



השלכות תהליך הברירה על התוצאות
המתקבלות בבדיקת הוגנות
על פי המודל של קלירי

דוח מחקר



דצמבר 2025

דוח מחקר

RR-25-01

ISBN:978-965-502-229-2

השלכות תהליך הברירה על התוצאות
המתקבלות בבדיקת הוגנות
על פי המודל של קלירי

תמי קנת-כהן

דביר קלפר

נועה גזית

דצמבר 2025

תוכן עניינים

1	תקציר
2	מבוא
2	שתי גישות ליישום מודל הרגרסיה של קלירי
4	ההשלכות של קיצוץ תחום והתמודדות עמו
5	המחקר הנוכחי
6	שיטה
6	אוכלוסיית המועמדים
9	תהליך הברירה והפקת אוכלוסיית המתקבלים
9	עיבוד הנתונים
10	חזרות
11	תוצאות
11	מאפייני תהליך הברירה
12	מקדמי רגרסיה
16	מתאמים עם הקריטריון (תוקף)
20	מדדי קלירי
24	סיכום ודין
24	ממצאי המחקר
27	מסקנות והמלצות
29	מקורות
31	נספחים
31	נספח 1: תרשים סכמתי המתאר קווי הרגרסיה של הקבוצות במצבים השונים
	נספח 2: ממוצעים וסטיות תקן של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה במתקבלים (p)
32	בכל אחד מתנאי המחקר
	נספח 3: מקדמי רגרסיה של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם בכל אחד מתנאי המחקר
33	
	נספח 4: מתאמי החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם בכל אחד מתנאי
34	המחקר
	נספח 5: ארבעה מדדי קלירי והפרשים בין מדדים בכל אחד מתנאי המחקר
35	
	נספח 6: בדיקה של התקיימות הנחת הלינאריות והנחת ההומוסקדסטיות בהתפלגות המשותפת של
36	הקריטריון y ושל u בתוך קבוצה ובקרב כולם

לוחות

- 6..... **לוח 1:** ארבעת הדפוסים.....
- 7..... **לוח 2:** חמשת המצבים.....
- 8..... **לוח 3:** ממוצעי החזאים בקבוצה החלשה בצירופים השונים של דפוס ומצב.....
- 9..... **לוח 4:** המתאמים התוך-קבוצתיים (בשתי הקבוצות) וממוצע החזאים בקבוצה החלשה.....
- 11..... **לוח 5א:** ממוצעים וסטיות תקן ממוצעות של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה הממוצע במתקבלים (p) מעבר לתנאים.....
- 11..... **לוח 5ב:** ממוצעים וסטיות תקן ממוצעות של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה הממוצע במתקבלים (p) לפי דפוס.....
- 11..... **לוח 5ג:** ממוצעים וסטיות תקן ממוצעות של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה הממוצע במתקבלים (p) לפי מצב.....
- 12..... **לוח 6א:** מקדמי רגרסיה ממוצעים (ס"ת) של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם מעבר לתנאים.....
- 13..... **לוח 6ב:** מקדמי רגרסיה ממוצעים (ס"ת) של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי דפוס..
- 14..... **לוח 6ג:** מקדמי רגרסיה ממוצעים (ס"ת) של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי מצב...
- 16..... **לוח 7א:** מתאמים ממוצעים (ס"ת) של החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם מעבר לתנאים.....
- 17..... **לוח 7ב:** מתאמים ממוצעים (ס"ת) של החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי דפוס.....
- 18..... **לוח 7ג:** מתאמים ממוצעים (ס"ת) של החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי מצב.....
- 21..... **לוח 8א:** ממוצעים (ס"ת) של ארבעה מדדי קלירי והפרשים ממוצעים (ס"ת) בין מדדים מעבר לתנאים.....
- 21..... **לוח 8ב:** ממוצעים (ס"ת) של ארבעה מדדי קלירי והפרשים ממוצעים (ס"ת) בין מדדים לפי דפוס.....
- 22..... **לוח 8ג:** ממוצעים (ס"ת) של ארבעה מדדי קלירי והפרשים ממוצעים (ס"ת) בין מדדים לפי מצב.....

תקציר

מודל הרגרסיה של קלירי הוא המודל המומלץ והרווח לבדיקת הוגנות בברירה. בגישה המקובלת ליישום המודל של קלירי מחשבים קו רגרסיה משותף מעבר לכל הקבוצות ובודקים את הסטייה הממוצעת של ציון הקריטריון בפועל של חברי הקבוצה שבה מתעניינים ("קבוצת המוקד") מציון הקריטריון שמנובא על פי קו זה. כאשר הניבוי נמוך מדי (הציון בפועל גבוה מהציון המנובא) נאמר שהחזאי מוטה לרעת חברי הקבוצה, וכאשר הניבוי גבוה מדי, נאמר שהחזאי מוטה לטובת הקבוצה.

שאלת ההוגנות נוגעת למועמדים, כי הם אלה שבקרבם מתקיים תהליך הברירה, אבל בדיקת השאלה הזאת יכולה להיעשות רק בקרב המתקבלים כי רק להם יש ציון קריטריון בפועל. הבעיה היא שמקדמי הרגרסיה של הקריטריון על החזאים בקרב המתקבלים לא זהים בהכרח למקדמים בקרב כל המועמדים. בפרט, תחת הנחות הלינאריות, מקדמי הרגרסיה בקרב המתקבלים זהים למקדמי הרגרסיה בקרב כל המועמדים רק ביחס לחזאי שעבר ברירה ישירה (שימש כמשתנה הברירה), אך לא ביחס לחזאים שעברו ברירה עקיפה (בהיותם מתואמים עם משתנה הברירה). לעובדה זו עשויות להיות השלכות על הממצאים שמתקבלים מיישום המודל של קלירי. מטרת המחקר הנוכחי הייתה לבחון השלכות אלה.

המחקר נעשה באמצעות סימולציה שבה נבנתה אוכלוסיית "מועמדים" עם שלושה משתנים: שני "חזאים" ו"קריטריון". אוכלוסיית המועמדים הזאת הוגדרה כמורכבת משתי קבוצות: קבוצה "חלשה" (קבוצת המוקד) וקבוצה "חזקה". בשלב הבא נעשה תהליך ברירה שהתבסס על הציונים בחזאים. בשלב האחרון יושם המודל של קלירי בקרב המתקבלים והתוצאות שהתקבלו הושוו לתוצאות האמיתיות. הסימולציה נעשתה במגוון של תנאים שהתקבלו מצירוף של שני גורמים: 4 דפוסים של המתאמים התוך-קבוצתיים בין שלושת המשתנים (הדפוסים נבדלו זה מזה בחוזק הקשר בין שני החזאים ובחוזק הקשר בין החזאים לבין הקריטריון) ו-5 מצבים של זיקה בין קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות (המצבים נבדלו זה מזה ביחסים בין קו הרגרסיה של הקבוצה החלשה ובין קו הרגרסיה של הקבוצה החזקה עבור כל אחד מהחזאים).

ממצאי המחקר הראו שבממוצע מעבר לתנאים מדד קלירי שמבוסס על נתוני המתקבלים משקף קצת פחות הטיה לטובת הקבוצה החלשה ממדד קלירי שמבוסס על נתוני המועמדים (להלן "קלירי האמיתי"). במובן זה אין אינדיקציות לכך שהממצאים המדווחים במחקרי ההוגנות של מאל"ו משקפים תמונה נוחה יותר מזו שקיימת בפועל. הפער הממוצע בין ממדי ההטיה על-פי נתוני המתקבלים לבין ממדי ההטיה האמיתיים הוא כעשירית סטיית תקן של ציון הקריטריון, הפרש שיכול להיחשב כזניח. עם זאת, נמצאה שונות בין דפוסים ומצבים שונים, כשהפער עשוי להגיע לכרבע סטיית תקן ובמקרים מסוימים אף להיות הפוך בכיוונו. עם זאת ניתוח התנאים שבהם התקבלו ממצאים חריגים הראה שאפיוניהם אינם טיפוסיים להקשרים שרלוונטיים לתהליכי הברירה שבהם מעורב מאל"ו.

ניתוחים נוספים שנעשו הובילו להבחנה בין שני מקורות אפשריים לפער בין התוצאות שמתקבלות מחישוב המודל של קלירי במתקבלים לתוצאות שמתקבלות מחישוב המודל במועמדים – האוכלוסייה שבה חושב קו הרגרסיה (מועמדים או מתקבלים) והאוכלוסייה שבה חושבו הסטיות מקו זה (מועמדים או מתקבלים). כמו כן, חושבו מגוון סטטיסטיים נוספים (כגון מתאמים בין החזאים לקריטריון ומקדמי רגרסיה של הקריטריון על החזאים – בתוך הקבוצות ומעבר לשתייהן) שנועדו להעשרת הניתוח והרחבת הממצאים.

מבוא

תוצאותיהם של מבחני כניסה סטנדרטיים מצביעות לעיתים קרובות על הבדלים ניכרים בממוצעי הציונים של קבוצות שנבדלות זו מזו במשתנים כמו מגדר או מוצא אתני. לאור זאת, מושמעת לא אחת בציבור או בתקשורת הטענה שהמבחנים מפלים לרעה את הקבוצה שמבצעת במבחן בממוצע פחות טוב מקבוצה אחרת. מפרספקטיבה פסיכומטרית יש הסכמה (AERA et al., 2014) שהבדלי ביצוע בין קבוצות אינם יכולים, כשלעצמם, להעיד על חוסר הוגנות, ושיש לקשר את בדיקת ההוגנות של מבחן או תהליך מיון עם הקריטריון שלמענו הוא נוצר. בהתאם לכך, הוצעו בשנות ה-60 וה-70 של המאה הקודמת מודלים שונים, או הגדרות שונות, להטיה בברירה (לסקירה והשוואה בין המודלים ראו, למשל, Darlington, 1971; Petersen & Novick, 1976). ההגדרה שמומלצת על ידי הסטנדרטים למבחנים חינוכיים ופסיכולוגיים (AERA et al., 2014) לבדיקת הוגנות בברירה מבוססת על מודל הרגרסיה של קלירי (Cleary, 1968). מודל זה מומלץ גם במסמכים מקבילים בדיסציפלינות ספציפיות (למשל, SIOP, 2018) והוא המקובל והרווח ביותר בספרות המקצועית (ראו סקירה של מחקרים אמפיריים אצל Zwick, 2006).

על פי מודל הרגרסיה של קלירי "מבחן הוא מוטה עבור חברי קבוצה מסוימת אם בניבוי קריטריון שעבורו המבחן יועד, יש טעויות ניבוי עקביות עבור חברי אותה קבוצה. במילים אחרות, מבחן הוא מוטה אם ציון הקריטריון המנובא מקו הרגרסיה המשותף הוא באופן עקבי גבוה מדי או נמוך מדי עבור חברי הקבוצה" (Cleary, 1968, p. 115). כאשר הניבוי נמוך מדי ("ניבוי חסר"), נאמר שהחזאי מוטה לרעת חברי הקבוצה, וכאשר הניבוי גבוה מדי ("ניבוי יתר"), נאמר שהחזאי מוטה לטובת הקבוצה.

שתי גישות ליישום מודל הרגרסיה של קלירי

כפי שמציינים הסטנדרטים למבחנים חינוכיים ופסיכולוגיים, הטיה בברירה על פי מודל הרגרסיה של קלירי יכולה להיבדק בשתי גישות: "גישה אחת בוחנת הבדלי חותך ושיפוע בין שתי קבוצות ... (למשל נבחנים אפרו-אמריקאים ונבחנים לבנים) בעוד שאחרת בוחנת סטיות שיטתיות מקו רגרסיה משותף עבור ... קבוצות שבהן מתעניינים" (AERA et al., 2014, pp. 51-52). הגישה הראשונה, השוואה בין קווי רגרסיה של הקריטריון על החזאי בשתי הקבוצות, מיושמת באופן טיפוסי ע"י חישוב רגרסיה מרובה עם משתנה ממתן (multiple moderated regression) מעבר לשתי הקבוצות, שהמשתנים הבלתי תלויים בה הם החזאי, משתנה דמה שמציין שייכות קבוצתית, ומשתנה אינטראקציה בין משתנה הדמה לחזאי. מקדם הרגרסיה של משתנה הדמה מבטא את ההבדל בין החותכים של קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות, ומקדם הרגרסיה של משתנה האינטראקציה מבטא את ההבדל בין השיפועים של קווי הרגרסיה הללו. הדרך המקובלת לקבוע אם יש הבדל בחותכים ו/או בשיפועים של קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות היא על ידי ביצוע סדרה של השוואות של מודלים מקוננים (Lautenschlager & Mendoza, 1986). פרוצדורה זו שימשה במחקרי עבר במאל"ו שיישמו את המודל של קלירי בגישה הראשונה (לדוגמה, קנת ואורן, 1988) והיא משמשת גם ביישומים מאוחרים יותר של המודל (Aguinis et al., 2010; Rotundo & Sackett, 1999). בגישה השנייה ליישום המודל של קלירי מחשבים קו רגרסיה משותף מעבר לכלל הקבוצות ובודקים את הסטייה הממוצעת של ציון הקריטריון בפועל של חברי הקבוצה שבה מתעניינים ("קבוצת המוקד") מציון הקריטריון שמנובא על פי קו הרגרסיה המשותף.

יתרונה של הגישה הראשונה הוא שהיא מאפשרת תיקון של האומדנים עבור קיצוץ תחום (למשל, Mattern & Patterson, 2013), אם כי יישום של תיקון כזה אינו רווח והגישה מיושמת בדרך כלל ללא תיקון (למשל, Zwick & Schlemmer, 2004). התיקון מבוסס עקרונית על אמידת מקדמי הרגרסיה על בסיס מטריצת השונויות המשותפות בין כל משתני הניתוח (קריטריון, חזאי, משתנה הדמה ומשתנה האינטראקציה) שתוקנו קודם לקיצוץ תחום. בגישה השנייה אין דרך פשוטה לתקן לקיצוץ תחום כיוון שבנוסף לתיקון אומדני מקדמי הרגרסיה של הקו המשותף, נדרש, לצורך חישוב הסטייה מהקו, ציון הקריטריון בפועל, אשר ידוע רק בקרב המתקבלים. יתרונה של הגישה השנייה הוא זיקתה הברורה למשמעות המעשית של שאלת ההוגנות (Mattern & Patterson, 2013): בהינתן שתהליכי מיון משתמשים באופן טיפוסי בקו **ניבוי משותף** לכל המועמדים אזי השאלה הקריטית היא לא אם הבדלי חותך או שיפוע בין קווי הרגרסיה של הקבוצות מסבירים חלק מהשונויות בקריטריון, אלא אם קו הרגרסיה המשותף עושה ניבוי חסר (או יתר) של ציון הקריטריון של קבוצת המוקד, ולפיכך מפלה אותה לרעה (או לטובה) בקבלה.

מחקרי ההוגנות השוטפים של ה-SAT מיישמים את המודל של קלירי בגישה השנייה, של סטייה מקו רגרסיה משותף (Mattern et al., 2008; Marini et al., 2019; Bridgeman et al., 2000; Patterson & Mattern, 2001; Young, 2001; Ramist et al., 1994; Patterson et al., 2009; 2011). בתגובה לקריאתם של אגואיניס ואחרים (Aguinis et al., 2010), יישמו מטרן ופטרסון (Mattern & Patterson, 2013) במחקר חד-פעמי את הגישה הראשונה – של השוואת קווי הרגרסיה בין קבוצות – על נתוני 475,000 סטודנטים שנבנסו לקולג' בין השנים 2006 ל-2008. מחקרם כלל, כאמור, גם תיקון עבור קיצוץ תחום וכן תיקונים עבור ארטיפקטים סטטיסטיים נוספים (מהימנות הקריטריון והחזאי). ממצאיהם התיישבו עם התמונה שמתקבלת באופן עקבי במחקרי ההוגנות השוטפים של ה-SAT (מצוינים בתחילת הפסקה) ושל ה-ACT (Sanchez, 2013) וכן של מבחנים קוגניטיביים בהקשר התעסוקתי (Dahlke & Sackett, 2022): כלי המיון מוטים לטובת קבוצות מיעוט שמוגדרות על בסיס גזע/מוצא אתני (סטודנטים שחורים והיספנים) ולרעת נשים.

גם מחקרי ההוגנות במאל"ו מיישמים בשנים האחרונות את המודל של קלירי בגישה השנייה, של סטייה מקו רגרסיה משותף (קלפר ואח', 2013; קנת'הן ואח', 2021). מחקרים בעבר יישמו את המודל של קלירי בגישה הראשונה, של השוואת קווי הרגרסיה של הקבוצות, בחלקם על בסיס המודל של קלירי לבדו (לדוגמה, קנת'הן ואורן, 1988) ובחלקם בהתבסס על תנאי גבול (Linn, 1984), שמשלבים בין מסקנות המודל של קלירי למסקנות שמתקבלות מניתוח משוואת רגרסיה "הפוכה" – של ניבוי החזאי ע"י הקריטריון (לדוגמה, Gafni & Bronner, 1998). גם במחקרים של מאל"ו נתן יישום המודל של קלירי בשתי הגישות תמונה עקבית: כלי המיון מוטים לטובת נבחני ערבית, וממדי ההטיה ביחס לקבוצות מגדר הם זניחים (קנת'הן ואח', 2021).

המחקר הנוכחי יתמקד בגישה השנייה ליישום המודל של קלירי, של סטייה מקו רגרסיה משותף. כפי שתואר לעיל, זוהי הגישה הרווחת כיום ליישום המודל. בעניין זה, כדאי להפנות את תשומת הלב לכך שבניסוח המקורי של מודל הרגרסיה ההגדרה הנומינלית עצמה של הטיה, ולא רק ההגדרה האופרטיבית שלה, מנוסחת במונחי גישה זו ("...מבחן הוא מוטא אם ציון הקריטריון המנובא מקו הרגרסיה המשותף הוא באופן עקבי גבוה מדי או נמוך מדי עבור קבוצה מסוימת" (Cleary, 1968, p. 115)). מעניין לציין עם זאת שקלירי עצמה יישמה את שתי הגישות במחקר האמפירי שמתואר במאמר שבו הציגה את הגדרתה (Cleary, 1968). כפי שצוין לעיל, היתרון הבולט של גישת הסטייה מקו משותף הוא בכך שהיא מבטאת באופן ישיר את ההשלכות המעשיות של קיומה של הטיה. האוריינטציה המעשית של גישה זו מתחוורת אם שמים לב לכך שגודלה היחסי של קבוצת המוקד לא

משפיע על התוצאות בגישה הראשונה, של השוואת קווי הרגרסיה של הקבוצות (ערכי המקדמים קווי הרגרסיה הקבוצתיים אינם מושפעים מגודלן של הקבוצות) אך כן משפיע על התוצאות בגישה השנייה, של סטייה מקו משותף (משקלה של הקבוצה בקו המשותף משפיע על מידת הקרבה של הקו המשותף לקו של הקבוצה). השפעה כזו היא רלוונטית כמובן כאשר עוסקים במשמעות המעשית של קיומה או אי קיומה של הוגנות. כפי שצוין לעיל, יתרונה של הגישה של השוואת קווי הרגרסיה של הקבוצות הוא שהיא מאפשרת תיקון לקיצוץ תחום (למשל, Mattern & Patterson, 2013). סוגיית קיצוץ התחום והשלכותיה על הממצאים המתקבלים בגישה של סטייה מקו משותף עומדת במוקד המחקר הנוכחי.

ההשלכות של קיצוץ תחום והתמודדות עמו

במצב של ברירה ישירה, כלומר כאשר החזאי שאת הוגנותו מבקשים לבדוק הוא החזאי ששימש בברירה, אזי תחת הנחת הלינאריות (קשר לינארי בין החזאי לקריטריון) מקדמי הרגרסיה של הקריטריון על החזאי בקרב המתקבלים זהים למקדמי הרגרסיה בקרב כל המועמדים. לעומת זאת במצב של ברירה עקיפה, כלומר כאשר החזאי שאת הוגנותו מבקשים לבדוק לא שימש ישירות בברירה, אך הוא עבר ברירה עקיפה כי יש מתאם בינו לבין משתנה הברירה (במרבית המקרים פשוט מעצם היותו אחד ממרכיבי משתנה הברירה), מקדמי הרגרסיה של הקריטריון על החזאי בקרב המתקבלים אינם זהים למקדמי הרגרסיה בקרב כל המועמדים (Linn, 1983). כפי שהראה לין, האפקט הטיפוסי של ברירה הוא לשטח את השיפוע ולייצר עלייה נלווית בחותך (בהנחת מתאמים חיוביים סבירים בין המשתנים). תופעה זו משפיעה על המסקנות שמתקבלות כאשר משווים בין קווי הרגרסיה של הקבוצות. ההשפעה הטיפוסית היא לכיוון של ניבוי יתר של ציון הקריטריון של הקבוצה החלשה על ידי קו הרגרסיה של קבוצת הרוב (או קו הרגרסיה המשותף). תוצאה זו, שנידונה ע"י ריילי (Reilly, 1973) היא ארטיפקט סטטיסטי (Linn, 1990) במובן שהחזאי נראה כפועל לטובת הקבוצה החלשה, אך ממצא זה לא משקף את ההקשר הרלוונטי (המצב במועמדים). ארטיפקט סטטיסטי זה (השוואת קווי רגרסיה של קריטריון על חזאי שעבר ברירה עקיפה) קשור מאוד לארטיפקט שמוכר כהשמטה ממשוואת הניבוי של משתנים שהשתתפו בברירה (Cronbach & Schaeffer, 1981; Linn & Werts, 1971): כאשר הברירה מבוססת על צירוף של חזאים, מודלי רגרסיה שבדקים חזאים בודדים יתנו אומדנים מעוותים של מקדמי הרגרסיה ורק המודל שכולל את הצירוף של החזאים ייתן תוצאות שמשקפות את המצב במועמדים. ההמלצה היא, אם כן, שבמצב שבו משתמשים במשתנה מצרפי בתהליך הברירה יש לעשות את ניתוח ההוגנות עבור המצרף ולא בנפרד עבור המשתנים שמרכיבים אותו (Dahlke & Sackett, 2022). הזיקה בין שתי ההמשגות מתחוורת אם מבינים שהצירוף של החזאים שעליו התבססה הברירה עבר ברירה ישירה, ולכן מקדמי הרגרסיה שלו בקרב המתקבלים זהים למקדמים בקרב המועמדים, בעוד שהחזאים הנפרדים, שמרכיבים את הצירוף, עברו ברירה עקיפה ולכן מקדמי הרגרסיה שלהם בקרב המתקבלים אינם זהים למקדמי הרגרסיה בקרב המועמדים. הדיון שהוצג לעיל מצביע על כך שלקיצוץ התחום יש השלכות על משוואות הרגרסיה של החזאים שעברו ברירה עקיפה. כפי שצוין לעיל, בגישה הראשונה ליישום המודל של קלירי, של השוואה בין קווי הרגרסיה של הקבוצות, ניתן עקרונית להתמודד עם קיצוץ התחום על ידי אמידת מקדמי הרגרסיה הרלוונטיים על בסיס מטריצת שונויות משותפות שתוקנו לקיצוץ תחום (למשל, Mattern & Patterson, 2013), אם כי, כאמור, בפועל התיקון אינו רווח. לגישה השנייה ליישום המודל של קלירי, שבה מחשבים עבור כל תצפית מקבוצת המוקד את הסטייה של ציון הקריטריון בפועל מציון הקריטריון שמנובא עבורה מקו רגרסיה משותף (ואז ממצעים את הסטיות), אין תיקון פשוט: כדי לנטרל את אפקט הברירה, כלומר, ליישם גישה זו בקרב המועמדים, נדרש לא רק אומדן של

הקו בקרב המועמדים (אומדן שמתקבל באמצעות תיקון לקיצוץ תחום) אלא גם ציון הקריטריון בפועל של המועמדים, אך ציון זה ידוע כמובן רק בקרב המתקבלים¹. מטרת המחקר הנוכחי היא אם כן לבחון את ההשלכות של תהליך הברירה ושל קיצוץ התחום שנלווה אליו על התוצאות שמתקבלות משימוש בגישה השנייה ליישום המודל של קלירי.

המחקר הנוכחי

המחקר נעשה באמצעות סימולציה, שכללה את הצעדים הבאים:

- יצרנו אוכלוסיית "מועמדים" עם שלושה משתנים: שני "חזאים" ו"קריטריון". אוכלוסיית המועמדים הזאת הוגדרה כמורכבת משתי קבוצות: קבוצה "חלשה", (קבוצת המוקד) וקבוצה "חזקה", כשממוצעי הציונים של הקבוצה החלשה נמוכים מאלה של הקבוצה החזקה בכל המשתנים.
- באוכלוסיית המועמדים נעשה תהליך ברירה שהתבסס על הציונים בחזאים.
- כפי שנעשה במחקרי ההוגנות בפועל, נבדק המודל של קלירי בקרב המתקבלים ע"י חישוב הסטייה הממוצעת של ציון הקריטריון בפועל בקרב חברי הקבוצה החלשה מציון הקריטריון שמנובא על פי קו הרגרסיה המשותף.
- התוצאות שהתקבלו הושוּו לתוצאות האמיתיות – התוצאות שמתקבלות מחישוב מקביל בקרב המועמדים. הצעדים הבסיסיים הללו לוו בהרחבות אחדות:
- כיוון שחישוב המודל של קלירי במועמדים נבדל מהחישוב במתקבלים גם בקו הרגרסיה עצמו וגם בתצפיות שעליהן מתבססים לצורך חישוב הסטיות מהקו, נבדקה התרומה של שני מקורות אפשריים אלו לפער בין התוצאות שמתקבלות מחישוב המודל של קלירי במועמדים לתוצאות שמתקבלות מחישוב המודל במתקבלים.
- מגוון של סטטיסטיים, בנוסף לסטייה הממוצעת, שיפורטו להלן בפרק השיטה, חושבו בתהליך, במטרה להעשיר את הניתוח ואת ההבנה של הממצאים.
- הסימולציה נעשתה במגוון של תנאים, שיפורטו להלן בפרק השיטה, כדי לבדוק את היציבות ואת יכולת ההכללה של הממצאים, מבחינת כיוון האפקטים ועוצמתם.

¹ ניתן עקרונית לטפל בדרישה זו באמצעות שיטות להשלמת נתונים.

שיטה

אוכלוסיית המועמדים

כללי

בכל אחד מ-20 תנאי המחקר שהוגדרו (כפי שיפורט בהמשך), נדגמה בסימולציה אוכלוסיית מועמדים עם שלושה משתנים: שני חזאים (x_1 ו- x_2) וקריטריון (y). כפי שיפורט להלן, אוכלוסיית המועמדים הוגדרה כמורכבת משתי קבוצות: קבוצה "חלשה" וקבוצה "חזקה", עם 100,000 תצפיות בכל אחת. כל אחת מהקבוצות הוגדרה לפי הממוצעים וסטיות התקן של כל אחד משלושת המשתנים, ולפי המתאמים בין שלושת המשתנים בקרבה. לאחר שנדגמו (בנפרד) התצפיות של שתי הקבוצות הן צורפו לידי אוכלוסייה אחת, ובהתאמה לאחר הצירוף התקבלה אוכלוסיית מועמדים של 200,000 תצפיות.

החלטות עקרוניות

כדי לפשט את הניתוח החלטנו להתמקד בהקשר הטיפוסי שבו –

- ממוצעי הציונים של הקבוצה החלשה נמוכים מאלה של הקבוצה החזקה בכל שלושת המשתנים.
- המתאמים התוך-קבוצתיים בין שלושת המשתנים (כלומר, המתאמים בתוך הקבוצות) זהים בין הקבוצות.

החלטות על פרמטרים קבועים

כמו כן, נקבעו הערכים הספציפיים הבאים באוכלוסיית המועמדים:

- סטיית התקן של כל אחד משלושת המשתנים בתוך הקבוצות – 1.
- הממוצע של כל אחד משלושת המשתנים בקבוצה החזקה – 1.
- הממוצע של משתנה הקריטריון בקבוצה החלשה – 0.6.

בהתאם להחלטות שלעיל נשאר לקבוע את המתאמים התוך-קבוצתיים בין שלושת המשתנים ואת הממוצעים של שני החזאים בקבוצה החלשה.

המתאמים התוך-קבוצתיים בין שלושת המשתנים

הוגדרו 4 צירופים של מתאמים תוך-קבוצתיים בין שלושת המשתנים ("דפוסים"):

לוח 1: ארבעת הדפוסים

דפוס	הסבר מילולי	ρ_{yx_1}	ρ_{yx_2}	$\rho_{x_1x_2}$
1	מתאם חיובי בין שני החזאים ל- y ובינם לבין עצמם כאשר המתאמים של החזאים עם y שווים	0.4	0.4	0.6
2	מתאם חיובי בין שני החזאים ל- y ובינם לבין עצמם כאשר המתאם של x_1 עם y נמוך מהמתאם של x_2 עם y	0.2	0.6	0.6
3	מתאם חיובי בין שני החזאים ל- y כאשר המתאמים של החזאים עם y שווים והמתאם בין שני החזאים הוא 0	0.4	0.4	0.0
4	מתאם חיובי בין שני החזאים ל- y כאשר המתאמים של החזאים עם y שווים, והמתאם בין שני החזאים הוא שלילי	0.4	0.4	-0.2

הממוצעים של החזאים בקבוצה החלשה

בהינתן ההחלטות שהמתאמים התוך-קבוצתיים זהים בין הקבוצות ושסטיות התקן של המשתנים בתוך הקבוצות הן זהות (כולן הוגדרו 1 באוכלוסיית המועמדים) אזי קווי הרגרסיה (של y על x_1 ושל y על x_2) בשתי הקבוצות מקבילים. בהינתן המקבילות הזאת, הממוצע של חזאי בקבוצה החלשה מכתוב את ערכו של החותך בקו הרגרסיה של הקבוצה החלשה, או, במילים אחרות, את מיקומו של קו הרגרסיה של הקבוצה החלשה יחסית לקו של הקבוצה החזקה – מעליו, מתחתיו או מתלכד איתו. אפשר לפיכך לקבוע את ממוצעי החזאים ומהם יוכתבו הזיקות בין קווי הרגרסיה של הקבוצות, ואפשר להיפך: לקבוע את הזיקות בין קווי הרגרסיה של הקבוצות ומהם יוכתבו ממוצעי החזאים. מסיבות של נוחות המשגה של תנאי המחקר היה טבעי לנקוט בגישה השנייה.

הוגדרו 5 מצבים של זיקה בין קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות ("מצבים"):

לוח 2: חמשת המצבים

מצב	זיקה בין קווי הרגרסיה בשתי הקבוצות
א	ב- x_1 הקו של הקבוצה החלשה נמוך מהקו של הקבוצה החזקה וב- x_2 להיפך
ב	ב- x_1 הקו של הקבוצה החלשה גבוה מהקו של הקבוצה החזקה וב- x_2 להיפך
ג	בשני החזאים הקו של הקבוצה החלשה נמוך מהקו של הקבוצה החזקה
ד	בשני החזאים הקו של הקבוצה החלשה גבוה מהקו של הקבוצה החזקה
ה	בשני החזאים הקווים של שתי הקבוצות מתלכדים

נוסיף שבכל המצבים שבהם קווי הרגרסיה הקבוצתיים אינם מתלכדים (כלומר, במצבים א-ד) המרחק בין הקווים נקבע כ-0.1 (כלומר, פער של 0.1 מסטיית התקן התוך-קבוצתית של הקריטריון²). ראו נספח 1 להמחשת היחסים בין קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות במצבים השונים.

² בדקנו את התוצאות גם במצב שבו המרחק בין הקווים נקבע כ-0.2. באופן כללי נמצא שהאפקטים דומים בכיוונם בשתי האפשרויות וחזקים יותר כשהמרחק בין הקווים הוא 0.2.

הצירוף של המצבים והדפוסים השונים, יחד עם הפרמטרים הקבועים שהוגדרו, הוביל לערכים הבאים של ממוצעי החזאים בקבוצה החלשה³:

לוח 3: ממוצעי החזאים בקבוצה החלשה בצירופים השונים של דפוס ומצב

דפוס	מצב	ממוצע x_1	ממוצע x_2
4, 3, 1	א	0.25	-0.25
	ב	-0.25	0.25
	ג	0.25	0.25
	ד	-0.25	-0.25
	ה	0.00	0.00
2	א	-0.50	0.17
	ב	-1.50	0.50
	ג	-0.50	0.50
	ד	-1.50	0.17
	ה	-1.00	0.33

הערות:

1. הממוצעים שמתקבלים בדפוסים 1, 3 ו-4 הם זהים כי עבור חזאי נתון האפקט של הדפוס על הממוצע מקורו רק במתאם בין אותו חזאי ל- y (שני המתאמים האחרים אינם רלוונטיים), ומאחר שבדפוסים 1, 3 ו-4 ערכי המתאמים של החזאים זהים זה לזה, מתקבלים בהם גם ממוצעים זהים.

2. עבור דפוסים 1, 3 ו-4 מצבים א ו-ב הם שקולים: בדפוסים האלה מתקיים $\rho_{yx_1} = \rho_{yx_2}$, ולכן התוצאות של x_1 במצב א צפויות להיות זהות לתוצאות של x_2 במצב ב, והתוצאות של x_2 במצב א צפויות להיות זהות לתוצאות של x_1 במצב ב.

תנאי המחקר

הצלבה מלאה של הדפוסים והמצבים השונים הפיקה, אם כן, 20 תנאים שונים: 5 מצבים עבור כל אחד מ-4 הדפוסים, כפי שמוצג להלן.

כפילויות

בהתאם להערה 2 לעיל, בפועל נכללו במחקר 17 תנאים ייחודיים בלבד. האגרגציות שיוצגו בהמשך חושבו על בסיס כל 20 התנאים, אולם בלוחות המציגים את התוצאות ברמת תנאי ספציפי נציג, מטעמי חיסכון ובהירות, רק את 17 התנאים הייחודיים. זאת משום שבדפוסים 1, 3 ו-4 התוצאות של x_1 במצב ב זהות לתוצאות של x_2 במצב א, ולהיפך.

³ תהליך החישוב הוא כלהלן: הדפוס, ובפרט המתאם בין החזאי הנדון לבין הקריטריון מכתוב את השיפוע של קו הרגרסיה של החזאי בקבוצה החלשה (כיוון שסטיות התקן של החזאי והקריטריון שוות ל-1 השיפוע שווה למתאם); המצב, ובפרט המיקום של הקו של הקבוצה החלשה יחסית לקו של הקבוצה החזקה, מכתוב את ערכו של החותך במשוואת הרגרסיה של הקבוצה החלשה (שווה, נמוך או גבוה ב-0.1 מהחותך של הקבוצה החזקה); בהינתן ערכם של החותך והשיפוע במשוואת הרגרסיה של הקבוצה החלשה וממוצע הקריטריון בה (נקבע כ-0.6) מחלצים את ממוצע החזאי הנדון בקבוצה החלשה על ידי הצבת הערכים הנ"ל בנוסחת החותך של קו הרגרסיה $(\bar{y} - b\bar{x})$. למשל, ממוצע x_1 של הקבוצה החלשה בדפוס 1 ובמצב א יתבסס על כך שקו הרגרסיה לניבוי y מ- x_1 הוא: $\hat{y} = 0.5 + 0.4x_1$. כיוון שהחותך שווה ל-0.5 וממוצע y ידוע (0.6) ניתן לחלץ את ממוצע x_1 מהמשוואה של החותך: $0.6 = 0.5 + 0.4\bar{x}_1$, כך שממוצע x_1 שווה ל-0.25.

לוח 4: המתאמים התוך-קבוצתיים (בשתי הקבוצות) וממוצע החזאים בקבוצה החלשה

ממוצע x_2	ממוצע x_1	$\rho_{x_1x_2}$	ρ_{yx_2}	ρ_{yx_1}	מצב	דפוס
-0.25	0.25	0.6	0.4	0.4	א	1
0.25	-0.25	0.6	0.4	0.4	ב	
0.25	0.25	0.6	0.4	0.4	ג	
-0.25	-0.25	0.6	0.4	0.4	ד	
0.00	0.00	0.6	0.4	0.4	ה	
0.17	-0.50	0.6	0.6	0.2	א	2
0.50	-1.50	0.6	0.6	0.2	ב	
0.50	-0.50	0.6	0.6	0.2	ג	
0.17	1.50	0.6	0.6	0.2	ד	
0.33	-1.00	0.6	0.6	0.2	ה	
-0.25	0.25	0.0	0.4	0.4	א	3
0.25	-0.25	0.0	0.4	0.4	ב	
0.25	0.25	0.0	0.4	0.4	ג	
-0.25	-0.25	0.0	0.4	0.4	ד	
0.00	0.00	0.0	0.4	0.4	ה	
-0.25	0.25	-0.2	0.4	0.4	א	4
0.25	-0.25	-0.2	0.4	0.4	ב	
0.25	0.25	-0.2	0.4	0.4	ג	
-0.25	-0.25	-0.2	0.4	0.4	ד	
0.00	0.00	-0.2	0.4	0.4	ה	

עבור כל אחד מתנאי המחקר, חזרנו על התהליך שיתואר להלן 1,000 פעמים.

עבור כל אחד מתנאי המחקר נדגמו 100,000 שלישיות של משתנים x_1, x_2 ו- y – מהתפלגות רב-נורמלית בנפרד עבור הקבוצה החלשה ועבור הקבוצה החזקה, על פי הפרמטרים של התנאי (בלוח שלעיל) והפרמטרים הקבועים (סטיית תקן של 1 לשלושת המשתנים בתוך הקבוצות; ממוצע של 1 לשלושת המשתנים בקבוצה החזקה; ממוצע של 0.6 לקריטריון בקבוצה החלשה). צירופן של 100,000 התצפיות מכל אחת משתי הקבוצות מהווה, כאמור, את אוכלוסיית המועמדים (סה"כ 200,000).

תהליך הברירה והפקת אוכלוסיית המתקבלים

הוגדר משתנה ברירה, u , שהוא המשתנה שעל פיו מדורגות התצפיות ומתקבלות החלטות הקבלה, כממוצע של x_1 ו- x_2 במשקלות שווים.

כיוון שבחלק מתנאי המחקר השוניות של x_1 ו- x_2 מעבר לשתי הקבוצות (החלשים והחזקים) אינן שוות, תוקננו x_1 ו- x_2 בנתוני כל המועמדים (כלומר, מעבר לשתי הקבוצות) לפני חישוב הממוצע.

הוחלט שמתקבלים 50% מהמועמדים ובהתאם דורגו כל 200,00 התצפיות על פי ציון ב- u ו-100,000 התצפיות הגבוהות במשתנה זה הוגדרו כ"מתקבלים".

עיבוד הנתונים

בכל אחד מתנאי המחקר חושבו:

1. מאפייני תהליך הברירה: ממוצעים וסטיית תקן של משתנה הברירה u במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה במתקבלים.

2. מקדמי רגרסיה: המקדמים (חותך ושיפוע) ברגרסיה של הקריטריון y על כל אחד מהחזאים x_1, x_2 ו- u – בנפרד, במועמדים ובמתקבלים, לפי קבוצות ובכולם.

3. מתאמים עם הקריטריון (תוקף): מתאמי החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים, לפי קבוצות ובכולם. המתאמים המחושבים במועמדים נחשבים למתאמים ה"אמיטיים". המתאמים המחושבים במתקבלים (ה"גולמיים") מוטים, באופן טיפוסי, כלפי מטה בשל קיצוץ תחום. כדי לטפל בהטיה זו תוקנו המתאמים לקיצוץ תחום (Gulliksen, 1987) בהתבסס על העובדה שהברירה נעשתה על פי u.

4. מדדי הוגנות כלפי הקבוצה החלשה לפי המודל של קלירי ("מדדי קלירי"): ממוצע הסטיות בין הציון המנובא על פי קו הרגרסיה המשותף לבין הציון בפועל עבור הקבוצה החלשה. הסטייה חושבה כציון מנובא פחות ציון בפועל, כך שערך חיובי מבטא ניבוי יתר (הטיה לטובת הקבוצה החלשה) וערך שלילי ניבוי חסר (הטיה לרעתה). חישוב זה נעשה עבור ארבעה צירופים של האוכלוסייה שבה חושב הקו (קו מועמדים או קו מתקבלים) ושל האוכלוסייה שבה חושבו הסטיות מקו זה (תצפיות מועמדים או תצפיות מתקבלים). פירוט מלא של הרציונל של חישוב מדד קלירי בארבעת הצירופים יובא בפרק התוצאות.

חזרות

כאמור לעיל, כדי לקבל תוצאות יציבות נעשו 1,000 חזרות על כל אחד מ-20 התנאים. התוצאות שיוצגו בפרק התוצאות הן ממוצע פשוט מעבר ל-1,000 החזרות.

תוצאות

מאפייני תהליך הברירה

לאפיון תהליך הברירה, מוצגים בלוחות 5א, 5ב ו-5ג הממוצעים וסטיות התקן הממוצעות של החזאים x_1 ו- x_2 , שמרכיבים את u , ו- u , שהברירה מבוססת ישירות עליו – בקרב המועמדים של כל קבוצה. הממצאים מוצגים מעבר לתנאים, לפי דפוס (מעבר למצבים) ולפי מצב (מעבר לדפוסים)⁴. נספח 2 מציג תיאור מפורט של הממצאים שהתקבלו בכל אחד מ-20 תנאי המחקר (כל השילובים של המצבים והדפוסים). הממוצעים וסטיות התקן של x_1 ו- x_2 בכל קבוצה נקבעו ישירות על ידינו, כפי שתואר בפרק השיטה. הם מוצגים שוב כאן כדי להבהיר את הזיקה בינם לבין הפרמטרים המחושבים של u . בעמודה השמאלית בלוחות מוצג ממוצע שיעור בני הקבוצה במתקבלים (p).

לוח 5א: ממוצעים וסטיות תקן ממוצעות של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה הממוצע במתקבלים (p) מעבר לתנאים

קבוצה	x_1		x_2		u		p ממוצע
	ממוצע	סט"ת ממוצעת	ממוצע	סט"ת ממוצעת	ממוצע	סט"ת ממוצעת	
חזקה	1.00	1.00	1.00	1.00	0.46	0.69	0.75
חלשה	-0.10	1.00	0.08	1.00	-0.46	0.69	0.25

לוח 5ב: ממוצעים וסטיות תקן ממוצעות של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה הממוצע במתקבלים (p) לפי דפוס

קבוצה	דפוס	x_1		x_2		u		p ממוצע
		ממוצע	סט"ת ממוצעת	ממוצע	סט"ת ממוצעת	ממוצע	סט"ת ממוצעת	
חזקה	1	1.00	1.00	1.00	1.00	0.44	0.80	0.71
	2	1.00	1.00	1.00	1.00	0.50	0.74	0.75
	3	1.00	1.00	1.00	1.00	0.44	0.63	0.76
	4	1.00	1.00	1.00	1.00	0.44	0.57	0.78
חלשה	1	0.00	1.00	0.00	1.00	-0.44	0.80	0.29
	2	-0.40	1.00	0.33	1.00	-0.50	0.74	0.25
	3	0.00	1.00	0.00	1.00	-0.44	0.63	0.24
	4	0.00	1.00	0.00	1.00	-0.44	0.57	0.22

לוח 5ג: ממוצעים וסטיות תקן ממוצעות של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה הממוצע במתקבלים (p) לפי מצב

קבוצה	מצב	x_1		x_2		u		p ממוצע
		ממוצע	סט"ת ממוצעת	ממוצע	סט"ת ממוצעת	ממוצע	סט"ת ממוצעת	
חזקה	א	1.00	1.00	1.00	1.00	0.45	0.69	0.75
	ב	1.00	1.00	1.00	1.00	0.46	0.68	0.75
	ג	1.00	1.00	1.00	1.00	0.37	0.72	0.70
	ד	1.00	1.00	1.00	1.00	0.54	0.65	0.80
	ה	1.00	1.00	1.00	1.00	0.47	0.69	0.75
חלשה	א	0.06	1.00	-0.15	1.00	-0.45	0.69	0.25
	ב	-0.56	1.00	0.31	1.00	-0.46	0.68	0.25
	ג	0.06	1.00	0.31	1.00	-0.37	0.72	0.31
	ד	0.19	1.00	-0.15	1.00	-0.54	0.65	0.20
	ה	-0.25	1.00	0.08	1.00	-0.47	0.69	0.25

⁴ תיאור הדפוסים והמצבים מופיע בטבלאות 1 ו-2 בהתאמה בפרק השיטה.

u חושב כזכור כממוצע פשוט של x_1 ו- x_2 (אחרי שתוקננו בנתוני כל המועמדים). ניתן להיווכח שממוצעי u בקבוצה החזקה ובקבוצה החלשה שווים בערך מוחלט והפוכים בסימנים, כצפוי בהינתן שהקבוצות שוות גודל ושהממוצע הכללי של u הוא 0.

שיעור בני הקבוצה החלשה במתקבלים היה 0.25 בממוצע, כך שבתנאים הספציפיים הוא נע בין 0.16 ל-0.34 (ר' נספח 2; שיעור בני הקבוצה החזקה במתקבלים הוא הערך המשלים ל-1), וזאת לעומת שיעור של 0.50 במועמדים. המתאם בין ממוצע u בקבוצה החלשה ל-p של הקבוצה החלשה הוא גבוה (0.75) אך אינו מושלם כיוון שיש הבדלים בין התנאים בסטיית התקן של u בתוך הקבוצות, כלומר במידת החפיפה בין ההתפלגויות של שתי הקבוצות, כך שעבור אותו פער בממוצעים ייתכנו שיעורים שונים של מתקבלים מבני הקבוצה.

בהשוואה בין המצבים, מעבר לדפוסים, שיעור בני הקבוצה החלשה במתקבלים הוא הגבוה ביותר, במצב ג (0.31) והנמוך ביותר במצב ד (0.20). ממצא זה אינו מפתיע מאחר שבמצב ג שני החזאים (ה-x-ים) עושים ניבוי יתר (ערכיהם, ובהתאם גם ערכו של u, הם הגבוהים ביותר), ואילו במצב ד שני החזאים עושים ניבוי חסר. מעבר למצבים, ההבדל בין הדפוסים בשיעור בני הקבוצה החלשה במתקבלים קטן יותר, כאשר השיעור הגבוה ביותר הוא בדפוס 1 (0.29) והנמוך ביותר בדפוס 4 (0.22).

מקדמי רגרסיה

בלוחות 6א, 6ב, ו-6ג מוצגים מקדמי הרגרסיה של כל אחד מהחזאים – x_1 , x_2 ו-u, במועמדים ובמתקבלים, לפי קבוצות ובכולם. הממצאים המתוארים הם ממוצע של המקדמים שהתקבלו בפילוחים שונים: מעבר לתנאים, לפי דפוס (מעבר למצבים) ולפי מצב (מעבר לדפוסים). נספח 3 מציג תיאור מפורט של הממצאים שהתקבלו בכל אחד מתנאי המחקר (כל השילובים השונים של המצבים והדפוסים).

לוח 6א: מקדמי רגרסיה ממוצעים (ס"ת) של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם מעבר לתנאים

חזאי	קבוצה חזקה				קבוצה חלשה				כולם	
	מועמדים		מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים	
	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך
x_1	0.23	0.92	0.35	0.65	0.07	1.16	0.35	0.65	0.19	1.00
	(0.13)	(0.17)	(0.09)	(0.09)	(0.20)	(0.20)	(0.09)	(0.13)	(0.13)	(0.17)
x_2	0.39	0.70	0.45	0.55	0.32	0.87	0.45	0.55	0.36	0.76
	(0.16)	(0.25)	(0.09)	(0.09)	(0.26)	(0.51)	(0.09)	(0.13)	(0.18)	(0.31)
u	0.81	0.63	0.81	0.63	0.81	0.97	0.81	0.97	0.71	0.77
	(0.23)	(0.11)	(0.23)	(0.11)	(0.23)	(0.11)	(0.23)	(0.11)	(0.16)	(0.03)

לוח 6ב: מקדמי רגרסיה ממוצעים (ס"ת) של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי דפוס

כולם				קבוצה חלשה				קבוצה חזקה				דפוס	חזאי		
מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים					
שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך				
0.31 (0.01)	0.78 (0.04)	0.40 (0.02)	0.60 (0.06)	0.25 (0.01)	0.86 (0.08)	0.40 (0.00)	0.60 (0.10)	0.33 (0.01)	0.74 (0.02)	0.40 (0.00)	0.60 (0.00)	1	x ₁		
-0.03 (0.00)	1.23 (0.00)	0.20 (0.02)	0.80 (0.05)	-0.25 (0.02)	1.23 (0.07)	0.20 (0.00)	0.80 (0.10)	0.01 (0.02)	1.18 (0.04)	0.20 (0.00)	0.80 (0.00)			2	
0.24 (0.01)	0.97 (0.03)	0.40 (0.02)	0.60 (0.06)	0.15 (0.01)	1.19 (0.08)	0.40 (0.00)	0.60 (0.10)	0.28 (0.01)	0.87 (0.04)	0.40 (0.00)	0.60 (0.00)			3	
0.22 (0.01)	1.02 (0.03)	0.40 (0.02)	0.60 (0.06)	0.13 (0.02)	1.35 (0.09)	0.40 (0.00)	0.60 (0.10)	0.27 (0.02)	0.90 (0.05)	0.40 (0.00)	0.60 (0.00)			4	
0.31 (0.01)	0.78 (0.04)	0.40 (0.02)	0.60 (0.06)	0.25 (0.01)	0.86 (0.08)	0.40 (0.00)	0.60 (0.10)	0.33 (0.01)	0.74 (0.02)	0.40 (0.00)	0.60 (0.00)	1	x ₂		
0.66 (0.01)	0.26 (0.04)	0.60 (0.01)	0.40 (0.06)	0.75 (0.01)	0.07 (0.11)	0.60 (0.00)	0.40 (0.10)	0.65 (0.01)	0.29 (0.02)	0.60 (0.00)	0.40 (0.00)			2	
0.24 (0.01)	0.97 (0.03)	0.40 (0.02)	0.60 (0.06)	0.15 (0.01)	1.19 (0.08)	0.40 (0.00)	0.60 (0.10)	0.28 (0.01)	0.87 (0.04)	0.40 (0.00)	0.60 (0.00)			3	
0.22 (0.01)	1.02 (0.03)	0.40 (0.02)	0.60 (0.06)	0.13 (0.02)	1.35 (0.09)	0.40 (0.00)	0.60 (0.10)	0.27 (0.02)	0.90 (0.05)	0.40 (0.00)	0.60 (0.00)			4	
0.54 (0.00)	0.79 (0.01)	0.53 (0.01)	0.80 (0.00)	0.56 (0.02)	0.85 (0.04)	0.56 (0.02)	0.85 (0.04)	0.56 (0.02)	0.75 (0.04)	0.56 (0.02)	0.75 (0.04)	1	u		
0.58 (0.02)	0.78 (0.02)	0.56 (0.02)	0.80 (0.00)	0.64 (0.05)	0.93 (0.06)	0.64 (0.05)	0.93 (0.06)	0.64 (0.05)	0.67 (0.06)	0.64 (0.05)	0.67 (0.06)			2	
0.78 (0.01)	0.77 (0.02)	0.75 (0.03)	0.80 (0.00)	0.90 (0.03)	1.00 (0.07)	0.90 (0.03)	1.00 (0.07)	0.90 (0.03)	0.60 (0.07)	0.90 (0.03)	0.60 (0.07)			3	
0.93 (0.01)	0.73 (0.04)	0.86 (0.06)	0.80 (0.00)	1.12 (0.04)	1.10 (0.09)	1.12 (0.04)	1.10 (0.09)	1.12 (0.04)	0.50 (0.09)	1.12 (0.04)	0.50 (0.09)			4	

לוח 6ג: מקדמי רגרסיה ממוצעים (ס"ת) של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי מצב

כולם				קבוצה חלשה				קבוצה חזקה				מצב	חזאי
מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים			
שיפוע	חותך												
0.19 (0.15)	0.98 (0.20)	0.37 (0.10)	0.59 (0.10)	0.06 (0.22)	1.15 (0.25)	0.35 (0.10)	0.55 (0.10)	0.22 (0.14)	0.92 (0.19)	0.35 (0.10)	0.65 (0.10)	א ב ג ד ה	x ₁
0.17 (0.14)	1.03 (0.17)	0.33 (0.10)	0.70 (0.09)	0.08 (0.23)	1.16 (0.19)	0.35 (0.10)	0.75 (0.10)	0.23 (0.14)	0.92 (0.18)	0.35 (0.01)	0.65 (0.10)		
0.19 (0.15)	1.00 (0.20)	0.37 (0.10)	0.59 (0.1)	0.09 (0.22)	1.08 (0.23)	0.35 (0.10)	0.55 (0.1)	0.21 (0.15)	0.97 (0.20)	0.35 (0.10)	0.65 (0.10)		
0.19 (0.15)	0.99 (0.18)	0.33 (0.10)	0.70 (0.09)	0.06 (0.23)	1.23 (0.22)	0.35 (0.10)	0.75 (0.10)	0.24 (0.14)	0.87 (0.17)	0.35 (0.10)	0.65 (0.10)		
0.19 (0.15)	1.00 (0.19)	0.35 (0.10)	0.65 (0.10)	0.07 (0.22)	1.16 (0.21)	0.35 (0.10)	0.65 (0.10)	0.23 (0.14)	0.92 (0.19)	0.35 (0.10)	0.65 (0.10)		
0.35 (0.22)	0.79 (0.36)	0.43 (0.10)	0.61 (0.10)	0.33 (0.28)	0.93 (0.52)	0.45 (0.10)	0.65 (0.10)	0.39 (0.18)	0.70 (0.29)	0.45 (0.10)	0.55 (0.10)		
0.36 (0.19)	0.74 (0.33)	0.47 (0.10)	0.49 (0.10)	0.31 (0.30)	0.81 (0.61)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.38 (0.18)	0.70 (0.28)	0.45 (0.10)	0.55 (0.10)		
0.36 (0.21)	0.74 (0.38)	0.47 (0.10)	0.49 (0.10)	0.33 (0.28)	0.76 (0.55)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.38 (0.19)	0.73 (0.32)	0.45 (0.10)	0.55 (0.10)		
0.36 (0.20)	0.76 (0.32)	0.43 (0.10)	0.61 (0.10)	0.32 (0.30)	0.97 (0.58)	0.45 (0.10)	0.65 (0.10)	0.39 (0.17)	0.67 (0.24)	0.45 (0.1)	0.55 (0.10)		
0.36 (0.21)	0.76 (0.35)	0.45 (0.10)	0.55 (0.10)	0.32 (0.29)	0.87 (0.57)	0.45 (0.10)	0.55 (0.10)	0.39 (0.18)	0.70 (0.28)	0.45 (0.10)	0.55 (0.10)		
0.70 (0.19)	0.77 (0.02)	0.67 (0.16)	0.80 (0.00)	0.79 (0.26)	0.96 (0.11)	0.79 (0.26)	0.96 (0.11)	0.79 (0.26)	0.64 (0.11)	0.79 (0.26)	0.64 (0.11)	א ב ג ד ה	u
0.71 (0.18)	0.77 (0.02)	0.68 (0.15)	0.80 (0.00)	0.81 (0.24)	0.97 (0.10)	0.81 (0.24)	0.97 (0.10)	0.81 (0.24)	0.63 (0.10)	0.81 (0.24)	0.63 (0.10)		
0.72 (0.20)	0.79 (0.01)	0.71 (0.19)	0.80 (0.00)	0.76 (0.25)	0.88 (0.08)	0.76 (0.25)	0.88 (0.08)	0.76 (0.25)	0.72 (0.08)	0.76 (0.25)	0.72 (0.08)		
0.71 (0.18)	0.73 (0.05)	0.64 (0.12)	0.80 (0.00)	0.85 (0.26)	1.06 (0.13)	0.85 (0.26)	1.06 (0.13)	0.85 (0.26)	0.54 (0.13)	0.85 (0.26)	0.54 (0.13)		
0.71 (0.18)	0.77 (0.02)	0.68 (0.16)	0.80 (0.00)	0.80 (0.25)	0.97 (0.11)	0.80 (0.25)	0.97 (0.11)	0.80 (0.25)	0.63 (0.11)	0.80 (0.25)	0.63 (0.11)		

מקדמי הרגרסיה של u , משתנה הברירה

- המקדמים בתוך הקבוצות אינם משתנים בעקבות הברירה: החותך והשיפוע במתקבלים זהים לחותך ולשיפוע במועמדים.
- המקדמים בקרב כולם משתנים בעקבות הברירה: בממוצע מעבר לתנאים השיפוע של u גדל ב-0.03 והחותך קטן ב-0.03. בבחינת התנאים הספציפיים ניתן לראות שהשינוי במקדמים קורה בעיקר במקרים שבהם שיעור בני הקבוצה החלשה במתקבלים הוא נמוך יחסית (פחות מ-0.25). בהלימה עם הממצא הזה, בהשוואה בין המצבים והדפוסים, השינוי במקדמים הוא הגדול ביותר במצב ד ובדפוס 4 (בשניהם השיפוע גדל ב-0.07 והחותך קטן ב-0.07), שבהם שיעור בני הקבוצה החלשה במתקבלים הוא הנמוך ביותר.

מקדמי הרגרסיה של x_1 ושל x_2 , שעברו ברירה עקיפה

- כאן המקדמים בתוך הקבוצות כן משתנים בעקבות הברירה: בממוצע מעבר לתנאים ולשני המשתנים, השיפוע קטן והחותך גדל, כשהאפקט של השינוי במקדמים גדול יותר בקבוצה החלשה (בממוצע מעבר לתנאים ולשני המשתנים, השיפוע קטן ב-0.21 והחותך גדל ב-0.42) מאשר בקבוצה החזקה (בממוצע מעבר לתנאים ולשני המשתנים, השיפוע קטן ב-0.09 והחותך גדל ב-0.21).
- כיוון השינוי במקדמים שתואר לעיל מתקבל לא רק בממוצע אלא גם בכל התנאים ביחס ל- x_1 וב-15 מתוך 20 התנאים ביחס ל- x_2 , כשחמשת התנאים שבהם הכיוון הוא הפוך שייכים לדפוס 2. כשממצעים רק מעבר לתנאים שבהם השיפוע קטן והחותך גדל, השינוי במקדמים הוא כמובן גדול יותר (בקבוצה החלשה השיפוע קטן ב-0.25 והחותך גדל ב-0.52, ובקבוצה החזקה השיפוע קטן ב-0.12 והחותך גדל ב-0.26).
- בהשוואה בין הדפוסים מוצאים שבשתי הקבוצות השינוי במקדמים הוא הגדול ביותר בדפוסים 3 ו-4. ההבדל בין המצבים במידת השינוי של המקדמים קטן יותר.
- גם המקדמים בקרב כולם משתנים בעקבות הברירה: בממוצע מעבר לתנאים ולשני המשתנים, השיפוע קטן ב-0.13 והחותך גדל ב-0.30.

חשוב להבדיל בין שינוי המקדמים של u בקרב כולם לשינוי המקדמים של x_1 ו- x_2 בתוך הקבוצות בשלושה היבטים – משמעות, כיוון וגודל השינוי:

שינוי המקדמים של x_1 ו- x_2 (בתוך הקבוצות ובקרב כולם) מתיישב עם **הצפייה התאורטית**, בהינתן ש- x_1 ו- x_2 עברו ברירה עקיפה. כיוון השינוי במקדמים של x_1 ו- x_2 מתיישב עם האפקט הצפוי של הברירה: ירידה בשיפוע ועלייה בחותך. הממצא שהשינוי במקדמים גדול יותר בקבוצה החלשה מתיישב עם העובדה שעוצמת הברירה גדולה יותר בקבוצה זו: יחס הברירה⁵ הממוצע (שיעור המתקבלים מבין המועמדים מהקבוצה) הוא 0.25 בקבוצה החלשה ו-0.75 בקבוצה החזקה. לכן העובדה שהשינוי במקדמים גדול יותר בקבוצה החלשה מתיישב עם העובדה שהמקור לשינוי הוא האפקט של הברירה.

⁵ בסימולציות שנערכו, יחס הברירה (שיעור המתקבלים מבין המועמדים בקבוצה) היה זהה לערך p (שיעור בני הקבוצה מקרב כלל המתקבלים). זאת משום שנקבע שהקבוצות שוות גודל במועמדים (כל קבוצה היא 50% מהמועמדים) ושכסך הכול מתקבלים 50% מהמועמדים.

לעומת שינוי המקדמים של x_1 ו- x_2 , שמתיישב עם הציפייה התאורטית, שינוי המקדמים של u בקרב כולם הוא במידה רבה **עניין טכני**, שנובע מכך שהנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות אינן מתקיימות בהתפלגות המשותפת של הקריטריון y ושל החזאי u בקרב כולם. הסיבה לכך היא שבסימולציה שעשינו שתי הקבוצות נדגמו באופן שמקיים את הנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות בכל אחת מהן בנפרד (ולכן, כצפוי, המקדמים בתוך הקבוצות אינם משתנים), ובהינתן ההחלטות שהתקבלו בנוגע לפרמטרים של שתי הקבוצות, ההנחות הללו אינן מתקיימות כאשר מצרפים את שתי הקבוצות⁶.

בשולי ההשוואה בין שינוי המקדמים של u בקרב כולם לשינוי המקדמים של x_1 ו- x_2 בתוך הקבוצות נציין שכיוון השינוי ביחס ל- u הוא הפוך ממה שנצפה ביחס למקדמים של x_1 ו- x_2 : במקרה זה השיפוע גדל והוחתך קטן, אך כאמור, הכיוון שהתקבל, כמו עצם ההשתנות במקדמים, נובעים **ממאפיינים ספציפיים** של המחקר הנוכחי, ואין ליחס להם משמעות תאורטית. כפי שניתן להתרשם, השינוי במקדמים של u בקרב כולם הוא קטן יחסית לשינוי המקדמים של x_1 ו- x_2 ובמובן זה ניתן לקבוע שההחלטות השרירותיות שנעשו במחקר אינן מטות את התמונה.

מתאמים עם הקריטריון (תוקף)

בלוחות 7א, 7ב, ו-7ג מוצגים מתאמי החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים, לפי קבוצות ובכולם. בקרב המועמדים חושב ומוצג מתאם יחיד ("אמיתי"), ובקרב המתקבלים חושבו שני מתאמים: הגולמי והמתוקן לקיצוץ תחום. הממצאים המתוארים הם ממוצע של המתאמים שהתקבלו בפילוחים שונים: מעבר לתנאים, לפי דפוס (מעבר למצבים) ולפי מצב (מעבר לדפוסים). נספח 4 מציג תיאור מפורט של הממצאים שהתקבלו בכל אחד מתנאי המחקר (כל השילובים השונים של המצבים והדפוסים).

לוח 7א: מתאמים ממוצעים (ס"ת) של החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם מעבר לתנאים

חזאי	קבוצה חזקה			קבוצה חלשה			כולם	
	מתקבלים		מועמדים (אמיתי)	מתקבלים		מועמדים (אמיתי)	מתקבלים	
	מתוקן	גולמי		מתוקן	גולמי		מתוקן	גולמי
x_1	0.35	0.20	0.35	0.08	0.35	0.40	0.17	0.41
	(0.09)	(0.11)	(0.09)	(0.17)	(0.09)	(0.07)	(0.12)	(0.08)
x_2	0.45	0.31	0.45	0.32	0.45	0.48	0.31	0.49
	(0.09)	(0.13)	(0.09)	(0.14)	(0.09)	(0.08)	(0.13)	(0.08)
u	0.53	0.42	0.53	0.30	0.53	0.54	0.37	0.55
	(0.07)	(0.08)	(0.07)	(0.05)	(0.07)	(0.05)	(0.05)	(0.06)

⁶ בנספח 6 מוצגת בדיקה (לא פורמלית) של התקיימות הנחת הלינאריות והנחת ההומוסקדסטיות בהתפלגות המשותפת של y ו- u בתוך קבוצה ובקרב כולם.

לוח 7ב: מתאמים ממוצעים (ס"ת) של החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי דפוס

כולם			קבוצה חלשה			קבוצה חזקה			דפוס	חזאי
מתקבלים		מועמדים (אמיתי)	מתקבלים		מועמדים (אמיתי)	מתקבלים		מועמדים (אמיתי)		
מתוקן	גולמי		מתוקן	גולמי		מתוקן	גולמי			
0.44 (0.00)	0.25 (0.00)	0.44 (0.00)	0.40 (0.00)	0.20 (0.04)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.27 (0.01)	0.40 (0.00)	1	x ₁
0.28 (0.01)	-0.03 (0.00)	0.28 (0.00)	0.20 (0.00)	-0.19 (0.01)	0.20 (0.00)	0.20 (0.00)	0.01 (0.02)	0.20 (0.00)	2	
0.45 (0.01)	0.23 (0.00)	0.44 (0.00)	0.40 (0.00)	0.16 (0.06)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.26 (0.02)	0.40 (0.00)	3	
0.46 (0.02)	0.23 (0.01)	0.44 (0.00)	0.40 (0.00)	0.16 (0.07)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.26 (0.03)	0.40 (0.00)	4	
0.44 (0.00)	0.25 (0.00)	0.44 (0.00)	0.40 (0.00)	0.25 (0.05)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.25 (0.01)	0.40 (0.00)	1	x ₂
0.63 (0.01)	0.52 (0.01)	0.62 (0.00)	0.60 (0.00)	0.54 (0.00)	0.60 (0.00)	0.60 (0.00)	0.52 (0.01)	0.60 (0.00)	2	
0.45 (0.01)	0.23 (0.00)	0.44 (0.00)	0.40 (0.00)	0.24 (0.07)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.23 (0.02)	0.40 (0.00)	3	
0.46 (0.02)	0.23 (0.01)	0.44 (0.00)	0.40 (0.00)	0.24 (0.08)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.23 (0.02)	0.40 (0.00)	4	
0.48 (0.00)	0.31 (0.00)	0.48 (0.00)	0.45 (0.00)	0.25 (0.01)	0.45 (0.00)	0.45 (0.00)	0.33 (0.01)	0.45 (0.00)	1	u
0.51 (0.01)	0.33 (0.01)	0.50 (0.01)	0.48 (0.01)	0.26 (0.01)	0.48 (0.01)	0.48 (0.01)	0.37 (0.02)	0.48 (0.01)	2	
0.58 (0.00)	0.39 (0.00)	0.57 (0.01)	0.57 (0.00)	0.32 (0.01)	0.57 (0.00)	0.57 (0.00)	0.45 (0.01)	0.57 (0.00)	3	
0.64 (0.00)	0.44 (0.01)	0.61 (0.02)	0.63 (0.00)	0.36 (0.01)	0.63 (0.00)	0.63 (0.00)	0.52 (0.01)	0.63 (0.00)	4	

לוח ג7: מתאמים ממוצעים (ס"ת) של החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם לפי

מצב

כולם			קבוצה חלשה			קבוצה חזקה			מצב	חזאי	
מתקבלים		מועמדים (אמיתי)	מתקבלים		מועמדים (אמיתי)	מתקבלים		מועמדים (אמיתי)			
מתוקן	גולמי		מתוקן	גולמי		מתוקן	גולמי				
0.41 (0.09)	0.17 (0.13)	0.40 (0.08)	0.35 (0.10)	0.06 (0.16)	0.35 (0.10)	0.35 (0.10)	0.20 (0.13)	0.35 (0.10)	א	x ₁	
0.40 (0.08)	0.16 (0.13)	0.40 (0.08)	0.35 (0.10)	0.16 (0.23)	0.35 (0.10)	0.35 (0.10)	0.18 (0.11)	0.35 (0.10)			ב
0.40 (0.08)	0.17 (0.13)	0.40 (0.08)	0.35 (0.10)	0.08 (0.16)	0.35 (0.10)	0.35 (0.10)	0.19 (0.13)	0.35 (0.10)			ג
0.42 (0.09)	0.17 (0.14)	0.40 (0.08)	0.35 (0.10)	0.05 (0.17)	0.35 (0.10)	0.35 (0.10)	0.23 (0.13)	0.35 (0.10)			ד
0.41 (0.09)	0.17 (0.13)	0.40 (0.08)	0.35 (0.10)	0.06 (0.17)	0.35 (0.10)	0.35 (0.10)	0.21 (0.13)	0.35 (0.10)			ה
0.49 (0.09)	0.31 (0.15)	0.48 (0.09)	0.45 (0.10)	0.34 (0.13)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.31 (0.15)	0.45 (0.10)	א	x ₂	
0.49 (0.09)	0.30 (0.14)	0.48 (0.09)	0.45 (0.10)	0.23 (0.20)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.33 (0.13)	0.45 (0.10)			ב
0.48 (0.09)	0.30 (0.15)	0.48 (0.09)	0.45 (0.10)	0.32 (0.14)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.30 (0.15)	0.45 (0.10)			ג
0.51 (0.09)	0.31 (0.15)	0.48 (0.09)	0.45 (0.10)	0.35 (0.13)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.31 (0.15)	0.45 (0.10)			ד
0.49 (0.09)	0.31 (0.15)	0.48 (0.09)	0.45 (0.10)	0.34 (0.13)	0.45 (0.10)	0.45 (0.10)	0.31 (0.15)	0.45 (0.10)			ה
0.55 (0.07)	0.36 (0.06)	0.54 (0.06)	0.53 (0.09)	0.29 (0.06)	0.53 (0.09)	0.53 (0.09)	0.41 (0.09)	0.53 (0.09)	א	u	
0.56 (0.07)	0.37 (0.05)	0.54 (0.06)	0.53 (0.08)	0.30 (0.05)	0.53 (0.08)	0.53 (0.08)	0.42 (0.08)	0.53 (0.08)			ב
0.55 (0.08)	0.37 (0.06)	0.55 (0.07)	0.53 (0.09)	0.31 (0.06)	0.53 (0.09)	0.53 (0.09)	0.40 (0.08)	0.53 (0.09)			ג
0.56 (0.07)	0.36 (0.05)	0.52 (0.05)	0.53 (0.08)	0.28 (0.05)	0.53 (0.08)	0.53 (0.08)	0.44 (0.09)	0.53 (0.08)			ד
0.55 (0.07)	0.37 (0.06)	0.54 (0.06)	0.53 (0.08)	0.30 (0.05)	0.53 (0.08)	0.53 (0.08)	0.42 (0.08)	0.53 (0.08)			ה

מתאמים גולמיים לעומת מתאמים אמיתיים

בכל התנאים המתאמים הגולמיים נמוכים מהמתאמים האמיתיים, הן בתוך הקבוצות והן בקרב כולם. כצפוי, אומדן החסר שמספקים המתאמים הגולמיים גדול יותר בקבוצה החלשה: ההפרש הממוצע בין המתאם הגולמי למתאם האמיתי (גולמי פחות אמיתי) הוא -0.21 בקבוצה החלשה ו- -0.13 בקבוצה החזקה. ממצא זה הוא צפוי כיוון שהברירה משמעותית יותר בקבוצה החלשה: כאמור, יחס הברירה הממוצע הוא 0.25 בקבוצה החלשה ו- 0.75 בקבוצה החזקה. בקרב כולם ההפרש הממוצע בין המתאם הגולמי למתאם האמיתי הוא -0.19 , כשיחס הברירה הוא, כפי שנקבע, 0.50 .

מתאמים מתוקנים לקיצוץ תחום לעומת מתאמים אמיתיים

- המתאמים המתוקנים של כל החזאים בתוך הקבוצות זהים למתאמים האמיתיים. ממצא זה מתיישב עם העובדה שבתוך הקבוצות מתקיימות הנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות, שעומדות בבסיס התיקון לקיצוץ תחום, ולכן התיקון לקיצוץ תחום עובד היטב. חשוב להבהיר שדפוס הממצאים הזה אינו סותר את הממצאים שתוארו ביחס למקדמי הרגרסיה (כזכור, מקדמי הרגרסיה של u לא השתנו ומקדמי הרגרסיה של ה- x ים השתנו), כיוון שמקדמי הרגרסיה לא תוקנו לקיצוץ תחום ואילו המתאמים – כן. למעשה, העובדה שמקדמי הרגרסיה של u , שעבר ברירה ישירה, אינם משתנים בעקבות הברירה, ושמקדמי הרגרסיה של x_1 ושל x_2 , שעברו ברירה עקיפה, כן משתנים בעקבות הברירה, מובאת בחשבון בנוסחאות התיקון.

- המתאמים המתוקנים בקרב כולם גבוהים במעט, בממוצע, מהמתאמים האמיתיים. ממצא זה מתיישב עם העובדה שהנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות אינן מתקיימות בקרב כולם. דפוס הממצאים הזה (נתמקד להלן במתאמים המתוקנים של u ⁷) מתיישב עם הממצאים שתוארו ביחס למקדמי הרגרסיה: ראשית, העובדה שהשיפוע גדל בעקבות הברירה מתיישבת עם כך שהמתאם המתוקן גבוה מהמתאם האמיתי. שנית, הפער בין המתאם המתוקן למתאם האמיתי גדול יותר בתנאים שבהם השינוי במקדמי הרגרסיה של u גדול יותר. כך, בהשוואה בין מצבים הפער בין המתאם המתוקן לאמיתי הוא הגדול ביותר במצב ד (0.03 לעומת ממוצע של 0.01 ביתר המצבים), ובהשוואה בין הדפוסים הפער הוא הגדול ביותר בדפוס 4 (0.03 לעומת ממוצע של 0.01 ביתר הדפוסים). מצב ד ודפוס 4 אופיינו כזכור גם בשינוי הגדול ביותר במקדמי הרגרסיה של u בקרב כולם. שלישית, כמו שנאמר ביחס לשינוי במקדמי הרגרסיה, נציין גם כאן שהפער בין המתאמים האמיתיים למתאמים המתוקנים הוא קטן (ההפרש הממוצע בין המתאם המתוקן למתאם האמיתי הוא 0.02 ביחס ל- u ו- 0.01 ביחס ל- x_1 ו- x_2) ונובע ממאפיינים ספציפיים של המחקר הנוכחי.

⁷ התופעות הנדונות מתקיימות עקרונית גם ביחס ל- x_1 ו- x_2 , אך הן מורכבות יותר כיוון שחזאים אלה עברו ברירה עקיפה.

מדדי קלירי

בלוחות 8א, 8ב ו-8ג מוצגים מדדי קלירי בארבעת הצירופים של האוכלוסייה שבה חושב קו הרגרסיה (קו מועמדים או קו מתקבלים) ושל האוכלוסייה שבה חושבו הסטיות מקו זה (תצפיות מועמדים או תצפיות מתקבלים), כאשר בכל המקרים "קו הרגרסיה" הוא קו הרגרסיה של כולם, ו"הסטיות" הן ממוצע הסטיות של ציון הקריטריון בפועל של בני הקבוצה החלשה מציון הקריטריון המנובא על פי קו הרגרסיה. הממצאים המתוארים הם ממוצע של המתאמים שהתקבלו בפילוחים שונים: מעבר לתנאים, לפי דפוס (מעבר למצבים) ולפי מצב (מעבר לדפוסים). נספח 5 מציג תיאור מפורט של הממצאים שהתקבלו בכל אחד מתנאי המחקר (כל השילובים השונים של המצבים והדפוסים).

באופן מפורט, הערכים בעמודות שמסומנות (1) ו-(2), שיכוננו להלן "קלירי 1" ו"קלירי 2", הם הסטיות מקו המועמדים (שהמשוואה שלו מוצגת בלוחות 6 בעמודות הרביעית והשלישית משמאל), כשב"קלירי 1" הסטיות חושבו בקרב תצפיות של מועמדים, וב"קלירי 2" – בקרב תצפיות של מתקבלים. הערכים המופיעים בעמודות שמסומנות (3) ו-(4), שיכוננו להלן "קלירי 3" ו"קלירי 4", הם הסטיות מקו המתקבלים (שהמשוואה שלו מוצגת בלוחות 6 בשתי העמודות השמאליות), כשב"קלירי 3" הסטיות חושבו בקרב תצפיות של מועמדים, וב"קלירי 4" – בקרב תצפיות של מתקבלים.

"קלירי 1" מייצג, אם כן, את מדד קלירי האמיתי, ו"קלירי 4" מייצג את מדד קלירי שמתקבל במחקר הוגנות אמפירי טיפוסי שמבוסס מטבע הדברים על נתוני מתקבלים. ההפרש בין "קלירי 4" ל-"קלירי 1" ("קלירי 4" פחות "קלירי 1") משקף, אם כן, את העיוות שעשוי להיגרם במדד קלירי בעקבות תהליך הברירה. הפרש זה מוצג בעמודה השמאלית בלוחות 8.

ניתן לפרק את המעבר מ"קלירי 1" ל"קלירי 4" לשני מרכיבים:

- שינוי בקו הרגרסיה – קו הרגרסיה שמחושב במתקבלים עשוי להיות שונה מהקו שמחושב במועמדים.
- שינוי בתצפיות שבקרן מחושבות הסטיות מהקו – כל עוד יחס הברירה בקבוצה החלשה קטן מ-1.00, התצפיות שבקרן מחושבות הסטיות כשמשמשים באוכלוסיית המתקבלים אינן זהות לתצפיות שבקרן מחושבות הסטיות כשמשמשים באוכלוסיית המועמדים.

האפקט של השינוי הראשון⁸, השינוי בקו הרגרסיה, משתקף בהפרש שבין הסטיות מקו המתקבלים לסטיות מקו המועמדים, כשבשני המקרים הסטיות הללו מחושבות בקרב תצפיות מועמדים. זהו ההפרש בין "קלירי 3" ל"קלירי 1" ("קלירי 3" פחות "קלירי 1"), שמוצג בעמודה השלישית משמאל בלוחות 8. האפקט של השינוי השני, השינוי בתצפיות שבהן מחושבות הסטיות מהקו, משתקף בהפרש שבין הסטיות שמחושבות בקרב תצפיות מתקבלים לסטיות שמחושבות בקרב תצפיות מועמדים, כשבשני המקרים מדובר בקו המתקבלים. זהו ההפרש בין "קלירי 4" ל"קלירי 3" ("קלירי 4" פחות "קלירי 3"), שמוצג בעמודה השנייה משמאל בלוחות 8⁹.

ההפרש בין "קלירי 3" ל"קלירי 1" יכונה להלן "אפקט הקו";

ההפרש בין "קלירי 4" ל"קלירי 3" יכונה להלן "אפקט התצפיות";

⁸ סדר השינויים הוא שרירותי. אפשר היה להציג את השינוי בתצפיות שבקרן מחושבות הסטיות כשינוי הראשון, ואת השינוי בקו הרגרסיה כשינוי השני. במקרה זה ההפרש בין "קלירי 4" ל-"קלירי 1" היה מתפרק להפרש בין "קלירי 2" ל-"קלירי 1" ולהפרש בין "קלירי 4" ל-"קלירי 2".

⁹ ערכי ההפרשים (שלוש העמודות השמאליות בלוחות 8) לא זהים תמיד לערכים שמתקבלים מחיסור הערכים המתאימים בלוחות בגלל טעויות עיגול.

וההפרש בין "קלירי 4" ל"קלירי 1" יכונה להלן "האפקט הכולל" שנובע מהעובדה שמדד קלירי חושב על פי נתוני מתקבלים ולא על פי הנתונים הרלוונטיים לבדיקת הגנות – נתוני מועמדים.

לוח 8א: ממוצעים (ס"ת) של ארבעה מדדי קלירי והפרשים ממוצעים (ס"ת) בין מדדים מעבר לתנאים

חזאי	סטיות מקו מועמדים שחושבו בקרב תצפיות של -		סטיות מקו מתקבלים שחושבו בקרב תצפיות של -		הפרשים בין מדדי קלירי		
	מועמדים (1)		מועמדים (3)		(3)	(4)	(4)
	מתקבלים (2)	מועמדים (1)	מתקבלים (4)	מועמדים (3)	פחות (1)	פחות (3)	פחות (4)
x ₁	0.00	-0.34	0.41	-0.10	0.40	-0.51	-0.10
	(0.03)	(0.17)	(0.18)	(0.13)	(0.18)	(0.19)	(0.12)
x ₂	0.00	-0.22	0.21	-0.09	0.21	-0.30	-0.09
	(0.04)	(0.25)	(0.23)	(0.14)	(0.22)	(0.33)	(0.13)
u	-0.11	-0.21	-0.15	-0.23	-0.05	-0.08	-0.13
	(0.06)	(0.14)	(0.11)	(0.16)	(0.05)	(0.06)	(0.10)

לוח 8ב: ממוצעים (ס"ת) של ארבעה מדדי קלירי והפרשים ממוצעים (ס"ת) בין מדדים לפי דפוס

חזאי	דפוס	סטיות מקו מועמדים שחושבו בקרב תצפיות של -		סטיות מקו מתקבלים שחושבו בקרב תצפיות של -		הפרשים בין מדדי קלירי		
		מועמדים (1)		מועמדים (3)		(3)	(4)	(4)
		מתקבלים (2)	מועמדים (1)	מתקבלים (4)	מועמדים (3)	פחות (1)	פחות (3)	פחות (4)
x ₁	1	0.00	-0.11	0.18	-0.02	0.18	-0.20	-0.02
	2	0.00	-0.39	0.66	0.02	0.66	-0.64	0.01
	3	0.00	-0.37	0.37	-0.14	0.37	-0.51	-0.15
	4	0.00	-0.51	0.42	-0.24	0.42	-0.67	-0.24
x ₂	1	0.00	-0.11	0.18	-0.02	0.18	-0.20	-0.02
	2	0.00	0.10	-0.12	0.05	-0.12	0.17	0.05
	3	0.00	-0.37	0.37	-0.14	0.37	-0.51	-0.15
	4	0.00	-0.51	0.42	-0.24	0.42	-0.67	-0.24
u	1	-0.03	-0.06	-0.04	-0.07	-0.04	-0.02	-0.03
	2	-0.08	-0.16	-0.11	-0.18	-0.11	-0.06	-0.09
	3	-0.13	-0.25	-0.18	-0.27	-0.18	-0.09	-0.15
	4	-0.18	-0.38	-0.28	-0.42	-0.28	-0.14	-0.24

לוח 8: ממוצעים (ס"ת) של ארבעה מדדי קלירי והפרשים ממוצעים (ס"ת) בין מדדים לפי מצב

הפרשים בין מדדי קלירי			סטיות מקו מתקבלים שחושבו בקרב תצפיות של -		סטיות מקו מועמדים שחושבו בקרב תצפיות של -		מצב	חזאי	
(4) פחות (1)	(4) פחות (3)	(3) פחות (1)	מתקבלים (4)	מועמדים (3)	מתקבלים (2)	מועמדים (1)			
-0.09 (0.11)	-0.48 (0.21)	0.39 (0.18)	-0.05 (0.11)	0.43 (0.17)	-0.26 (0.16)	0.04 (0.01)	א	x ₁	
-0.10 (0.12)	-0.53 (0.22)	0.43 (0.21)	-0.13 (0.12)	0.40 (0.21)	-0.42 (0.18)	-0.03 (0.01)	ב		
-0.04 (0.08)	-0.45 (0.19)	0.41 (0.18)	0.00 (0.08)	0.45 (0.17)	-0.25 (0.15)	0.04 (0.01)	ג		
-0.18 (0.16)	-0.56 (0.24)	0.38 (0.22)	-0.21 (0.16)	0.35 (0.23)	-0.44 (0.19)	-0.03 (0.01)	ד		
-0.10 (0.12)	-0.51 (0.22)	0.41 (0.20)	-0.10 (0.12)	0.41 (0.20)	-0.35 (0.17)	0.00 (0.00)	ה		
-0.10 (0.12)	-0.32 (0.39)	0.21 (0.28)	-0.14 (0.11)	0.18 (0.28)	-0.29 (0.28)	-0.04 (0.00)	א		x ₂
-0.07 (0.14)	-0.29 (0.35)	0.22 (0.21)	-0.03 (0.14)	0.27 (0.21)	-0.15 (0.26)	0.04 (0.00)	ב		
-0.04 (0.09)	-0.27 (0.34)	0.23 (0.25)	0.01 (0.09)	0.28 (0.25)	-0.14 (0.25)	0.04 (0.00)	ג		
-0.16 (0.18)	-0.34 (0.40)	0.18 (0.23)	-0.20 (0.18)	0.14 (0.24)	-0.31 (0.30)	-0.04 (0.00)	ד		
-0.09 (0.13)	-0.30 (0.37)	0.21 (0.25)	-0.09 (0.13)	0.21 (0.25)	-0.22 (0.27)	0.00 (0.00)	ה		
-0.11 (0.09)	-0.07 (0.05)	-0.04 (0.03)	-0.22 (0.15)	-0.14 (0.10)	-0.20 (0.14)	-0.10 (0.07)	א	u	
-0.12 (0.08)	-0.08 (0.05)	-0.04 (0.03)	-0.24 (0.14)	-0.15 (0.09)	-0.22 (0.13)	-0.11 (0.06)	ב		
-0.04 (0.05)	-0.03 (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.10 (0.11)	-0.07 (0.07)	-0.10 (0.10)	-0.06 (0.06)	ג		
-0.23 (0.14)	-0.13 (0.07)	-0.10 (0.08)	-0.38 (0.20)	-0.25 (0.14)	-0.33 (0.17)	-0.15 (0.06)	ד		
-0.12 (0.09)	-0.08 (0.05)	-0.04 (0.04)	-0.23 (0.15)	-0.15 (0.10)	-0.22 (0.14)	-0.11 (0.06)	ה		

ממצאים עיקריים בלוחות 8:

נזכיר שהסטיות חושבו כציון מנובא פחות ציון בפועל, כך שערך חיובי במדד קלירי מבטא ניבוי יתר (הטיה לטובת הקבוצה החלשה) וערך שלילי ניבוי חסר (הטיה לרעתה). בהתאם, ערך חיובי בהפרש בין מדדים פירושו שהמחוסר (מקדם קלירי שממנו מחסרים) מצביע על יותר הטיה לטובת הקבוצה החלשה (או פחות הטיה לרעתה) מהמחסר (מקדם קלירי שאותו מחסרים).

אפקט הקו

בממוצע מעבר לתנאים, אפקט הקו ב-x₁ ו-x₂ הוא 0.40 ו-0.21 בהתאמה, ואפקט הקו ב-u הוא -0.05. המשמעות של ערך חיובי היא שחישוב הסטיות (של תצפיות המועמדים) מקו הרגרסיה של המתקבלים מגדיל את מדד קלירי (נותן אומדן גדול יותר של הטיה לטובת הקבוצה החלשה¹⁰) לעומת חישובן מקו הרגרסיה של המועמדים (ולהיפך לגבי ערך שלילי). כך, בהתייחס ל-x₁, למשל, כשמחשבים את מדד קלירי על פי קו הרגרסיה

¹⁰ או ערך קטן יותר של הטיה לרעה – תלוי אם נקודת המוצא (המצב האמיתי) היא הטיה לטובת או לרעת הקבוצה החלשה. להלן נשתמש בניסוח של "מוטה יותר/פחות לטובה" גם אם באופן אבסולוטי ההטיה היא לרעה.

של המתקבלים, האומדן המתקבל מראה הטיה לטובת הקבוצה החלשה שערכה גדול ב-0.40 (בסולם ציוני הקריטריון) מאומדן ההטיה על פי קו הרגרסיה של המועמדים (שהיא ההטיה שמתקיימת בפועל).

ניתן להתרשם שאפקט הקו ב-u הוא קטן יחסית לאפקט הקו ב- x_1 ו- x_2 והפוך בכיוונו. נזכיר שהקו שאליה מתייחסים בחישוב מדד קלירי הוא הקו בקרב כולם. כצפוי, אם כן, הממצאים על אפקט הקו בחישוב מדד קלירי תואמים למה שתואר על שינוי מקדמי קו הרגרסיה בקרב כולם (ראו לוחות 6) ב-u לעומת השינוי שלהם ב- x_1 ו- x_2 בעקבות הברירה. ב- x_1 ו- x_2 קו הרגרסיה במתקבלים הוא עם שיפוע קטן יותר וחותר גדול יותר מאשר הקו במועמדים ולכן (כשהאוכלוסייה שבה חושבו הסטיות מקו היא קבועה) הוא משקף יותר הטיה לטובת הקבוצה החלשה ממה שמשקף הקו במועמדים (הפרש חיובי בין "קלירי 3" ל-"קלירי 1"). ב-u ההבדל בין המקדמים של הקו במתקבלים לעומת המקדמים שלו במועמדים הוא קטן יותר והפוך בכיוונו ולכן הוא משקף פחות הטיה לטובה ממה שמשקף הקו במועמדים (הפרש שלילי בין "קלירי 3" ל-"קלירי 1").

בבדיקת אפקט הקו של המשתנים השונים לפי המצבים והדפוסים נמצאו ממצאים דומים לממצאים הכלליים שמתוארים לעיל, למעט במשתנה x_2 בדפוס 2 שבו נמצא אפקט קו הפוך בכיוונו (כלומר, שלילי) בכל חמשת המצבים (ראה נספח 5). כשממצעים את הערכים עבור x_2 רק מעבר לתנאים שבהם אפקט הקו הוא חיובי מתקבל אפקט קו של 0.32.

אפקט התצפיות

בבדיקת אפקט התצפיות של המשתנים השונים לפי המצבים והדפוסים נמצאו ממצאים דומים לממצאים הכלליים שמתוארים לעיל, למעט במשתנה x_2 בדפוס 2 שבו נמצא אפקט תצפיות הפוך בכיוונו (כלומר, חיובי) בכל חמשת המצבים. כשממצעים את הערכים עבור x_2 רק מעבר לתנאים שבהם אפקט התצפיות הוא שלילי מתקבל אפקט תצפיות של -0.46.

האפקט הכולל

הצירוף של אפקט הקו ואפקט התצפיות מייצר אפקט כולל שלילי ביחס לכל החזאים – u , x_1 ו- x_2 , אם כי בממדים מתונים: בממוצע מעבר לתנאים האפקט הוא -0.13 ב-u (צירוף של שני אפקטים שליליים קטנים יחסית), -0.10 ב- x_1 ו-0.09 ב- x_2 (צירוף של אפקט קו חיובי גדול יחסית ואפקט תצפיות שלילי שגדול ממנו בערך מוחלט). בהינתן שסטיית התקן התורקבוצתית של הקריטריון היא 1 מדובר באפקט של כעשירית סטיית תקן שיכול להיחשב כזניח. המשמעות המעשית של האפקט הכולל השלילי היא שמדד קלירי שמבוסס על נתוני מתקבלים ("קלירי 4") משקף מעט פחות הטיה לטובת הקבוצה החלשה ממדד קלירי האמיתי, כלומר זה המחושב במועמדים ("קלירי 1").

בבדיקת האפקט הכולל של המשתנים השונים לפי המצבים והדפוסים נמצאו ממצאים דומים לממצאים הכלליים שמתוארים לעיל במרבית המקרים. אפקט כולל הפוך בכיוונו (כלומר, חיובי) נמצא ב-4 תנאים ב- x_1 , ב-6 תנאים ב- x_2 ובתנאי אחד ב-u. כשממצעים את הערכים רק מעבר לתנאים שבהם האפקט הכולל הוא שלילי מתקבל אפקט כולל של -0.13, -0.15 ו-0.14 עבור x_2 , x_1 ו-u בהתאמה.

בהשוואה בין המצבים והדפוסים האפקט הכולל הוא שלילי במיוחד במצב ד ובדפוסים 3 ו-4.

סיכום ודין

מטרת המחקר הנוכחי הייתה לבחון את ההשלכות של תהליך הברירה על מדד קלירי – הסטייה הממוצעת של ציון הקריטריון בפועל של חברי קבוצת המוקד (במחקר הנוכחי: הקבוצה החלשה) מציון הקריטריון שמנובא על פי קו הרגרסיה המשותף. זהו המדד שמשקף את התוצאות שמתקבלות משימוש בגישה השנייה (סטייה מקו משותף) ליישום המודל של קלירי.

ממצאי המחקר

השלכות תהליך הברירה על מדד קלירי

- מדד קלירי שמבוסס על נתוני המתקבלים משקף מעט פחות הטיה לטובת הקבוצה החלשה ממדד קלירי האמיתי, כלומר מזה המחושב במועמדים. במילים אחרות, בממצאים שמתקבלים במחקר הוגנות טיפוסי (שמבוסס על נתוני מתקבלים כמובן) הם הערכת חסר של ההטיה האמתית לטובת הקבוצה החלשה. עם זאת, ההפרש בין ממדי ההטיה במחקר הוגנות טיפוסי לבין ממדי ההטיה האמיתיים הוא כעשירית סטיית תקן (בהינתן שסטיית התקן התוך-קבוצתית של הקריטריון היא 1), הפרש שיכול להיחשב כזניח.

- הפער בין מדד קלירי במועמדים למדד קלירי במתקבלים הוא תוצר של שני אפקטים:

- **אפקט הקו** = שינוי בקו הרגרסיה במעבר ממועמדים למתקבלים, שמשקף בהפרש שבין הסטיות מקו המתקבלים לסטיות מקו המועמדים (כשבשני המקרים הסטיות הללו מחושבות בקרב תצפיות המועמדים).

בממוצע מעבר לתנאים נמצא שאפקט הקו בשני החזאים x_1 ו- x_2 הוא חיובי, שמשמעותו היא שכשמחשבים את מדד קלירי על פי קו הרגרסיה של המתקבלים, האומדן המתקבל מראה יותר הטיה לטובת הקבוצה החלשה ממה שמראה אומדן ההטיה על פי קו הרגרסיה של המועמדים (שהיא ההטיה שמתקיימת בפועל). אפקט הקו במשתנה הברירה u הוא קטן יחסית לאפקט הקו ב- x_1 ו- x_2 והפוך בכיוונו.

אפקט הקו ביחס לחזאים השונים תואם לממצאים על השינויים במקדמי קו הרגרסיה בקרב כולם במעבר ממועמדים למתקבלים: בקווי הרגרסיה של x_1 ו- x_2 החותך גדל והשיפוע קטן, לכן אפקט הקו הוא חיובי. בקו הרגרסיה של u החותך קטן והשיפוע גדל, כשהשינוי במקדמים קטן יחסית לשינוי המקדמים של x_1 ו- x_2 , ולכן אפקט הקו ב- u הוא שלילי וקטן יחסית לאפקט הקו ב- x_1 ו- x_2 .

אפקט הקו במדד קלירי נגזר אם כן מהשינויים במקדמי הרגרסיה של החזאים השונים. כאמור, השינוי במקדמים של u הוא זניח, בפרט בהשוואה לשינוי במקדמי הרגרסיה של x_1 ו- x_2 . ניתן לסכם אם כן, שהשתנות מקדמי הרגרסיה של החזאים בעקבות תהליך הברירה מתיישב עם הציפייה התאורטית: מקדמי הרגרסיה של החזאי שעבר ברירה ישירה (u) משתנים באופן זניח בעקבות תהליך הברירה, כשהשינוי נובע בעיקרו ממאפיינים ספציפיים של המחקר הנוכחי, ומקדמי הרגרסיה של החזאים שעברו ברירה עקיפה (x_1 ו- x_2) משתנים בעקבות תהליך הברירה, כשהאפקט הטיפוסי הוא הקטנת השיפוע והגדלת החותך (Linn, 1983).

○ **אפקט התצפיות** = שינוי בתצפיות שבקרבן מחושבות הסטיות מקו הרגרסיה, שמשקף בהפרש שבין הסטיות שמחושבות בקרב תצפיות מתקבלים לסטיות שמחושבות בקרב תצפיות מועמדים (כשבשני המקרים מדובר בקו הרגרסיה של המתקבלים):

בממוצע מעבר לתנאים, אפקט התצפיות ב- x_1 ו- x_2 הוא שלילי ודומה בערכו המוחלט לאפקט הקו. המשמעות של ערך שלילי היא שחישוב הסטיות על-פי תצפיות המתקבלים מקטין את מדד קלירי (נותן אומדן קטן יותר של הטיה לטובת הקבוצה החלשה) לעומת חישובן על פי תצפיות המועמדים. אפקט התצפיות ב- u הוא קטן יחסית לאפקט התצפיות ב- x_1 ו- x_2 ושלילי אף הוא.

אפקט התצפיות מקוזז אם כן את אפקט הקו, במצב שבו יש אפקט קו משמעותי שמתיישב עם הציפייה התאורטית, כלומר, עבור x_1 ו- x_2 , שעברו ברירה עקיפה. ההסבר האינטואיטיבי לכך הוא שהמעבר מאוכלוסיית המועמדים לאוכלוסיית המתקבלים מלווה בשינוי בהרכב התצפיות (בעיקר בקבוצה החלשה) והשינוי בקו הרגרסיה מותאם אליו. לפיכך שני האפקטים פועלים בהלימה ובכיוונים מנוגדים (המתאמים בין אפקט הקו לאפקט התצפיות הם -0.81 ו-0.98). עבור x_1 ו- x_2 בהתאמה) כך שמדד קלירי שמבוסס על נתוני המתקבלים משקף באופן סביר את מדד קלירי שמבוסס על נתוני המועמדים.

אשר ל- u , שעבר ברירה ישירה, כאמור, אפקט הקו שלו קטן ונובע ממאפיינים ספציפיים של המחקר הנוכחי (העובדה שבקרב כולם לא מתקיימות הנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות). במקרה זה, אפקט התצפיות פועל בכיוון דומה לאפקט הקו, ושני האפקטים אינם מתקזזים. עם זאת יש להזכיר, שגם ביחס ל- u (כמו ביחס ל- x ים, ששם האפקטים כן מתקזזים) הפער בין מדד קלירי במועמדים למדד קלירי במתקבלים הוא כעשירית סטיית תקן ויכול להיחשב כזניח.

השלכות תהליך הברירה על הממצאים מהשוואת קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות

הדיון שלעיל על אפקט הקו, אפקט התצפיות והאפקט הכולל של תהליך הברירה ביישום המודל של קלירי בגישה השנייה (סטייה מקו רגרסיה משותף), מעורר שאלות בנוגע לנוכחותם של האפקטים הללו ביישום המודל של קלירי בגישה הראשונה (השוואה בין קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות). לצד מבחני המובהקות המסורתיים של המקדמים של משתנה השייכות הקבוצתית ושל משתנה האינטראקציה בינו לבין החזאי (למשל, Zwick & Schlemmer, 2004), ניתן למצוא אופרציונליזציות של הגישה הראשונה לכימות גודל האפקט (בפרט כאשר יש הבדלים בין שיפועי הקווים הקבוצתיים). השיטה המקובלת היא לחשב פער בין ממוצע ציון הקריטריון בפועל של קבוצת המוקד לבין הציון המנובא על פי קו הרגרסיה של קבוצת ההתייחסות במספר ערכים מרכזיים בהתפלגות החזאי בקבוצת המוקד (למשל, Linn, 1973). לאחרונה הוצע מדד מתוקנן לגודל אפקט לניבוי דיפרנציאלי (Nye & Sackett, 2017) שמכמת באופן אנליטי את ההבדל בין שני קווי הרגרסיה הקבוצתיים על ידי חישוב ההבדל הממוצע בין קווי הרגרסיה של קבוצת המוקד וקבוצת ההתייחסות. אפקט הקו ואפקט התצפיות עשויים לנכוח באופן שונה בשיטות השונות ונושא זה ראוי למחקר המשך.

השלכות תהליך הברירה על התוקף

הסוגיה של השלכות תהליך הברירה על התוקף לא הוגדרה אפריורית כשאלת מחקר בעבודה הנוכחית. היא נועדה להציג עוד השתקפות של השלכות תהליך הברירה, שבהלימתה עם הסטטיסטיים השונים שנוגעים לסוגיית ההוגנות (מקדמי רגרסיה, מדד קלירי), תורמת להבנה ולהסבר של התופעות המתגלות.

הממצאים מרכזיים בעניין התוקף היו:

- בכל התנאים, המתאמים המחושבים בקרב המתקבלים (המתאמים הגולמיים) נמוכים מהמתאמים בקרב המועמדים (המתאמים האמיתיים), הן בתוך הקבוצות והן בקרב כולם.
- המתאמים המתוקנים של כל החזאים בתוך הקבוצות זהים למתאמים האמיתיים. ממצא זה מתיישב עם העובדה שבתוך הקבוצות מתקיימות הנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות, שעומדות בבסיס התיקון לקיצוץ תחום.
- המתאמים המתוקנים בקרב כולם גבוהים מעט, בממוצע, מהמתאמים האמיתיים. ממצא זה נובע ככל הנראה מכך שהנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות לא התקיימו בקרב אוכלוסיית כל המועמדים (החלשים והחזקים יחד) בסימולציה.
- הובהרה הזיקה בין דפוס הממצאים בנוגע למתאמים המתוקנים שתואר לעיל לבין הממצאים שהתקבלו ביחס למקדמי הרגרסיה של החזאים השונים, הן בתוך הקבוצות והן בקרב כולם (המתאמים תוקנו לקיצוץ תחום ומקדמי הרגרסיה לא, כשהנחות התיקון של המתאמים והתקיימותן משתקפות בהשתנות או אי השתנות מקדמי הרגרסיה)

השלכות תהליך הברירה בתנאי המחקר השונים

20 תנאי המחקר התקבלו מהצלבה של דפוסים (מתאמים בין שלושת המשתנים בתוך הקבוצות) ומצבים שונים (זיקה בין קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות), שעשויים לאפיין תהליכי ברירה. הממצאים שהוצגו לעיל אודות השלכות תהליך הברירה על מדד קלירי ועל התוקף מתארים את התמונה בממוצע מעבר לתנאים. התמונה הכללית שזוהתה היא אחידה בכיוונה ביחס למרבית התנאים, ובמובן הזה ניתן לסכם שממצאי המחקר הם עקביים וברי הכללה מעבר לדפוסים ולמצבים השונים. עם זאת, כן חשוב להתייחס לשונות שקיימת בממצאי המחקר בין דפוסים ומצבים שונים. בפרט, מצב ד דפוסים 4 (בעיקר) ו-3 (במידה פחותה) הדגימו באופן עקבי פערים גדולים יחסית בין מדד קלירי והסטטיסטיים הנלווים (מקדמי רגרסיה, מתאמים מתוקנים) שמחושבים בקרב המתקבלים לבין ערכיהם האמיתיים. כך, למשל, ההפרש בין מדד קלירי שמבוסס על נתוני מתקבלים לבין מדד קלירי במועמדים עשוי להגיע בדפוס 4 לכרבע סטיית תקן, לעומת כעשירית סטיית תקן בממוצע מעבר לכל התנאים. הפערים הגדולים היחסית בין האומדנים שמחושבים בקרב המתקבלים לבין הערכים האמיתיים נלווים לעובדה שמצב ד דפוסים 3 ו-4 מאופיינים בשיעור הנמוך ביותר של בני הקבוצה החלשה במתקבלים. נזכיר שדפוסים 3 ו-4 מאופיינים במתאם שלילי (בדפוס 4) או אפסי (בדפוס 3) בין שני החזאים, לעומת מתאם חיובי וגבוה בשני הדפוסים האחרים. יש להניח שבמצבי ברירה טיפוסיים מתקיים מתאם חיובי בין כלי המיון השונים ולפיכך דפוסים 3 ו-4 הם נדירים בהקשרים מעשיים. מצב ד מתאפיין בכך ששני החזאים מוטים לרעת הקבוצה החלשה, מצב שגם הוא אינו טיפוס במצבי ברירה ממשיים: במחקרי ההוגנות במאל"ו (למשל, קנת'הן ואח', 2021) מוצאים שהן הבחינה הפסיכומטרית והן ממוצע הבגרות מוטים לטובת נבחני ערבית. תמונה דומה של הטיה לטובה הן על ידי מבחן הכניסה (SAT או ACT) והן על ידי ממוצע

ציוני ביה"ס התיכון מוצאים גם בארה"ב ביחס לשתי קבוצות המיעוט הגדולות ביותר – שחורים והיספנים (Marini et al., 2019; Sanchez, 2013).

בנוסף להבדלים בין התנאים בעוצמת האפקטים ראוי לציין את החריגות של הממצאים בנוגע למשתנה x_2 בדפוס 2 בכיוון האפקטים: בניגוד לציפייה התאורטית, הברירה (העקיפה) גרמה לעלייה בשיפוע ולירידה בחותך ברגרסיה של y על x_2 , ובהתאם לכך גם אפקט הקו וגם אפקט התצפיות במדדי קלירי היו הפוכים בחמשת התנאים הללו מהציפייה התאורטית וממה שהתקבל ביתר התנאים. כפי שציין לין (Linn, 1983), למרות שהאפקט הטיפוסי של הברירה העקיפה הוא להקטין את השיפוע ולהגדיל את החותך, ייתכנו מקרים שבהם יתקבל אפקט הפוך, אם כי תוצאה כזאת עשויה להתקבל רק עבור צירופי מתאמים שלא סביר להיתקל בהם בפועל. המאפיין הבולט של דפוס 2, שבו יש הבדל משמעותי בין המתאמים של x_1 ו- x_2 עם הקריטריון (0.2 ו-0.6 בהתאמה), הוא שהמתאם בין משתנה הברירה u (שהוא ממוצע של x_1 ו- x_2 במשקלות שווים) לבין הקריטריון נמוך מהמתאם של אחד ממרכיביו, x_2 , עם הקריטריון. פחות סביר להיתקל במצב כזה בשטח כיוון שהשיאיה הטבעית של גוף שעושה תהליך ברירה היא שהמשתנה שמשמש בפועל בברירה יהיה התקף ביותר שזמין.

מסקנות והמלצות

מסקנות מעשיות

מדד קלירי שמבוסס על נתוני המתקבלים משקף באופן סביר את המצב האמיתי כלומר את הערך שהיה מתקבל לו לכל המועמדים היו נתוני קריטריון ויכולנו לחשב את מדד קלירי בקרבם. במילים אחרות, הממצאים שעליהם אנו מדווחים (שמבוססים על נתוני המתקבלים) מייצגים נאמנה את מצב העניינים בהקשר הרלוונטי לבחינת סוגיית ההוגנות (תהליך המיון שמתרחש בקרב המועמדים), ובפרט, אין אינדיקציות לכך שבאופן שיטתי אנו מדווחים על תמונה נוחה יותר למאל"ו (יותר הטיה לטובת הקבוצה החלשה או פחות הטיה לרעתה) מזו שקיימת בפועל. כפי שתואר לעיל, יש שונות מסוימת בממצאים כפונקציה של המצב והדפוס, כשגודל הפער בין הממצאים המדווחים לבין המצב האמיתי תלוי בתנאים המדויקים ויכול לנוע מקטן מאוד לגדול מאוד. כפי שהוצע שם, התנאים (דפוסים, מצבים) שבהם נמצאו פערים קיצוניים ו/או ממצאים חריגים בכיוונם אינם מצבים טיפוסיים בהקשר של תהליכי ברירה. למעשה, דפוס 1, שמאפיין במתאמים בינוניים ודומים בין החזאים לקריטריון ומתאם גבוה בין החזאים, נראה כקרוב ביותר לתהליכי הברירה בהקשר של מאל"ו (למשל, קנת'כהן ואח', 2021). עיון בממצאי המחקר הנוכחי מגלה שדפוס 1 מתאפיין בפערים קטנים בין מדד קלירי ויתר הסטטסטים (מקדמי רגרסיה, מתאמים מתוקנים) שמחושבים בקרב המתקבלים לבין ערכיהם האמיתיים. כך, למשל, ערכו של הפרש בין מדד קלירי שמבוסס על נתוני מתקבלים לבין מדד קלירי במועמדים הוא 0.03 סטיית תקן לעומת כ-0.11 סטיית תקן במוצע מעבר לכל התנאים. אשר למצבים שבהם ניתן להיתקל בהקשר של מאל"ו, אלה עשויים להשתנות עפ"י הגדרת קבוצת המוקד (עפ"י מגדר, שפה, וכדומה), אך המצבים הטיפוסיים (א, ג או ה) אינם מתאפיינים בפערים משמעותיים.

מגבלות המחקר

כפי שצוין קודם, בסימולציה שעשינו, הוחלט לדגום את שתי הקבוצות באופן שמקיים את הנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות בכל אחת מהקבוצות בנפרד, ולכן ההנחות האלה אינן מתקיימות כאשר מצרפים את שתי הקבוצות (כל עוד יש הבדלים בין הקבוצות בפרמטרים השונים). הפרת ההנחות בקרב כולם גרמה לסטיות קלות מהממצאים שצפויים להתקבל – בניגוד לציפייה התאורטית, בעקבות הברירה היה שינוי במקדמים

ברגרסיה של γ על u בקרב כולם, והיו לכך השלכות גם על המתאם המתוקן וגם על מדדי קלירי. עקרונית, סטיות כאלה קשורות לשיטת המחקר והן לא בהכרח משקפות את התופעות הנחקרות. עם זאת, אין תשובה חד-משמעית איך נכון להגדיר את תנאי ההדמיה. מחד גיסא, יש היגיון בבחירה למדל התקיימות של ההנחות בתוך הקבוצות ולא בקרב כולם כי ככל שהקבוצה הומוגנית יותר, סביר יותר לצפות שיתקיימו בה ההנחות. מאידך גיסא, מאחר שאוכלוסיית מועמדים כללית כוללת סיווגים אפשריים רבים לקבוצות, יתכן שנכון יותר להגדיר את נקודת המוצא כהתקיימות של ההנחות באוכלוסייה הכוללת. לאור כל זאת, יתכן שיש מקום לעשות ניתוח רגישות של התמונה המתקבלת תחת תנאי הדמיה שונים.

המלצות למחקר המשך

על מנת להשלים את התמונה בנוגע לגישות השונות ליישום המודל של קלירי, ניתן לבדוק את השלכות תהליך הברירה על המדדים המופקים מיישום המודל של בגישה הראשונה (השוואה בין קווי הרגרסיה של שתי הקבוצות). כאמור לעיל, שימוש במדד המתוקן לגודל אפקט לניבוי דיפרנציאלי (Nye & Sackett, 2017) עשוי להתאים למשימה זו.

מקורות

- קלפר, ד', טורחול, א', קנת-כהן, ת' ואורן, כ' (2013). **הוגנות מערכת המיון להשכלה הגבוהה כלפי מבקשי תנאים מותאמים בבחינה הפסיכומטרית (בשפה העברית)** (דוח מס' 386). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת, ת' ואורן, כ' (1988). **בדיקת ההוגנות התרבותית בשימוש במערכת המיון בשתי אוניברסיטאות** (RR 21-05). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת', ברנרן, מ' ואורן, כ' (2021). **תוקף והוגנות מערכת המיון לאוניברסיטאות בישראל** (דוח מס' 376). ירושלים: מרכז ארצי לבחינות ולהערכה.
- קנת-כהן, ת', טורחול, 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.
- AERA (American Educational Research Association), APA (American Psychological Association), & NCME (National Council on Measurement in Education) (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: Author.
- Aguinis, H., Culpepper, S. A., & Pierce, C. A. (2010). Revival of test bias research in preemployment testing. *Journal of Applied Psychology, 95*(4), 648–680. <https://doi.org/10.1037/a0018714>
- Bridgeman, B., McCamley-Jenkins, L., & Ervin, N. (2000). *Predictions of freshman grade-point average from the revised and recentered SAT® I: Reasoning Test*. ETS Research Report Series, 2000(1), i-16.
- Cleary, T. A. (1968). Test bias: Prediction of grades of Negro and white students in integrated colleges. *Journal of Educational Measurement, 5*, 115-124.
- Cronbach, L. J., & Schaeffer, G. A. (1981). *Extensions of personnel selection theory to aspects of minority hiring* (Project Rep. No. 81-A2). Stanford, CA; Stanford University, Institute for Research on Educational Finance and Governance.
- Dahlke, J. A., & Sackett, P. R. (2022). On the assessment of predictive bias in selection systems with multiple predictors. *Journal of Applied Psychology, 107*(11), 1995.
- Darlington, R. B. (1971). Another look at "culture fairness". *Journal of Educational Measurement, 8*, 71-81.
- Gafni, N., & Bronner, S. (1998). *An Examination of criterion-related bias in the testing of Hebrew- and Russian-speaking examinees in Israel* (Report No. 244). Jerusalem: National Institute for Testing and Evaluation.
- Lautenschlager, G. J., & Mendoza, J. L. (1986). A step-down hierarchical multiple regression analysis for examining hypotheses about test bias in prediction. *Applied Psychological Measurement, 10*(2), 133–139. <https://doi.org/10.1177/014662168601000202>
- Linn, R. L. (1973). Fair test use in selection. *Review of Educational Research, 43*(2), 139-161.
- Linn, R. L. (1983). Pearson selection formulas: Implications for studies of predictive bias and estimates of educational effects in selected samples. *Journal of Educational Measurement, 20*, 1-15.
- Linn, R. L. (1984). Selection bias: Multiple meanings. *Journal of Educational Measurement, 21*, 33-47.
- Linn, R. L. (1990). Admissions testing: Recommended uses, validity, differential prediction, and coaching. *Applied Measurement in Education, 3*(4), 297-318.

Linn, R. L., & Werts, C. E. (1971). Considerations for studies of test bias. *Journal of Educational Measurement*, 8(1), 1-4.

Marini, J. P., Westrick, P. A., Young, L., NG, H., Shmueli, D., & Shaw, E. J. (2019). *Differential validity and prediction of the SAT*. (College Board Statistical Report). New York: The College Board.

Mattern, K.D., & Patterson, B.F. (2013). Test of slope and intercept bias in college admissions: A response to Aguinis, Culpepper, and Pierce (2010). *Journal of Applied Psychology*, 98, 134-147.

Mattern, K. D., Patterson, B. F., Shaw, E. J., Kobrin, J. L., & Barbuti, S. M. (2008). *Differential Validity and Prediction of the SAT*. (College Board Research Report 2008-4). New York: College Board.

Nye, C. D., & Sackett, P. R. (2017). New effect sizes for tests of categorical moderation and differential prediction. *Organizational Research Methods*, 20(4), 639-664.

Patterson, B. F., & Mattern, K. D. (2011). *Validity of the SAT for predicting first-year grades: 2008 SAT validity sample* (College Board Statistical Rep. No. 2011-5). New York, NY: College Board.

Patterson, B. F., Mattern, K. D., & Kobrin, J. L. (2009). *Validity of the SAT for predicting FYGPA: 2007 SAT validity sample* (College Board Statistical Rep. No. 2009-1). New York, NY: College Board.

Petersen, N. S., & Novick, M. R. (1976). An evaluation of some models for culture-fair selection. *Journal of Educational Measurement*, 13, 3-29.

Ramist, L., Lewis, C., & McCamley-Jenkins, L. (1994). *Student group differences in predicting college grades: Sex, language, and ethnic groups* (College Board Report No. 93-1). New York: College Board.

Reilly, R. R. (1973). A note on minority group test bias studies. *Psychological Bulletin*, 80(2), 130.

Sanchez, E. (2013). *Differential effects of using ACT® College Readiness Assessment scores and high school GPA to predict first-year college GPA among racial/ethnic, gender, and income groups*. (ACT Research Report No. 2013-4). Iowa City, IA: ACT.

Rotundo, M., & Sackett, P. R. (1999). Effect of rater race on conclusions regarding differential prediction in cognitive ability tests. *Journal of Applied Psychology*, 84(5), 815-822. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.84.5.815>

SIOP (Society for Industrial and Organizational Psychology) (2018). *Principles for the validation and use of personnel selection procedures*. Bowling Green, OH: Author.

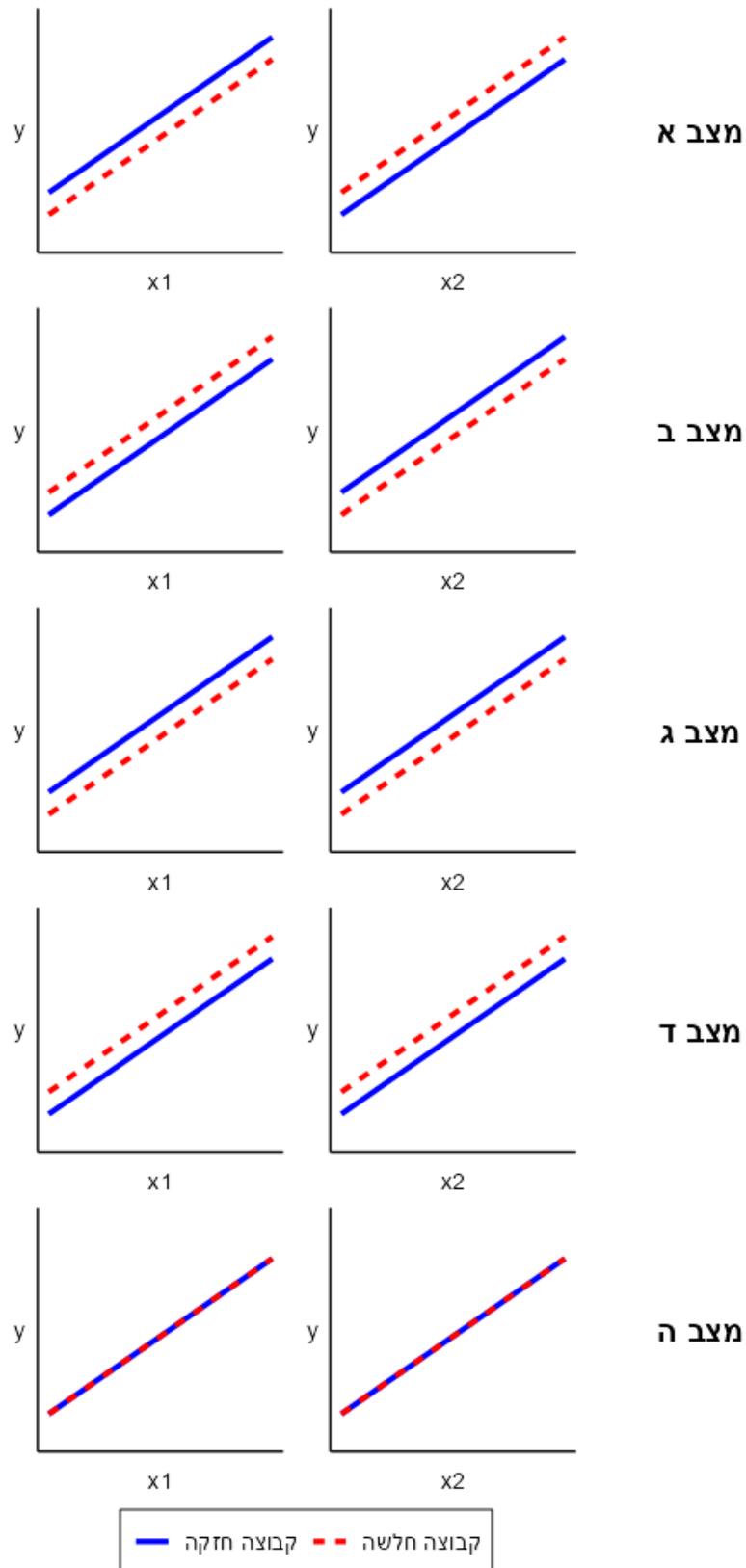
Young, J. W. (2001). *Differential validity, differential prediction, and college admissions testing: A comprehensive review and analysis*. (Research Report No. 2001-6). New York: College Board.

Zwick, R. (2006). Higher education admissions testing. In R. Brennan (Ed.), *Educational Measurement* (4th ed., pp. 647-679). Westport, CT: American Council on Education, Praeger.

Zwick, R., & Schlemmer, L. (2004). SAT validity for linguistic minorities at the University of California, Santa Barbara. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 23(1), 6-16.

נספחים

נספח 1: תרשים סכמתי המתאר קווי הרגרסיה של הקבוצות במצבים השונים



נספח 2: ממוצעים וסטיות תקן של החזאים במועמדים של כל קבוצה ושיעור בני הקבוצה
 במתקבלים (p) בכל אחד מתנאי המחקר¹¹

p	u		x ₂		x ₁		מצב	דפוס	קבוצה
	ס"ת	ממוצע	ס"ת	ממוצע	ס"ת	ממוצע			
0.71	0.80	0.44	1.00	1.00	1.00	1.00	א	1	חזקה
0.71	0.80	0.44	1.00	1.00	1.00	1.00	ב		
0.66	0.84	0.35	1.00	1.00	1.00	1.00	ג		
0.76	0.76	0.53	1.00	1.00	1.00	1.00	ד		
0.71	0.80	0.45	1.00	1.00	1.00	1.00	ה		
0.74	0.77	0.49	1.00	1.00	1.00	1.00	א	2	
0.76	0.72	0.51	1.00	1.00	1.00	1.00	ב		
0.70	0.79	0.42	1.00	1.00	1.00	1.00	ג		
0.80	0.70	0.58	1.00	1.00	1.00	1.00	ד		
0.75	0.74	0.51	1.00	1.00	1.00	1.00	ה		
0.76	0.63	0.44	1.00	1.00	1.00	1.00	א	3	
0.76	0.63	0.44	1.00	1.00	1.00	1.00	ב		
0.70	0.66	0.35	1.00	1.00	1.00	1.00	ג		
0.81	0.60	0.53	1.00	1.00	1.00	1.00	ד		
0.76	0.63	0.45	1.00	1.00	1.00	1.00	ה		
0.78	0.57	0.44	1.00	1.00	1.00	1.00	א	4	
0.78	0.57	0.44	1.00	1.00	1.00	1.00	ב		
0.72	0.59	0.35	1.00	1.00	1.00	1.00	ג		
0.84	0.54	0.53	1.00	1.00	1.00	1.00	ד		
0.79	0.57	0.45	1.00	1.00	1.00	1.00	ה		
0.29	0.80	-0.44	1.00	-0.25	1.00	0.25	א	1	חלשה
0.29	0.80	-0.44	1.00	0.25	1.00	-0.25	ב		
0.34	0.84	-0.35	1.00	0.25	1.00	0.25	ג		
0.24	0.76	-0.53	1.00	-0.25	1.00	-0.25	ד		
0.29	0.80	-0.45	1.00	0.00	1.00	0.00	ה		
0.26	0.77	-0.49	1.00	0.17	1.00	-0.50	א	2	
0.24	0.72	-0.51	1.00	0.50	1.00	-1.50	ב		
0.30	0.79	-0.42	1.00	0.50	1.00	-0.50	ג		
0.20	0.70	-0.58	1.00	0.17	1.00	1.50	ד		
0.25	0.74	-0.51	1.00	0.33	1.00	-1.00	ה		
0.24	0.63	-0.44	1.00	-0.25	1.00	0.25	א	3	
0.24	0.63	-0.44	1.00	0.25	1.00	-0.25	ב		
0.30	0.66	-0.35	1.00	0.25	1.00	0.25	ג		
0.19	0.60	-0.53	1.00	-0.25	1.00	-0.25	ד		
0.24	0.63	-0.45	1.00	0.00	1.00	0.00	ה		
0.22	0.57	-0.44	1.00	-0.25	1.00	0.25	א	4	
0.22	0.57	-0.44	1.00	0.25	1.00	-0.25	ב		
0.28	0.59	-0.35	1.00	0.25	1.00	0.25	ג		
0.16	0.54	-0.53	1.00	-0.25	1.00	-0.25	ד		
0.21	0.57	-0.45	1.00	0.00	1.00	0.00	ה		

¹¹ בלוח של נספח 2 מוצגות תוצאות עבור כל אחד מ-20 התנאים שנבחנו במחקר. כפי שהוסבר בפרק השיטה וניתן לראות בבירור גם כאן, בדפוסים 1, 3 ו-4 תנאים א ו-ב הם חלופיים מבחינת ממוצעי המשתנים x₁ ו-x₂ (כלומר ממוצעי x₁ בתנאי א זהה לממוצע x₂ בתנאי ב ולהיפך) בעוד שכל יתר הערכים בתנאים אלו זהים לחלוטין. לפיכך, בלוחות המוצגים בנספח, שבהם לא מוצגים ממוצעים של משתנים אלה, מוצגים רק 17 תנאים: התנאים 1, 3 ו-4 מושמטים מן התצוגה, שכן תוצאותיהם זהות לחלוטין לאלו של התנאים המקבילים במצב א.

נספח 3: מקדמי רגרסיה של החזאים במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם בכל אחד מתנאי המחקר

כולם				קבוצה חלשה				קבוצה חזקה				חזאי	מצב	דפוס
מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים				
שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך	שיפוע	חותך			
0.32	0.74	0.42	0.54	0.26	0.79	0.40	0.50	0.33	0.73	0.40	0.60	x ₁	א	1
0.29	0.83	0.38	0.66	0.26	0.93	0.40	0.70	0.33	0.74	0.40	0.60	x ₂		
0.54	0.80	0.54	0.80	0.56	0.85	0.56	0.85	0.56	0.75	0.56	0.75	u		
0.32	0.75	0.42	0.54	0.26	0.76	0.40	0.50	0.32	0.76	0.40	0.60	x ₁	ג	
0.32	0.75	0.42	0.54	0.26	0.76	0.40	0.50	0.32	0.76	0.40	0.60	x ₂		
0.54	0.80	0.54	0.80	0.53	0.79	0.53	0.79	0.53	0.81	0.53	0.81	u		
0.31	0.80	0.38	0.66	0.24	0.96	0.40	0.70	0.34	0.72	0.40	0.60	x ₁	ד	
0.31	0.80	0.38	0.66	0.24	0.96	0.40	0.70	0.34	0.72	0.40	0.60	x ₂		
0.53	0.78	0.52	0.80	0.59	0.91	0.59	0.91	0.59	0.69	0.59	0.69	u		
0.31	0.78	0.40	0.60	0.25	0.86	0.40	0.60	0.33	0.74	0.40	0.60	x ₁	ה	
0.31	0.78	0.40	0.60	0.25	0.86	0.40	0.60	0.33	0.74	0.40	0.60	x ₂		
0.54	0.80	0.53	0.80	0.56	0.85	0.56	0.85	0.56	0.75	0.56	0.75	u		
-0.03	1.23	0.22	0.74	-0.25	1.33	0.20	0.70	0.01	1.19	0.20	0.80	x ₁	א	2
0.67	0.27	0.58	0.46	0.75	0.20	0.60	0.50	0.66	0.28	0.60	0.40	x ₂		
0.55	0.79	0.54	0.80	0.60	0.90	0.60	0.90	0.60	0.70	0.60	0.70	u		
-0.03	1.23	0.18	0.84	-0.25	1.14	0.20	0.90	0.02	1.18	0.20	0.80	x ₁	ב	
0.64	0.27	0.61	0.34	0.75	-0.05	0.60	0.30	0.65	0.30	0.60	0.40	x ₂		
0.61	0.78	0.59	0.80	0.69	0.95	0.69	0.95	0.69	0.65	0.69	0.65	u		
-0.02	1.23	0.22	0.74	-0.23	1.26	0.20	0.70	-0.01	1.25	0.20	0.80	x ₁	ג	
0.67	0.20	0.61	0.34	0.74	-0.02	0.60	0.30	0.66	0.27	0.60	0.40	x ₂		
0.57	0.80	0.57	0.80	0.59	0.85	0.59	0.85	0.59	0.75	0.59	0.75	u		
-0.03	1.22	0.18	0.84	-0.28	1.19	0.20	0.90	0.04	1.12	0.20	0.80	x ₁	ד	
0.66	0.30	0.58	0.46	0.76	0.16	0.60	0.50	0.64	0.32	0.60	0.40	x ₂		
0.60	0.75	0.55	0.80	0.70	1.01	0.70	1.01	0.70	0.59	0.70	0.59	u		
-0.03	1.23	0.20	0.80	-0.26	1.24	0.20	0.80	0.02	1.18	0.20	0.80	x ₁	ה	
0.67	0.26	0.60	0.40	0.75	0.07	0.60	0.40	0.65	0.29	0.60	0.40	x ₂		
0.58	0.78	0.56	0.80	0.64	0.93	0.64	0.93	0.64	0.67	0.64	0.67	u		
0.25	0.94	0.42	0.54	0.14	1.16	0.40	0.50	0.28	0.87	0.40	0.60	x ₁	א	3
0.22	1.01	0.38	0.66	0.17	1.22	0.40	0.70	0.28	0.87	0.40	0.60	x ₂		
0.78	0.77	0.75	0.80	0.90	0.99	0.89	0.99	0.89	0.61	0.89	0.61	u		
0.24	0.97	0.42	0.54	0.17	1.08	0.40	0.50	0.26	0.92	0.40	0.60	x ₁	ג	
0.24	0.98	0.42	0.54	0.17	1.08	0.40	0.50	0.26	0.92	0.40	0.60	x ₂		
0.80	0.79	0.79	0.80	0.85	0.90	0.85	0.90	0.85	0.70	0.85	0.70	u		
0.24	0.95	0.38	0.66	0.14	1.30	0.40	0.70	0.30	0.82	0.40	0.60	x ₁	ד	
0.24	0.95	0.38	0.66	0.14	1.30	0.40	0.70	0.30	0.82	0.40	0.60	x ₂		
0.77	0.73	0.70	0.80	0.94	1.10	0.94	1.10	0.94	0.50	0.94	0.50	u		
0.24	0.97	0.40	0.60	0.15	1.19	0.40	0.60	0.28	0.87	0.40	0.60	x ₁	ה	
0.24	0.97	0.40	0.60	0.15	1.19	0.40	0.60	0.28	0.87	0.40	0.60	x ₂		
0.78	0.77	0.75	0.80	0.89	1.00	0.89	1.00	0.89	0.60	0.89	0.60	u		
0.23	1.00	0.42	0.54	0.11	1.33	0.40	0.50	0.27	0.90	0.40	0.60	x ₁	א	4
0.21	1.06	0.38	0.66	0.16	1.37	0.40	0.70	0.28	0.89	0.40	0.60	x ₂		
0.93	0.74	0.87	0.80	1.12	1.09	1.12	1.09	1.12	0.51	1.12	0.51	u		
0.22	1.05	0.42	0.54	0.14	1.22	0.40	0.50	0.25	0.96	0.40	0.60	x ₁	ג	
0.22	1.05	0.42	0.54	0.14	1.22	0.40	0.50	0.25	0.96	0.40	0.60	x ₂		
0.96	0.78	0.94	0.80	1.07	0.97	1.07	0.97	1.07	0.62	1.07	0.63	u		
0.23	0.99	0.38	0.66	0.12	1.47	0.40	0.70	0.29	0.84	0.40	0.60	x ₁	ד	
0.23	0.99	0.38	0.66	0.12	1.47	0.40	0.70	0.29	0.84	0.40	0.60	x ₂		
0.92	0.67	0.78	0.80	1.18	1.22	1.18	1.22	1.18	0.37	1.18	0.38	u		
0.22	1.03	0.40	0.60	0.13	1.35	0.40	0.60	0.27	0.90	0.40	0.60	x ₁	ה	
0.22	1.03	0.40	0.60	0.13	1.35	0.40	0.60	0.27	0.90	0.40	0.60	x ₂		
0.93	0.74	0.86	0.80	1.12	1.10	1.12	1.10	1.12	0.50	1.12	0.50	u		

נספח 4: מתאמי החזאים עם הקריטריון במועמדים ובמתקבלים לפי קבוצות ובכולם בכל אחד מתנאי המחקר

דפוס	מצב	חזאי	קבוצה חלשה						קבוצה חזקה		
			מתקבלים		מועמדים		מתקבלים		מועמדים		חזאי
			מתוקן	גולמי	מתוקן	גולמי	מתוקן	גולמי	מתוקן	גולמי	
1	א	x ₁	0.44	0.25	0.44	0.40	0.17	0.40	0.40	0.27	0.40
		x ₂	0.44	0.25	0.44	0.40	0.27	0.40	0.40	0.25	0.40
		u	0.48	0.31	0.48	0.45	0.25	0.45	0.45	0.33	0.45
	ג	x ₁	0.44	0.25	0.44	0.40	0.19	0.40	0.40	0.26	0.40
		x ₂	0.44	0.25	0.44	0.40	0.26	0.40	0.40	0.25	0.40
		u	0.48	0.31	0.48	0.45	0.26	0.45	0.45	0.32	0.45
	ד	x ₁	0.45	0.25	0.44	0.40	0.17	0.40	0.40	0.29	0.40
		x ₂	0.45	0.25	0.44	0.40	0.29	0.40	0.40	0.25	0.40
		u	0.48	0.31	0.47	0.45	0.24	0.45	0.45	0.35	0.45
	ה	x ₁	0.44	0.25	0.44	0.40	0.18	0.40	0.40	0.27	0.40
		x ₂	0.44	0.25	0.44	0.40	0.27	0.40	0.40	0.25	0.40
		u	0.48	0.31	0.48	0.45	0.25	0.45	0.45	0.33	0.45
2	א	x ₁	0.28	-0.02	0.27	0.20	-0.18	0.20	0.20	0.01	0.20
		x ₂	0.62	0.53	0.62	0.60	0.54	0.60	0.60	0.53	0.60
		u	0.50	0.32	0.49	0.46	0.25	0.46	0.46	0.35	0.46
	ב	x ₁	0.28	-0.03	0.28	0.20	-0.19	0.20	0.20	0.02	0.20
		x ₂	0.63	0.51	0.62	0.60	0.53	0.60	0.60	0.51	0.60
		u	0.52	0.34	0.51	0.49	0.27	0.49	0.49	0.39	0.49
	ג	x ₁	0.27	-0.02	0.27	0.20	-0.17	0.20	0.20	-0.01	0.20
		x ₂	0.62	0.52	0.62	0.60	0.54	0.60	0.60	0.52	0.60
		u	0.50	0.33	0.50	0.47	0.26	0.47	0.47	0.35	0.47
	ד	x ₁	0.29	-0.03	0.28	0.20	-0.21	0.20	0.20	0.03	0.20
		x ₂	0.64	0.53	0.62	0.60	0.54	0.60	0.60	0.53	0.60
		u	0.52	0.33	0.49	0.49	0.25	0.49	0.49	0.39	0.49
ה	x ₁	0.28	-0.03	0.28	0.20	-0.19	0.20	0.20	0.01	0.20	
	x ₂	0.63	0.53	0.62	0.60	0.54	0.60	0.60	0.53	0.60	
	u	0.51	0.33	0.50	0.48	0.26	0.48	0.48	0.37	0.48	
3	א	x ₁	0.45	0.23	0.44	0.40	0.12	0.40	0.40	0.26	0.40
		x ₂	0.44	0.22	0.44	0.40	0.27	0.40	0.40	0.22	0.40
		u	0.58	0.39	0.57	0.57	0.32	0.56	0.57	0.45	0.56
	ג	x ₁	0.44	0.22	0.44	0.40	0.15	0.40	0.40	0.25	0.40
		x ₂	0.44	0.22	0.44	0.40	0.25	0.40	0.40	0.22	0.40
		u	0.59	0.40	0.58	0.57	0.33	0.57	0.57	0.43	0.57
	ד	x ₁	0.47	0.23	0.44	0.40	0.13	0.40	0.40	0.29	0.40
		x ₂	0.47	0.23	0.44	0.40	0.29	0.40	0.40	0.23	0.40
		u	0.59	0.38	0.55	0.57	0.30	0.57	0.57	0.47	0.57
	ה	x ₁	0.45	0.23	0.44	0.40	0.14	0.40	0.40	0.27	0.40
		x ₂	0.45	0.23	0.44	0.40	0.27	0.40	0.40	0.23	0.40
		u	0.58	0.39	0.57	0.57	0.32	0.57	0.57	0.45	0.57
4	א	x ₁	0.46	0.23	0.44	0.40	0.10	0.40	0.40	0.26	0.40
		x ₂	0.45	0.22	0.44	0.40	0.29	0.40	0.40	0.22	0.40
		u	0.64	0.43	0.61	0.63	0.36	0.63	0.63	0.52	0.63
	ג	x ₁	0.44	0.22	0.44	0.40	0.14	0.40	0.40	0.25	0.40
		x ₂	0.44	0.22	0.44	0.40	0.25	0.40	0.40	0.22	0.40
		u	0.64	0.45	0.63	0.63	0.38	0.63	0.63	0.50	0.63
	ד	x ₁	0.49	0.23	0.44	0.40	0.12	0.40	0.40	0.29	0.40
		x ₂	0.49	0.23	0.44	0.40	0.29	0.40	0.40	0.23	0.40
		u	0.64	0.43	0.58	0.63	0.34	0.63	0.63	0.54	0.63
	ה	x ₁	0.46	0.23	0.44	0.40	0.13	0.40	0.40	0.27	0.40
		x ₂	0.46	0.23	0.44	0.40	0.27	0.40	0.40	0.23	0.40
		u	0.64	0.43	0.61	0.63	0.36	0.63	0.63	0.52	0.63

נספח 5: ארבעה מדדי קלירי והפרשים בין מדדים בכל אחד מתנאי המחקר

הפרשים בין מדדי קלירי			סטיות מקו מתקבלים		סטיות מקו מועמדים		חזאי	מצב	דפוס		
(4) (1) פחות	(4) (3) פחות	(3) (1) פחות	שחושבו בקרב תצפיות של -		שחושבו בקרב תצפיות של -						
			(4) מתקבלים	(3) מועמדים	(2) מתקבלים	(1) מועמדים					
-0.01	-0.19	0.18	0.04	0.22	-0.04	0.04	x ₁	א	1		
-0.03	-0.22	0.19	-0.07	0.15	-0.17	-0.04	x ₂				
-0.03	-0.02	-0.01	-0.06	-0.04	-0.06	-0.04	u				
0.01	-0.18	0.18	0.05	0.23	-0.04	0.04	x ₁	ג		1	
0.01	-0.18	0.18	0.05	0.23	-0.04	0.04	x ₂				
0.01	0.00	0.00	0.02	0.01	0.02	0.01	u				
-0.07	-0.22	0.16	-0.10	0.12	-0.18	-0.04	x ₁	ד			1
-0.07	-0.22	0.16	-0.10	0.12	-0.18	-0.04	x ₂				
-0.08	-0.05	-0.02	-0.15	-0.10	-0.14	-0.08	u				
-0.02	-0.20	0.18	-0.02	0.18	-0.11	0.00	x ₁	ה	1		
-0.02	-0.20	0.18	-0.02	0.18	-0.11	0.00	x ₂				
-0.03	-0.02	-0.01	-0.07	-0.04	-0.06	-0.04	u				
0.00	-0.60	0.61	0.04	0.64	-0.30	0.03	x ₁	א		2	
0.01	0.19	-0.17	-0.03	-0.22	0.04	-0.04	x ₂				
-0.06	-0.04	-0.02	-0.13	-0.08	-0.12	-0.07	u				
0.02	-0.67	0.69	0.00	0.67	-0.47	-0.02	x ₁	ב			2
0.09	0.14	-0.06	0.13	-0.01	0.15	0.05	x ₂				
-0.11	-0.07	-0.04	-0.21	-0.14	-0.19	-0.10	u				
0.04	-0.57	0.61	0.08	0.65	-0.29	0.03	x ₁	ג	2		
0.07	0.17	-0.11	0.11	-0.06	0.15	0.05	x ₂				
-0.03	-0.02	-0.01	-0.06	-0.04	-0.06	-0.04	u				
-0.03	-0.72	0.69	-0.05	0.67	-0.49	-0.02	x ₁	ד		2	
0.03	0.18	-0.15	-0.01	-0.19	0.03	-0.04	x ₂				
-0.17	-0.10	-0.07	-0.30	-0.19	-0.27	-0.12	u				
0.01	-0.64	0.66	0.01	0.66	-0.39	0.00	x ₁	ה			2
0.06	0.18	-0.12	0.06	-0.12	0.10	0.00	x ₂				
-0.09	-0.06	-0.03	-0.18	-0.12	-0.17	-0.09	u				
-0.13	-0.49	0.36	-0.09	0.40	-0.29	0.04	x ₁	א	3		
-0.15	-0.54	0.39	-0.18	0.35	-0.44	-0.04	x ₂				
-0.14	-0.09	-0.04	-0.27	-0.17	-0.25	-0.13	u				
-0.07	-0.46	0.39	-0.03	0.43	-0.27	0.04	x ₁	ג		3	
-0.07	-0.46	0.39	-0.03	0.43	-0.27	0.04	x ₂				
-0.05	-0.04	-0.01	-0.13	-0.09	-0.13	-0.08	u				
-0.24	-0.56	0.33	-0.27	0.29	-0.46	-0.04	x ₁	ד			3
-0.24	-0.56	0.33	-0.27	0.29	-0.46	-0.04	x ₂				
-0.26	-0.15	-0.11	-0.43	-0.28	-0.38	-0.17	u				
-0.14	-0.51	0.37	-0.14	0.37	-0.37	0.00	x ₁	ה	3		
-0.14	-0.51	0.37	-0.14	0.37	-0.37	0.00	x ₂				
-0.14	-0.10	-0.05	-0.27	-0.18	-0.26	-0.13	u				
-0.23	-0.64	0.41	-0.18	0.45	-0.43	0.04	x ₁	א		4	
-0.24	-0.69	0.45	-0.28	0.41	-0.59	-0.04	x ₂				
-0.23	-0.14	-0.08	-0.41	-0.27	-0.37	-0.18	u				
-0.14	-0.60	0.46	-0.10	0.50	-0.40	0.04	x ₁	ג			4
-0.14	-0.60	0.46	-0.10	0.50	-0.40	0.04	x ₂				
-0.10	-0.08	-0.03	-0.23	-0.16	-0.22	-0.13	u				
-0.37	-0.74	0.36	-0.41	0.33	-0.63	-0.04	x ₁	ד	4		
-0.37	-0.74	0.36	-0.41	0.33	-0.63	-0.04	x ₂				
-0.41	-0.21	-0.20	-0.63	-0.42	-0.54	-0.21	u				
-0.24	-0.67	0.43	-0.24	0.43	-0.52	0.00	x ₁	ה		4	
-0.24	-0.67	0.43	-0.24	0.43	-0.52	0.00	x ₂				
-0.24	-0.15	-0.09	-0.42	-0.27	-0.38	-0.18	u				

נספח 6: בדיקה של התקיימות הנחת הלינאריות והנחת ההומוסקדסטיות בהתפלגות המשותפת של הקריטריון y ושל u בתוך קבוצה ובקרב כולם

מבוא

בעקבות הממצא שקו הרגרסיה של u בתוך קבוצה כצפוי לא משתנה בעקבות הברירה, בעוד שקו הרגרסיה של u בקרב כולם כן משתנה, נעשתה בדיקה של התקיימות הנחות הלינאריות וההומוסקדסטיות בקשר של u ו- y באוכלוסיית המועמדים – בתוך קבוצה ובקרב כולם. הנחת הלינאריות פירושה שהקשר בין u ו- y הוא לינארי, והנחת ההומוסקדסטיות פירושה שהפיזור של ערכי y סביב קו הרגרסיה של y על u הוא קבוע בערכים שונים של u .

חשוב להבהיר שהעובדה שקו הרגרסיה משתנה בעקבות הברירה נובעת מהפרת הנחת הלינאריות, והיא אינה קשורה להפרת הנחת ההומוסקדסטיות (הנחת ההומוסקדסטיות רלוונטית, לצד הנחת הלינאריות, לאיכות התיקון לקיצוץ תחום של המתאם בין u ו- y). עם זאת, למען הסדר הטוב יוצגו אינדיקציות להתקיימות של שתי ההנחות.

שיטה

האינדיקציות להתקיימות ההנחות נבדקו בתוך קבוצה ומעבר לכולם (בפועל הבדיקה בתוך קבוצה נעשתה עבור הקבוצה החזקה. בהינתן האופן שבו נבנתה אוכלוסיית המועמדים, נתוני שתי הקבוצות בעניין זה הם זהים).

שלבים בבדיקת הנחת הלינאריות:

- נבחרו התצפיות בטווח שבין האחוזון ה-20 לאחוזון ה-80 במשתנה u .
- טווח הערכים של u אחרי הסרת הקצוות חולק לשלושה מקטעים שווי אורך¹².
- בכל אחד מהמקטעים חושב השיפוע במשוואת הרגרסיה של y על u .

שלבים בבדיקת הנחת ההומוסקדסטיות:

- חושבה משוואת הרגרסיה של y על u בכל הטווח של המשתנה u .
- נבחרו התצפיות בטווח שבין האחוזון ה-20 לאחוזון ה-80 במשתנה u .
- טווח הערכים של u אחרי הסרת הקצוות חולק לשלושה מקטעים שווי טווח.
- בכל אחד מהמקטעים חושב RMSE (שורש סכום ריבועי הסטיות של הערך של y בפועל מהערך המנובא במשוואת הרגרסיה של y על u – u שחושבה בשלב הראשון על כל הטווח).

¹² משתמע מכך שמספר התצפיות אינו זהה בשלושת המקטעים (המקטע האמצעי כולל יותר תצפיות).

האינדיקציות להתקיימות ההנחות נבדקו ביחס לתנאים אחדים מתוך 17 תנאי המחקר. להלן יוצגו התוצאות שנוגעות לדפוס 4 מצב א, שבו השינוי במקדמי הרגרסיה בעקבות הברירה הוא הגדול ביותר. בלוח הבא מוצגים מאפיינים (שיפוע ו-RMSE) של קו הרגרסיה של γ על u בשלושה מקטעים (שווי טווח) בהתפלגות של u :

שיפוע ו-RMSE של קו הרגרסיה של γ על u
בתוך קבוצה ובקרב כולם בשלושה מקטעים בהתפלגות u

שליש עליון	שליש אמצעי	שליש תחתון		
1.18	1.18	1.18	בתוך קבוצה	שיפוע
0.76	0.42	0.76	בקרב כולם	
0.78	0.78	0.78	בתוך קבוצה	RMSE
0.84	0.88	0.84	בקרב כולם	

ניתן להיווכח שבתוך קבוצה השיפוע ו-RMSE זהים בשלושת המקטעים ושהמצב אינו כך בקרב כולם בייחוד בנוגע לשיפוע. זוהי המחשה של העובדה שהנחות הלינאריות¹³ וההומוסקדסטיות מתקיימות בתוך קבוצה ואינן מתקיימות בקרב כולם. הממצאים בקרב כולם משקפים שתי נקודות ראויות להתייחסות. ראשית, האפקט של הפרת הנחת ההומוסקדסטיות הוא קטן יחסית לאפקט של הפרת הנחת הלינאריות. שנית, ערכי הסטטיסטים בשליש התחתון ובשליש העליון הם זהים. הסימטריה הזו נובעת מכך שקיימת סימטריה הפוכה בין הפרופורציות של שתי הקבוצות בשליש התחתון ובשליש העליון, ומאחר שהמאפיינים התוך-קבוצתיים נקבעו כזהים בין הקבוצות, ושהאפקטים בין הקבוצות תורמים אותו הדבר לשונות המשותפת במצב של סימטריה בפרופורציות של הקבוצות, מתקבלים סטטיסטים זהים בשליש התחתון ובשליש העליון.

¹³ כשהערך האחד של 1.18 בשלושת השלישים זהה כמובן לאומדן הכללי של השיפוע של u הן בקבוצה החזקה והן בקבוצה החלשה בתנאי הנדון (ראו לוח 2).

RR-25-01
דצמבר 2025

