

הו הערך

236

תוקף מרכיבי
מערכת מיון המועמדים
להשכלה גבוהה:
תיקון עברור הטיה
הנובעת מברירה באמצעות
המודל של הילמן

תמר קנת-כהן
שמעאל ברונר

ספטמבר 1997



מרכז ארצי לבחינות ולהערכתה (ע"ר)
NATIONAL INSTITUTE FOR TESTING & EVALUATION
מייסודן של האוניברסיטאות בישראל
ת"ד 26015 ירושלים 91260, טל' 02-6759555

**תוקף מרכזי מרכיבת מיוון המועמדים
להשכלה גבוהה: תיקון עבור הטיה הנובעת מברירה
באמצעות המודל של הקמן**

מסמך זה נכתב כתגובה למאמרם של חנה איילון ו أبرהם יוגב (1997)

תמר קנת-כהן
שמעאל ברוינר

ספטמבר 1997

תמצית

מחקרים להערכת תוקף הניבוי של מבחןים המשמשים למילוי מתבצעים בדרך כלל במדגמים שעברו ביריה מוקדמת. בנסיבות כאלה מtauוררת השאלה האם הסטטיסטיים המוחשבים במדגים (מקדמי תוקף ומקדמי רוגרסיה של החזאים בניבוי הקרייטוריון) אומדים נכונה את הפרמטרים באוכלוסייה טרם ביריה. ההנחה המקובלת בספרות הפסיכומטרית המקצועית היא שקווי או משטחי הרוגרסיה אינם משתנים בעקבות תהליך הביריה. תיקון מקדמי התוקף עבר השפעת הביריה ("תיקון לkiemtz תחום") מבוסט על ההנחה שליל. במשמעות זה נבדקת ההנחה בדבר יציבות מקדמי הרוגרסיה מעבר לתהליך הביריה.

ראשית, מוצגת עדות לכך שהנחה זו אמונה מתקינה בהקשר של תהליכי ביריה למוסדות להשכלה גבוהה: מחקרים שבוצעו בארה"ב ובישראל מספקים ראיות אמפיריות לכך שמתאימים שהתקבלו במדגמים שעברו ביריה, ותוקנו לkiemtz תחום, על-סמך הנחה אודות אי-השתנות מקדמי הרוגרסיה בעקבות תהליכי הביריה, משקפים נכונה מתאימים המוחשבים באוכלוסייה שלא עברה ביריה.

שנית, מוצג המנגנון שבו תהליכי הביריה עשויים לגרום להטיה במקדמי הרוגרסיה המוחשבים במדגים. התמודדות אנליטית עם המודל המתאר את השפעת הביריה (Heckman, 1979) מבססת את הטענה שהתהליך המאפיין ביריה למוסדות להשכלה גבוהה גובה גורום להטיה כלפי מטה באמצעות מקדמי הרוגרסיה של החזאים, ולא להיפך. השערה זו נתמכת בספרות המבוססת על היכרות עם המשתנים המעורבים באופן טיפוסי בתהליכי ביריה להשכלה גבוהה, ועם הקשרים המתקינים בין המשתנים הללו.

בاهינתן ההשערה האפרירורית שתהליכי הביריה גורם להטיה כלפי מטה במקדמי הרוגרסיה ולפיכך גם לאומדן חסן של מקדמי המוחשבים על-פי הנוסחות המקובלות לתיקון לkiemtz תחום), התעוזר עניין במודל סטטיסטי המאפשר לבדוק אמפירית את שאלת קיומה וכיונתה של הטיה כהתוצאה מbirיה, ומציג דרך לתקנה. מודל זה, שהוצע על-ידי הкамן (Heckman, 1979), יושם על-ידי איילון ויוגב (1997) בבדיקה התוקף של מרכיבי מערכת המילוי לאוניברסיטת תל-אביב.

טענתו המרכזית של המסמך הנוכחי היא שאילון ויוגב ישמו באופן שגוי את המודל של הקמן. ישום זה הביא אותם לקבלת אומדים בלתי נכונים לפרמטרים שאוותם ביקשו לאמוד. טענה זו מוצגת ומונקת במסמך זה באמצעות דיוון תיאורטי במודל של הקמן ובמשמעותו. בסיסו נוספת לעמדתנו התקבל מניתוח נתוניים סימולטיביים. תוצאות הניתוח, המוצגות במסמך זה, מעידות על מיפוי הסטייה של האומדים המופקים ברוח יישום של איילון ויוגב מן הפרמטרים האמתיים באוכלוסייה.

הגדרה נכונה של המודל של הקמן, שהוצגה על-ידיינו במסמך זה, נמצאה, על-סמך ניתוח הנתוניים הסימולטיביים, כמשמעות אומדים מדוייקים לפרמטרים באוכלוסייה. הגדרה זו יושמה (לצד הגדרתם של איילון ויוגב) בבדיקה תוקף הניבוי של ציון הבחינה הפסיכומטרית ומוצע تعدות הבגורות בקורס מועדים לאוניברסיטת תל-אביב בשנת הלימודים תשנ"ה. נמצא, שבממוצע מעבר לכל החוגים, לכל אחד משני החזאים תוקף חיובי ותרומה שולית חיובית לניבוי הקרייטוריון.

כמו-כן, כולל מסמך זה התייחסות לחולשותיו של המודל של הקמן, ומציג את הביעיתיות הכרוכה בישומו.

התמודדות עם הטיה הנובעת מברירה - חקירה אנליתית

במחקריו תוקף להערכת יעילותם של מבחנים המשמשים למילוי, מנסים החוקרים לammo את מקדמי המתאים בין החזאים לקריטריון (מקדמי תוקף) ו/או את המקדים במשוואת הרוגסיה לניבויי הקritisטיון על-ידי החזאים. מחקרים אלה מוצעים בדרך כלל במדגים שעברו ביריה מוקדמת, ואילו זה מהجيب התמודדות עם השאלה: האם הסטטיסטים (מקדמי רוגסיה ומקדמי מתאימים) שוחשבו במדגים אומדיים נכונה את הפרמטרים באוכלוסיה. בספרות הפיסיקומטרית המקצועית (למשל, Donlon, 1984) מקובלת ההנחה שהמקדים במשוואת הרוגסיה אינם משתנים בעקבות תהליכי הברירה (הנחה זו מתקיימת, למשל, כאשר הברירה מבוססת רק על החזאי שהוא רצים לתוך - "ברירה ישירה"). לעומת זאת, מקדי המתאים המוחשבים במדגים עברו ביריה נמנחים מקדי המתאים באוכלוסיה בשל הצטום בטוחה הציונים בחזאים. הנושחות שפותחו בספרות המקצועית לתקן המתאים עבור הקיצוץ בתחום החזאים (למשל, Guilford, 1967; Lord & Novick, 1968) מבוססות על ההנחה שליל שמקדי הרוגסיה במדגים הם אומדיים בלתי מוטים למקדי הרוגסיה באוכלוסיה.

המידה שבה הנחה זו הולמת את המציאות יכולה להיבדק אמפירית על-ידי השוואת מקדי תוקף שהוחשו במדגים שעבר ביריה ותוקנו לקיצוץ תחום עם מקדי תוקף שהוחשו באוכלוסיה. השוואת כזו מדוחת (Donlon, 1984) ביחס לתוקף של מבחן ה-SAT (המשמש בקבלה ושיבוץ של תלמידי אוניברסיטאות בארצות הברית) ומוצע ציוני בי"ס תיכון בניובי היישגים באוניברסיטה. המתאים המוצע (מעבר לאלפיים מחקרים שנערכו ב-685 אוניברסיטאות) בין ציון ה-SAT לבין ממוצע ציוני שנה אי באוניברסיטה היה 0.42. באותו מחקרים נמצא מתאם ממוצע של 0.48 בין ממוצע ציוני בי"ס תיכון למוצע ציוני שנה אי באוניברסיטה. תיקון המתאים לקיצוץ תחום (בהנחה שמתקינה ביריה ישירה על-פי ציוני SAT או ממוצע ציוני בי"ס תיכון) הביא למקדי תוקף של 0.51 ו-0.52 עבור SAT ומוצע ציוני בי"ס תיכון, בהתאם. במטרה לבחון את מידת הדיווק של האומדיים המתקבלים בעקבות הפעלת נוסחת התקין לקיצוץ תחום, נערך ניתוח מיוחד בתת-קובוצה של אוניברסיטאות שלא הייתה בהן כמעט תופעה של קיצוץ תחום. ניתוח זה התקבלו המתאים המוצעים הבאים עם ממוצע ציוני שנה אי באוניברסיטה: ציון ה-SAT - 0.56, ממוצע ציוני בי"ס תיכון - 0.55. ערכיהם אלה דומים (ואף גבוהים בהשוואה) למתאים המוצעים שהתקבלו בעקבות תיקון לקיצוץ תחום. גם במחקרים תוקף שבוצעו בישראל - למשל, בפקולטה לחקלאות (בלר ובן-שחר, 1981) ובפקולטה למדעי הרוח באוניברסיטה העברית (קידרמן, Ben-Sakhar & Beller, 1983 ; 1987) - התקבלו ראיות אמפיריות שהמתאים שהתקבלו במדגים שעברו ביריה ותוקנו לקיצוץ תחום משקפים נכון את המתאים באוכלוסיה בלתי מוקצת.

העדות האמפירית שהוצגה לעיל מספקת אישוש להנחה שתהליכי הברירה כזו שאינו משנה את קו הרגרסיה של הקרייטוריון על החזאים (כאמור, ברירה ישירה על החזאים היא מקנה פרטישל תהליכי ברירה כזו). מטיבם הדברים, עדות אמפירית כזו אינה זמינה ביותר - כאמור, ציוני קרייטוריון נצפים בדרך כלל רק עבור אנשים שעבורו תהליכי ברירה כלשהו. לפיכך, יש מידת רבה של הצדקה לשאלת שהעלו איילון ויוגב (1994) בדבר תקופתה של הנחה זו, המובלעת ביחסים הגישה המסורתית של תיקון לקיצוץ תחום. האפשרות שתהליכי הברירה מביא לקבלה אומדנים מוטים של מקדמי הרגRESSEDIA - תופעה המכונה *bias sample selection* - רואיה להתייחסות. אלו חולקים, עם זאת, על קבועיהם של איילון ויוגב (1994) שי אין אפשרות לצפות מראש את כיון ההטייה הנובעת מהסקציה המוקדמת" (שם, עמ' 112). כפי שנראה מיד, מוביל הידע שנזכר אודות תהליכי הברירה להשכלה גבוהה, לציפה למצוא שחברירה גורמת להטייה כלפי מטה במדד הקשר בין החזאים לקרייטוריון.

יש מקום לחשוד בקיומה של הטיה בעקבות ביריה מוקדמת כאשר הברירה אינה ישירה (כלומר, מבוססת על משתנים נוספים, מעבר לחזאים שאוטם רוצחים לתקף) וכאשר המשתנים הנוספים האלה אין ידועים.

נבהיר שהעובדת לחברירה אינה ישירה, אינה מהוות, לכשעצמה, מכשול מהותי לאמידה נכונה של מקדמי הרגRESSEDIA ומקדמי המתאם: כאשר כל המשתנים המעורבים בברירה ידועים, ניתן לחשב אומדנים בלתי מוטים למקדמי הרגRESSEDIA ומקדמי המתאם באוכלוסייה, באמצעות נוסחאות מתאימות. (ראה/י: Gulliksen, 1950, pp. 158-172). למשל, כאשר נתוני התוקף, שהוצגו קודם ביחס ל-SAT וממוצע ציוני בייס תיכון, תוקנו לקיצוץ תחום בהנחה שמתיקיימת ברירה על-פי שני החזאים ייחדיו, התקבלו מקדמי תוקף של 0.56-0.57 עבור SAT וממוצע ציוני בייס תיכון, בהתאם (Donlon, 1984). ניתן להיווכח, שערכים אלה דומים מאד למתאימים הממוצעים שהתקבלו באוכלוסייה שלא עברה ברירה (0.56 ו-0.55, בהתאם).

התמונה בעיתות יותר, כאמור, כאשר הברירה מבוססת על משתנה בלתי נצפה (ע"ז) שהוא צירוף משוקל של משתנים, שחלקים נצפים (אליה בדרך כלל החזאים שאוטם רוצחים לתקף) וחלקם בלתי נצפים. ההשערה האפריאורית - על סמך הספרות העוסקת בתיקוף חזאים המשמשים בחחלוות ברירה להשכלה גבוהה - היא ש手続き ברירה כזו גורם להטייה כלפי מטה במדד הרגRESSEDIA של החזאים הנצפים.

למשל:

“...the typical effect of selection is to flatten the slope and produce a concomitant increase in the intercept [in the regression of Y, the criterion, on X, the predictor]. It is possible, as Levin (1972) demonstrated for the correlation between X and Y, for the selection to increase the slope. But this result occurs only for combinations of correlations that are unlikely to be encountered in practice” (Linn, 1983a, p. 6).

או:

"In practical selection situations, the regression of Y on X will generally have a flatter slope and a higher intercept in the selectable population than in the unselected population" (Linn, 1983b, p. 30).

הממצא שיש לצפות לו, על-rackע ספרות המבוססת על היכרות עם המשתנים המעורבים באופן טיפוסי בהתלכני ברירה להשלה גבוהה, ועם הקשרים המתקיים בין המשתנים הללו, הוא, אם כן, שבמדגם שעבר ברירה ימצא קשר (במנוחי שיפור קו הרוגסיה) חלש יותר בין החזאי לкрיטריון מזה המתקיים באוכלוסייה.

לפיכך, נסחנת התיקון לקיים בתחום המנicha שיפור קו הרוגסיה במדגם שעבר ברירה זהה לשיפור באוכלוסייה, מספקת אומדן חסר למתאים באוכלוסייה:

"Corrections for range restriction that treat the predictor as the sole explicit selection variable are too small. Because of this undercorrection, the resulting estimates still provide a conservative indication of the predictive value of the predictor" (Linn, Harnisch & Dunbar, 1981, p. 66).

מעבר להתבססות על ספרות מקובלת בעולם התוכן בו אנו עוסקים - אפשר להיווכח, במנוחי המודל של sample selection bias, מדוע הגיוני יותר לצפות שברירה מוקדמת מקטינה את עוצמת הקשר בין החזאי לкрיטריון, ולא להיפך:

מקור ההטיה בקו הרוגסיה של משוואות הניבוי הוא קיומו של מתאים (באוכלוסייה!) בין הטיעיות בשתי המשוואות: **משוואת הניבוי המשוואת הברירה** (**משוואת הניבוי** היא המשוואה האומדנת את הקשר בין החזאים - בחינת כניסה ו/או ממוצע ציוני בייס תיכון, לבין הקритריון - ממוצע ציונים אוניברסיטה; **משוואת** זו מכונה ע"י ברק (Berk, 1983) "substantive equation") הברירה אומדנת את הקשר בין משתני ברירה נצפים - בחינת הכניסה וממוצע ציוני בייס תיכון, אם אלה שימושו בהחלטות הברירה, ומשתנים נוספים, אם ידועים כאלה - בין משתנה תלוי בלתי נצפה שהימוש שלו הוא דיקוטומי: האם הקритריון במשוואת הניבוי נצפה או לא. **משוואת** זו נקראת (Berk, 1983) "selection equation". מתאים בין הטיעיות בשתי המשוואות יכול להתקיים אם משתנה מסוים הוא רלוונטי לקריטריוניים בשתי המשוואות, והושמט משתייהן. כאשר כיוון ההשפעה של אותו משתנה על שני הקритריוניים הוא זהה - יתקיים מתאים חיובי בין הטיעיות. במצב זה יהיה אומדן השיפור (בקו הרוגסיה של משוואות הניבוי) במדגם שעבר ברירה נמוך מן השיפור שמתקיים באוכלוסייה. מצב הפוך יתרחש כאשר המשתנה המושמט ישפיע על הקритריוניים בשתי המשוואות בכיוונים הפוכים.

טענתנו היא שסביר יותר לצפות שמשתנה מושמט כזה ישפיע על הסיכויים להצליח במדגם הלומדים ועל הצלחה בלימודים באותו כיוון, מאשר שישפיע על שני הקритריוניים הללו בכיוונים הפוכים. אם המשתנה המושמט קשור להחלטת הברירה המוסדית, ובנהנה שהחלטות המוסד שואפות למקסם את ציוני הקритריון של המתקבלים, יש להניח שבחירה מועמדים על-סמן משתנה זה, תהיה בהלימה עם כיוון הקשר בין משתנה זה לבין הצלחה בלימודים. גם לגבי החלטות הברירה העצמית,סביר יותר לצפות למתרם חיובי בין הטיעיות בשתי המשוואות:

לדוגמה, בקרוב קבוצת בעלי אותו ציון בחזאים ייתו לנשור מדגם התיקוף אנשיים שצינוי הクリיטריון שלהם נמנוכים.

לסיום, הציוטים מן הספרות, שהובאו לעיל, לצד נסיוון להציג את המנגנון הגורם להטיה, מבטאים סבירות גבוהה יותר לתופעה של החלשת הקשר הנכפה בשל ברירה מוקדמת, ולא להיפך. קיומה של השערה כזו אינו פסול, ואףichi, בדיקה אמפירית של התופעה, אך קבלת ממצאים בכיוון הפוך מן המשוער ראוי שתעורר תמייה.

תהיינה אשר תהיה ההשערות האפּרִיאוֹרִיות (ואף בהעדתן), יש לברך על יוזמתם של איילון ויוגב לישם את המודל של הקמן (Heckman, 1979) לתקן עבור הטיה הנובעת מברירה, בבדיקה התוקף של מרכיבי מערכת המין לאוניברסיטת תל-אביב. עם זאת, יש בישום המודל, באופן שהזגג על-ידם, ליקוי מרכזי, המביא לעיוות בממצאים. הדיוון שלහן יוגבל לליקוי זה בלבד.

המודל של הקמן מחייב הנחה ששתי המשוואות, משוואת הברירה ומשוואת הניבוי, מוגדרות כהלכה (properly specified) באוכלוסייה. פירוש הדבר, שימושיים שהושמו מן המשוואות אינם מתואימים עם חזאים שנכללו בהן (וכן, שהקשר בין החזאים לקריטריון הוא לינארי). באופן ספציפי, אם נתיחס למשוואת הניבוי, טעות ספציפיקציה מתקימת כאשר הושמט מן המשוואת חזאי (למשל, ממוצע תעוזת הבגרות) שמתואם עם החזאי שנכלל במשוואה (ציון הבדיקה הפסיכומטרית). טעות כזו גוררת קבלת אומד מוטה למקדם הרגסית של החזאי הנכלל (מקדם הרגסית של ציון הבדיקה הפסיכומטרית ברגרסיה פשוטה יהיה שונה ממקדם הרגסית שלו ברגרסיה ה"נכונה" שהיא רגסיה מרובה, הכוללת גם את ממוצע תעוזת הבגרות). מטע הדברים, במערכי מחקר מתאימים, ובעיקר במדעי החברה, קשה, אם לא בלתי אפשרי, לנתח מודלים חפים מכל טעות ספציפיקציה (Pedhazur, 1982). יתרה מזו, לעיתים קרובות, נתענין באמידת מודלים בידיעה שהם כוללים טעות ספציפיקציה (לדוגמה, נתענין במקדם הרגסית של ציון הבדיקה הפסיכומטרית או של ממוצע תעוזת הבגרות כחזאים ייחדים ברגרסיה פשוטה, או, לחילופין, במתאימים פשוטים עם הクリיטריון). הבעיה המתעוררת בהקשר הנוכחי היא שהמודל של הקמן רגיש לקיומה של טעות ספציפיקציה, ובהרכבים מסוימים של חזאים בשתי המשוואות הוא מתקן עבור טעות זו, למרות שזו לא הייתה כוונת החוקר המיבים את המודל: הוא התענין באמידת מודל שכן כולל טעות כזו. כתוצאה לכך, בניסוחו של ברק:

“...there is really no way of knowing whether the correction is responding to a real sample selection bias or a pseudo-bias produced by preselection specification errors in the substantive and selection equations” (berk,

1983, p. 396).

رجישותו הרבה של המודל של הקמן לטעות ספציפיקציה מחייבת משנה זהירות בהגדרת המשוואות המודל, ובאופן ספציפי, בבחירה הרכב החזאים בכל אחת משתי המשוואות. יישום של איילון יוגב כשל במשימה זו. הם הגדרו משוואת ניבו שבה חזאי יחיד: ציון הבדיקה הפסיכומטרית או ממוצע תעוזת הבגרות. ברור לכל מי שמצוiT בתחום ממשואה כזו כוללת טעות ספציפיקציה.

כאמור, באופן כללי אין מניעה להגדיר ולאמוד משווהה כזו (כל עוד מודעים, כמובן, למשמעות ולהשלכות של טעות הספציפציה). הבעיה מטעוררת כאשר מנסים ליישם עליה את המודל של הקמן עם משווהת ברייה הכללת חזאים שהושמו ממשוואת הניבוי ומתחאים עם החזאים שנכללו בה. זה בדיק מה שעשו איילון ויוגב בניתוחם, בכך שהגדירו משווהת ברייה שחזאה הם מוצע תעודת הבגרות וציוו הבחינה הפסיכומטרית. המשנה ג' (שמייצג, דרך אגב, את הסתברות התצפית שלא להכלל במדגם, בנגד מה כתבו איילון ויוגב) מצוי בהתאם גובה עם הצירוף של מוצע תעודת הבגרות וציוו הבחינה הפסיכומטרית. הופסת ג' למשוואת הניבוי תגרום לשינוי המקדם של החזאי שנכלל בה קודם ייחיד לא רק בשל הטיה אפשרית הנובעת מברירה, אלא גם בשל תיקון עקי - בלתי מכון ובלתי נשלט - המתבצע עבור טעות ספציפית. התוצאה היא, לפיכך, שהערכים אותם מדווחים איילון ויוגב אינם אומדים למקדמי הרגرسיה הפחותה (אוכולוסיה) של מוצע תעודת הבגרות או ציוו הבחינה הפסיכומטרית, אלא תוצר מעות של שילוב של שני אפקטים - תיקון חלק עבור טעות ספציפית ותיקון עבור הטיה הנובעת מברירה - שלא רק ניתן להבחין ביניהם, אלא שהראשון שבהם מתרחש בנגד כוונת מנטח המודל.

הישום הנוכחי של המודל בהקשר הנוכחי הוא לכלול את שני המשתנים, מוצע תעודת הבגרות וציוו הבחינה הפסיכומטרית - כחזאים במשוואת הbrisura ובמשוואת הניבוי. יישום כזה מתועד בספרות המקצועית בהקשר של ברירה להשכלה גבוהה, בבדיקה תוקף הניבוי של הציוו ב מבחן הקבלה לפיקולטה למשפטים (LSAT) ושל מוצע ציוני התואר הראשון בחיזוי ממוצע הציונים בשנת הלימודים הראשון בפקולטה למשפטים (Lin & Hastings, 1984). הביקורת הננקטת כלפי יישום כזה (שבו קיים הרכיב חזאים זהה בשתי המשוואות) אכן מוצקמת: במצב כזה נמצא מולטיקולינאריות גבוהה בין החזאים המקוריים של משוואת הניבוי לבין ג'. מולטיקולינאריות גבוהה תבוא לידי ביוטי בשונות גבוהה של אומדי מקדמי הרגרסיה. חולשה זו של היישום הנוכחי של המודל אינה שקופה נגד יישום שגוי, האומד (באופן מדויק) פרמטר שונה מזו אליו מתכוון החוקר (עם זאת, חולשה כזו מעוררת ספקות לגבי מידת הלימתו של המודל של הקמן בהקשר הנוכחי).

המחשה: ניתוח נתונים סימולטיביים

邏輯上, 在考慮到模型的外在效度時，我們發現該模型在某些情況下可能無法準確地反映真實的情況。這是由於該模型在某些情況下會產生不切實際的結果，例如在某些測量中可能會出現負的相關係數。這可能導致在某些情況下無法正確地解釋測量結果。

為了進一步驗證這個問題，我們進行了一項模擬研究。在這項研究中，我們使用了真實的測量資料，並應用該模型進行分析。我們發現，在某些情況下，該模型的結果與真實的情況存在顯著的差異。這進一步支持了我們的論點，即該模型在某些情況下可能無法準確地反映真實的情況。

因此，我們建議在應用該模型時要謹慎，並在必要時進行適當的調整。

1. תוקף הניבוי של ציוו הבחינה הפסיכומטרית: חיובי (זהו מצב העולם ההולם את הידע שנცבר במרכז הארצי לבחינות ולהערכתה) או שלילי (זהו מצב העולם כפי שמשמעותו, לכורה, מחלוקת מתואתיהם של איילון ויוגב, ושאות משמעותו הם מניטים להסביר).

2. משקלם היחסית של ציון הבדיקה הפסיכומטרית וממוצע תעודת הבגרות בתהיליך הברירה: משקל גובה יותר לציון הבדיקה הפסיכומטרית (זהו מצב האופייני עפ"י ממצאים של איילון ויוגב), או להיפך.

3. מתאש חיובי בין הטיעיות במשוואת הברירה ומשוואת הניבוי (זהו מצב העולם המשוער על-ידנו, כפי שהוסבר לעיל) או מתאש שלילי בין הטיעיות (זהו מצב עולם המשתמע מהטיענה שאומדי מקדמי הרגסיה במדגמים שעבורו ברירה הם אומדי ינט למקדים באוכלוסייה). השערתנו הייתה, שבאופן בלתי תלוי במצבים בעולם, אמידה על-פי מודל שבו משוואת הניבוי כוללת חזאי ייחד (ציון הבדיקה הפסיכומטרית או ממוצע תעודת הבגרות) ומשוואת הברירה כוללת את שני החזאים תיתן תוצאות מוטות, וזאת לעומת המודל שבו שתי המשוואות כוללות את שני החזאים.

ההמחשות שיווצגו להלן מבוססות על נתונים סימולטיביים של אוכלוסיות של 10,000 מועמדים. לכל אחד מן המועמדים הוגדרו המשתנים הבאים:

1. חזאי ראשון (x_1) - "ממוצע תעודת הבגרות".

2. חזאי שני (x_2) - "ציון הבדיקה הפסיכומטרית".

3. קרייטריוון במשוואת הברירה (y).

4. קרייטריוון במשוואת הניבוי (y).

ברמת המועמדים לכל אחד מן המשתנים הוגדרה התפלגות נורמלית של ערכים, עם ממוצע - 0 וסטיית-תקן - 1.

הגורמים לפיהם בוצעו הסימולציות מבטאים את שלושת מימדי מצב העולם בהם התעניינו:

1. L_{x_2} מתאש חיובי/שלילי עם הקרייטריוון y (בשני התנאים הוא נמוך מהמתאים של x_1 עם y).

2. L_{x_2} משקל גובה/נמוך בתהיליך הברירה, יחסית למשקל x_1 .

3. המתאים בין הטיעיות של משוואת הניבוי ומשוואת הברירה (r_{y,x_1,x_2}) הוא חיובי/שלילי (x

$- s_x$ הם החזאים במשוואת הניבוי ובמשוואת הברירה, בהתאם).

שלושת הגורמים יוצרים שמונה תנאים של מצב עולם.

בכל התנאים המתאים בין כל אחד מן החזאים $- s_y$ הוא חיובי (ככל שהציוון בחזאי גובה יותר, הסיכוי להצליח במדד גובה יותר).

בכל התנאים מתקיים מתאם חיובי (0.35) בין החזאים.

המדד שuber בברירה כלל 50% מן המועמדים, הגבוהים $- s_y$.

בלוח 1 מוצגים סטטיסטיים תיאוריים בקרב אוכלוסיית המועמדים.

לוח 1: סטטיסטיים תיאוריים באוכלוסייה

תנאי	b_{y1}	b_{y2}	$b_{y1.2}$	$b_{y2.1}$	r_{x_1,y_s}	r_{x_2,y_s}	$r_{y_s x,x_s}$
1	0.46	0.40	0.37	0.27	0.45	0.50	0.60
2	0.46	0.40	0.37	0.27	0.45	0.50	-0.60
3	0.46	0.40	0.37	0.27	0.50	0.45	0.60
4	0.46	0.40	0.37	0.27	0.50	0.45	-0.60
5	0.46	-0.20	0.60	-0.41	0.45	0.50	0.60
6	0.46	-0.20	0.60	-0.41	0.45	0.50	-0.60
7	0.46	-0.20	0.60	-0.41	0.50	0.45	0.60
8	0.46	-0.20	0.60	-0.41	0.50	0.45	-0.60

עמודה 1 מציגה את המקדם ברגרסיה הפשטוטה של y על x_1 . ערך זה קבוע בכל התנאים.

עמודה 2 מציגה את המקדם ברגרסיה הפשטוטה של y על x_2 : בתנאים 1 עד 4 המקדם הוא חיובי; בתנאים 5 עד 8 המקדם הוא שלילי.

בעמודות 3 ו-4 מופיעים המקדמים ברגרסיה מרובה של y על x_1 ו- x_2 , בהתאם. מקדמים אלה משתנים בין התנאים במקביל לשינויים בתוקף x_2 (עמודה 2).

עמודות 5 ו-6 בלוח מייצגות את משקל החזאים במשוואת הבירירה: בתנאים 1, 2, 5 ו-6 משקל x_2 גבוה יותר; בתנאים 3, 4, 7 ו-8 משקל x_1 גבוה יותר.

עמודה 7 מတarget את המתאים בין הטעויות של משווה הניבוי ומשווה הבירירה: בתנאים 1, 3, 5 ו-7 מתקיים מתאם חיובי; בתנאים 2, 4, 6 ו-8 מתקיים מתאם שלילי.

מקדמי הרגרסיה בעמודות 1 עד 4 הם הפרמטרים אותם מבקשים לאמוד.

בשלב השני של הסימולציה, נבדקו המקדמים כפי שהם מתקבלים במדגם שעבר ברירה. בלוח 2, בעמודות 1 עד 4, מוצגים מקדמים אלה, ובעמודות 5 עד 8 מוצגים המקדמים שהתקבלו בעקבות יישום המודל של הקמן לתיקון עבור הבירירה.

אמידת מקדמי הרגרסיה עפ"י המודל של הקמן בוצעה באופן דו-שלבי: בשלב הראשון בוצע ניתוח probit שהמשתנה התלויה שלו הוא הממצאות/אי-הימצאות במדגם שעבר ברירה. המשתנים הבלטי

תלויים הם x_1 ו- x_2 . באמצעות האומדים שהתקבלו בניתוח זה חושב המשתנה λ (לוזגמה,

Uber כל תצפית במדגם הלומדים. בשלב השני, נאמדת רגרסיה מרובה לניבוי, ע,

שכללה, בנוסף לחזאים המקוריים של הניבוי, את λ כחזאי נוסף. צירופי החזאים של משווהת

הניבוי היו: x_1 או x_2 (ברוח היישום של איילון ויוגב) - אלה מוצגים בעמודות 5 ו-6 -

ו- x_1 ו- x_2 בלבד (ברגרסיה מרובה) - המוצגים בעמודות 7 ו-8.

כל העיבודים בוצעו באמצעות תוכנת SAS.

לוח 2 : מקדמי רגרסיה פשוטה ורובה לניבוי y במדגם שuber ברירה

		מתוקנים עבור ברירה כאשר משוואת הניבוי מוגדרת כ-		לא תיקון עבור ברירה						תנאי		
				$b_{y2.1}$	$b_{y1.2}$	b_{y2}	b_{y1}	$b_{y2.1}$	$b_{y1.2}$	b_{y2}	b_{y1}	
8	7	6	5	4	3	2	1	0.28	0.39	-0.13	0.19	1
0.28	0.36	-0.14	0.18	0.42	0.46	0.52	0.55	0.28	0.36	-0.14	0.18	2
0.25	0.36	0.02	0.07	0.17	0.26	0.24	0.30	0.30	0.38	0.03	0.06	3
0.30	0.38	0.03	0.06	0.39	0.49	0.49	0.58	-0.40	0.63	-1.11	0.90	4
-0.40	0.58	-1.09	0.88	-0.29	0.70	-0.12	0.64	-0.44	0.58	-1.09	0.88	5
-0.44	0.64	-0.88	1.06	-0.51	0.51	-0.40	0.39	-0.41	0.64	-0.88	1.06	6
-0.41	0.58	-0.85	1.02	-0.31	0.72	-0.15	0.65	-0.42	0.58	-0.85	1.02	7
-0.42	0.58	-0.85	1.02	-0.31	0.72	-0.15	0.65	8				

השוואה בין עמודות 1 ו-2 בלוח 2 לעמודות 1 ו-2 בלוח 1 מאפשרת להתרשם מהשפעת תחילה הברירה על מקדמי הרגרסיה. באופן ספציפי, כאשר המתאים בין הטיעויות של משוואת הברירה ומשוואת הניבוי הוא חיובי (התנאים הא-זוגיים), מקדמי הרגרסיה במדגם נמוכים ממקדמי הרגרסיה באוכלוסיה. כאשר המתאים בין הטיעויות בשתי המשוואות הוא שלילי (התנאים הזוגיים), מקדמי הרגרסיה במדגם גבוהים ממקדמי הרגרסיה באוכלוסיה. כמו כן, ככל שבgova יותר משקלו של החזאי בתהילך הברירה, גדולה יותר הטעיה המתקבלת במדגם (מסקנה זו נגזרת מהשוואת מקדמי הרגרסיה של חזאי בין מצב בו משקלו גבוה למצב בו משקלו נמוך, כאשר שאור התנאים שווים. השוואה כזו מתאפשרת כאשר משווים בתוך טור - 1 או 2 - בין התנאים 1 ו-3, 2 ו-4, 5 ו-7, 6 ו-8). תופעות דומות מתקימות גם ביחס למקדים החלקיים ברגרסיה מרובה (טורים 3 ו-4).

השוואת המקדים שהתקבלו ברוח יישום של איילון ויוגב (עמודות 5 ו-6 בלוח 2) לפרמטרים באוכלוסיה (עמודות 1 ו-2 בלוח 1) מעידה על מיידי הסטיה השיטיתית שמתקבלת מהאוף בו ישמו את המודל של הקמן לתיקון עבור הטיה הנובעת מביריה : הערכים המופיעים בעמודות 5 ו-6 אינם מתקבלים בשום מקרה לערכי באוכלוסיה. למשל, בתנאי 1 הפרמטרים באוכלוסיה הם 0.40-0.46, הסטטיסטיים שהתקבלו במדגם שuber ברירה הם 0.31 ו-0.21, והאומדים המתקבלים לפי השיטה השגوية הם 0.19 ו-0.13. ניתן לאפיין את הסטיות של האומדים המתקבלים ביחסם למודל השגוי באוף הבא : כאשר לשני החזאים תוקף חיובי (תנאים 1 עד 4), מתקבלים אומדים מותים כלפי מטה למקדי הרגרסיה של שני החזאים ; כאשר לאחד החזאים תוקף שלילי (תנאים 5 עד 8), מתקבלת סטיה גדולה כלפי מעלה באמידות מקדים הרגרסיה של החזאי שתוקפו חיובי,

וستיה גדולה כלפי מטה באמידה מוקדם הרגرسיבית של החזאי שתוקפו שלילי. מימדי הסטיה באמידה גדולים יותר ככל שמשקל החזאי בתהליך הברירה גדול יותר.

תנאים 1 ו-2 משקפים, לדעתי, את מצב העולם המאפיין את מציאותם של איילון ויוגב: לשני החזאים תוקף חיובי, כאשר לחזאי בעל התוקף הנמוך יותר יש משקל גבוה יותר בתהליכי הברירה. התוצאה שהתקבלה מיישום המודל שאותו אמדן איילון ויוגב, משוחרת את מציאותם: אמדן מקדמי הרגרסיבית של שני החזאים נוכחים מאד, כאשר האומד המתתקבל עבר החזאי שתוקפו באוכלוסייה נמוך יותר (מקדם רgresiva של 0.40 לעומת 0.46 לחזאי השני) ומשקלם בברירה גבוה יותר (מתאים של 0.50 עם משתנה הברירה לעומת מתאים של 0.45 לחזאי השני) הוא שלילי. תנאים 1 ו-2 ממחישים, לפיכך, כיצד ניתן לצאת ממצב העולם של תוקף חיובי, ובגובה למדני, לשני החזאים, ולקבל אמדדים נוכחים ואף שליליים למקדמי הרגרסיבית שלהם, ביישום המודלים שהגדרו איילון ויוגב למשוואות הברירה והণיבו.

העובדת שמדובר עולם של תוקף חיובי ובגובה לשני החזאים ניתן לשזר את מציאותם של איילון ויוגב, היא מרכיב חיוני לביסוס עמדתנו, שתנאים 1 ו-2 הם התנאים המתארים את מצב העולם בו אנו פעילים. להשלמת הטיעון, ראוי גם להראות מדוע ממציאותם של איילון ויוגב לא יכולות להתקבל בנסיבות בו תוקף אחד החזאים הוא שלילי, תוקף השני חיובי, ולהזאי שתוקפו שלילי יש משקל גבוה יותר בתהליכי הברירה. מצב עולם זה, המתקיים בתנאים 5 ו-6, הוא המצב שעל קיומו מסיקים איילון ויוגב. שתי תופעות מאפייניות את התנאים 5 ו-6, שאין מתקינות בתוניהם של איילון ויוגב: ראשית, לחזאי שמקדם הרגרסיבית המתווך שלו הוא שלילי (כמו 1.11-), בתנאי 5), יש גם מקדם שלילי במדגם לפני התיקון (-0.41). שנית, המקדם המתווך של החזאי שתוקפו חיובי (0.90, בתנאי 5) גבוהה מהמקדם שלו במדגם לפני התיקון (0.41). ממציאותם של איילון ויוגב אינם מקיימים, לפיכך, את התנאים הללו: לציון הבחינה הפסיכומטרית אין מקדם רgresiva שלילי במדגמים לפני התיקון עבר הברירה; ותוקף ממוצע תעודת הבגרות אחרי התיקון נמוך מתווך לפני התיקון.

מסקנתנו היא, אם כן, שימוש שגוי של המודל של הקמן, הכרוך בהגדרת משווהות ניבוי שיש בה טעות ספציפיציה (ומשוואת ברירה שכוללת חזאים שהושמו ממשוואת הניבו) מוביל לקבלת אמדדים המעוותים את תמונה העולם האמיתית, טרם הברירה. למעשה, האמדדים עליהם מדווחים איילון ויוגב, אינם אומדי הפרמטרים שאוטם בקשרו לאמוד. הערכיהם המדווחים על-ידם מייצגים, עבר כל חזאי, את תרומתו השולית לניבוי הקритריון מעבר להכלתו במדד משותף עם החזאי השני (כאשר, מدد זה הוא קירוב לצירוף שני החזאים על-פי משקלותיהם בתהליכי הברירה). תהא אשר תהא משווהות של ממד זה, בזודאי אין היא מתארת את מקדם הרגרסיבית של ברgresiva פשוטה לניבוי הקритריון.

כאשר המודל אינו סובל מטעות ספציפיציה (משוואת הניבו מבוססת על רgresiva מרובה) ניתן להגיע לאמדדים מדויקים למקדמי הרגרסיבית באוכלוסייה, וזאת מעבר לכל המצביעים (עמודות 7 ו-8 בלוח 2 בהשוואה לעמודות 3 ו-4 בלוח 1). ההגדרה הנכונה של המודל, מטפקת, אם-כן, אמדדים מדויקים למקדמי הרגרסיבית החלקיים ברgresiva מרובה.

ענין לגיטימי עשוי להתעורר, כמובן, במקדמי הרגرسיה הפюיטה של כל אחד מן החזאים עם הקriterיוון. כדי להימנע מ מצב בו יישום המודל של הקמן מתksen גם עבור טווח ספציפי, יש לכלול בשתי המשוואות אותו חזאי, חזאי יחיד (רצון, כמובן, לכלול במשוואת הביריה חזאים נוספים, ובתנאי שאין להם תרומה ייחודית ל- β -או אינם מותאים עם α . דיווננו עד כה הניתן, חזאים כאלה, אם קיימים, אינם זמינים לחוקר). הבעה היא שהגדרת מודל הביריה כمبוסט על חזאי יחיד אינה נכונה - שהרי תהליך הביריה מבוסט על חזאי (ידען) נוסף. הגדרה חסורה של תהליך הביריה מובילה לקבלת אומדיים בלתי מדויקים של המקדים במשוואת הניבוי (Gross & McGanney, 1987, Winship & Mare, 1992).

הדרך הממלצת לקבלת אומדיים למקדמי הרגרסיה הפюיטה לניבוי u היא, לפיכך, לאמוד תחיליה את מקדמי הרגרסיה החלקיים של שני החזאים במשוואת רגסיה מרובה (כפי שנאמדו הערכיהם בעמודות 7 ו-8 בלוח 2). באמצעות נוסחה מתאימה (ראה/י נספח) ניתן לאמוד את מקדמי הרגרסיה הפюיטה של u על כל חזאי בנפרד, בהינתן האומדיים למקדמי הרגרסיה החלקיים ברגרסיה המרובה לניבוי u , וכן מקדמי הרגרסיה הפюיטה של כל חזאי על החזאי השני (האחרונים מחושבים ישירות ברמת האוכלוסייה).

יישום : ניתוח נתוניים אמפיריים

תוקף הניבוי של ציון הבחינה הפסיכומטרית וממוצע תעודת הבגרות - תוך תיקון עבור הטיה הנובעת מבירית המדגם - חושב בקרב מועמדים לאוניברסיטת תל-אביב בשנת הלימודים תשנ"ה.

שיטה

האוכלוסייה

המחקר התבבס על נתוני 6,359 אנשים שהיו מועמדים לאוניברסיטת תל-אביב בשנת הלימודים תשנ"ה. מנתונים אלה הופקו 14,479 תוצאות של מועמדים ל-37 חזאים (מאחר שאדם מגיש בדרך כלל מועמדות ליותר מהוג אחד, סך התוצאות של מועמדויות לפי חזאים גדול ממספר האנשים). תוצאות אלה היו את אוכלוסיית המועמדים. ל-4,658 תוצאות מקרב המועמדים היה ציון שנה אי' בחוג. תוצאות אלה היו את מדגם הלומדים. תהליך הביריה הוגדר, לפיכך, כתהילה שבו נבחרו תוצאות (על-פי החלטות מוסדיות ועצמיות) מקרב אוכלוסיית המועמדים למדגם הלומדים.

המחקר כלל חזאים בהם לפחות 20 תוצאות של בעלי ציון שנה אי'.

החזאים

- ציון הכללי בבחינה הפסיכומטרית (ציון פסיכומטרי).
- ממוצע ציוני תעודת הבגרות (ציון בגרות).

ציוני החזאים בקרב המועמדים לכל אחד מן החוגים תוקנו לסלום שmmoצע 10 וסטית התקן שלו היא 1. קביעת סולמות זהים לשני החזאים נועדה להקל על ההשוואה בין מקדמי הרגסיה שלהם בכל אחד מן החוגים.

הקריטריון

ציווילנה אי' בחוג. ציווילנה זו מוגדר כממוצע משוקל בנקודות זכות של ציווי הקורסים אותם למד הסטודנט בשנה אי' לתואר בוגר.

מודלים לאמידת הפרמטרים

כאמור, מטרת המחקר הייתה לאמדות תוקף הניבוי של הציוון הפסיכומטרי וציוון הבגרות בקרב אוכלוסיית המועמדים. במלים אחרות, הפרמטרים שבקשו לאמוד היו המקדים ברגסיה פשוטה של הקריטריון על כל אחד מן החזאים בנפרד.

אמידה זו בוצעה בשתי שיטות, שנבדלו זו מזו בהגדרת משווהת הניבוי. בשיטה הראשונה (המומלצת על-ידיינו) הוגדרה משווהת הניבוי ברגסיה מרובה שהמשתנים הבלתי תלויים בה הם הציוון הפסיכומטרי וציוון הבגרות. על-סמן האומדנים למקדמי הרגסיה החלקיים של החזאים חושבו מקדמי הרגסיה פשוטה של כל חזאי (ראה/י נסחה בנספח). בשיטה השנייה (שישמה על-ידי איילון ויוגב) הוגדרה משווהת ניבוי נפרדת לכל חזאי, ברגסיה פשוטה הכוללת את הציוון הפסיכומטרי או את ציוון הבגרות כחזאי יחיד.

משווהת הברירה בשתי השיטות הייתה זהה: המשתנה התלוי הדיקוטומי היה הימצאות/אי-הימצאות במדגם הלומדים, והמשתנים הבלתי תלויים היו הציוון הפסיכומטרי וציוון הבגרות.

שיטת האמידה

האמידה בוצעה באמצעות התוכנה הסטטיסטיית LIMDEP (Greene, 1995). בדומה לאיילון ויוגב, אמידת המקדים בוצעה בניתוח חד-שלבי בשיטת הנראות המירבית (maximum likelihood estimation). לשיטה זו יש יתרון על-פני ניתוח דו-שלבי (שהוזג במודל המקורי שהציג הקמן, 1979), בכך שהיא אומדנים של מקדמי הרגסיה המתקבלים בשיטה זו הם יעילים יותר (טיעיות התקן של המקדים נמוכות יותר). ערכי הפתחה בניתוח חד-שלבי הם בדרך כלל האומדנים המתקבלים בניתוח הדו-שלבי, ובמובן זה ניתן לראות באומדי הניתוח הדו-שלבי קירוב לאומדי הנראות המירבית (אומדי ML). בנתונים האמפיריים ששימשו במחקר הנוכחי נמצא מידת גבואה של הלימה (מתאים של כ-0.80) בין האומדנים המתקבלים בניתוח דו-שלבי לאומדי ML.

ב-12 חוגים (מתוך 37 החוגים המקוריים) לא הצליחו להפיק מתוכנת LIMDEP - בתנאי ההגדרות הבסיסיות שלה - את אומדי המקדים (במשווהת הניבוי הכוללת שני חזאים ואו במשווהות הניבוי הכוללות חזאי יחיד) בשיטת הנראות המירבית. חוגים אלה לא נכללו בעיבודים שתוצאותיהם יוצגו להלן. החוגים המשומטים הם: פיזיקה, כימיה, סטטיסטיקה, הנדסה

מכאנית, חינוך מיוחד, חינוך ללקויי שמיעה, יסודות חברתיים של החינוך, שיטות הוראה והערכה, תיאטרון, תלדות האמנויות, אמנויות, עבודה סוציאלית. כל החוגים הללו מצויים מתחתי לחץן של ההפרש (המתוקן) בין ממוצעי הציונים של קבוצת הלומדים וקבוצתalan לומדים בחזאים. במלים אחרות, חוגים אלה מאופיינים בהבחנה נמוכה יחסית בין קבוצת הלומדים לקבוצתalan לומדים בחזאים. פירוש הדבר, שבחוגים אלה תהליכי הביראה ניתן פחות לניבוי על-סמן החזאים. יש להניח שאפינו זה מגביל את יכולת האמידה של המקדים בروح המודל של הקמן.

תוצאות

בלוח 3 מוצגים, עבור כל חוג, המקדים החלקיים של הציון הפסיכומטרי וציון הבגרות כאשר משווהת הניבו מוגדרת כרגסיה מרובה, הכוללת את שני החזאים. בעמודות 3 ו-4 מוצגים המקדים החלקיים המתקבלים במדגם ; בעמודות 5 ו-6 מוצגים אומדי ML, שהם אומדיים, מתוקנים עבור הטיה הנבעת מרירות המדגם, למקדים החלקיים באוכלוסייה. סטיות התקן של המקדים מוצגות בסוגרים. בשורה האחורונה בלוח מופיעים ממוצעי המקדים מעבר לחוגים, משוקלים במספר הלומדים בכל חוג.

**לוח 3 : מקדים חלקיים של הציון הפסיכומטרי וציון הבגרות
ברגסיה מרובה לניבו ציון שנה א'**

		סטטיסטים מהושבים בmadgam		מספר לומדים	מספר מוסמדים	חוג
אומדי ML לפרמטרים באוכלוסייה	ציון בגראות 6	ציון פסי' 5	ציון בגראות 4			
2.56 (6.75)	0.20 (7.49)	1.26 (0.79)	-1.25 (1.18)	82	456	רפואה
4.01 (1.82)	5.95 (3.02)	0.04 (0.82)	0.18 (1.14)	42	237	הפרעות בתקשורת
2.03 (0.59)	-0.62 (0.91)	1.40 (0.58)	1.26 (0.71)	110	214	סיעוד (תכי' בסיסית)
0.96 (1.41)	3.42 (8.37)	0.96 (1.11)	3.45 (1.28)	46	65	סיעוד
2.34 (8.47)	2.27 (11.90)	2.02 (1.00)	1.84 (1.40)	59	243	פיזיותרפיה
0.57 (2.85)	1.10 (9.00)	0.46 (0.86)	0.70 (1.10)	63	236	רפוי בעיסוק
-1.17 (2.45)	-21.54 (4.71)	0.17 (1.41)	-9.04 (3.59)	28	269	רפואת Shinim

אומדי ML לפרמטרים באוכלוסייה		סטטיסטיים מחושבים במדגם		מספר לומדים	מספר מוסמדים	חוג
ציוו בגroot 6	ציוו פסי' 5	ציוו בגroot 4	ציוו פסי' 3			
3.30 (5.82)	3.50 (3.33)	7.45 (2.37)	2.64 (2.53)	109	460	מתמטיקה
15.58 (2.92)	17.66 (3.30)	5.37 (1.26)	4.62 (1.46)	234	761	מדעי המחשב
7.62 (1.75)	6.66 (2.37)	6.04 (1.05)	3.36 (1.25)	205	573	ביולוגיה
7.26 (13.78)	1.53 (4.03)	6.85 (1.46)	1.43 (1.28)	117	304	הנדסת חשמל
-4.09 (3.66)	-3.54 (2.74)	4.90 (2.23)	3.49 (1.83)	58	303	הנדסת תעשייה
2.51 (5.04)	2.19 (0.91)	2.52 (0.29)	2.19 (0.30)	915	1,425	מדעי הרוח
1.18 (1.90)	3.92 (2.88)	0.69 (1.07)	0.01 (1.26)	47	219	יעוץ חינוכי
1.23 (7.95)	0.58 (2.66)	0.76 (1.16)	0.44 (1.01)	63	151	מינימל החינוך
4.80 (15.17)	-1.86 (9.61)	4.51 (1.82)	-1.70 (1.80)	26	40	אקדמיה למוסיקה
0.72 (0.51)	0.45 (0.59)	1.38 (0.41)	1.23 (0.37)	163	401	קולנוע וטלቢזיה
0.44 (0.54)	0.75 (0.61)	0.93 (0.33)	1.65 (0.35)	57	190	אדריכלות
-1.81 (0.90)	-5.85 (1.20)	2.93 (0.70)	2.07 (0.94)	342	1,255	כלכלה
2.48 (1.06)	11.68 (2.48)	3.27 (0.84)	0.00 (1.03)	167	638	מדע המדינה
3.02 (16.18)	0.31 (31.76)	3.01 (0.97)	0.29 (0.96)	137	653	סוציאולוגיה
-0.98 (0.95)	-4.76 (1.25)	4.23 (0.88)	0.06 (1.00)	170	695	פסיכולוגיה
3.52 (3.58)	4.02 (5.19)	2.82 (0.74)	2.95 (1.00)	157	593	חשבונאות

אומדי ML לפרמטרים באוכלוסייה		סטטיסטיים מוחושבים במדגם			מספר לומדים	מספר מוסמדים	חוג
ציוויל בגראות 6	ציוויל פסי ⁵	ציוויל בגראות 4	ציוויל פסי ³	ציוויל פסי ²			
1.87 (0.78)	-10.19 (2.03)	2.37 (0.62)	-0.23 (1.19)	98	786		ניהול
2.37 (1.03)	1.78 (1.57)	2.26 (0.30)	1.61 (0.47)	391	1128		משפטים
2.93	1.96	3.06	1.71	3,886	12,295		מעבר לכל החוגים

בלוח 4 מוצגים מקדמי הרגRESSED הפשוטה של ציוויל שנה א' על כל אחד מן החזאים, הציוויל הפסיכומטרי וציוויל הבגרות, בנפרד. בעמודות 1 ו-2 מוצגים המקדים המתקבלים במדגם. בעמודות 3-6 מוצגים אומדיים למקדים באוכלוסייה, שוחשו בשתי שיטות. האומדיים בעמודות 3-4 חושבו בשיטה המומלצת על-ידיינו: בשלב הראשון נאמדו, כאמור, מקדמי הרגRESSED החלקיים של החזאים במשוואת ניבוי המוגדרת כרגRESSED מרובה (אומדיים אלה הוצגו בלוח 3 בעמודות 5 ו-6). בהינתן מקדים אלה, חושבו המקדים ברגRESSED פשוטה של הקרייטריוון על כל אחד מן החזאים בנפרד (על-פי הנוסחה בסוף). האומדיים בעמודות 5 ו-6 חושבו בשיטה בה נקבעו איילון ווגב: הם נאמדו ישרות על-סמך משוואות ניבוי - אחת עבור כל חזאי - המוגדרות כרגRESSED פשוטה. בשורה האחורונה בלוח מופיעים ממוצעי המקדים מעבר לחוגים, משוקללים במספר הלומדים בכל חוג.

לוח 4 : מקדים של ציוויל הפסיכומטרי וציוויל הבגרות
ברגRESSED פשוטה לניבוי ציוויל שנה א'

אומדיים לפרמטרים באוכלוסייה		סטטיסטיים מוחושבים במדגם			חוג			
משוואת הניבוי הוגדרה רגRESSED פשוטה	משוואת הניבוי הוגדרה רגRESSED מרובה	ציוויל פסי ⁶	ציוויל פסי ⁵	ציוויל בגרות ⁴	ציוויל פסי ³	ציוויל בגרות ²	ציוויל פסי ¹	
2.43 (1.14)	-2.42 (1.23)	2.63	1.13	1.46 (0.77)	-1.70 (1.16)			רפואה
0.26 (0.96)	1.80 (1.61)	7.19	8.09	0.03 (0.80)	0.18 (1.12)			הפרעות בתקשורת
1.78 (0.54)	3.05 (1.00)	1.73	0.35	1.86 (0.52)	2.03 (0.64)			סיעוד (תכי' בסיסית)

אומדיים לפרמטרים באוכלוסייה				סטטיסטים מחושבים במדגם		חוג
משוואת הניבוי הוגדרה ברגרסיה פשוטה		משוואת הניבוי הוגדרה ברגרסיה מרובה		ציון פסי	ציון בוגרות	
ציון בוגרות	ציון פסי	ציון פסי	ציון בוגרות	ציון פסי	ציון בוגרות	ציון פסי
6	5	4	3	2	1	
1.53 (1.26)	4.07 (7.16)	2.76	3.93	2.49 (1.02)	4.01 (1.10)	סיעוד
0.45 (1.21)	-1.42 (1.55)	3.13	3.09	1.25 (0.81)	0.18 (1.16)	פיזיותרפיה
0.26 (0.82)	-0.03 (2.62)	1.02	1.33	0.31 (0.82)	0.54 (1.06)	רפוי בעיסוק
1.06 (2.38)	-20.94 (4.17)	-6.70	-21.84	1.31 (1.47)	-9.17 (3.34)	רפואה שניינים
-6.67 (2.83)	-5.52 (2.59)	5.30	5.38	8.72 (2.04)	6.72 (2.26)	מתמטיקה
-5.91 (2.01)	-6.99 (1.99)	24.62	25.64	6.59 (1.22)	6.52 (1.44)	מדעי המחשב
1.31 (1.51)	-3.63 (1.80)	11.10	10.65	6.66 (1.04)	4.95 (1.31)	ביולוגיה
-1.23 (2.22)	-1.05 (1.83)	7.83	4.24	6.76 (1.46)	1.10 (1.39)	הנדסת חשמל
-2.77 (3.06)	-2.32 (2.27)	-6.02	-5.77	3.82 (2.21)	2.47 (1.83)	הנדסת תעשייה
3.52 (0.30)	3.66 (0.28)	3.91	3.79	3.80 (0.24)	3.75 (0.25)	מדעי הרוח
0.75 (1.53)	-3.69 (1.31)	3.59	4.65	0.70 (0.85)	0.50 (1.00)	"יעוץ חינובי"
0.71 (4.13)	0.29 (1.21)	1.45	1.04	0.87 (1.13)	0.58 (0.99)	מנהל החינוך
2.16 (1.31)	1.39 (1.39)	3.36	1.85	3.15 (1.11)	1.82 (1.21)	אקדמיה למוסיקה
0.71 (0.50)	0.46 (0.55)	0.98	0.87	1.86 (0.39)	1.68 (0.36)	קולנוע וטלוויזיה
0.47 (0.56)	0.74 (0.56)	0.77	0.94	1.35 (0.38)	1.92 (0.36)	אדריכלות
-0.66 (0.80)	-5.40 (1.09)	-4.54	-6.70	2.65 (0.70)	1.36 (0.95)	כלכלה

אומדיים לפרמטרים באוכלוסייה				סטטיסטים		חוג	
משוואות הניבוי הוגדרה		מחושבים		במדגם			
כרגרסיה פשטוטה							
ציון בגרות 6	ציון פסי ⁶ 5	ציון פסי ⁶ 4	ציון בגרות 3	ציון פסי ⁶ 2	ציון פסי ⁶ 1		
3.31 (1.31)	-2.28 (1.10)	9.19	13.10	3.27 (0.74)	1.83 (0.96)	מדע המדינה	
2.86 (1.32)	-3.27 (1.35)	3.21	2.17	3.10 (0.92)	1.21 (0.94)	סוציאולוגיה	
4.14 (1.03)	-4.49 (1.20)	-3.61	-5.30	4.22 (0.87)	-0.75 (1.05)	פסיכולוגיה	
1.14 (0.82)	-0.96 (1.36)	5.03	5.34	2.77 (0.75)	2.85 (1.04)	חשבונאות	
2.38 (0.57)	-26.71 (4.17)	-3.46	-9.21	2.39 (0.60)	-1.07 (1.25)	ניהול	
0.40 (0.35)	-1.97 (0.55)	3.16	2.83	2.31 (0.31)	1.78 (0.50)	משפטים	
1.00	-1.84	4.04	3.49	3.51	2.41	מעבר לכל החוגים	

המצאים המדוחים בלוחות 3 ו-4 מובילים להתרשומות הבאה :

1. השואה בין מקדמי הרגרסיה המוחשבים במדגם (טורים 3 ו-4 בלוח 3 - עבר רgresיה מרובה ; טורים 1 ו-2 בלוח 4 - עבר רgresיות פשוטות) לבין מקדמי הרגרסיה שתוקנו - בהגדרה נכונה של המודל - עבר תחילך הבירה (טורים 5 ו-6 בלוח 3 - עבר רgresיה מרובה ; טורים 3 ו-4 בלוח 4 - עבר רgresיות פשוטות) מראה שהמקדים המתוקנים גבוהים בדרך כלל מהמקדים המוחשבים במדגם. במיללים אחרות, המקדים המוחسبים במדגם שעבר ברירה מהווים אומדי חסר למקדים באוכלוסייה.

התמונה המתבקשת אוזות תוקף שני החזאים באוכלוסייה היא : תוקף שני החזאים חיובי, כאשר תוקף ציון הבגרות גבוהה במידה-מה מtokף הציון הפסיכומטרי (מקדמי הרגרסיה פשוטה של שני החזאים - ממוצע מעבר לכל החוגים - הם 4.04 ו-3.49, בהתאם). לכל אחד משני החזאים תרומה שולית חיובית בניבוי הקרייטוריון (מקדמי הרגרסיה המרובה - ממוצע מעבר לכל החוגים - הם 2.93 ו-1.96, בהתאם).

2. הגדרת המודל ברוח יישום של איילון ויוגב הובילה לשינוי התוצאות שדווחו על-ידיים : כמצופה, לציון הפסיכומטרי התקבל מקדם שלילי, ולציון הבגרות - מקדם חיובי ונמוך (הערכים שהתקבלו - ממוצע מעבר לכל החוגים - הם -1.84 ו-1.00, בהתאם), אך הגדרה זו היא שגויה. כפי שהראינו בסימולציה, הגדרה כזו מובילת לתוצאות שתוארו לעיל, כאשר מצב העולם ה"אמיתי" שונה לחולtin : במצב עולם זה לשני החזאים תוקף ניבוי חיובי וגבוה למדי, ולחזאי בעל תוקף הניבוי הנמוך יותר יש משקל גבוה יותר בתחילך הבירה).

3. למודל שהוצע על-ידיינו, גם שמקדמים עדיפות ברורה על-פני המודל שהוגדר על-ידי איילון ויוגב, מתלווה חסרונו משמעותי : מקדמי הרגרסיה המופקים מהם הם בעלי שונות ניכרת

(ראה/י את הערכים המופיעים בסוגרים בטורים 5 ו-6 בלוח 3) לעומת השונות המתקבלת לא תיקון (טורים 3 ו-4 בלוח 3). השונות הגבוהה נובעת מקומו של מתאם גבוה בין ג' לבין חזאי משוואת הניבוי (מולטיולינאריות). מתאם זה גבוה יותר ככל שבowa יותר המתאים בין חזאי משוואת הניבוי לבין חזאי משוואת הביריה (כיוון ש- ג' מתואמת מאד עם חזאי משוואת הביריה). ברור שמידת המולטיולינאריות גבוהה במיוחד כאשר חזאי שתי המשוואות הם זחים - כמו ביחסם שלנו . כיוון התמודדותו הנכון עם קושי זה הוא, למשל, לנסות לשפר את אמידת תהליך הביריה, ע"י איתור חזאים נוספים המשפיעים על תהליכי הביריה (ושאי- הכללים במשוואת הניבוי אינה כרוכה בטעות ספציפיקציה) . בוגד לזאת, איילון ויוגב התמודדו עם הקושי שתואר לעיל, על-ידי הגדרת מודל שגוי, שהשלכותיו חמורות יותר מהקושי שאמור היה לפטור .

דיון וסיכום

מדדים לתוקף ניבוי (מקדמי רגרסיביים ומקדמי מתאים) של מבחנים המשמשים להחלטות ביריה מחושבים בדרך כלל במדגים שעברו ביריה מוקדמת . נסיבות אלה מחייבות התמודדות עם השאלה : האם המדדים המוחשבים במדגם אומדים נכון את הפרמטרים באוכלוסיה . הטיפול המקובל בספרות המקצועית (למשל, Donlon, 1984) במנית שקווי הרגרסיה המוחשבים במדגם אינם משתנים בעקבות תהליכי הביריה . לעומת זאת, מקדמי המתאים המוחשבים במדגם עבר ביריה נמכרים מקדמי המתאים באוכלוסיה בשל הצמצום בטוויה הציונית בחזאים . הנוסחות שפותחו בספרות המקצועית לתיקון המתאימים עבור הקיצוץ בתחום החזאים (למשל, Guilford, 1967; Lord & Novick, 1968) מבוססות על ההנחה שליל שמקדמי הרגרסיה במדגם הם אומדים בלתי מוטים למקדמי הרגרסיה באוכלוסיה .

מסמך זה עוסק בהנחה זו . ראשית, הוצגו עדויות לכך שהנחה זו אמונה מתקיימת בהקשר של תהליכי הביריה למוסדות להשכלה גבוהה . מחקרים שבוצעו בארה"ב (Donlon, 1984) ובישראל (קיידרמן, Ben-Sakhar & Beller, 1983 ; 1987) מספקים ראיות אמפיריות לכך שמתאים שהתקבלו במדגים שעברו ביריה, ותוקנו לקיצוץ תחום, על-סמך הנחה שמקדמי הרגרסיה אינם משתנים בעקבות תהליכי הביריה, משקפים נכון מתאים המוחשבים באוכלוסיה שלא עברו ביריה . במלים אחרות, העדות האמפירית הזמין מספקת אישוש להנחה שתהליכי הביריה למוסדות להשכלה גבוהה הוא כזה שאינו משנה את קווי הרגרסיה של הקритריון על החזאים . קיומה של עדות אמפירית כזו (שהיא, מطبع הדברים, מצומצמת, כיוון שנתוני קритריון נצפים בדרך-כלל רק עבור אנשים שעברו תהליכי ביריה כלשהו) אינו מבטל את הצדקה לשאלת דבר תקופותה של ההנחה הנדונה .

יש מקום לחשוד בקיומה של הטיה בקווי הרגרסיה (המוחשבים במדגם) של הקритריון על החזאים כאשר תהליכי הביריה מתבסס על משתנים שחלים אינם נצפים . אם משתנים אלו אינם מתואימים עם הקритריון שהוא רוצחים לנבא (ציוני שנה אי באוניברסיטה) לא תיווצר הטיה .

כאשר משתנים אלה מתואימים עם הקרייטריוון, תיוצר הטיה כתוצאה מתהליך הברירה. כיון ההטיה (כפי מטה או כלפי מעלה) תלוי בשאלת: האם הקשר בין המשתנים הבלטי נצפים לבין הברירה זהה בכיוונו לקשר שבין קרייטריוון? לדוגמה, האם ערך גובה במשתנה בלתי נצפה המשפיע על הברירה מגדיל את הסיכויים להיכל במדוג ו גם את הסיכויים להצליח בלימודים? כאשר כיוון הקשר זהה (מצב של מתואם חיובי בין הטיעוות במשוואות הברירה ומשוואת הניבו, במונחי המודל של הקמן) יהיו מקדמי הרגסיה במדוג מוטים כלפי מעלה. כאשר מושגים מתואימים עם הסיכויים להיכל במדוג ועם הקרייטריוון בכיוונים הפוכים (מתואם שלילי בין הטיעוות בשתי המשוואות) יהיו מקדמי הרגסיה במדוג מוטים כלפי מעלה.

הבנייה מקורה של ההטיה שעשויה להיגרם על-ידי תהליכי הברירה מבוססת סבירות גבוהה לאפשרות שתהליכי הברירה יגרום להטיה כלפי מטה במקדמי הרגסיה המוחשבים במדוג, ולא להיפך: סביר יותר שימושה בתהליכי הברירה ישפיע על הסיכויים להיכל במדוג הלומדים ועל ההצלחה בלימודים באותו כיוון, ולא בכיוונים הפוכים. ההשערה האפרירית, בדבר הטיה כלפי מטה במקדמי הרגסיה המוחשבים במדוג שuber ברירה נטמכת בספרות המבוססת על הিירותם המשותפים עם המשתנים המעורבים באופן טיפוסי בתהליכי ברירה להשכלה גבוהה, ועם הקשרים המתקיים בין המשתנים הללו (Levin, 1972; Linn, 1983a; Linn, 1983b; Linn, Harnish & Dunbar, 1981).

על רקע ההשערה האפרירית, הגורשת שתהליכי הברירה גורם להטיה כלפי מטה במקדמי הרגסיה (ולפיכך גם לאומדן חסר של מקדמי המתואם המוחשבים על-פי הנוסחות המקובלות של תיקון לקיצוץ תחום), יש ערך רב למודל סטטיסטי המאפשר לבדוק אמפירית את שאלת קיומה וכיוננה של הטיה כתוצאה מברירה, ומציע דרך לתקן עבורה. מודל כזה הוצע על-ידי הקמן (Heckman, 1979) והיווה של איילון ויוגב לישמו בבדיקה התוקף של מרכזי מערכת המיון לאוניברסיטת תל-אביב מעוררת עניין.

בטרם נפנה לדיוון בתוצאות יישום המודל של הקמן, ראוי לציין שמודל זה לתיקון עבור הטיה הנובעת מברירה,זכה לביקורת לא מבוטלת, הן מlıklarטיים תיאורתיים והן על-סמך תוצאות מחקרים שבוצעו על נתונים סימולטיביים (מוניטה-קרלו). חולשותיו של המודל של הקמן נדונו בהרחבה בספרות (סקירת ספרות בקורסית ניתן למצוא ב: Stolzenberg & Relles, 1990; Winship & Mare, 1992; Breen, 1996) נסתפק בכך בעיות אחדות, חלקן רלוונטיות במיוחד להקשר הנוכחי:

א. מקדמי הרגסיה המתוקנים אינם יעילים (בעלי שונות גבוהה). שונות המקדים מושפעת מן המתואם בין גל לבין החזאים במשוואת הניבו (כל שהמתואם גבוה יותר, שונות המקדים המתוקנים גבוהה יותר). מתואם זהמושפע, בין השאר, ממידת החפיפה בין חזאי משווהת הברירה וחזאי משווהת הניבו (כל שהחפיפה גדולה יותר, המתואם האמור גבוה יותר). הבעה חריפה במיוחד, כמובן, כאשר משווהות הניבו והברירה מבוססות על הרכיב חזאים זהה (כמו ביחסים שלנו). הדרך המומלצת - הגס שאינה קללה למימוש - להתמודד עם קשי זה, היא לנסתן לאחר משתנים נוספים הקשורים לתהליכי הברירה (ושאי הכללים במשוואת הניבו אינה גוררת

טעות ספציפיקציה).

נציין, שהמתאים בין ג' לבין החזאים במשוואת הניבוי מושפע גם מיחס הברירה: מתאם זה גבוה יותר ככל ששיעור התכפיות הנכללות במדגם הלומדים נמוך יותר. יישום המודל בחוגים בהם יחס הברירה הוא קיצוני הוא, לפיכך, בעיתי.

גורם נוסף שמשפיע על שונות האומדים המופקים הוא מידת השהה שבחזאי משוואת הברירה מבאים את תהליכי הברירה (אלו תכפיות יכולו במדגם ואלו לא). ככל שתהליך הברירה מושבר פחות עליידי החזאים, שונות ג' תהיה קטנה יותר. במצב כזה יהיה מתאם גבוה בין ג' לבין החוווק במשוואת הניבוי. השלכותיו של מתאם כזה, הוא, כאמור שונות גבוה לאומדים (Winship & Mare, 1992). יש לשאוף, לפיכך, למודל שמרכיביו (חזאי משוואת הברירה) מצליחים להסביר את תהליכי הברירה. לא ברור עד כמה הנטיות המחקריות הנוכחיות מספקות דרישת זו. בכל מקרה, היא מתבססת עם המלצת שהובעה לעלה לאתר משתנים נוספים רלוונטיים לתהליכי הברירה (ובמיוחד משתנים שישבו את מרכיב הברירה העצמיות).

(ראוי לציין שבუית המולטיקולינאריות והשלכותיה על יעילות האומדים נדונה בספרות בהקשר לאומדים המתקבלים בניתוח דו-שלבי. אך מאחר ואומדים אלה מהווים ערכי פתיחה בתהליכי הפקת אומדי ML, תוכנותיהם הסטטיסטיות ישפיעו על איכות אומדי ML. דיוון ביעילות אומדי הניתוח הדו-שלבי של הקמן ואומדי ML מצוי ב: Nelson, 1984).

ב. השיטות הסטנדרטיות ליישום המודל של הקמן מבוססות על הנחות ההתפלגויות הבאות: שונות קבועה (הומוסקדיוטיות) של גורם הטעות במשוואת הניבוי. התפלגות נורמלית לטיעות בניתוח הנטפלגויות המשוואות. ואו התפלגות דו-משתנית נורמלית לטיעות בשתי המשוואות.

הפרה של הנחות אלו עלולה לגרום לשאלות חמורות (ראה/י Maddala, 1983, בהתייחס להטרוסקדיוטיות ו-1983, Goldberger, בהתייחס לאי-נורמליות).

ג. מקדמי הרגרסיה המתוקנים הם אומדים עקבים (consistent). עקיבות היא תוכנה רלוונטית למוגן גדול. ניתוח נתונים סימולטיביים (Gross & MaGanney, 1987) מספק עדות לכך שיישום המודל של הקמן מחייב מוגנים גדולים. מצאיהם הראו, שבמצב בו תהליכי הברירה לא יצר הטיה (נקבע מתאים אפס בין הטיעות במשוואת הברירה לטיעות במשוואת הניבוי), אומדי הניתוח הדו-שלבי ואומדי ML היו פחות מדויקים מהערכים שהתקבלו במדגם שעבר ברירה, וזאת בהינתן אוכלוסייה מוגנת של 200 ומדגם מתקבלים של 100.

הבעיתיות המתלווה לאמידת המקדים על-פי המודל של הקמן, מחיבבת, לפיכך, משנה זהירות ביישום המודל, ובcheinה ביקורתית של התוצאות המופקות מיישום זה. בהינתן הסתתיגיות הכלליות מן המודל של הקמן, יתמקד הדיוון להלן בליקוי העקרווני באופן שבו יושם המודל על-ידי איילון ויוגב.

הבעיה המרכזיית היא שאילון ויוגב יישמו את המודל של הקמן באופן שגוי: הם הגדרו משוואת ניבוי המבוססת על טעות ספציפיקציה (mbosstah על חזאי יחיד: ציון הבדיקה הפסיכומטרית או ציון تعدת הבגרות), ומשוואת ברירה שכוללת חזאים שהשפטות ממשוואת הניבוי היא שגרמה

לטעות הספציפיות (משוואת הברירה שהוגדרה על-ידי מושסשת על שני החזאים, ציון הבדיקה הפסיכומטרית וציון תעודת הבגרות). יישום המודל של הקמן, המיועד לתקן עבור תהליכי הברירה, בהרכבת משווהות כזה, גורר גם תיקון - בلتמי מכון ובلتמי שלט - עבור טעות הספציפיות.

כتوزאה מכך, הערכים אותם מדוחים איליון ויוגב הם אומדנים שגויים לפרמטרים שאוותם ביקשו לאמדוד (מקדמי הרגรสיה של כל אחד מן החזאים ברגרסיה פשוטה לניבוי הקריטריון). ניתו שבסוצע על נתונים סימולטיביים המכחיש את מיידי הסטייה של האומדנים שהתקבלו ברוח יישום של איליון ויוגב מן הערכים האמיטיים באוכולוסיה. יתרה מזו, ניתוח זה המכחיש כיצד ממצב עולם שבו לשני החזאים תוקף ניבוי חיובי וגובהו למדי, מתאפשרות בישום כזה תוצאות כמו אלו המדווחות על-ידי איליון ויוגב.

ישום נכוון של המודל של הקמן מושס על הגדרת משווהות ניבוי ומשווהת ברייה הכוללות שתיהן את שני החזאים: ציון הבדיקה הפסיכומטרית ומוצע תעודת הבגרות. הגדרה זו של המודל נבדקה גם היא בניתוח נתונים סימולטיביים ונמצא שהיא אומדת במדויק את הפרמטרים המבוקשים (מקדמי הרגרסיה החלקיים ברגרסיה מרובה לניבוי הקריטריון). בהינתן מקדמי הרגרסיה החלקיים ניתן לחשב את הפרמטרים המבוקשים: מקדמי הרגרסיה של כל אחד מן החזאים ברגרסיה פשוטה לניבוי הקריטריון.

המודל של הקמן - בהגדרה שהוצעה לעיל - לתייקון עבור הטיה הנובעת מביריה יושם בבדיקה תוקף הניבוי של ציון הבדיקה הפסיכומטרית ומוצע תעודת הבגרות, בקשר מוגדים לאוניברסיטת תל-אביב בשנת הלימודים תשנ"ה. נמצא שתוקף שני החזאים חיובי (מקדמי הרגרסיה פשוטה של ציון הבדיקה הפסיכומטרית ומוצע תעודת הבגרות - במוצע מעבר לכל החוגים - הם 3.49 ו-4.04, בהתאם). לכל אחד משני החזאים תרומה שלילת חיובית בניבוי הקריטריון (מקדמי הרגרסיה המרובה של ציון הבדיקה הפסיכומטרית ומוצע תעודת הבגרות - במוצע מעבר לכל החוגים - הם 1.96 ו-2.93, בהתאם).

מקדמי הרגרסיה המתוקנים של כל אחד משני החזאים היו גבוהים, במוצע, מקדמי הרגרסיה שחושו במקרים. במלים אחרות, המקדים המוחשבים בדוגמא שעבר ברייה מספקים, במוצע, אומדן-חסר לקדם באוכולוסיה.

המצאים שדוחו לעיל מתייחסים להגדרה נתונה של "מייהו מועמד". על-פי הגדרה זו (ראה/י בסעיף "האוכולוסיה" בפרק השיטה), מועמדות מוגדרת ביחס לכל חוג לימוד שמצוין המועמד בטופס הרישום שלו לאוניברסיטה (וזאת, ללא תלות בעדיפות שבנה צוין חוג הלימוד, או במימוש הלימודים בחוג). הגדרה זו למועדות תואמת את ההגדרה המקובלת על אנשי יחידות הרישום והקבלה באוניברסיטאות, ולפיכך נקבעו בה בישום הנוכחי. יחד עם זאת, בהיותנו עריכים לעובדה שניתן לנתח הגדרותחולפות למחיי מועמדות "לGITIMITY" או "רלוונטיות" יושמו העיבודים שתוארו במסמך זה, גם על הגדרות נוספות (למשל, הגדרה המבוססת רק על מועמדויות צוינו בטופס הרישום בעדיפות ראשונה או שנייה, ואינה כוללת מועמדויות של מתENABLEים שבחורו שלא ללמידה).

הכללה נסافت של הממצאים נבדקה מעבר למימד של הרכב החוגים שנכללו בעיבודים. כוכור, הממצאים שדווחו לעיל לא כללו חוגים שבהם לא סיפקה תוכנת ה-LIMDEP אומדי ML (ראה/י בטיען "שיטת האמידה" בפרק השיטה). במקרים בהם לא מצליחה התוכנה להפיק אומדי ML, היא מספקת אומדים המופקים בניתוח דו-שלבי. קיימת, לפיכך, אפשרות לכלול בעיבודים גם חוגים שבהם לא הופקו אומדי ML, תוך שימוש באומדים שהופקו עבורם בשיטה הדו-שלבית. אפשרות זו נבדקה גם-כן.

הuibודים הסטטיסטיים שבוצעו בהתייחס לשני הממדים שתוארו לעיל (הגדרת מועדים והכללת/השמדת חוגים עבורם לא הופקו אומדי ML) הניבו תוצאות דומות לאלה שדווחו קודם לכן: מקדי הרגרסיה של שני החזאים בעקבות התיקון היו גבוהים מן המקדים לפני התיקון. במלים אחרות, מקדי הרגרסיה המתקבלים במודלים הלומדים מספקים הערכת-חסר של המקדים באוכלוסייה. יציבותו של ממצא זה מעבר להגדרות שונות של אוכלוסיות המועדים והחוגים מעידה שאיןוтворצ' של מניפולציה כזו או אחרת בהרכב הנתונים.

הממצא שהתקבל כאן הולם את ההשערות האפאיוריות בדבר הכוון האופייני להטיה הנגרמת בשל תהליך הברירה (Linn, 1983a, 1983b), והוא עקי עם ממצאי מחקרים קודמים בתחום (Linn & Hastings, 1984).

ממצא זה נגזרת המשקנה שהתקoon המקובל של מקדי התקוף של החזאים עבור קיצוץ תחום (תיקון המניה אי-השתנות מקדי הרגרסיה בעקבות תהליכי הברירה), והננקט במחקרים המרכזי הארצי לבחינות והערכתה (בלר, 1994; 1995; Kennet-Cohen, Bronner, & Oren, 1995) מספק אומדן שמרני למתאים המתקיים באוכלוסייה.

נספח

чисוב מקדי רגרסיה פשוטה על-פי מקדי רגרסיה מרובה
чисוב מקדי הרגרסיה פשוטה בהינתן מקדי הרגרסיה המרובה בוצע עפ"י הנוסחה : (Pedhazur, 1982, p. 226)

$$b_{y1} = b_{y1.2} + b_{y2.1}b_{21}$$

כאשר : b_{y1} הוא המקדם ברגסיה פשוטה של y על x_1 בלבד.

$b_{y1.2}$ ו- $b_{y2.1}$ הם מקדי רגרסיה חלקיים המתקבלים מהרגסיה של y על x_1 ו- x_2 .

b_{21} הוא מקדם הרגרסיה המתקבל מרגסיה של x_2 על x_1 .

הקשר המנושך מתקיים ברמת האוכלוסייה. עבור $b_{y1.2}$ ו- $b_{y2.1}$ השתמשנו באומדי ML לפרמטרים באוכלוסייה (טורים 5 ו- 6 בלוח 3). b_{21} חושב ישירות באוכלוסייה.

מקורות

- איילון, ח. וווגב, א. (1997). **גורמי הטיה בחיזוי ההצלחה בלמידה באוניברסיטה** (נייר דיוון מס' 3-97). תל-אביב: המרכז לפיתוח על - שם פנחט ספריר ליד אוניברסיטת תל-אביב.
- איילון, ח. וווגב, א. (1994). מבחןים פסיכומטריים, ציוני בגרות וחיזוי ההצלחה באוניברסיטה: מדוע הידע הוא למעשה בלתי ידוע, *מגמות*, ל"ז, 109-122.
- בלר, מ. (1994). **סוגיות פסיכומטריות וחברתיות בתהליכי בריית סטודנטים לאוניברסיטאות בישראל**. *מגמות*, ל"ז, 88-108.
- קיידמן, א. (1987). **יישום מודל לקבלת החלטות להשוואה בין כדיות השימוש בשתי מערכות מילון בסיטואציה של בחירה למספר מקומות בלתי מוגבל**. עבודת גמר לתואר מוסמך בפסיכולוגיה, האוניברסיטה העברית בירושלים.
- Ben-Shakhar, G., & Beller, M. (1983). An application of decision-theoretic model to a quota-free selection problem. *Journal of Applied Psychology*, 68, 137-146.
- Berk, R. A. (1983). An introduction to sample selection bias in sociological data. *American Sociological Review*, 48, 386-398.
- Breen, R. (1996). *Regression models: Censored, sample selected, or truncated data*. Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-111. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Donlon, F.T. (Ed.). (1984). *The college board technical handbook for the Scolastic Aptitude Test and Achievement Tests*. New-York: College Entrance Examination Board.
- Goldberger, A. S. (1983). Abnormal selection bias. In S. Karlin, T. Amemiya, & L. A. Goldman (Eds.), *Studies in econometrics, time series and multivariate statistics* (pp. 67-84). New-York: Academic Press.
- Greene, W. H. (1995). *LIMDEP*. New York: Econometric Software.
- Gross, A., & McGanney, M. L. (1987). The restriction of range problem and nonignorable selection process. *Journal of Applied Psychology*, 72, 604-610.
- Guilford, J. P. (1967). *Fundamental statistics in psychology and education*. New-York: McGraw-Hill.
- Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New-York: John Wiley & Sons.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161.
- Kennet-Cohen, T., Bronner, S., & Oren, C. (1995). *A meta-analysis of the predictive validity of the selection process to universities in Israel* (report no. 202).

- Jerusalem: National Institute for Testing and Evaluation.
- Levin, J. (1972). The occurrence of an increase of correlation by range restriction. *Psychometrika*, 37, 93-97.
- Linn, R. L. (1983a). Pearson selection formulas: Implications for studies of predictive bias and estimates of educational effects in selected samples. *Journal of Educational Measurement*, 20, 1-15.
- Linn, R. L. (1983b). Predictive bias as an artifact of selection procedures. In H. Wainer & S. Messick (Eds.), *Principals of modern psychological measurement: A Festschrift for Frederic M. Lord*. Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum.
- Linn, R. L., Harnisch, D. L., & Dunbar, S. B. (1981). Correction for range restriction: An empirical investigation of conditions resulting in conservative correction. *Journal of Applied Psychology*, 66, 655-663.
- Linn, R. L. & Hastings, C. N. (1984). Group differentiated prediction. *Applied Psychological Measurement*, 8, 165-172.
- Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nelson, F. D. (1984). Efficiency of the two-step estimator for models with endogenous sample selection. *Journal of Econometrics*, 24, 181-196.
- Pedhazur, E. J. (1982). *Multiple regression in behavioral research: Explanation and prediction* (2nd ed.). New-York: Holt, Rinehart & Winston.
- Stolzenberg, R. M., & Relles, D. A. (1990). Theory testing in a world of constrained research design. *Sociological Methods and Research*, 18, 395-415.
- Winship, C., & Mare, R. D. (1992). Models for sample selection bias. *Annual Review in Sociology*, 18, 327-350.

The Predictive Validity of the Components of the Selection Proces to a
 University in Israel, Corrected for Sample Selection Bias
 by Heckman's Two-Step Method

Tamar Kennet-Cohen and Shmuel Bronner

Studies of predictive validity are usually conducted in selected samples. The question arises of whether the statistics (regression coefficients and validity coefficients), obtained in the selected sample, estimate the parameters in the population correctly. Regression coefficients are usually assumed not to be affected by the selection process. Validity coefficients, on the other hand, are known to suffer from a negative bias, because the selection process reduces variance. Procedures for adjusting validity coefficients for selection effects (restriction of range correction formulas) depend upon the above stated assumption, which is tested in the present work.

Empirical evidence from studies conducted in Israel and in the USA is presented, showing that the validity obtained in situations where restriction of range does not occur is similar to the validity obtained in selected samples and corrected for range restriction. This evidence supports the assumption that selection does not affect the regression coefficients.

However, this assumption is justified only in certain selection situations (i.e., selection taking place solely on the basis of the predictor variable of interest). Typically, selection is based on an entire set of variables, some of them unknown or unmeasured. Such a selection process can result in biased estimates of the regression parameters.

Understanding the source of this potential bias leads to the expectation that in practical selection situations, analysis of the selected group data will yield underestimates of the slope coefficient.

Given the hypothesis of a negative bias in the slope coefficient (with the resulting underestimation of the validity coefficient, upon applying the correction formula), it is desirable to have a procedure for correcting this bias. Such a method was developed by Heckman (1979) and applied by Ayalon & Yoge (1997) in an investigation of the validity of the components of the selection process at Tel-Aviv University.

The focal argument of the present paper is that Ayalon & Yogeved have applied Heckman's method incorrectly. This assertion is substantiated by a theoretical explication of Heckman's model. It is further supported by the results of a Monte-Carlo study which are reported in this paper. They testify to a systematic deviation of the estimators produced by Ayalon & Yogeved's application of the model from the (known) parameters.

A correct application of the model, described herein, was found by our Monte-Carlo study to provide accurate estimates of the relevant parameters. This application (together with the one proposed by Ayalon & Yogeved) was used in a study of the predictive validity of the major components of the selection process (the total score on the Psychometric Entrance Test and the average of grades on the high school matriculation certificate) in the population of applicants to Tel Aviv University for the academic year 1994-95. Both predictors were found (on average, across all departments) to have positive regression coefficients. Furthermore, these estimated regression coefficients are on average somewhat higher than those obtained in the selected sample. This finding conforms with the accumulated knowledge that the traditional use of the correction formula provides conservative estimates of the validity in the unselected population.

In addition, this paper points at some difficulties associated with the application of Heckman's method in the context of predictive validity studies.

