריצה בהתאמה.

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

מספר חוגים	מספר סטודנטים	ציון שנה א'	סכמ	בגרות	מכפ"ל	מילולי	כמותי	אנגלית
רוח	242	11,621	83.5 (9.2)	55.7 (8.9)	97.6 (8.2)	604 (76)	119 (16)	114 (16)
חברה – מילולי	217	29,301	82.7 (8.6)	55.4 (7.4)	97.0 (7.7)	579 (66)	115 (14)	113 (14)
משפטים	20	4,131	82.2 (8.6)	66.9 (4.3)	105.5 (5.6)	689 (39)	134 (9)	132 (9)
חברה – כמותי	72	10,906	79.7 (9.8)	64.0 (5.2)	102.7 (6.3)	670 (43)	128 (10)	132 (9)
טבע ומדויקים	222	16,657	75.6 (13.6)	63.5 (5.5)	104.4 (6.1)	662 (53)	126 (12)	131 (10)
הנדסה	160	15,877	77.7 (9.4)	63.7 (4.9)	104.5 (5.6)	672 (44)	126 (12)	135 (8)
רפואה*	31	2,561	85.8 (5.5)	72.1 (3.4)	111.0 (4.5)	738 (25)	141 (6)	142 (6)
פרה – רפואה*	107	7,818	81.9 (7.5)	59.6 (6.1)	101.0 (7.5)	614 (47)	120 (11)	121 (11)
כל החוגים	1,071	98,872	80.5 (9.8)	60.3 (6.4)	101.2 (6.9)	632 (57)	122 (13)	124 (12)

* הרכב החוגים בפקולטות הוא כמתואר, למשל, אצל אורן, קנת-כהן וברונר, 2007, להוציא את הפקולטה לרפואה שכוללת כאן רק את הלימודים לקראת התואר ד"ר ברפואה או ד"ר לרפואת שיניים (בתכנית שש-שנתית). חוגים אחרים שנכללו בעבר בפקולטה זאת (למשל, רוקחות או מדעים ביו-רפואיים) שייכים כאן לפקולטה פרה-רפואה.

בלוח 3 מוצגים המתאמים הנצפים, ה"מוחלשים" (attenuated), בין החזאים והקריטריון לפי פקולטה ומעבר לכל החוגים.

לוח 3: מתאמים נצפים בין החזאים והקריטריון

	סכמ	בגרות	מכפ"ל	מילולי	כמותי	אנגלית
רוח	0.49	0.40	0.44	0.41	0.35	0.35
חברה – מילולי	0.32	0.17	0.34	0.30	0.24	0.26
משפטים	0.24	0.11	0.25	0.22	0.11	0.23
חברה – כמותי	0.32	0.22	0.25	0.14	0.23	0.13
טבע ומדויקים	0.41	0.24	0.34	0.23	0.34	0.22
הנדסה	0.33	0.24	0.21	0.12	0.23	0.12
רפואה	0.19	0.15	0.12	0.03	0.09	0.11
פרה – רפואה	0.13	0.04	0.16	0.10	0.07	0.17
כל החוגים	0.34	0.21	0.30	0.23	0.24	0.22

בלוח 4 מוצגים מתאמים בין החזאים והקריטריון מתוקנים לקיצוץ תחום בשתי שיטות וההפרש ביניהם, לפי פקולטה ומעבר לכל החוגים.

**לוח 4: מתאמים בין החזאים והקריטריון מתוקנים לקיצוץ תחום בתיקון הרב־משתני
ובתיקון החד־משתני וההפרש ביניהם**

		סכמ	בגרות	מכפ"ל	מילולי	כמותי	אנגלית
רוח	רב־משתני	0.49	0.39	0.42	0.38	0.32	0.36
	חד־משתני	0.49	0.39	0.44	0.40	0.34	0.34
	הפרש*	0.01	0.01	-0.01	-0.02	-0.02	0.02
חברה – מילולי	רב־משתני	0.40	0.27	0.40	0.36	0.30	0.32
	חד־משתני	0.39	0.26	0.41	0.37	0.31	0.32
	הפרש*	0.01	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00
משפטים	רב־משתני	0.51	0.36	0.49	0.45	0.33	0.45
	חד־משתני	0.45	0.37	0.46	0.42	0.34	0.39
	הפרש*	0.06	-0.01	0.03	0.04	-0.01	0.06
חברה – כמותי	רב־משתני	0.55	0.42	0.49	0.38	0.45	0.35
	חד־משתני	0.51	0.45	0.44	0.33	0.38	0.28
	הפרש*	0.04	-0.03	0.05	0.04	0.07	0.08
טבע ומדויקים	רב־משתני	0.59	0.44	0.53	0.40	0.51	0.38
	חד־משתני	0.57	0.45	0.52	0.43	0.49	0.37
	הפרש*	0.02	0.00	0.01	-0.03	0.02	0.01
הנדסה	רב־משתני	0.58	0.46	0.48	0.36	0.47	0.34
	חד־משתני	0.53	0.47	0.44	0.36	0.41	0.31
	הפרש*	0.05	0.00	0.04	0.01	0.06	0.04
רפואה	רב־משתני	0.45	0.35	0.38	0.29	0.32	0.36
	חד־משתני	0.37	0.36	0.33	0.24	0.28	0.23
	הפרש*	0.07	-0.01	0.05	0.05	0.04	0.13
פרה – רפואה	רב־משתני	0.25	0.16	0.26	0.21	0.19	0.25
	חד־משתני	0.20	0.14	0.22	0.17	0.14	0.20
	הפרש*	0.05	0.02	0.03	0.04	0.05	0.05
כל החוגים	רב־משתני	0.48	0.36	0.44	0.36	0.38	0.34
	חד־משתני	0.45	0.36	0.43	0.36	0.36	0.31
	הפרש*	0.03	0.00	0.01	0.00	0.02	0.03

* ההפרש חושב בחוג ומוצע מעבר לחוגים. חוסר התאמה בין הערך שמופיע בלוח להפרש בין ממוצעי המתאמים (שני התאים שמעל) נובע מהבדל בשלב שבו נעשה העיגול.

בממוצע מעבר לכל החוגים, האומדנים לתקפיות החזאים עלו או לא השתנו במעבר מהתיקון החד-משתני לתיקון הרב-משתני: הממצאים ביחס לחזאים העיקריים מראים עלייה באומדן התוקף של ציון הסכם (ב-0.03) ובאומדן התוקף של מכפ"ל (ב-0.01) והעדר שינוי באומדן התוקף של הבגרות. אשר לתוקף מרכיבי מכפ"ל, נמצאה עלייה באומדן התוקף של הציון בתחום האנגלית (ב-0.03) ובאומדן התוקף של הציון בתחום החשיבה הכמותית (ב-0.02) והעדר שינוי באומדן התוקף של הציון בתחום החשיבה המילולית.

ברמת הפקולטות מוצאים שבכל הפקולטות אומדן התוקף של ציון הסכם גבוה יותר בתיקון הרב-משתני, ובמרבית הפקולטות אומדן התוקף של מכפ"ל גבוה יותר בתיקון הרב-משתני. התמונה ביחס לאומדן התוקף של הבגרות היא מעורבת: בחלק מן הפקולטות הוא גבוה יותר בתיקון הרב-משתני, בחלק הוא נמוך יותר בתיקון הרב-משתני, ובאחרות הוא זהה בשני סוגי התיקונים. כשמשווים בין פקולטות, ניתן להתרשם שבשלוש פקולטות גדולות (רוח, חברה-מילולי וטבע ומדויקים) ההבדלים בין השיטות אינם גדולים. ביתר הפקולטות ההבדלים ניכרים יותר: הן מתאפיינות בהפרש חיובי גדול (0.04 לפחות) באומדן התוקף של ציון הסכם, ובהפרש חיובי באומדן התוקף של מכפ"ל ומרכיביו.

השינויים שתוארו באומדן התוקף של החזאים העיקריים במעבר לתיקון הרב-משתני, פירושם שאומדן התרומה השולית של מכפ"ל מעבר לממוצע הבגרות בניבוי הקריטריון עלה: בעוד שעל פי התיקון החד-משתני הייתה התרומה השולית של מכפ"ל מעבר לכל החוגים 0.09, אזי על פי התיקון הרב-משתני תרומה זו היא 0.12 – עלייה של 0.03. העלייה באומדן התרומה השולית של מכפ"ל ניכרת במיוחד בפקולטות רפואה, משפטים, חברה-כמותי והנדסה (עלייה של 0.09, 0.07, 0.07, ו-0.06 בהתאמה).

להעשרת התמונה בנוגע לשינוי באומדן התקפיות בעקבות מעבר לתיקון רב-משתני, מציג תרשים 1 סדרה של תרשימי קופסה, שמראים, בכל פקולטה ועבור כל חזאי, את חציון ההפרשים שחושבו בחוגים השונים בין המתאם שהתקבל בתיקון הרב-משתני למתאם שהתקבל בתיקון החד-משתני (הקו האופקי האדום), וכן מידע על הפיזור של ההפרשים: הצלע התחתונה והצלע העליונה של הקופסה מייצגות את הרבעון התחתון ואת הרבעון העליון של ההפרשים בהתאמה, והקצה התחתון והקצה העליון של השפם (whisker) מייצגים את המאון ה-1 והמאון ה-99 בהתאמה. ערך חיובי בתרשים (מאון שמצוי מעל לקו השחור המרוסק) פירושו שהמתאם בתיקון הרב-משתני גבוה מן המתאם בתיקון החד-משתני.

שלושה היבטים של פיזור ההפרשים ראויים לתשומת לב:

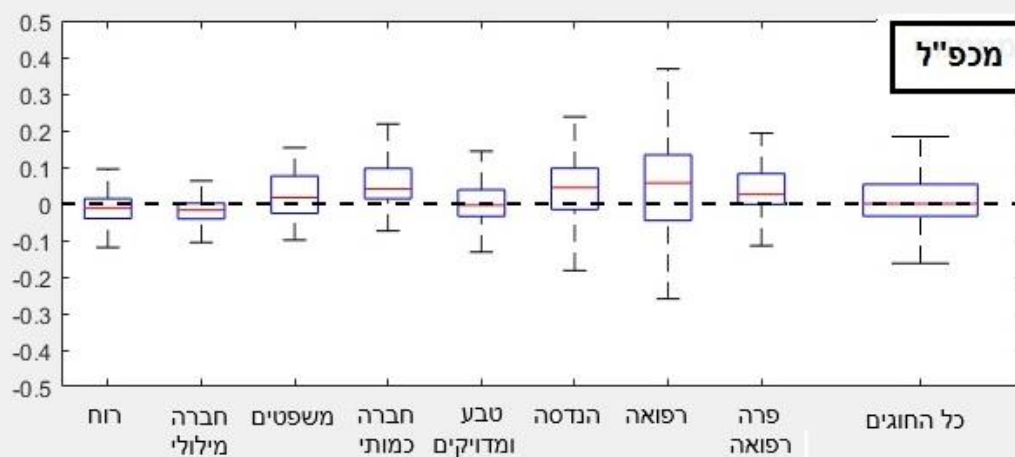
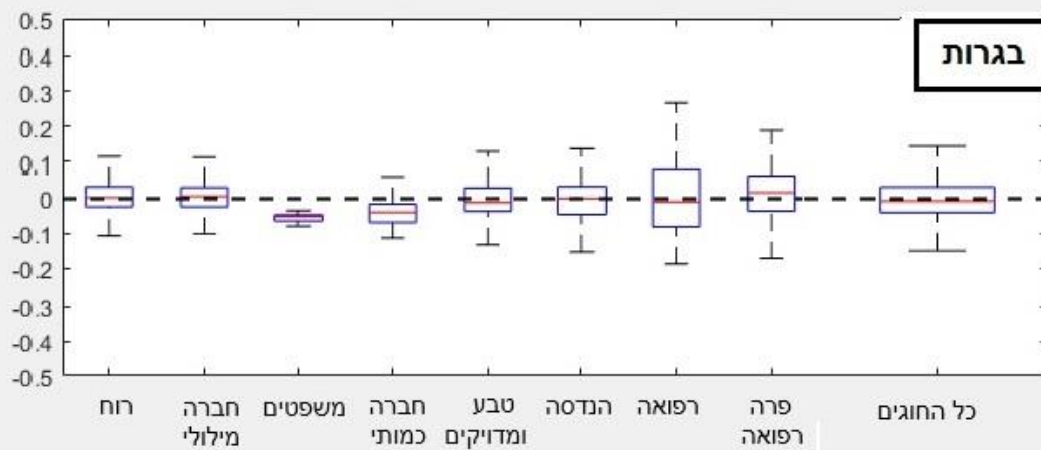
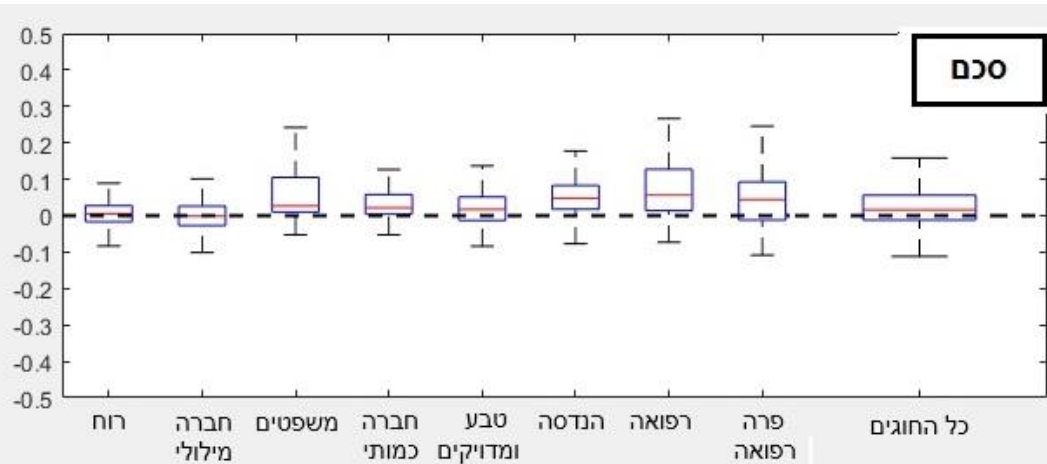
ראשית, יש הבדלים בין צירופי פקולטות/חזאים בגודל הפיזור. גובה הקופסה ואורך השפם גדולים מאוד בפקולטות מסוימות (למשל, רפואה) וקטנים באחרות (רוח וחברה-מילולי). פירוש הדבר הוא שבעוד שברוח ובחברה-מילולי ההפרשים בין שני סוגי התיקונים בחוגים

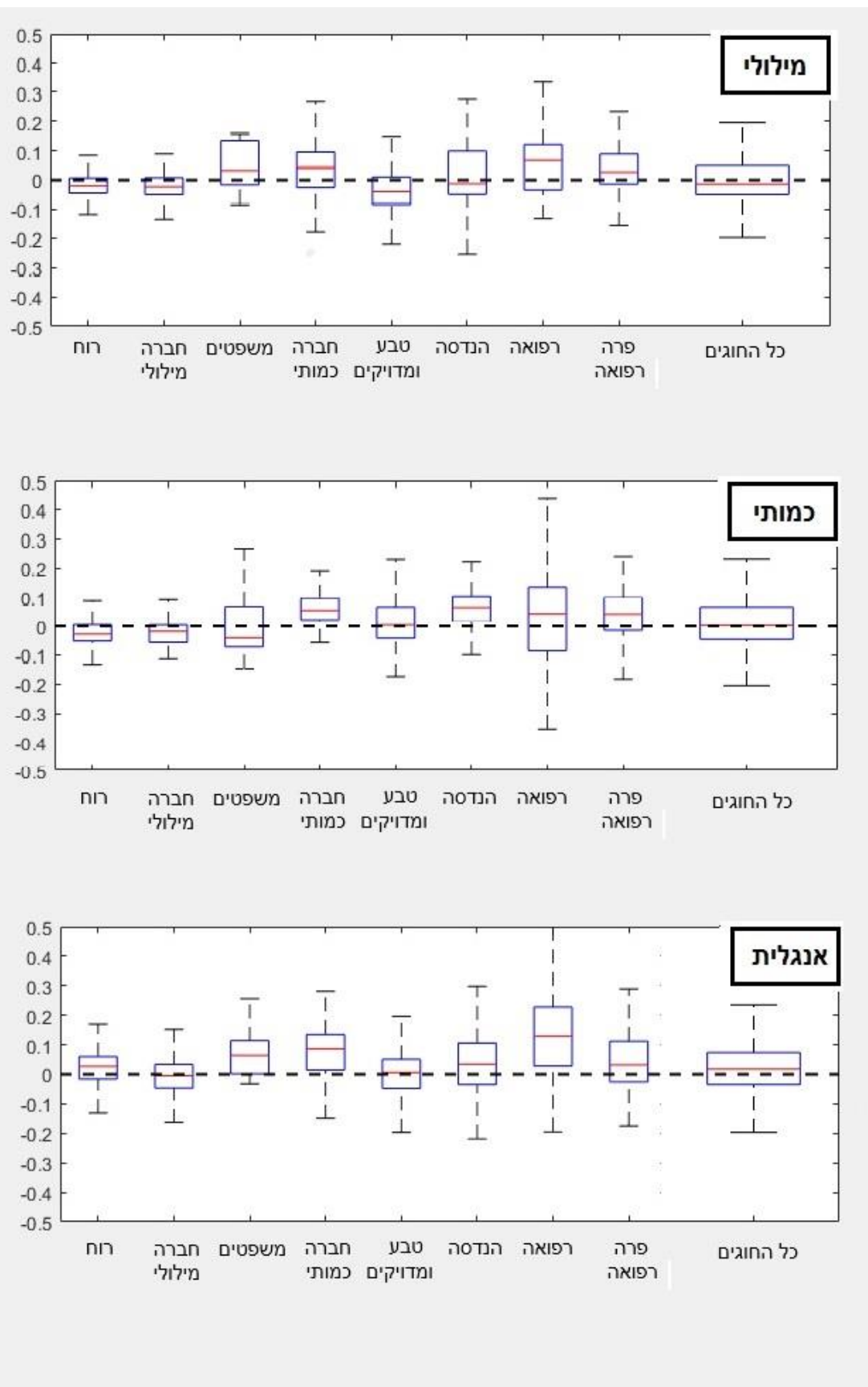
השונים הם די עקביים (וקרובים לחציון הפרשים), אזי ברפואה יש הבדלים גדולים בהפרשים בין החוגים (ברפואה, למשל, מדובר ב-31 חוגים. הם נבדלים זה מזה בתחום הלימודים הספציפי – רפואה או רפואת שיניים, במוסד ובמחזור). בהינתן חציון הפרשים, ככל שהפיזור בין הפרשים גדול יותר, משמעות הדבר היא, שכאשר מתעניינים בנתונים ברמת החוג הבודד (או בקבוצה חלקית של חוגים), חשוב במיוחד להפעיל את התיקון הנכון (הרב-משתני), כיוון שחציון הפרשים בפקולטה לא בהכרח משקף את ההפרש שימצא בחוג שבו אנו מתעניינים. כך, למשל, כשמחשבים את תוקף מכפ"ל ברפואה, שבה חציון הפרשים הוא 0.06, הטווח הבין-רבעוני הוא (0.05-0.13), כלומר, אורכו הוא 0.18. לעומת זאת, בחברה-מילולי, שבה חציון הפרשים הוא -0.02, הטווח הבין-רבעוני הוא (-0.04-0.00), כלומר, אורכו קטן בהרבה – 0.04.

שנית, יש הבדלים בין צירופי פקולטות/חזאים **במיקום הפיזור**. כמעט בכל הצירופים של פקולטה/חזאי, יהא אשר יהא מיקומו של חציון הפרשים, יש חוגים שבהם ההפרש בין המתאמים הוא חיובי ויש חוגים שבהם הוא שלילי (כלומר, הקופסה, כולל השפם, משתרעת משני צדי הקו השחור המרוסק). החריג לכלל זה הוא תמונת הפרשים ביחס לתוקף הבגרות בפקולטה למשפטים. במקרה זה, בכל (20) החוגים ההפרש הוא שלילי, כלומר תוקף הבגרות על פי התיקון הרב-משתני הוא תמיד נמוך יותר, או, במילים אחרות, בפקולטה זו, מספק התיקון החד-משתני באופן עקבי הערכת יתר לתוקף הבגרות.

לבסוף, יש הבדלים מסוימים, לא גדולים, בין הפקולטות **בהתפלגות הפרשים**. מעבר לכל החוגים ובמרבית הפקולטות היא סימטרית למדי, אך יש פקולטות שבהן ההתפלגות היא פחות סימטרית. כך, למשל, ברפואה נוטה התפלגות הפרשים ביחס למרבית החזאים להיות אסימטרית חיובית: קיימים ערכים קיצוניים גבוהים (הפרש חיובי גדול בין המתאם על פי התיקון הרב-משתני למתאם על פי התיקון החד-משתני) ואין ערכים קיצוניים מקבילים נמוכים (הפרש שלילי גדול). במילים אחרות, המקרים הקיצוניים, אלה שבהם הפער בין שתי שיטות התיקון הוא גדול, הם כאלה שבהם התיקון החד-משתני נותן אומדן חסר למתאם.

תרשים 1: תרשימי קופסה (Box plots) של ההפרש בין המתאם שהתקבל בתיקון הרב־משתני למתאם שהתקבל בתיקון החד־משתני





מעבר לסוגיה המתודולוגית של ההשוואה בין שתי שיטות התיקון, מספקים הנתונים שהוצגו בפרק זה (לוח 4) סיכום עדכני של נתוני התוקף של מאל"ו. נזכיר שנקודת המוצא של מחקר זה, בהתבסס על הציפיה האפריורית (התיקון הרב-משתני הוא גמיש יותר ולכן מתמודד טוב יותר עם מגוון תהליכי הברירה לחוגים השונים) ועל מסקנות שני המחקרים הקודמים, היא שאומדני תוקף הניבוי שמספק התיקון הרב-משתני הם מדויקים יותר מאלה שמספק התיקון החד-משתני. בהינתן ההבדלים המסוימים בתוצאות שנותנות שתי השיטות, חשוב להתעכב על ממצאי התוקף שהתקבלו בעקבות התיקון הרב-משתני. הממצאים הללו מלמדים שתוקף הניבוי של ציון מכפ"ל (0.44 מעבר לכל החוגים), גבוה מתוקף כל אחד ממרכיביו בנפרד (0.36, 0.38 ו-0.34 עבור הציון בחשיבה מילולית, הציון בחשיבה כמותית והציון באנגלית בהתאמה), וגבוה גם מתוקף ממוצע הבגרות (0.36). כאמור, מכפ"ל תורם באופן משמעותי לניבוי ציון שנה א' מעבר לממוצע הבגרות – תרומה שמשתקפת בפער (0.12) שבין תוקף הניבוי של ממוצע הבגרות לתוקף הניבוי של ציון הסכם (0.48) מעבר לכל החוגים. תרומתו החיובית של מכפ"ל מעבר לממוצע הבגרות ניכרת בכל הפקולטות (בכולן היא לפחות 0.09). תרומת ממוצע הבגרות לניבוי ציון שנה א' מעבר לציון מכפ"ל היא נמוכה בהרבה (0.04) בממוצע מעבר לכל החוגים), ובחלק מן הפקולטות היא אפסית ואף שלילית (חברה-מילולית ופרה-רפואה).

5. סיכום

במחקרי תוקף הניבוי שנערכים במאל"ו משתמשים כיום בתיקון לקיצוץ תחום שמניח שהברירה התבססה על משתנה יחיד – ציון סכם – שהוא צירוף של הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל ושל ממוצע הבגרות במשקלות שווים (תיקון חד-משתני). סקר ראשי יחידות המיון האוניברסיטאיות שנערך לאחרונה הראה שהנחה זו אינה מדויקת בנסיבות רבות. הנחה כללית, שהברירה התבססה על הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל ועל ממוצע הבגרות בצירוף כלשהו, מספקת קירוב טוב יותר למציאות. תיקון לקיצוץ תחום שמניח שהברירה התבססה על משתנים אחדים, והוא אדיש לאופן שבו הם צורפו (תיקון רב-משתני), מתאים למציאות זו. שני מחקרים קודמים שנערכו במאל"ו (קנת-כהן ואח', 2016; קנת-כהן וקלפר, 2017) השוו, בתנאי הדמיה, בין שתי השיטות לתיקון לקיצוץ תחום, והובילו למסקנה שבמצב העולם שבו נערכים מחקרי תוקף הניבוי במאל"ו יש עדיפות לתיקון הרב-משתני.

מטרת המחקר הנוכחי, על רקע סקר ראשי יחידות המיון וממצאי המחקרים הקודמים, הייתה להציג את יישומו של התיקון הרב-משתני על נתוני התוקף של מאל"ו. כדי להמחיש את ההשלכות של מעבר אפשרי לשיטת תיקון זו, יושם גם התיקון החד-משתני, שבו משתמשים כיום. ממצאי המחקר הראו שבממוצע מעבר לכל החוגים, אומדן התוקף של ציון הסכם עלה ב-0.03, אומדן התוקף של מכפ"ל עלה ב-0.01, ואומדן התוקף של הבגרות לא השתנה במעבר מהתיקון החד-משתני לתיקון הרב-משתני. ממצאים אלה פירושם שאומדן התרומה

השולית של מכפ"ל מעבר לממוצע הבגרות בניבוי הקריטריון עלה: בעוד שעל פי התיקון החד-משותף הייתה התרומה השולית של מכפ"ל מעבר לכל החוגים 0.09, אזי על פי התיקון הרב-משותף תרומה זו היא 0.12. העלייה באומדן התרומה השולית של מכפ"ל ניכרת במיוחד בפקולטות רפואה, משפטים, חברה-כמותי והנדסה.

כאמור, הראשון מבין שני מחקרים קודמים שנערכו במאל"ו (קנת-כהן ואח', 2016) כלל אף הוא יישום של שתי שיטות התיקון בנתונים אמפיריים. אלא שאותו מחקר טיפל, מסיבות דידקטיות, במקרה פרטי ופשוט יותר של ברירה רב-משותפת, ובכך נבדל מהמחקר הנוכחי בשני היבטים. ההיבט הראשון נוגע להנחה בדבר תהליך הברירה. הנחת התיקון הרב-משותף במחקר הראשון הייתה ששני משתנים עברו ברירה ישירה (הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל וממוצע הבגרות), בעוד שבמחקר הנוכחי הנחת התיקון הרב-משותף הייתה שארבעה משתנים עברו ברירה ישירה (הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל וממוצע הבגרות). הנחת המחקר הנוכחי היא כללית יותר (כי היא משוחררת מאילוץ על משקלות הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל: היא מתאימה למצב שבו ציון הסכם מתבסס על אחד משני הציונים הכלליים האחרים במכפ"ל – הציון בדגש כמותי או הציון בדגש מילולי⁵), או על כל צירוף אחר של הציונים בשלושת תחומי המבחן), ולכן יש סיכון קטן יותר להפרה אפשרית שלה. כשמשווים את ממצאי המחקר הנוכחי לממצאי המחקר הקודם בנוגע לתוקף ממוצע הבגרות ולתוקף הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל מוצאים דמיון בממצאים (שינוי מינימלי באומדן התוקף של החזאים מעבר לכל החוגים, ונטייה של אומדן התוקף של מכפ"ל לעלות בפקולטות מסוימות ושל אומדן התוקף של הבגרות לרדת בפקולטות מסוימות במעבר מהתיקון החד-משותף לתיקון הרב-משותף), אך ההקבלה אינה מלאה. בהינתן ממצאי סקר ראשי יחידות המיון שהראו שהנחת התיקון הרב-משותף במחקר הראשון אודות תהליך הברירה אינה מדויקת, אין זה מפתיע למצוא הבדלים מסוימים בתוצאות שהתקבלו בשני המחקרים.

ההיבט השני שבו נבדל המחקר הראשון מהמחקר הנוכחי נוגע למספר המשתנים שעברו ברירה עקיפה. התיקון הרב-משותף במחקר הראשון עסק במקרה הפרטי שבו רק משתנה אחד עבר ברירה עקיפה (ציון שנה א'). לפיכך המתאמים היחידים שיכולנו לחשב באותו מחקר היו בין כל אחד משני המשתנים שעברו ברירה ישירה (הציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל וממוצע הבגרות) ובין ציון שנה א'. לעומת זאת, במחקר הנוכחי יושם התיקון הרב-משותף במקרה הכללי שבו יותר ממשתנה אחד עבר ברירה עקיפה (ציון שנה א', ציון הסכם והציון הכללי הרב-תחומי במכפ"ל). דבר זה אפשר לנו לחשב במחקר הנוכחי גם מתאם בין שני משתנים שעברו ברירה עקיפה – ציון שנה א' וציון הסכם. החישוב של מתאם

⁵ בציון בדגש כמותי משקלו של הציון בתחום החשיבה הכמותית הוא פי שלושה ממשקל כל אחד מן הציונים האחרים. בציון בדגש מילולי משקלו של הציון בתחום החשיבה המילולית הוא פי שלושה ממשקל כל אחד מן הציונים האחרים.

זה הוא שאפשר לזהות את העלייה באומדן התוקף של ציון הסכם, ועמה את העלייה באומדן התרומה השולית של מכפ"ל, במעבר לתיקון הרב-משתני.

בהמשך לאותו עניין, מעבר לסוגיה המתודולוגית של ההשוואה בין שתי השיטות לתיקון לקיצוץ תחום, מציג המחקר סיכום עדכני של נתוני התוקף של מאל"ו. הממצאים (שהתקבלו בעקבות התיקון הרב-משתני, שהוא, בהתאם למסקנות מחקרי העבר, מדויק יותר) מספקים עדות בדבר תוקף הניבוי של ציון מכפ"ל (0.44 מעבר לכל החוגים), שהוא גבוה מתוקף כל אחד ממרכיביו בנפרד (0.36, 0.38 ו-0.34 עבור הציון בחשיבה מילולית, הציון בחשיבה כמותית והציון באנגלית בהתאמה). תוקף מכפ"ל גבוה מתוקף ממוצע הבגרות (0.36), וכאמור, תורם באופן משמעותי לניבוי ציון שנה א' מעבר לממוצע הבגרות – תרומה שמשתקפת בפער שבין תוקף הניבוי של ממוצע הבגרות לתוקף הניבוי של ציון הסכם (0.48). השוואת נתונים אלה לערכי תוקף הניבוי שדווחו במחקרי העבר (Oren, Kennet, 2014; Cohen, Turvall, & Allalouf, 2014) בהתייחס לקריטריון של ציון שנה א' מראה שאומדני תוקף הניבוי של ציון הסכם ושל מכפ"ל גבוהים מאלו שדווחו בעבר (ב-0.02 וב-0.01 בהתאמה) ואומדן התוקף של ממוצע הבגרות זהה. בהתאם לכך, אומדן התרומה השולית של מכפ"ל גבוה מזה שדווח בעבר (ב-0.02). אשר לתקפיות הציונים בשלושת תחומי מכפ"ל, אומדני תוקף הניבוי של הציון באנגלית ושל הציון בחשיבה כמותית גבוהים מאלו שדווחו בעבר (ב-0.02 וב-0.01 בהתאמה) ואומדן התוקף של הציון בחשיבה מילולית זהה. כאמור, בהינתן עמדתנו שהתיקון הרב-משתני מתאים יותר להקשר של מחקרי התוקף במאל"ו, אנו מאמינים שהשינויים שתוארו משקפים תנועה לכיוון אמידה מדויקת יותר של תוקף הניבוי.

לבסוף, חשוב להזכיר שלמרות יתרונו של התיקון הרב-משתני, שתועד במחקרים הקודמים (קנת-כהן ואח', 2016; קנת-כהן וקלפר, 2017), ולצד ממצאי התוקף המרשימים שהוא חושף במחקר זה, מבוסס גם תיקון זה על הנחות מסוימות, כולל ההנחה על תהליך הברירה, שהיא אמנם חלשה יותר מן ההנחה שמניח התיקון החד-משתני, אך אין להתעלם ממנה. בנוסף, נשען תיקון זה (כמו התיקון החד-משתני) על מידע מאוכלוסיית המועמדים, שמידת הדיוק והעדכניות שלו היא קריטית לאיכות התיקון. ההכרה במגבלות התיקון הסטטיסטי לקיצוץ תחום צריכה להוביל אותנו למאמץ מתמיד לשיפור איכות התיקון. סדרת העבודות שבדקה את יישומו של התיקון הרב-משתני במחקרי התוקף של מאל"ו מהווה צעד בכיוון זה.

- אורן, כ', קנת-כהן, ת' וברונר, ש' (2007). **נתונים מקובצים על תוקף מערכת המיון לאוניברסיטאות בחיזוי הצלחה בלימודי שנה א' (מחזורים תשס"ג עד תשס"ה)** (דוח מס' 342). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת' (2017). **משתני הברירה לאוניברסיטאות בישראל: סקר ראשי יחידות המיון** (נייר עבודה פנימי מס' WP-26). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת', טורוול א' ואורן, כ' (2011). **הוגנות מערכת המיון לאוניברסיטאות לפי שפת היבחנות במכפ"ל (ערבית או עברית) ומגדר** (דוח מס' 376). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת' וקלפר ד' (2017). **מידת הדיוק של תיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה חד-משתנית ועבור ברירה רב-משתנית בהעדר מידע על משקלות משתני הברירה ועל אוכלוסיית המועמדים** (דוח מס' 17-03). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת', קלפר ד' וטורוול, א' (2016). **תיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה חד-משתנית (במקרה התלת-משתני) ועבור ברירה רב-משתנית: השוואה בנתונים הדמייתיים ובנתונים אמפיריים** (דוח מס' 16-07). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- Gulliksen, H. (1987). *Theory of mental tests*. Hillsdale, NJ: Erlbaum. (Original work published 1950)
- Lawley, D. N. (1943). A note on Karl Pearson's selection formulae. *Proceedings of the Royal Society of Edinburgh, Section A*, 62(1), 28–30.
- Oren, C., Kennet-Cohen, T., Turvall, E., & Allalouf, A. (2014). Demonstrating the validity of three general scores of PET in predicting higher education achievement in Israel. *Psicothema*, 26, 117-126.
- Pearson, K. (1903). Mathematical contributions to the theory of evolution—XI. On the influence of natural selection on the variability and correlation of organs. *Philosophical Transactions*, CC.-A 321, 1-66.
- Shaw, E. J., Marini, J. P., Beard, J., Shmueli, D., Young, L. & Ng, H. (2016). *The redesigned SAT pilot predictive validity study: A first look* (College Board Research Report 2016-1). New York: The College Board.
- Thorndike, R. L. (1949). *Personnel selection: Test and measurement techniques*. New York: Wiley.

נספח 1 – תיקון עבור ברירה רב-משתנית במקרה הכללי⁶

נספח זה מתאר את ההנחות ואת הפתרונות עבור תיקון לקיצוץ תחום כאשר הברירה התבססה על מספר משתנים.

נסמן באותיות גדולות את הסטטיסטיים של אוכלוסיית המועמדים (עליהם יש לנו מידע חלקי בלבד) ובאותיות קטנות את הסטטיסטיים בתת-האוכלוסייה של המתקבלים (עליהם אנו מניחים שיש לנו מידע מלא). בנוסף, נשתמש בכתוב מטריוני לפי המוסכמה הבאה: מטריצות מסומנות באותיות מודגשות כאשר האיברים שלהן מסומנים באותה אות אנגלית אבל לא מודגשת. האינדקס של המטריצה מסמן את הממדים שלה, כאשר המספר הראשון מסמן מספר שורות והמספר השני מסמן מספר עמודות.

הגדרות

אנו מניחים שיש לנו A משתנים ששימשו בהחלטות הברירה, כלומר, עברו ברירה ישירה $X = (X_1, X_2, \dots, X_A)$, ושיש לנו N תצפיות באוכלוסיית המועמדים. נציג את הערכים שיש לכל תצפית במשתנים במטריצה שנקרא לה $\mathbf{X}_{NA}$ בה כל שורה היא תצפית וכל עמודה היא משתנה:

$$\mathbf{X}_{NA} = \begin{pmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1A} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{N1} & \cdots & X_{NA} \end{pmatrix}$$

כאשר אנו מניחים, לצורך פישוט המשוואות שבהמשך, שהערכים של כל אחד מהמשתנים נתונים כערכי סטייה (כלומר, שהממוצע שלהם הוא אפס או $\sum_{i=1}^N X_{ia} = 0$ לכל $1 \leq a \leq A$). באופן דומה נניח שיש לנו B משתנים שעברו ברירה עקיפה $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_B)$. אחד מהם הוא בדרך כלל הקריטריון שאותו מנסים לנבא. נציג את הערכים שיש לכל תצפית במשתנים אלה במטריצה שנקרא לה $\mathbf{Y}_{NB}$ בה כל שורה היא תצפית וכל עמודה היא משתנה:

$$\mathbf{Y}_{NB} = \begin{pmatrix} Y_{11} & \cdots & Y_{1B} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{N1} & \cdots & Y_{NB} \end{pmatrix}$$

כאשר אנו מניחים, באופן דומה לזה שנעשה לגבי ערכי ה- X , שהערכים של כל אחד מהמשתנים במטריצת $\mathbf{Y}_{NB}$ נתונים כערכי סטייה.

⁶ מתבסס על Gulliksen, 1987, Chap. 13.

ה- X ים נחשבים למשתנים בלתי תלויים שבעזרתם ניתן לחזות את ה- Y ים, שהם המשתנים התלויים, וזאת בהתאם למטריצת המשקלות הבאה בה כל עמודה היא פתרון הריבועים הפחותים של הרגרסיה של Y על X :

$$\mathbf{W}_{AB} = \begin{pmatrix} W_{X_1Y_1} & \cdots & W_{X_1Y_B} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{X_AY_1} & \cdots & W_{X_AY_B} \end{pmatrix}$$

כך שהערך החזוי למשתנה Y_b ($1 \leq b \leq B$) עבור תצפית i , המסומן על ידי $\hat{Y}_{ib}$, נתון על ידי הנוסחה:

$$+W_{X_2Y_b}X_{i2} + \cdots + W_{X_AY_b}X_{iA}\hat{Y}_{ib} = W_{X_1Y_b}X_{i1}$$

או, בכתיב מטריציוני:

$$\hat{\mathbf{Y}}_{NB} = \mathbf{X}_{NA}\mathbf{W}_{AB}$$

נגדיר כעת שלוש מטריצות של שונויות משותפות עבור המשתנים X ו- Y בהתאם לנוסחאות הבאות:

$$\mathbf{C}_{AA}(XX) = \frac{\mathbf{X}'_{AN}\mathbf{X}_{NA}}{N}$$

$$\mathbf{C}_{BB}(YY) = \frac{\mathbf{Y}'_{BN}\mathbf{Y}_{NB}}{N}$$

$$\mathbf{C}_{AB}(XY) = \frac{\mathbf{X}'_{AN}\mathbf{Y}_{NB}}{N}$$

לבסוף, כדי שנוכל לכתוב את ההנחות, נזדקק למטריצה נוספת, מטריצת השונות המשותפת של טעויות הניבוי $\mathbf{C}_{BB}(EE)$:

$$\mathbf{C}_{BB}(EE) = \frac{(\mathbf{Y}'_{BN} - \hat{\mathbf{Y}}'_{BN})(\mathbf{Y}_{NB} - \hat{\mathbf{Y}}_{NB})}{N}$$

באופן דומה למה שנעשה עבור אוכלוסיית המועמדים, נגדיר את המטריצות הבאות עבור תת-האוכלוסייה של המתקבלים.

$$\mathbf{c}_{aa}(xx) = \frac{\mathbf{x}'_{an}\mathbf{x}_{na}}{n}$$

$$\mathbf{c}_{bb}(yy) = \frac{\mathbf{y}'_{bn}\mathbf{y}_{nb}}{n}$$

$$\mathbf{c}_{ab}(xy) = \frac{\mathbf{x}'_{an}\mathbf{y}_{nb}}{n}$$

$$\hat{y}_{nb} = x_{na} w_{ab}$$

$$c_{bb}(ee) = \frac{(y'_{bn} - \hat{y}'_{bn}) \cdot (y_{nb} - \hat{y}_{nb})}{n}$$

אנו כאמור מניחים שמספר המשתנים בשתי הקבוצות (אוכלוסיית המועמדים ותת-

האוכלוסייה של המתקבלים) שווה, כלומר מניחים ש: $b = B$ ו: $a = A$.

אנו, כמובן, לא מניחים ש- $n = N$ (אלא שמתקיים $n < N$).

הצגת הבעיה

מניחים שידועים את כל הגדלים (כלומר, השונויות המשותפות) בתת-האוכלוסייה של

המתקבלים, כלומר מניחים שידועים: $c_{aa}(xx)$, $c_{bb}(yy)$, $c_{ab}(xy)$.

היות שמדובר במטריצות אנו מניחים שיש מידע על -

- עבור $c_{aa}(xx)$ שהיא מטריצה סימטרית: גדלים $\frac{a(a+1)}{2}$
- עבור $c_{bb}(yy)$ שהיא מטריצה סימטרית: גדלים $\frac{b(b+1)}{2}$
- עבור $c_{ab}(xy)$ שהיא איננה מטריצה סימטרית: גדלים ab

בנוסף, מניחים שידועים הגדלים (שוב, השונויות המשותפות) באוכלוסיית המועמדים לגבי המשתנים שלפיהם התבצעה ברירה ישירה, כלומר מניחים שידועה המטריצה $C_{AA}(XX)$. זה

שקול לידע על $\frac{A(A+1)}{2}$ גדלים (הואיל וזו מטריצה סימטרית).

מה שאנו לא יודעים, ולמעשה אנו מחפשים למצוא, זה המטריצות הבאות:

$$C_{BB}(YY), C_{AB}(XY)$$

שתי מטריצות אלו מהוות ביחד $AB + \frac{B(B+1)}{2}$ גדלים שאנו לא יודעים ולכן עלינו לספק כמספר זה משוואות שיהוו את ההנחות שלנו.

הנחות המודל

1. אנו מניחים שאוכלוסיית המועמדים דומה לתת-האוכלוסייה של המתקבלים במובן

שהמשקלות בחיזוי המשתנים שעברו ברירה עקיפה (ה- Y -ים) על-ידי המשתנים

שעברו ברירה ישירה (ה- X -ים) זהים בשתי הקבוצות. זהות זו מוצגת בנוסחה:

$$W_{AB} = w_{ab}$$

תנאי מטריצוני זה שקול למעשה ל- $AB = ab$ תנאים בודדים.

2. אנו מניחים שטעויות הניבוי זהות באוכלוסיית המועמדים ובתת-האוכלוסייה של המתקבלים, במובן שמטריצות השונות המשותפות בין טעויות הניבוי הן זהות. זהות זו מוצגת בנוסחה:

$$\mathbf{C}_{BB}(EE) = \mathbf{c}_{bb}(ee)$$

תנאי מטריצוני זה שקול למעשה ל- $\frac{B(B+1)}{2} = \frac{b(b+1)}{2}$ תנאים בודדים.

כפי שאפשר לראות מהספירה שביצענו, מספר ההנחות (משוואות) זהה למספר המשתנים הבלתי ידועים ולכן הבעיה מוצגת היטב וקיים לה לכל היותר פתרון יחיד (הפתרון קיים בתנאי שאין תלות בין המשוואות, דבר שבא לידי ביטוי בקיום ההופכי למטריצה $(\mathbf{c}_{aa}(xx))$).

הפתרון

כאמור לבעיה יש פתרון יחיד והוא נתון בנוסחאות הבאות:

$$\mathbf{C}_{AB}(XY) = \mathbf{C}_{AA}(XX) \mathbf{c}_{aa}^{-1}(xx) \mathbf{c}_{ab}(xy)$$

$$\begin{aligned} \mathbf{C}_{BB}(YY) &= \mathbf{c}_{bb}(yy) + \mathbf{c}_{ba}'(xy) \mathbf{c}_{aa}^{-1}(xx) \mathbf{C}_{AA}(XX) \mathbf{c}_{aa}^{-1}(xx) \mathbf{c}_{ab}(xy) \\ &\quad - \mathbf{c}_{ba}'(xy) \mathbf{c}_{aa}^{-1}(xx) \mathbf{c}_{ab}(xy) \end{aligned}$$

הערה

בעזרת שלוש המטריצות של השונות המשותפות באוכלוסיית המועמדים ניתן ליצור מטריצה אחת גדולה עבור השונות המשותפות:

$$\mathbf{C}_{(A+B)(A+B)} = \begin{pmatrix} \mathbf{C}_{AA}(XX) & \mathbf{C}_{AB}(XY) \\ \mathbf{C}_{BA}'(XY) & \mathbf{C}_{BB}(YY) \end{pmatrix}$$

שבעזרה ניתן לקבל את מטריצת המתאמים:

$$\mathbf{R}_{(A+B)(A+B)} = (\text{diag}(\mathbf{C}))^{-1/2} \cdot \mathbf{C} \cdot (\text{diag}(\mathbf{C}))^{-1/2}$$

נספח 2 – תכנית SAS לתיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה רב-משתנית

בנספח זה מוצג קוד SAS שבו עושים תיקון לקיצוץ תחום עבור ברירה רב-משתנית.

היות והפתרון מוצג בכתוב מטריות, נשתמש בתת-הסביבה IML (Interactive Matrix Language) של תוכנת SAS. תת-סביבה זאת מאפשרת עבודה עם מטריות, שהן, כאמור, הדרך הטבעית לניסוח הבעיה ופתרונה כפי שהם מופיעים בנספח 1.

לצורך הדוגמה נעבוד עם שלושה משתנים שעברו ברירה ישירה (X_1, X_2, X_3) ועם שני משתנים שעברו ברירה עקיפה (Y_1, Y_2). משתנים אלו נקלטים כקובץ נתונים (קובץ XY בתחילת הקוד) בן 10 שורות (תצפיות), שבו שלוש העמודות השמאליות הן השדות של ה-X-ים ושתי העמודות הימניות הן השדות של ה-Y-ים. התוצר הסופי של הקוד הוא קובץ SAS (קובץ בשם R בסוף הקוד) שבו בשורה הראשונה מופיע מספר התצפיות ומתחתיה המתאמים המתוקנים. קובץ זה מודפס למסך בסוף התהליך.

ניתן להכליל, כמובן, לכל מספר של משתנים משני הסוגים.

תוכנת SAS איננה case sensitive, לכן לא ניתן להשתמש בקוד באותיות גדולות ובאותיות קטנות כדי להבחין בין הסטטיסטיים במועמדים לבין הסטטיסטיים במתקבלים (כפי שעשינו בנספח 1), ויש להשתמש בשמות שונים עבור שני סוגי הסטטיסטיים. לצרכים דידקטיים, כתבנו בקוד את הסטטיסטיים במתקבלים באותיות קטנות ואת הסטטיסטיים במועמדים באותיות גדולות עם התחילית APP_ (מסמלת applicants).

/קריאת הנתונים הגולמיים במתקבלים לקובץ SAS/

```
DATA xy;
  INPUT x1 x2 x3 y1 y2;
  CARDS;
126 105 122 596 91
112 116 132 600 82
147 127 131 703 92
120 115 100 580 84
144 135 132 716 88
133 106 137 631 93
142 121 143 692 77
138 136 133 706 88
131 120 118 637 81
124 131 141 672 87
;
```

```
RUN;
```

/קליטת הערכים בקובץ ה-SAS כמשתנים במטריות בתת-הסביבה IML/

```
PROC IML;
  USE xy;
  READ ALL VAR ('x1':'x3') INTO x [COLNAME=kotx];
  READ ALL VAR {y1 y2} INTO y [COLNAME=koty];
```

```

*/מעבר לציוני סטייה/*
x=x-x[:,];
y=y-y[:,];

*/חישוב 3 מטריצות השונות המשותפות/*
c_xx=XMULT(T(x),x)/NROW(x);
c_yy=XMULT(T(y),y)/NROW(y);
c_xy=XMULT(T(x),y)/NROW(x);

*/הכנסה ידנית של מטריצת השונות המשותפת במועמדים ל-X-ים/*
APP_C_XX={226.37 122.58 153.13,
          132.58 212.54 99.69,
          153.13 99.69 306.83};

*/חישוב שתי המטריצות הנוספות של שונות משותפות לפי הנוסחאות
(שתי המטריצות שמופיעות בפתרון בנספח 1)/*
APP_C_XY=APP_C_XX*INV(c_xx)*c_xy;
APP_C_YY=c_yy+c_xy`*INV(c_xx)*APP_C_XX*INV(c_xx)*c_xy-
c_xy`*INV(c_xx)*c_xy;

*/יצירת מטריצת שונות משותפות אחת גדולה/*
APP_C=(APP_C_XX || APP_C_XY)/(APP_C_XY` || APP_C_YY);

*/חישוב מטריצת המתאמים מתוך מטריצת השונות המשותפות/*
APP_D=SQRT(INV(DIAG(APP_C)));
APP_R=APP_D*APP_C*APP_D;

*/הוספת שורת מספר האנשים לאחר ברירה/*
APP_R2=REPEAT(NROW(x),1,NCOL(x)+NCOL(y))/APP_R;

*/יצירת קובץ SAS שמכיל את התוצאה והדפסתו למסך/*
kot=kotx||koty;
_NAME_='N'||kotx||koty;
CREATE R FROM APP_R2 [COLNAME=kot ROWNAME=_NAME_];
APPEND FROM APP_R2 [ROWNAME=_NAME_];
CLOSE APP_R2;

QUIT;

PROC PRINT DATA=R NOOBS;
RUN;

```

נספח 3 – תיקון עבור ברירה חד-משתנית (במקרה התלת-משתני)⁷

להלן תוצג נוסחת התיקון עבור המתאם באוכלוסיית המועמדים בין זוג משתנים, x ו- y (R_{xy}), כאשר תהליך הברירה התבסס על משתנה שלישי, z .

נתונים:

- מתאמים בין המשתנים (r_{xy}, r_{xz}, r_{yz}) בתת-האוכלוסייה של המתקבלים
- סטיית התקן של משתנה הברירה בתת-האוכלוסייה של המתקבלים (s_z)
- סטיית התקן של משתנה הברירה באוכלוסיית המועמדים (S_z)

אזי עבור $w_z = \left(\frac{s_z^2}{S_z^2} - 1 \right)$, המתאם המתוקן הוא:

$$R_{xy} = \frac{r_{xy} + w_z r_{xz} r_{yz}}{\sqrt{(1 + w_z r_{xz}^2)(1 + w_z r_{yz}^2)}}$$

⁷ מתבסס על Gulliksen, 1987, Chap. 12. בדוח הראשון בסדרה (קנת-כהן ואח', 2016) מופיע תיאור מפורט של ההנחות ושל הפתרון עבור התיקון החד-משתני (כפי שנעשה בדוח הנוכחי בנספח 1 עבור התיקון הרב-משתני).