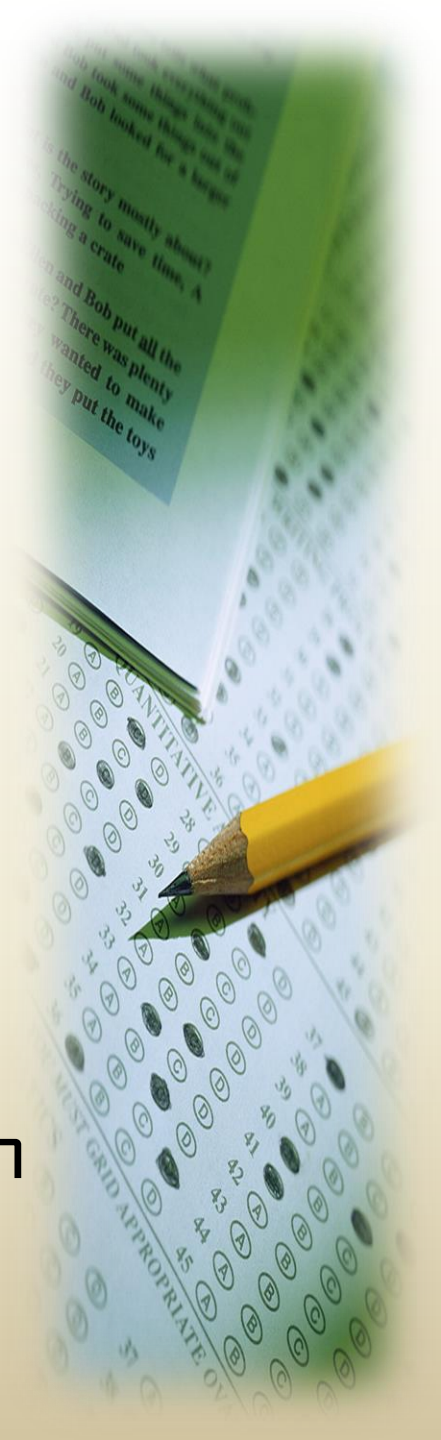
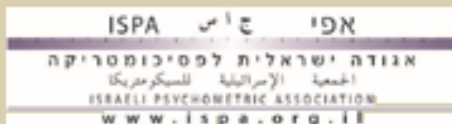


מטא אנליזה של תוקף הבחינה הפסיכומטרית – מודל אפקטים אקראיים

דביר קלפר ואליוט טורוול
המרכז הארצי לבחינות ולהערכה (מאל"ו)

הכינוס השנתי ה-14

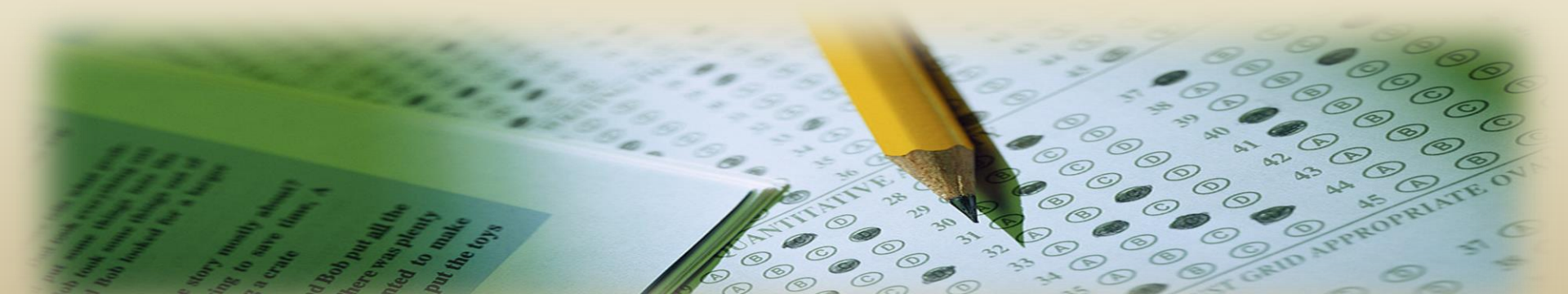
האגודה הישראלית לפסיכומטריקה (אפי) 2018



מבנה המצגת

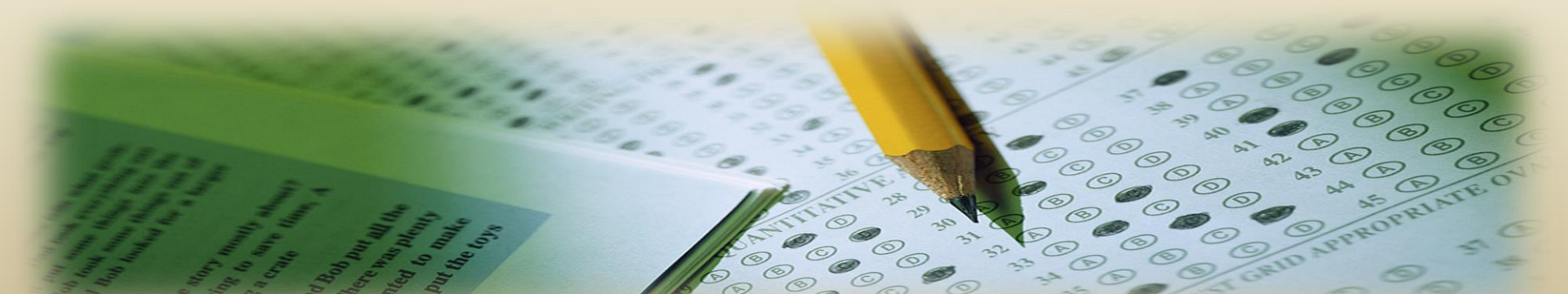
- מטרות המחקר
- מבוא קצר למטא אנליזה – אפקטים אקראיים בשיטת המומנטים
([DerSimonian and Laird method](#))
- שונות האומד תוקף ניבוי עבור ברירה עקיפה
- המחקרים / משתני המחקר
- מודל אפקטים אקראיים
- אנליזת תתי-קבוצות (ניתוח שונות)
- מטא רגרסיה
- סיכום

MACROS

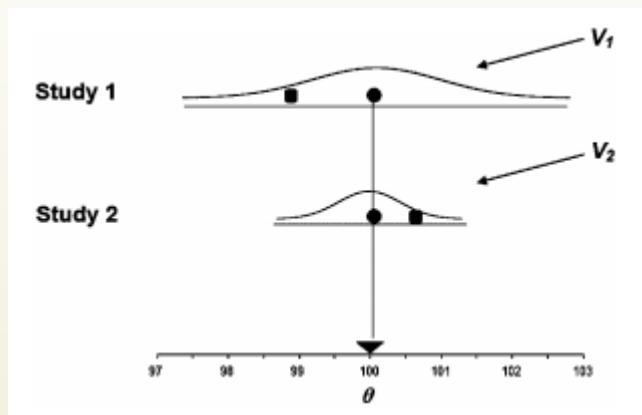


מטרות המחקר

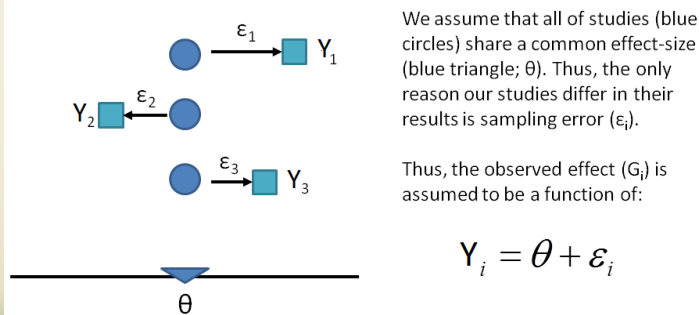
- המטרה המרכזית של מחקר זה היא לחשב את תוחלת תוקף הניבוי של מדדי הקבלה לאוניברסיטאות בישראל תוך שימוש באנליזה של אפקטים אקראיים – מודל המתאר טוב יותר את המציאות (מאשר מודל אפקטים קבועים)
- לכמת את ההטרוגניות הקיימת בתוקף הניבוי ולנסות ולהסביר אותה הן באמצעות אנליזת תתי-קבוצות והן על ידי מטא רגרסיה



מטא אנליזה – אפקטים קבועים/משותפים



The Fixed-Effect Model



- במודל אפקטים קבועים אנו מניחים שלכל המחקרים יש גודל אפקט משותף
- במילים אחרות, כל הגורמים שיכולים להשפיע על גודל האפקט זהים בכל המחקרים
- לכן, גודל האפקט הנצפה שונה ממחקר למחקר רק בגלל טעות מדידה שקיימת בכל מחקר

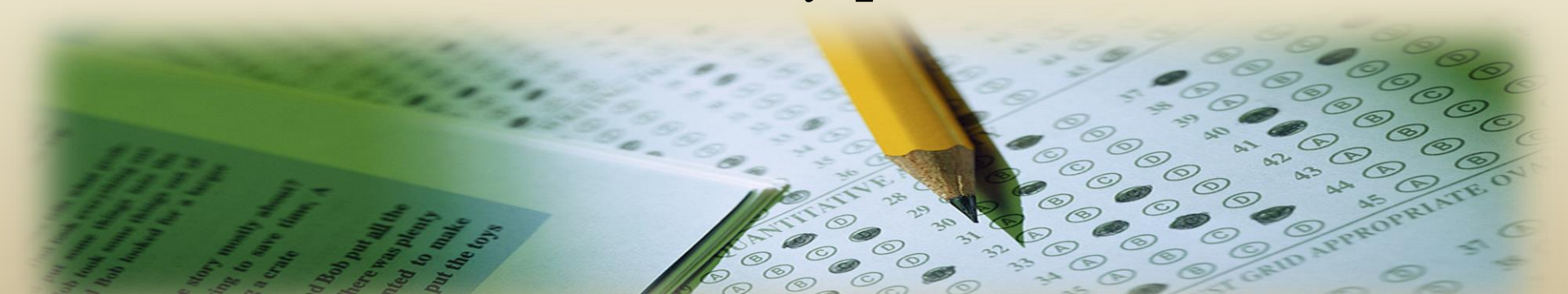
מטא אנליזה – אפקטים קבועים/משותפים 2

- על מנת לקבל אומד מדויק ביותר של האפקט באוכלוסייה (להקטין את השונות) אנו מחשבים ממוצע משוקלל
- המשקל שניתן לכל מחקר הוא ההופכי של השונות

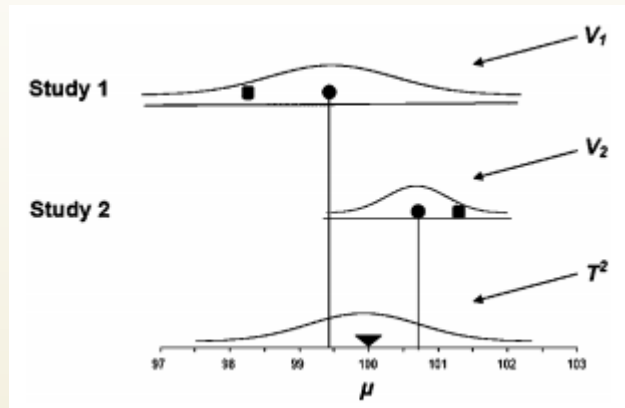
$$W_i = \frac{1}{V_{Y_i}}$$

- ואז הממוצע המשוקלל מחושב פשוט ע"י

$$M = \frac{\sum_{i=1}^k W_i Y_i}{\sum_{i=1}^k W_i}$$



מטא אנליזה – מודל אפקטים אקראיים



The Random-Effects Model

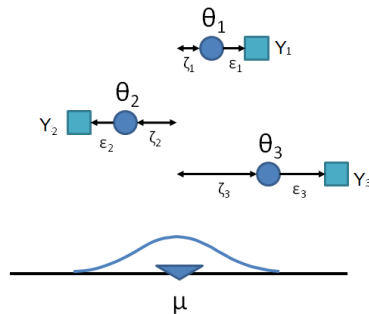
Now we have multiple sources of error:

ζ_i , is the true variation in effect sized. Or, the distance between the population effect for each study (θ_i) and summary effect (μ).

ϵ_i , the sampling error for each observed effect (Y_i).

Thus:

$$Y_i = \mu + \zeta_i + \epsilon_i$$



Underlying effects (θ) are normally distributed around some average effect (μ).

- תחת המודל של אפקטים אקראיים, אנו מניחים שהאפקטים האמיתיים בכל מחקר נדגמו מהתפלגות של אפקטים אמיתיים
- המטרה שלנו לחשב את התוחלת של ההתפלגות הזו

מודל אפקטים אקראיים – חישוב גודל האפקט

$$W_i^* = \frac{1}{V_{Y_i}^*}$$

$$M = \frac{\sum_{i=1}^k W_i^* Y_i}{\sum_{i=1}^k W_i^*}$$

$$V_{Y_i}^* = V_{Y_i} + T^2$$

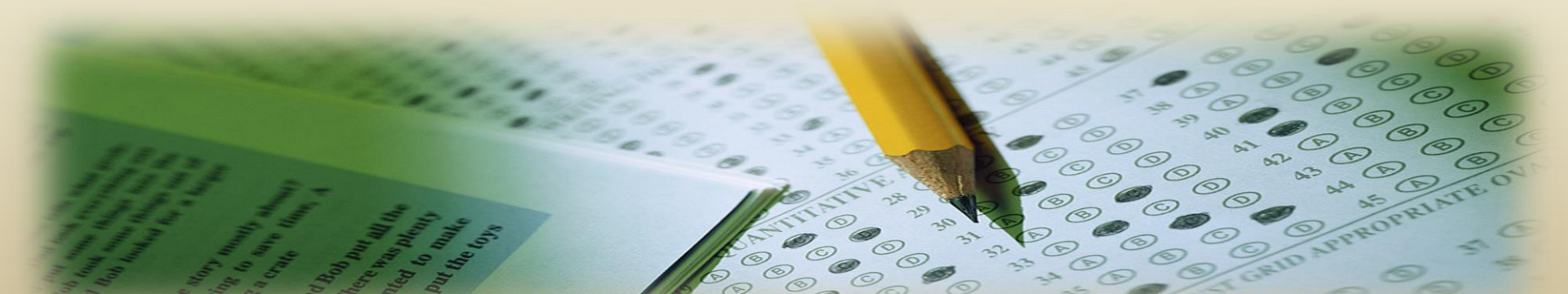
- מכיוון שהמטרה שלנו לחשב את תוחלת ההתפלגות, עלינו לקחת בחשבון שני מקורות לשונות

– טעות בתוך כל מחקר

– שונות של האפקטים האקראיים

- גם הפעם מחושב ממוצע משוקלל

- המשקולות שבוחרים הם אלה שיקטינו את השונות של שני המקורות

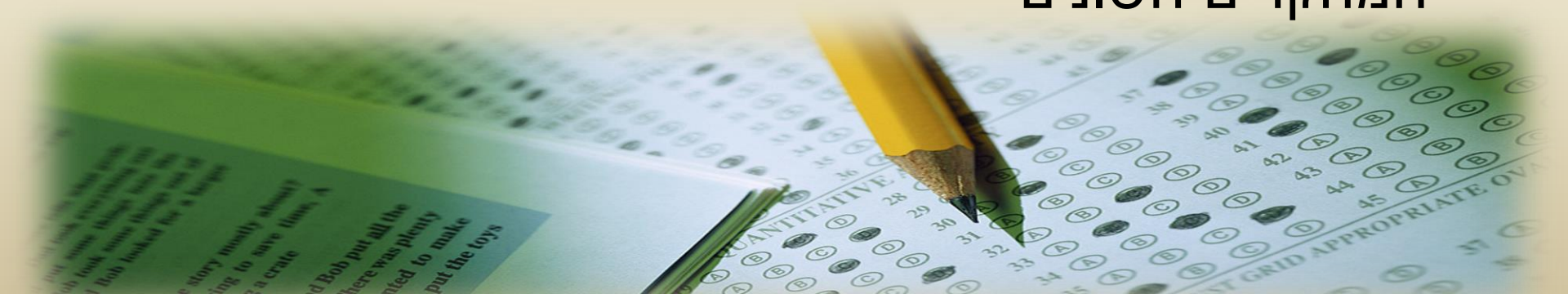


הטרוגניות

- כצעד ראשון לחישוב השונות האמיתית מחשבים את סכום הסטיות בריבוע המשוקלל לפי:

$$Q = \sum_{i=1}^k W_i (Y_i - M)^2 = \sum_{i=1}^k \left(\frac{Y_i - M}{S_i} \right)^2$$

- ערך זה מושווה לערך שהיה מצופה, לו לכל המחקרים היה ערך אפקט משותף, ערך מצופה השווה ל $df=k-1$
- ההפרש בין שני ערכים אלו מהווה מדד להבדל האמיתי בין המחקרים השונים

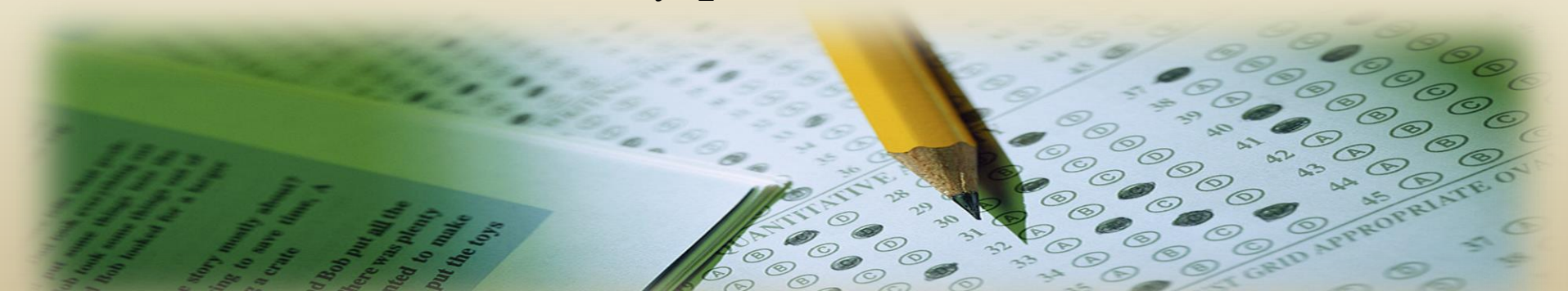


הטרוגניות 2

$$Q = \sum_{i=1}^k W_i Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^k W_i Y_i)^2}{\sum_{i=1}^k W_i}$$

- הבעיה ב-Q היא שהוא סכום ריבועים ולא ממוצע
- כמו כן, Q לא בסקלה של האפקטים עצמם
- לכן מחושב מדד נוסף T^2 שהוא בסקלה בריבוע של האפקטים
- מקבלים זאת מ-Q ע"י חלוקה בגורם C שמחושב לפי הנוסחה

$$C = \sum_{i=1}^k W_i - \frac{\sum_{i=1}^k W_i^2}{\sum_{i=1}^k W_i}$$



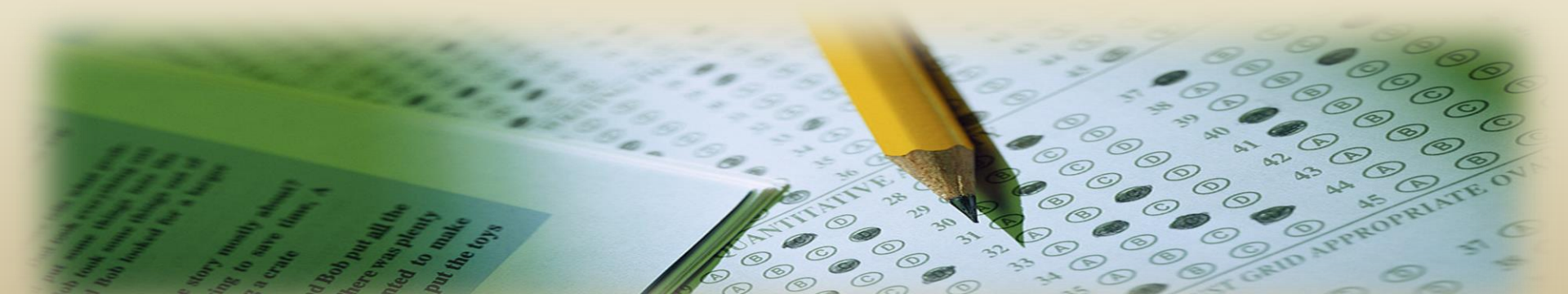
הטרוגניות 3

• ואז T^2 מחושב לפי:

$$T^2 = \frac{Q - df}{C}$$

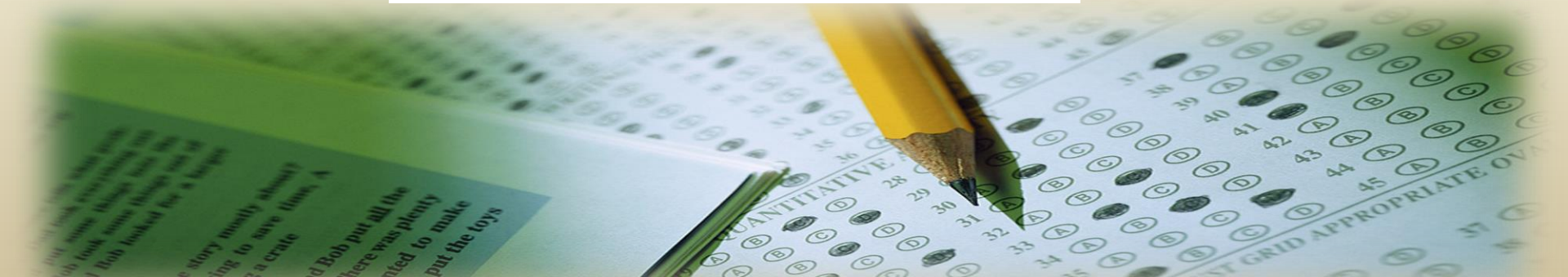
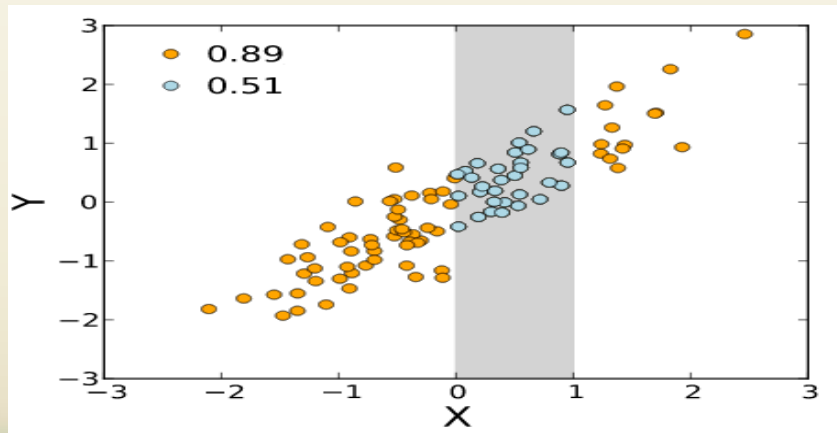
• מדד נוסף הוא אחוז השונות האמיתית מכלל השונות I^2

$$I^2 = \frac{Q - df}{Q}$$



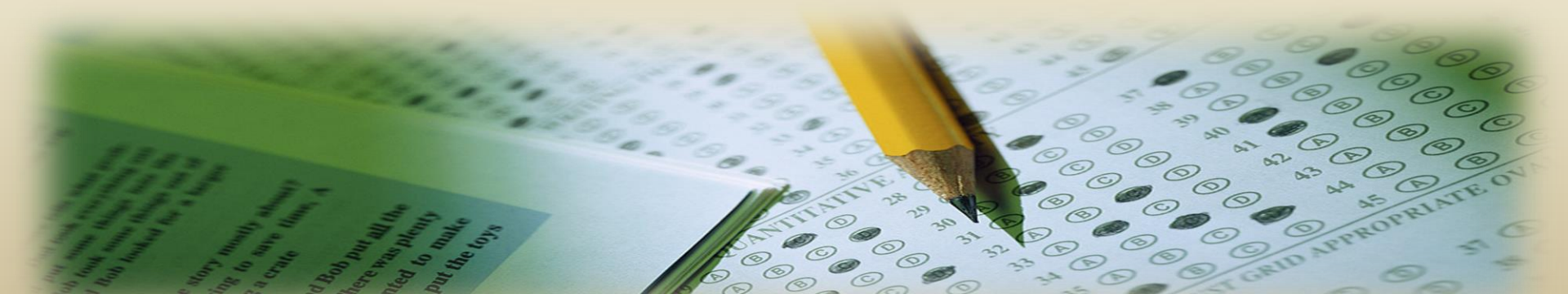
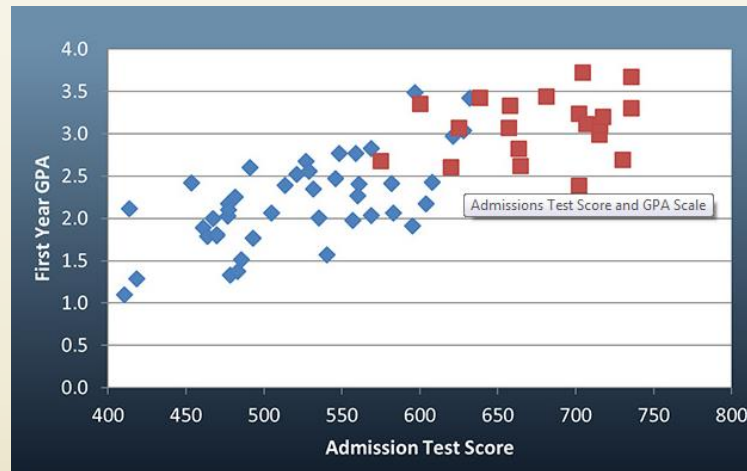
תוקף ניבוי וקיצוץ תחום

- עבור משתנה X המנבא משתנה Y , תוקף הניבוי מוגדר כמקדם המתאם של פירסון בין X ל- Y
- כאשר המתאם מחושב רק על חלק מן הזוגות אנו במצב של קיצוץ תחום מה שבדרך כלל גורם גם להקטנת המתאם



קיצוץ תחום ישיר

- כאשר הברירה מתבצעת לפי המשתנה X (ובדרך כלל עבור X גדולים מסף מסוים) אנו במצב של קיצוץ ישיר

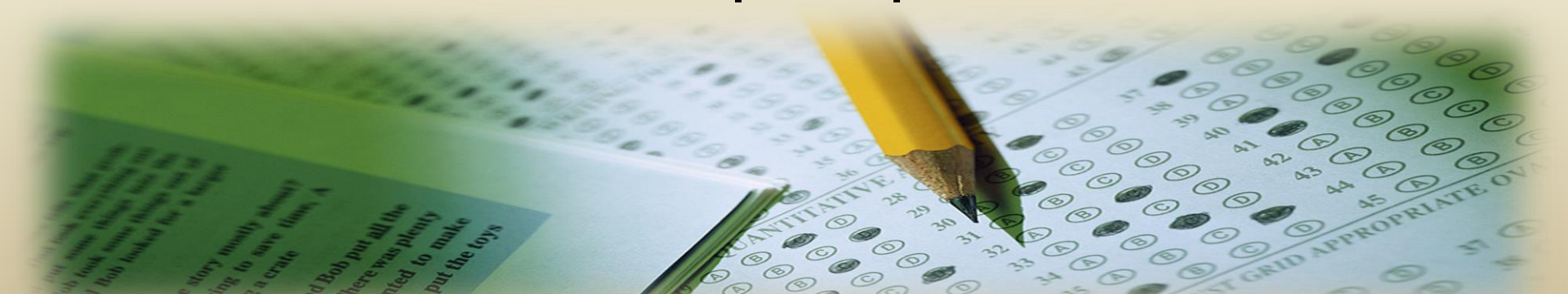


קיצוץ תחום ישיר - נוסחאות

- עבור קיצוץ תחום ישיר ניתן לחשב (תחת הנחות מסוימות) את המתאם באוכלוסייה ללא הקיצוץ לפי הנוסחא הבאה:

$$R_{XY} = \frac{r_{XY} \cdot k}{\sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{XY}^2}}$$

- כאשר $k^2 = \frac{S_Z^2}{s_Z^2} \geq 0$ הוא היחס בין השונות באוכלוסייה שלא עברה ברירה לבין זו שכן

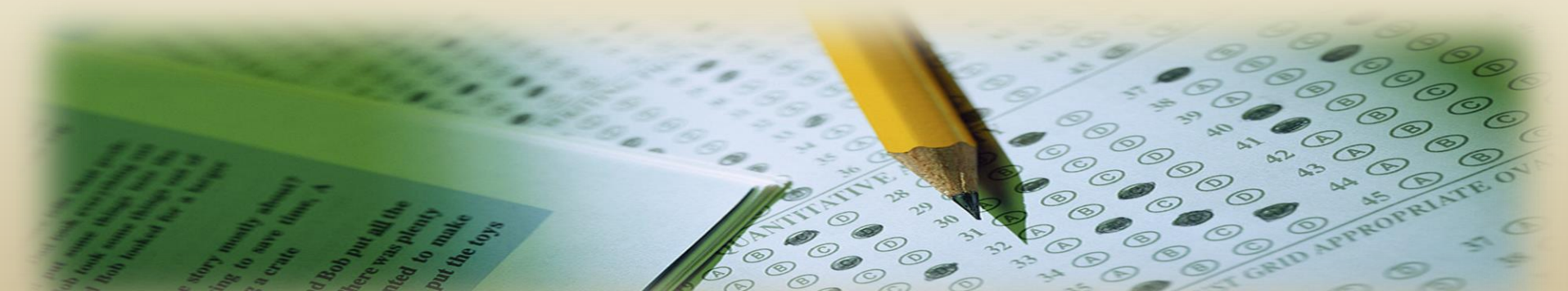


קיצוץ תחום עקיף

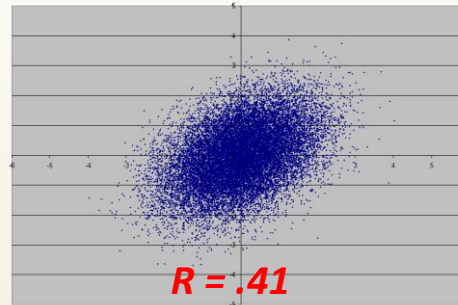
- במקרה שהברירה מתבצעת על ידי משתנה שלישי Z המתואם גם עם X ו Y אנו במצב של קיצוץ עקיף
- במקרה זה הנוסחא לתיקון הקיצוץ מסובכת יותר

$$R_{XY} = \frac{r_{XY} + (k^2 - 1)r_{XZ}r_{YZ}}{\sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{XZ}^2} \cdot \sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{YZ}^2}}$$

- עם אותה המשמעות עבור k^2



קיצוץ תחום ישיר בהשוואה לעקיף – המחשה בסימולציה

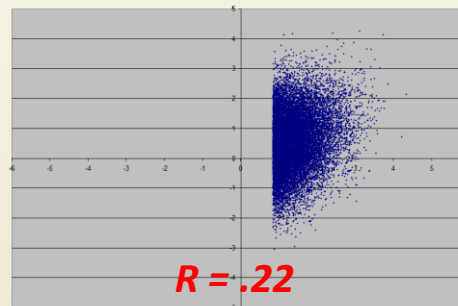


Unrestricted Correlation

$Rho = .60$

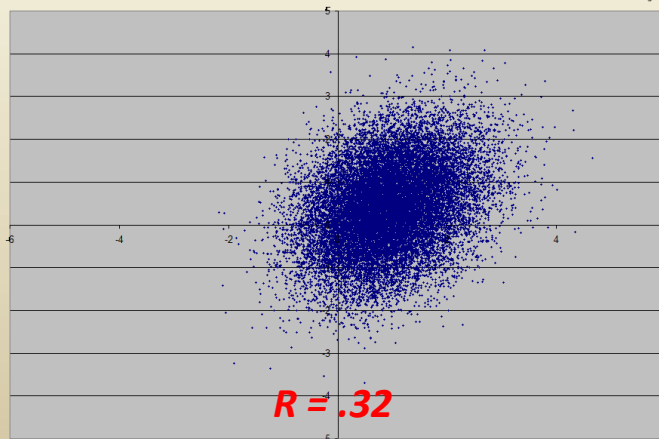
$R_{xx} = .90$

$R_{yy} = .52$



Direct Range Restriction

($Sr = 20\%$)



Indirect Range Restriction

($Sr = 20\%$ on Z ; $R_{xz} = .66$; $R_{yz} = .30$)

קיצוץ תחום ישיר כמקרה פרטי של עקיף

- נשים לב לכך שבמידה $Z=X$! אזי המשתנה שלפיו עושים את הברירה הוא גם המשתנה המתקף – כלומר עברנו למקרה הישיר

- זה מתבטא בנוסחאות: $(r_{YZ} = r_{YX} = r_{XY} \text{ ! } r_{XZ} = r_{ZZ} = 1)$

$$\begin{aligned} R_{XY} &= \frac{r_{XY} + (k^2 - 1) \cdot 1 \cdot r_{XY}}{\sqrt{1 + (k^2 - 1) \cdot 1} \cdot \sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{XY}^2}} = \frac{r_{XY}(1 + k^2 - 1)}{\sqrt{k^2} \cdot \sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{XY}^2}} \\ &= \frac{r_{XY} \cdot k^2}{k \cdot \sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{XY}^2}} = \frac{r_{XY} \cdot k}{\sqrt{1 + (k^2 - 1)r_{XY}^2}} \end{aligned}$$

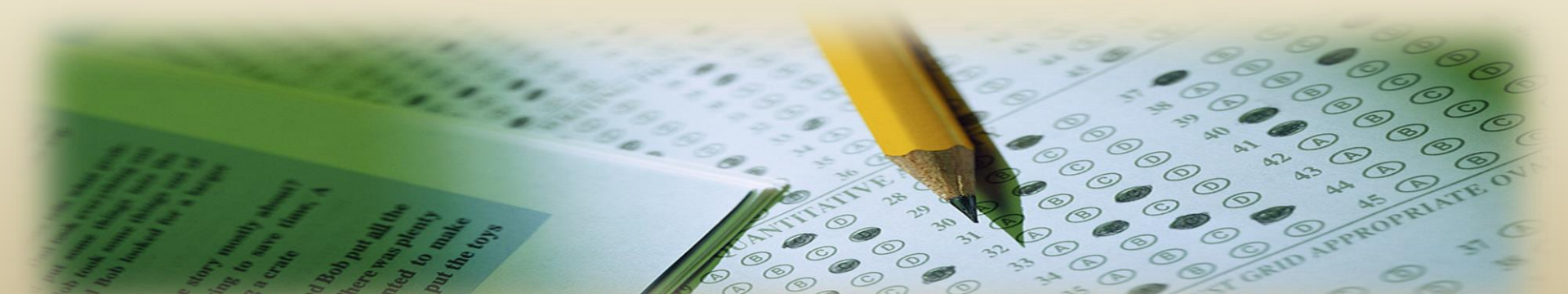
שונות של מקדם המתאם

- כפי שראינו, מטא אנליזה משקללת את המחקרים השונים לפי ההופכי של השונות. לכן יש צורך באומדן לשונות של האומד מקדם המתאם

- עבור r נמצא ע"י פישר (1915) כי השונות נתונה בנוסחא:

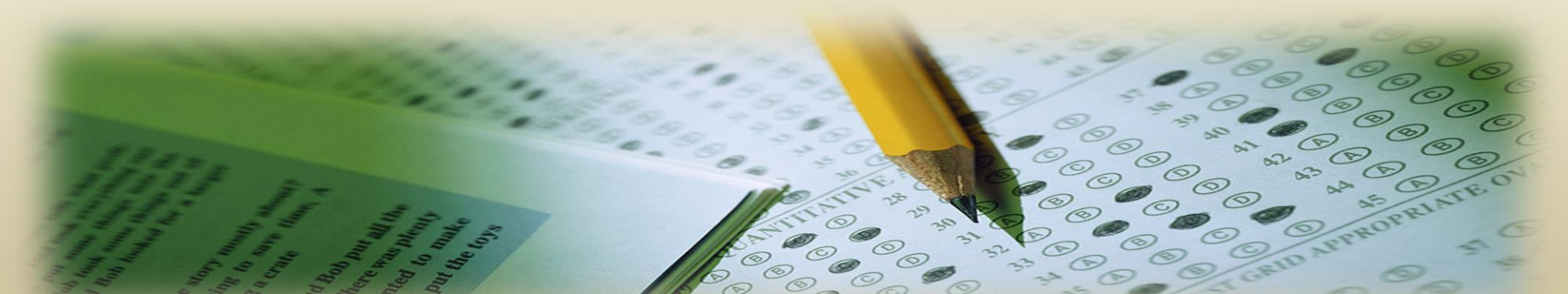
$$\text{VAR}(r) = \frac{(1 - r^2)^2}{n - 1}$$

- כאשר n הוא גודל המדגם (מספר הזוגות X ! Y)



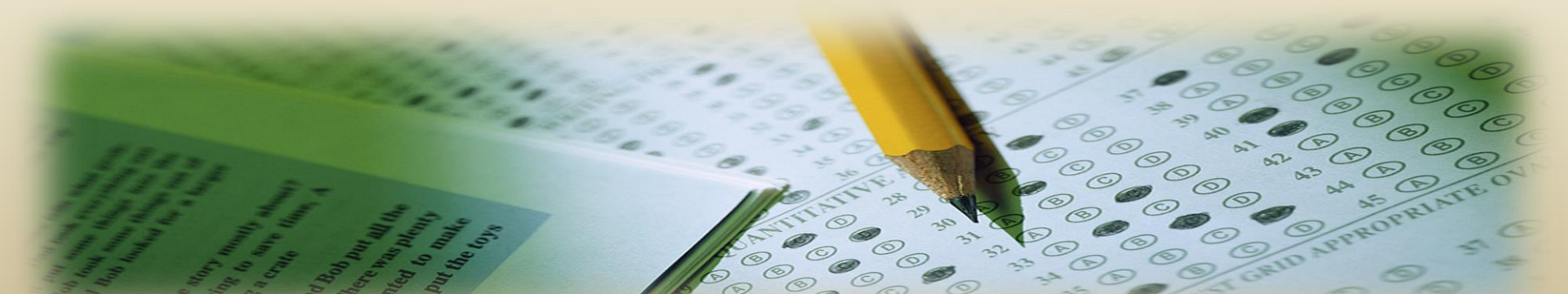
שונות מתאם שעבר קיצוץ ישיר

- האם מותר לחשב את התיקון לקיצוץ תחום ואז פשוט להציב אותו בנוסחא (פישר) לשונות?
- מותר, אבל זה יהיה קירוב רע!
- עבור מקרה זה פותחה נוסחא משלה (בובקו ורייק, 1980)
$$Var(R_{XY}) = \frac{k^2 \cdot (1 - r_{XY}^2)^2}{(n - 1) \cdot (1 + (k^2 - 1)r_{XY}^2)^3}$$
- במקרה שאין קיצוץ ($k=1$) הנוסחא קורסת לזו של פישר, ובכך מכלילה אותו



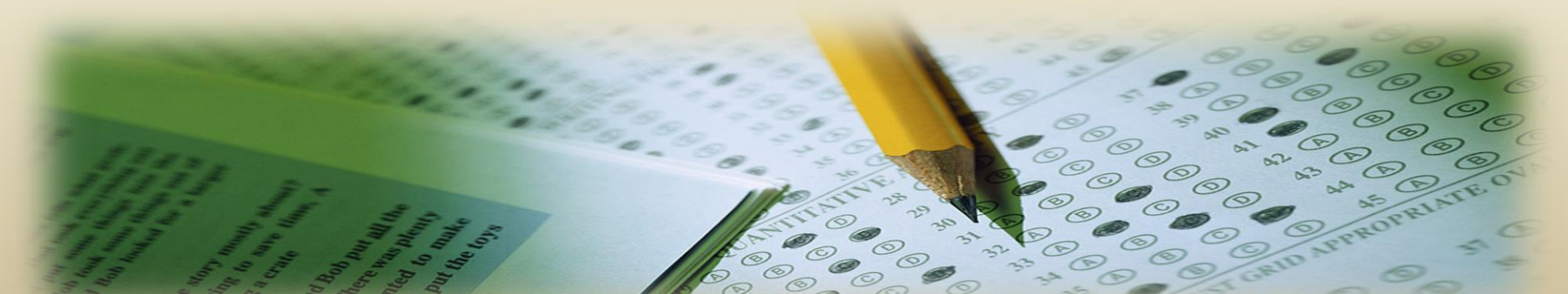
שונות מתאם שעבר קיצוץ עקיף

- ומה קורה עבור המקרה העקיף?
- נהוג להשתמש בשיטות נומריות/סימולציות
- ומה לגבי נוסחא סגורה?
 - פותחה על ידנו
 - השיטה משתמשת בקירוב מסדר ראשון של טיילור
 - ועוד הרבה נגזרות חלקיות וכו'
 - במקרה והקיצוץ הוא ישיר ($z=x$) הנוסחא קורסת לנוסחא השונות של בובקו ורייק (עבור קיצוץ ישיר) ובכך מכלילה אותה



המחקרים

- נלקחו 1,584 מחקרים (=יחידות עיבוד המוגדרות להיות חוג בשנה באוניברסיטה) מן השנים 2004-2009 שהכילו כל אחד מהם לפחות 5 סטודנטים לצורך חישוב המתאם
- לכל אחד מהם חושבו המתאמים בין החזאים לבין הקריטריון; מתאם זה תוקן לקיצוץ תחום עקיף (לפי אחד מהחזאים) והוא נחשב עבורנו לגודל האפקט במחקר
- בהתאם לנוסחאות שפותחו על ידנו, חושבה השונות של כל אחד מגודלי האפקטים



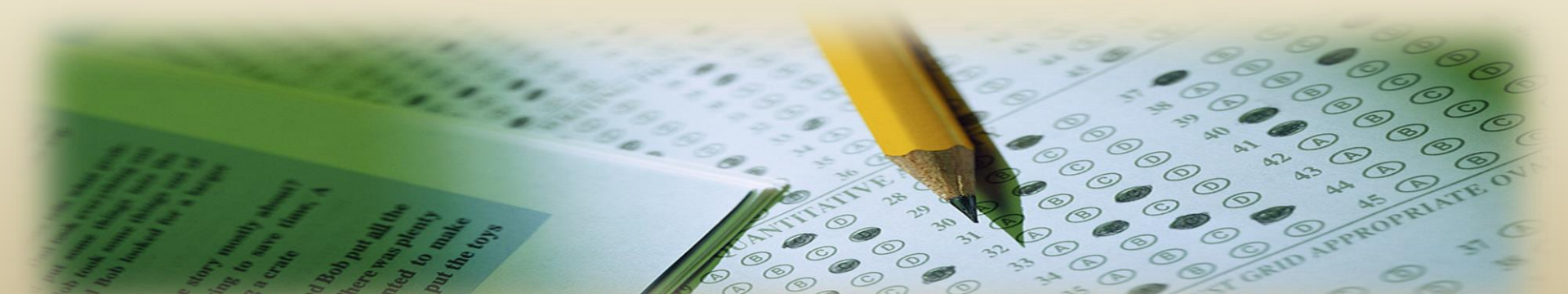
משתני המחקר

- עבור כל אחד מהמחקרים היה לנו מידע מלא עבור כל אחד מהסטודנטים עבור 6 חזאים וקריטריון שלגביו חושב תוקף הניבוי

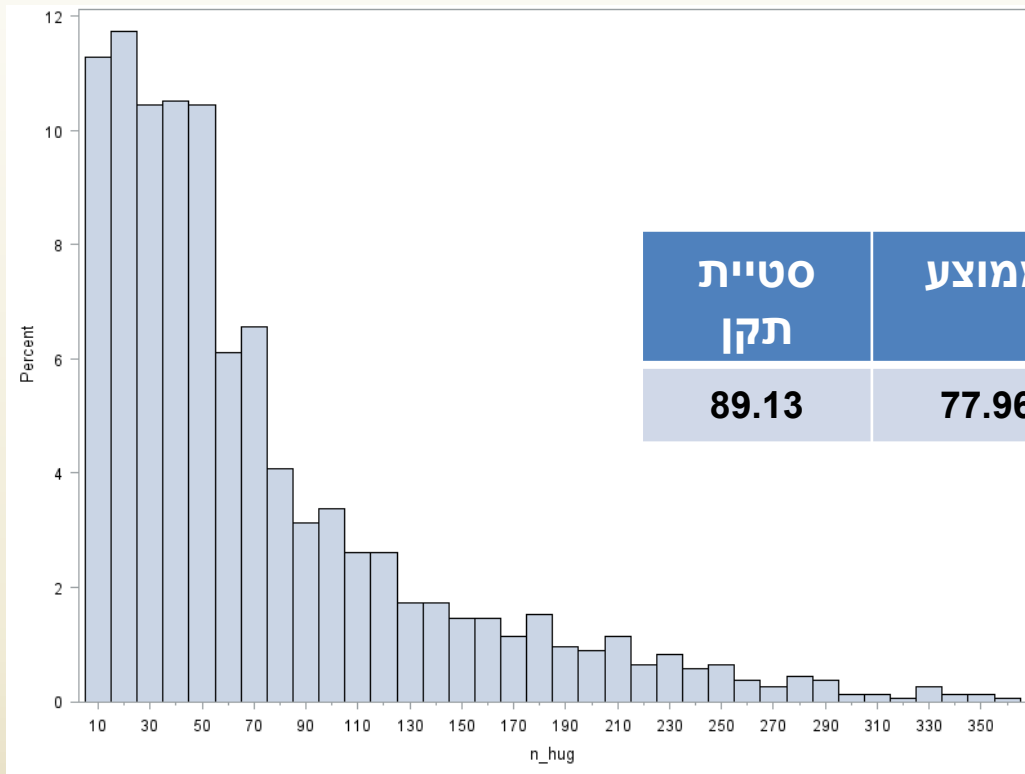
– חזאים: בגרות, מכפ"ל, מילולי, כמותי, אנגלית, סכם

- החזאי סכם שהוא ממוצע במשקולות שווים של הבגרות והמכפ"ל הוא המשתנה שעובר ברירה ישירה וכל שאר חמשת החזאים עוברים ברירה עקיפה לפיו *נעיר שסכם במשקולות שווים הינו קירוב להליך הקבלה ויתכן ומשקולות שונים ניתנים במוסדות שונים/חוגים שונים

– קריטריון: ציון שנה א' באוניברסיטה



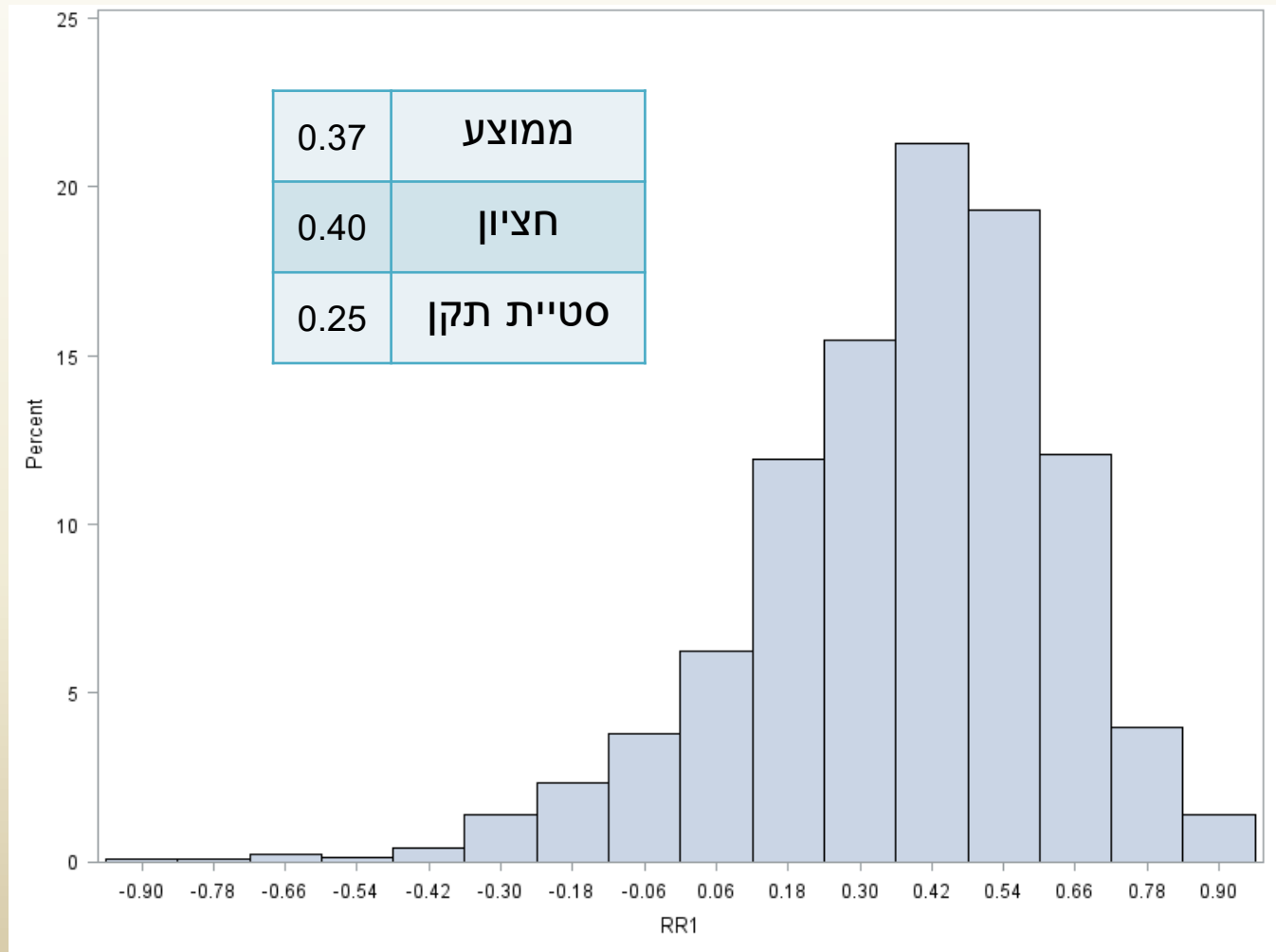
סטטיסטיקה תיאורית – גודלי המחקרים



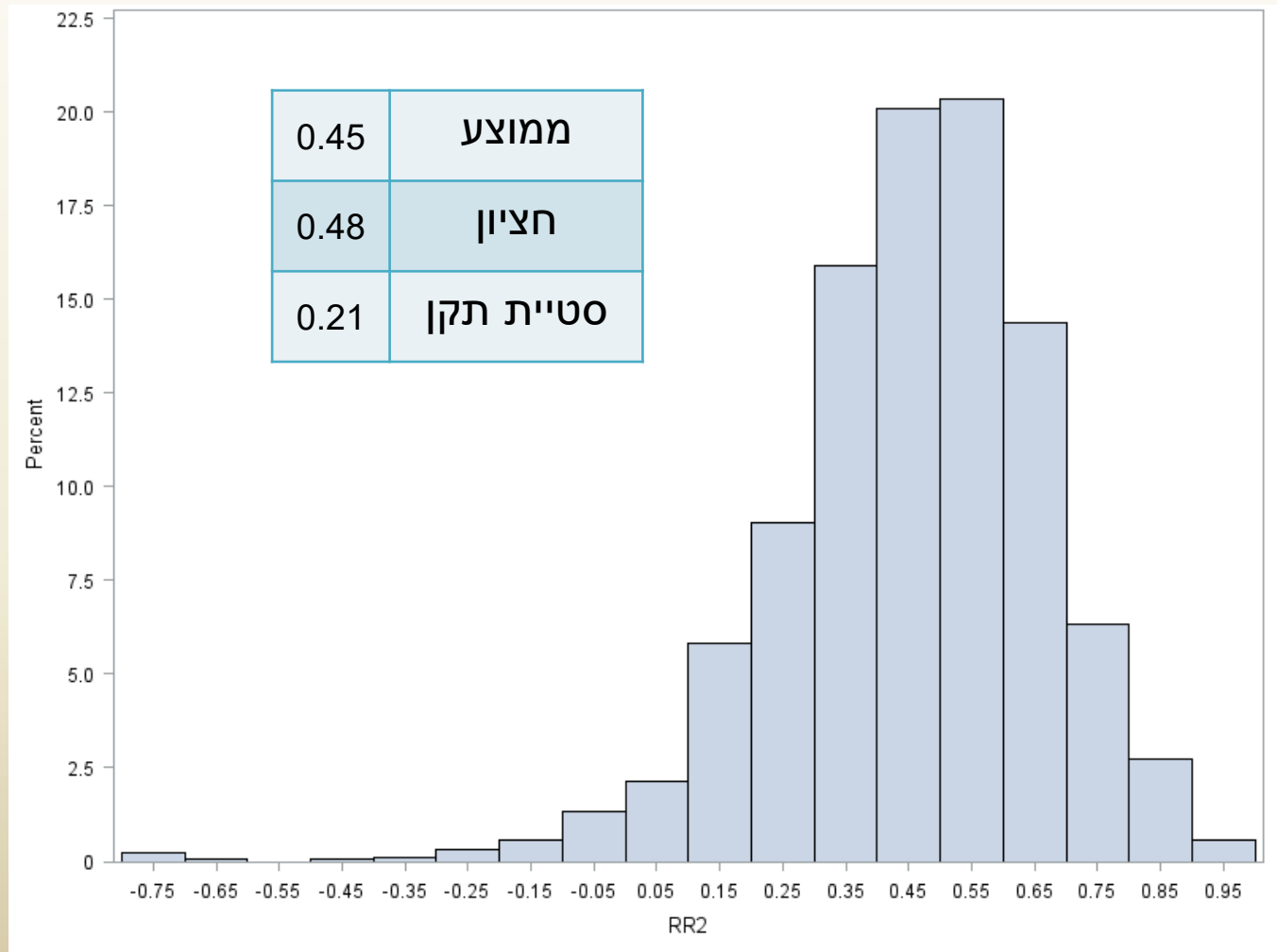
מחקרים	ממוצע	סטיית תקן
1,584	77.96	89.13

רבעון	ערך
100% Max	981
99%	359
95%	227
90%	176
75% Q3	100
50% Median	50
25% Q1	26
10%	13
5%	9
1%	5
0% Min	5

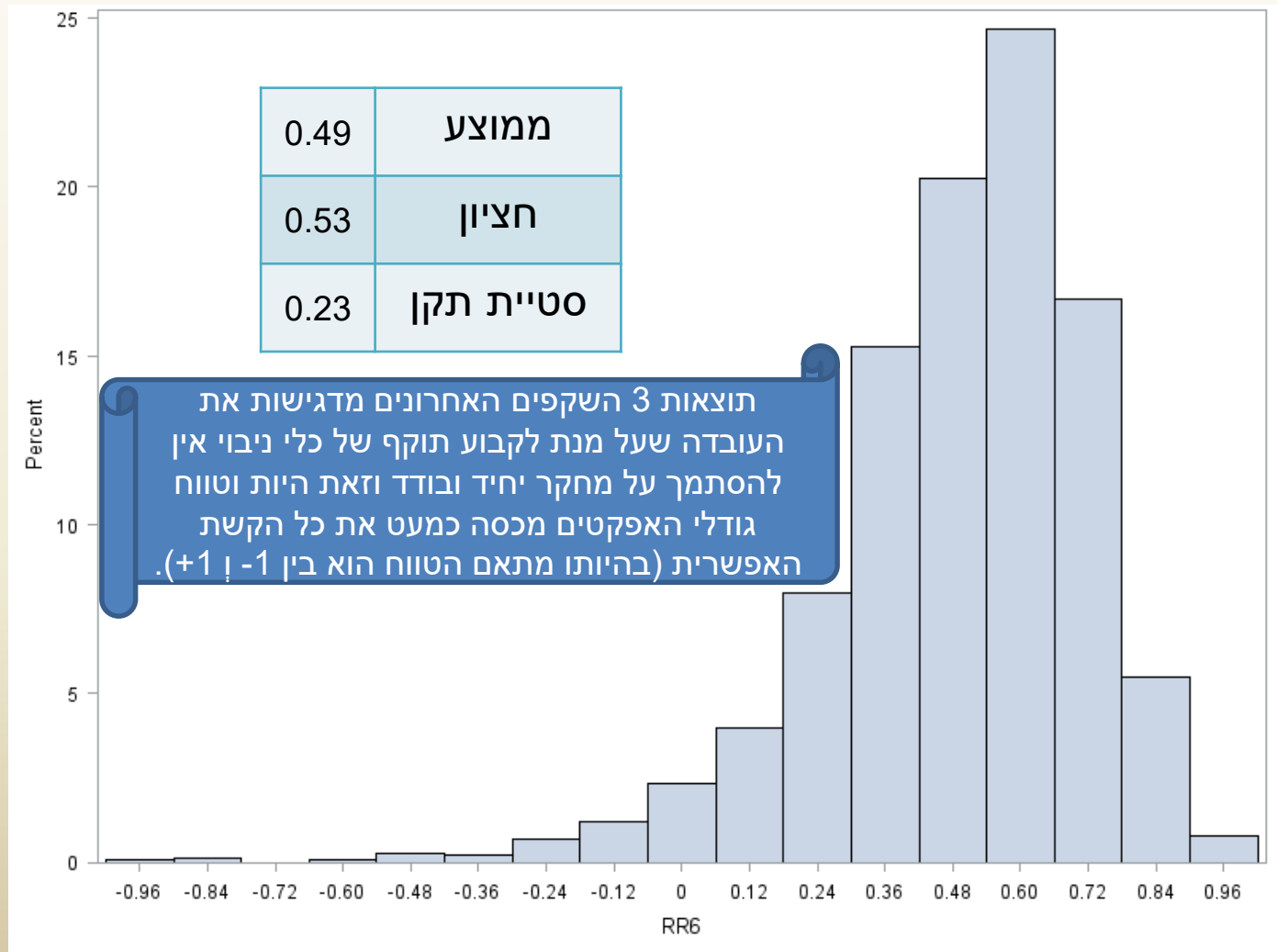
סטטיסטיקה תיאורית – התפלגות גודל אפקט - בגרות



סטטיסטיקה תיאורית – התפלגות גודל אפקט – מכפ"ל

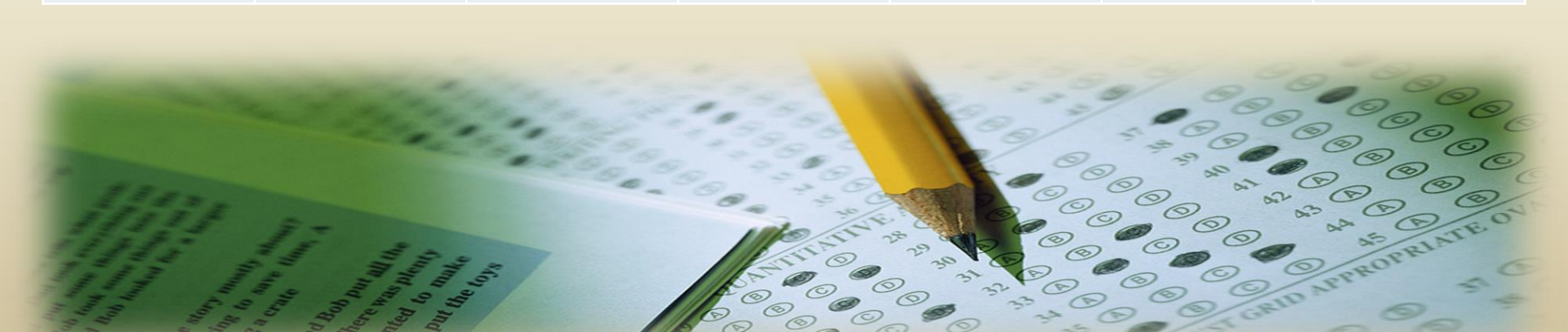


סטטיסטיקה תיאורית – התפלגות גודל אפקט - סכום



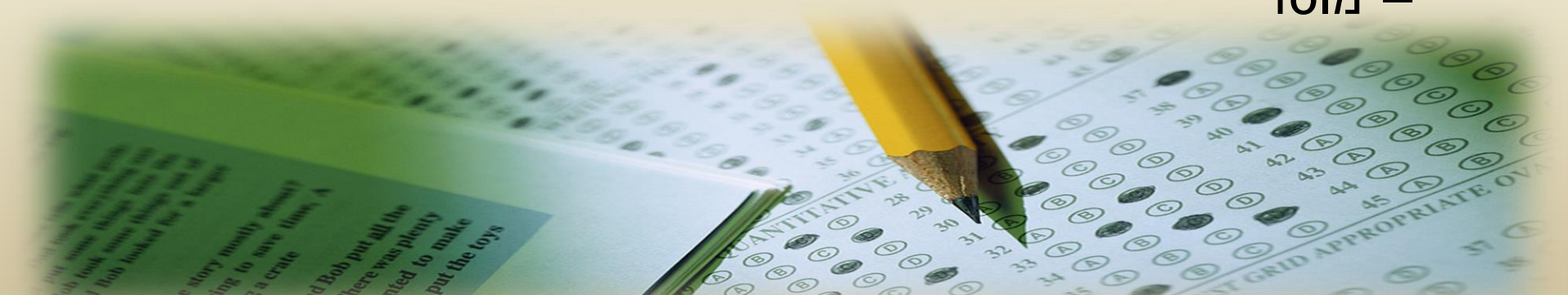
תוצאות – מודל אפקטים אקראיים

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
0.522(0.006)	0.362(0.006)	0.409(0.006)	0.404(0.005)	0.482(0.005)	0.401(0.007)	Validity
(0.510,0.534)	(0.351,0.372)	(0.396,0.422)	(0.394,0.415)	(0.471,0.492)	(0.387,0.414)	C.I. Validity
8160.929	5316.178	8809.356	5183.466	6206.298	8483.917	Q
1,583	1,583	1,583	1,583	1,583	1,583	df
0.039(0.003)	0.028(0.002)	0.048(0.005)	0.026(0.002)	0.029(0.002)	0.050(0.003)	T^2
(0.037,0.041)	(0.026,0.031)	(0.045,0.050)	(0.024,0.028)	(0.027,0.031)	(0.047,0.053)	C.I. T^2
0.197	0.169	0.218	0.162	0.17	0.224	T
(0.192,0.203)	(0.163,0.175)	(0.213,0.224)	(0.156,0.168)	(0.164,0.175)	(0.218,0.230)	C.I. T
0.806	0.702	0.820	0.695	0.745	0.813	I^2
(0.797,0.815)	(0.687,0.717)	(0.812,0.828)	(0.679,0.710)	(0.732,0.757)	(0.805,0.822)	C.I. I^2



אנליזה תתי-קבוצות (ניתוח שונות)

- כפי שראינו ה- σ^2 יוצא דיי גבוה (0.7-0.8)~
- המשמעות של זה שיש הרבה שונות בין המחקרים
- ננסה כעת להסביר שונות זו באמצעות חלוקת המחקרים לפי משתנים מקבצים (כאשר אנו לא עושים פול על השונות בין)
- המשתנים המקבצים שבהם נשתמש הם:
 - פקולטה
 - חלוקה לשתי פקולטות (הומנית וראלית)
 - חלוקה לעשר פקולטות
 - שנה
 - מוסד



משתנה מקבץ: פקולטה 2 (הומנית/ראלית) – הדגמה על חזאי בגרות

רהלית	הומנית	סה"כ	
0.440	0.364	0.398	M
9.4E-05	7.83E-05	4.27E-05	V _M
4,255.696	3,601.395	8,483.917	Q
788	794	1,583	df
67,738.13	69,898.28	137,880.3	C
0.051	0.040	0.050	T ²
608.448	725.126	1,367.359	Q*

מבחן t:

$$Diff = M_A - M_B = 0.364 - 0.440 = -0.076$$

$$SE_{Diff} = \sqrt{V_{M_A} + V_{M_B}} = \sqrt{7.83E-05 + 9.4E-05} = 0.013124$$

$$Z_{Diff} = \frac{Diff}{SE_{Diff}} = \frac{-0.076}{0.013124} = -5.81248$$

$$p = 2(1 - \Phi(|z|)) = 6.155E - 09$$

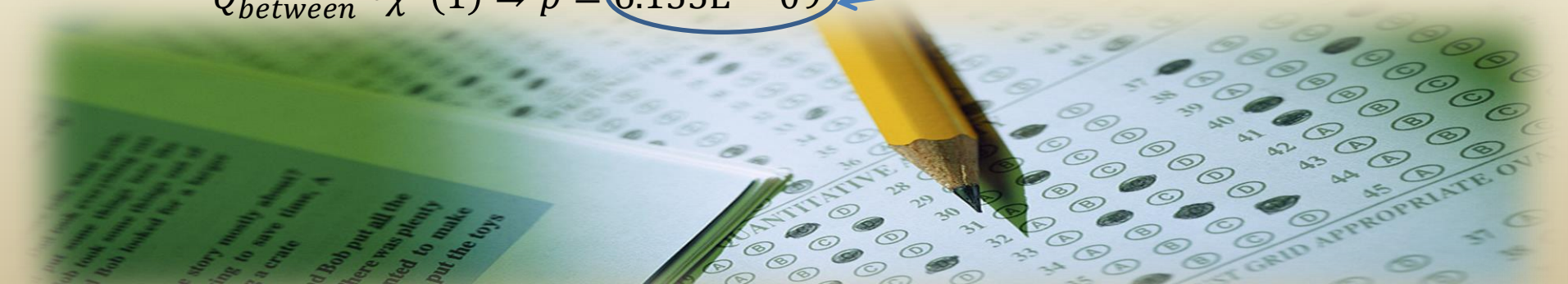
מבחן Q לניתוח שונות

$$Q_{within}^* = Q_A^* + Q_B^* = 725.126 + 608.448 = 1333.574$$

$$Q_{between}^* = Q^* - Q_{within}^* = 1367.359 - 1333.574 = 33.785$$

$$Q_{between}^* \sim \chi^2(1) \Rightarrow p = 6.155E - 09$$

נזכור כי $\chi^2(1) \sim \mathcal{N}^2$ ואכן
 $(-5.81248)^2 = 33.784$



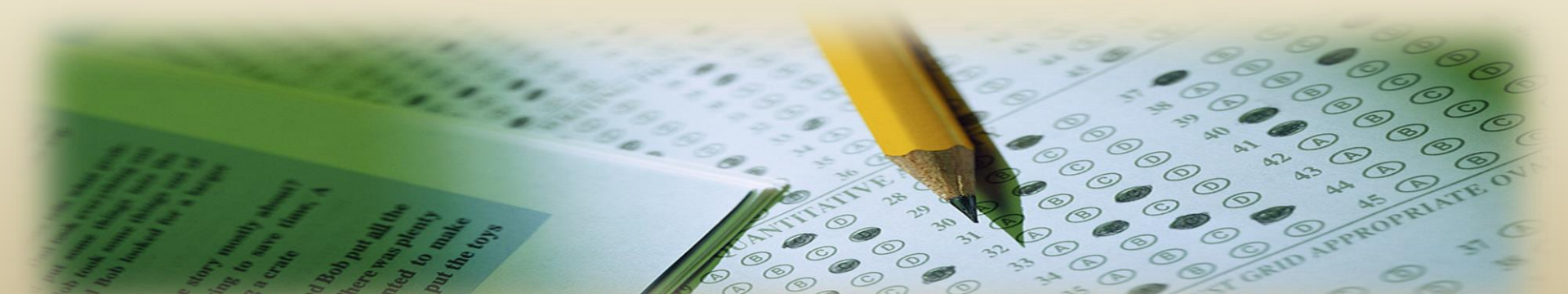
שונות מוסברת

- נרצה לקבל מעין מדד של שונות מוסברת המקביל ל R^2
- במקום לדבר על הפרופורציה של השונות הכוללת שמוסברת נסתכל על הפרופורציה מהשונות האמיתית T^2

$$R^2 = \frac{T_{explained}^2}{T_{total}^2} = 1 - \left(\frac{T_{unexplained}^2}{T_{total}^2} \right) = 1 - \left(\frac{T_{within}^2}{T_{total}^2} \right)$$

- כאשר המונה הוא ה-pool של השוניות ונתון בנוסחא

$$T_{within}^2 = \frac{\sum_{j=1}^p Q_j - \sum_{j=1}^p df_j}{\sum_{j=1}^p C_j}$$



שונות מוסברת – הדגמה על הבגרות

ראלית	הומנית	סה"כ	
0.440	0.364	0.398	M
9.4E-05	7.83E-05	4.27E-05	V _M
4,255.696	3,601.395	84,83.917	Q
788	794	1,583	df
67,738.13	69,898.28	137,880.3	C
0.051	0.040	0.050	T ²
608.448	725.126	1,367.359	Q*

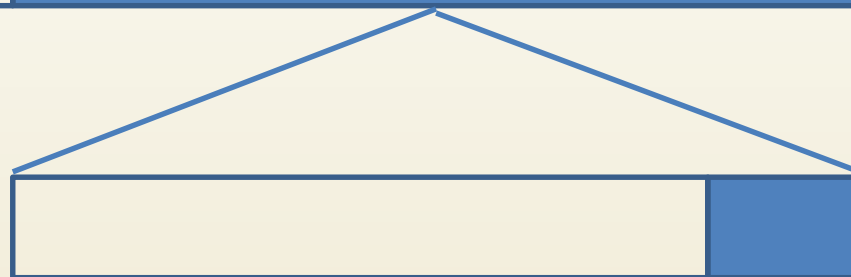
$$T_{within}^2 = \frac{(4,255 + 3,601) - (794 + 788)}{69,898 + 67,738} = 0.0456$$

$$R^2 = 1 - \left(\frac{T_{within}^2}{T_{total}^2} \right) = 1 - \frac{0.0456}{0.050} = 0.089$$

סקיצה – פרופורציית השונות המוסברת על ידי שייכות לפקולטה 2 – עבור הבגרות

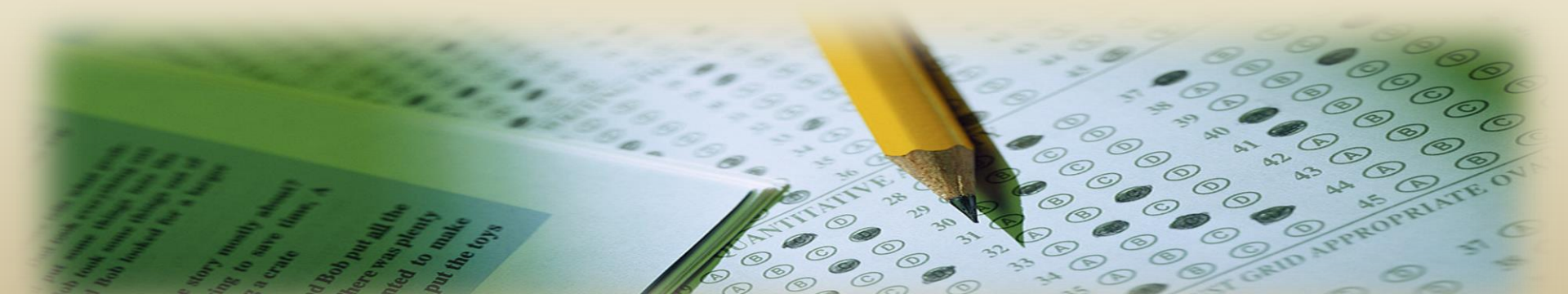
בתוך המחקרים
(רעש) 18.7%

בין מחקרים (R^2) 81.3%



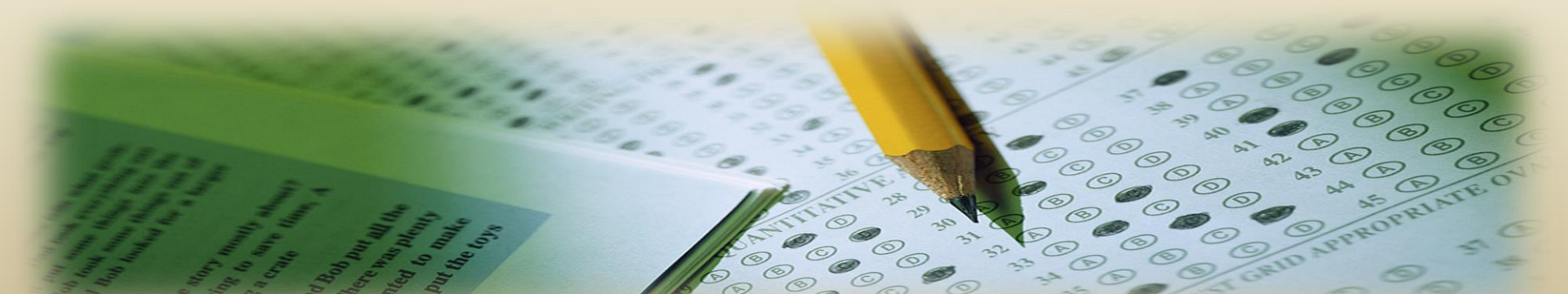
בתוך הפקולטות 91.1%

בין הפקולטות
8.9% (R^2)



משתנה מקבץ: פקולטה 2 (הומנית/ראלית)

סכס	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	n	
0.497(0.007)	0.377(0.008)	0.375(0.010)	0.428(0.007)	0.475(0.007)	0.364(0.009)	795	הומנית
0.550(0.009)	0.346(0.008)	0.445(0.008)	0.379(0.008)	0.487(0.008)	0.440(0.010)	789	ראלית
<0.001	0.003	<0.001	<0.001	0.27	<0.001		P-value
0.100	0.009	0.000	0.006	0.014	0.089		R ²



משתנה מקבץ – פקולטה 10

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	n	
0.526(0.008)	0.378(0.012)	0.381(0.016)	0.446(0.010)	0.485(0.010)	0.407(0.010)	501	רוח ואומנויות
0.463(0.013)	0.373(0.011)	0.368(0.012)	0.410(0.011)	0.466(0.012)	0.308(0.015)	270	חברה מילולי
0.461(0.041)	0.380(0.023)	0.331(0.032)	0.385(0.028)	0.455(0.027)	0.382(0.047)	24	משפטים
0.537(0.019)	0.289(0.015)	0.370(0.019)	0.296(0.017)	0.420(0.016)	0.471(0.020)	88	חברה כמותי
0.618(0.019)	0.367(0.023)	0.544(0.014)	0.446(0.019)	0.567(0.016)	0.483(0.017)	110	ביולוגיים
0.670(0.013)	0.438(0.020)	0.573(0.015)	0.469(0.018)	0.590(0.015)	0.524(0.017)	97	פיסיקליים
0.629(0.017)	0.429(0.018)	0.537(0.019)	0.458(0.020)	0.567(0.019)	0.473(0.020)	107	מתמטיקה ומחשבים
0.572(0.015)	0.332(0.014)	0.449(0.013)	0.410(0.013)	0.492(0.014)	0.493(0.014)	217	הנדסה וארכיטקטורה
0.395(0.052)	0.257(0.025)	0.372(0.030)	0.268(0.036)	0.393(0.013)	0.303(0.064)	74	רפואה
0.369(0.038)	0.295(0.019)	0.255(0.034)	0.259(0.030)	0.365(0.033)	0.274(0.037)	96	עזר רפואה
<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001		P-Value
0.206	0.105	0.190	0.143	0.111	0.201		R ²

משתנה מקבץ פקולטה – השוואה בזוגות – עבור בגרות

רוח ואומנויות	חברה מילולי	משפטים	חברה כמותי	ביולוגיים	פיסיקליים	מתמטיקה ומחשבים	הנדסה וארכיטקטורה	רפואה	עזר רפואה
1.0000	0.0000	0.6073	0.0036	0.0001	0.0000	0.0032	0.0000	0.1123	0.0005
0.0000	1.0000	0.1318	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.9368	0.3851
0.6073	0.1318	1.0000	0.0781	0.0432	0.0042	0.0741	0.0226	0.3208	0.0687
0.0036	0.0000	0.0781	1.0000	0.6691	0.0423	0.9614	0.3661	0.0125	0.0000
0.0001	0.0000	0.0432	0.6691	1.0000	0.0818	0.7092	0.6224	0.0071	0.0000
0.0000	0.0000	0.0042	0.0423	0.0818	1.0000	0.0493	0.1656	0.0009	0.0000
0.0032	0.0000	0.0741	0.9614	0.7092	0.0493	1.0000	0.3997	0.0119	0.0000
0.0000	0.0000	0.0226	0.3661	0.6224	0.1656	0.3997	1.0000	0.0039	0.0000
0.1123	0.9368	0.3208	0.0125	0.0071	0.0009	0.0119	0.0039	1.0000	0.6954
0.0005	0.3851	0.0687	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.6954	1.0000

$$p = \frac{0.01}{\binom{10}{2}} = \frac{0.01}{45} = 0.0002$$

תיקון בונפרוני

משתנה מקבץ פקולטה – השוואה בזוגות – עבור מכפ"ל

רוח ואומנויות	חברה מילולי	משפטים	חברה כמותי	ביולוגיים	פיסיקליים	מתמטיקה ומחשבים	הנדסה וארכיטקטורה	רפואה	עזר רפואה
רוח ואומנויות	0.2191	0.3014	0.0007	0.0000	0.0000	0.0001	0.6592	0.0075	0.0009
חברה מילולי	1.0000	0.7136	0.0240	0.0000	0.0000	0.0000	0.1440	0.0369	0.0059
משפטים	0.3014	1.0000	0.2685	0.0003	0.0000	0.0006	0.2200	0.1443	0.0405
חברה כמותי	0.0240	0.2685	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0007	0.4614	0.1520
ביולוגיים	0.0000	0.0003	0.0000	1.0000	0.3135	0.9857	0.0003	0.0000	0.0000
פיסיקליים	0.0000	0.0000	0.0000	0.3135	1.0000	0.3455	0.0000	0.0000	0.0000
מתמטיקה ומחשבים	0.0001	0.0006	0.0000	0.9857	0.3455	1.0000	0.0011	0.0000	0.0000
הנדסה וארכיטקטורה	0.6592	0.1440	0.0007	0.0003	0.0000	0.0011	1.0000	0.0053	0.0006
רפואה	0.0075	0.0369	0.1443	0.4614	0.0000	0.0000	0.0053	1.0000	0.5587
עזר רפואה	0.0009	0.0059	0.0405	0.1520	0.0000	0.0000	0.0006	0.5587	1.0000

$$p = \frac{0.01}{\binom{10}{2}} = \frac{0.01}{45} = 0.0002$$

תיקון בונפרוני

משתנה מקבץ פקולטה – השוואה בזוגות – עבור מילולי

רוח ואומנויות	חברה מילולי	משפטים	חברה כמותי	ביולוגיים	פיסיקליים	מתמטיקה ומחשבים	הנדסה וארכיטקטורה	רפואה	עזר רפואה
רוח ואומנויות	1.0000	0.0147	0.0394	0.0000	0.9841	0.2364	0.5680	0.0251	0.0000
חברה מילולי	0.0147	1.0000	0.4005	0.0000	0.0969	0.0042	0.0371	0.9849	0.0000
משפטים	0.0394	0.4005	1.0000	0.0056	0.0685	0.0103	0.0333	0.4177	0.0020
חברה כמותי	0.0000	0.0056	0.0056	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.4737	0.2759
ביולוגיים	0.9841	0.0969	0.0685	0.0000	1.0000	0.3628	0.6516	0.1093	0.0000
פיסיקליים	0.2364	0.0042	0.0103	0.0000	0.3628	1.0000	0.6888	0.0061	0.0000
מתמטיקה ומחשבים	0.5680	0.0371	0.0333	0.0000	0.6516	0.6888	1.0000	0.0436	0.0000
הנדסה וארכיטקטורה	0.0251	0.9849	0.4177	0.0000	0.1093	0.0061	0.0436	1.0000	0.0000
רפואה	0.0000	0.0002	0.0097	0.4737	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002	0.8472
עזר רפואה	0.0000	0.0000	0.0020	0.2759	0.0000	0.0000	0.0000	0.8472	1.0000

$$p = \frac{0.01}{\binom{10}{2}} = \frac{0.01}{45} = 0.0002$$

תיקון בונפרוני

משתנה מקבץ פקולטה – השוואה בזוגות – עבור כמותי

רוח ואומנויות	חברה מילולי	משפטים	חברה כמותי	ביולוגיים	פיסיקליים	מתמטיקה ומחשבים	הנדסה וארכיטקטורה	רפואה	עזר רפואה
רוח ואומנויות	1.0000	0.5027	0.6405	0.0000	0.0000	0.0000	0.0007	0.7803	0.0007
חברה מילולי	0.5027	1.0000	0.9438	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.9094	0.0016
משפטים	0.1638	0.2868	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0007	0.3606	0.1017
חברה כמותי	0.6405	0.9438	0.3084	1.0000	0.0000	0.0000	0.0006	0.9534	0.0032
ביולוגיים	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.1741	0.7648	0.0000	0.0000	0.0000
פיסיקליים	0.0000	0.0000	0.0000	0.1741	1.0000	0.1415	0.0000	0.0000	0.0000
מתמטיקה ומחשבים	0.0000	0.0000	0.0000	0.7648	0.1415	1.0000	0.0001	0.0000	0.0000
הנדסה וארכיטקטורה	0.0007	0.0007	0.0006	0.0000	0.0000	0.0001	1.0000	0.0182	0.0000
רפואה	0.7803	0.9094	0.3606	0.9534	0.0000	0.0000	0.0182	1.0000	0.0099
עזר רפואה	0.0007	0.0016	0.1017	0.0032	0.0000	0.0000	0.0000	0.0099	1.0000

$$p = \frac{0.01}{\binom{10}{2}} = \frac{0.01}{45} = 0.0002$$

תיקון בונפרוני

משתנה מקבץ פקולטה – השוואה בזוגות – עבור אנגלית

רוח ואומנויות	חברה מילולי	משפטים	חברה כמותי	ביולוגיים	פיסיקליים	מתמטיקה ומחשבים	הנדסה וארכיטקטורה	רפואה	עזר רפואה
רוח ואומנויות	1.0000	0.7628	0.0000	0.6781	0.0090	0.0205	0.0166	0.0000	0.0003
חברה מילולי	0.7628	1.0000	0.0000	0.8161	0.0037	0.0088	0.0259	0.0000	0.0004
משפטים	0.9229	0.7712	1.0000	0.6828	0.0577	0.1017	0.0807	0.0003	0.0046
חברה כמותי	0.0000	0.0010	1.0000	0.0052	0.0000	0.0000	0.0389	0.2625	0.8118
ביולוגיים	0.6781	0.8161	0.6828	1.0000	0.0195	0.0369	0.2104	0.0013	0.0173
פיסיקליים	0.0090	0.0037	0.0577	0.0195	1.0000	0.7304	0.0000	0.0000	0.0000
מתמטיקה ומחשבים	0.0205	0.0088	0.1017	0.0369	0.7304	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
הנדסה וארכיטקטורה	0.0166	0.0259	0.0807	0.2104	0.0000	0.0000	1.0000	0.0089	0.1188
רפואה	0.0000	0.0000	0.0003	0.2625	0.0013	0.0000	0.0089	1.0000	0.2211
עזר רפואה	0.0003	0.0004	0.0046	0.8118	0.0173	0.0000	0.1188	0.2211	1.0000

$$p = \frac{0.01}{\binom{10}{2}} = \frac{0.01}{45} = 0.0002$$

תיקון בונפרוני

משתנה מקבץ פקולטה – השוואה בזוגות – עבור סכס

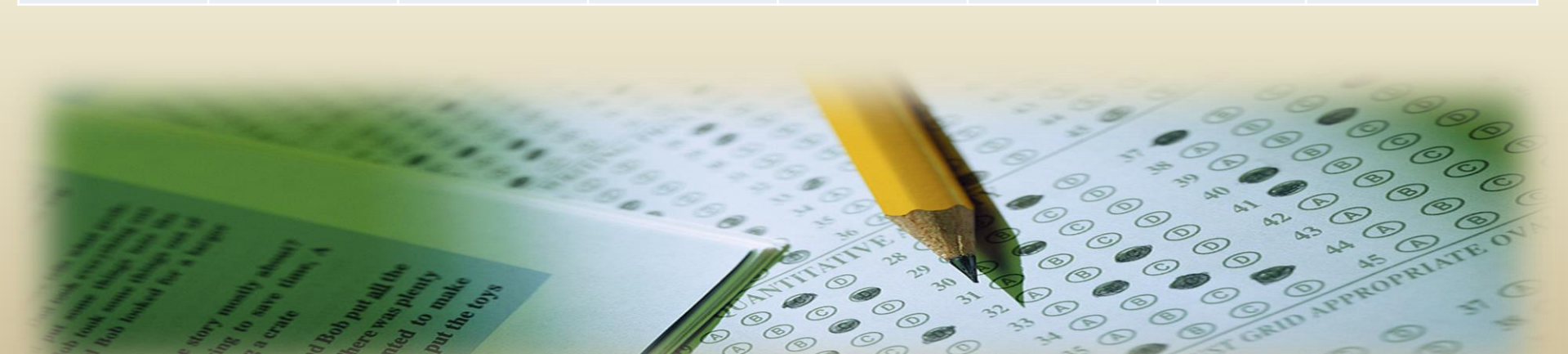
רוח ואומנויות	חברה מילולי	משפטים	חברה כמותי	ביולוגיים	פיסיקליים	מתמטיקה ומחשבים	הנדסה וארכיטקטורה	רפואה	עזר רפואה
רוח ואומנויות	1.0000	0.0001	0.6071	0.0000	0.0000	0.0000	0.0072	0.0131	0.0001
חברה מילולי	0.0001	1.0000	0.0014	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2084	0.0211
משפטים	0.1228	0.9608	1.0000	0.0006	0.0000	0.0002	0.0119	0.3255	0.1067
חברה כמותי	0.6071	0.0014	0.0956	1.0000	0.0000	0.0003	0.1455	0.0106	0.0001
ביולוגיים	0.0000	0.0000	0.0006	0.0026	1.0000	0.6678	0.0551	0.0001	0.0000
פיסיקליים	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0234	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
מתמטיקה ומחשבים	0.0000	0.0000	0.0002	0.0003	0.0563	1.0000	0.0116	0.0000	0.0000
הנדסה וארכיטקטורה	0.0072	0.0000	0.0119	0.1455	0.0551	0.0116	1.0000	0.0011	0.0000
רפואה	0.0131	0.2084	0.3255	0.0106	0.0001	0.0000	0.0011	1.0000	0.6937
עזר רפואה	0.0001	0.0211	0.1067	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.6937	1.0000

$$p = \frac{0.01}{\binom{10}{2}} = \frac{0.01}{45} = 0.0002$$

תיקון בונפרוני

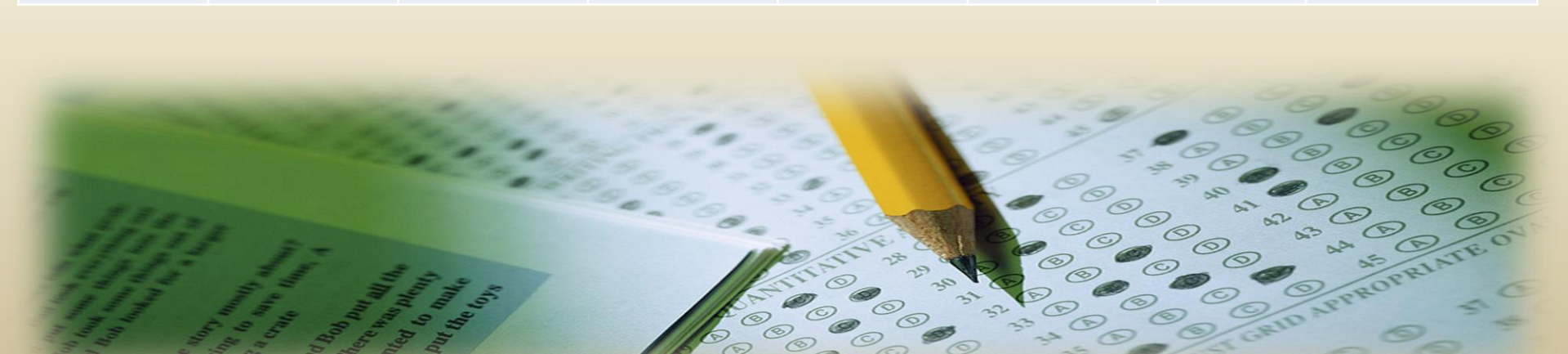
משתנה מקבץ - שנה

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	n	
0.550(0.013)	0.374(0.012)	0.435(0.019)	0.419(0.013)	0.507(0.012)	0.421(0.014)	274	2004
0.502(0.015)	0.370(0.013)	0.415(0.014)	0.388(0.013)	0.471(0.013)	0.371(0.019)	259	2005
0.525(0.014)	0.364(0.012)	0.422(0.013)	0.393(0.013)	0.484(0.013)	0.403(0.015)	263	2006
0.510(0.015)	0.348(0.015)	0.391(0.015)	0.404(0.013)	0.465(0.014)	0.394(0.016)	264	2007
0.528(0.015)	0.369(0.013)	0.413(0.015)	0.418(0.014)	0.492(0.014)	0.404(0.016)	263	2008
0.517(0.016)	0.345(0.016)	0.387(0.014)	0.403(0.013)	0.469(0.013)	0.412(0.018)	261	2009
0.20	0.61	0.22	0.49	0.16	0.43		P-value
0.007	0.000	0.103	0.000	0.001	0.011		R ²



משתנה מקבץ – מוסד

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	n	
0.560(0.011)	0.340(0.011)	0.432(0.010)	0.405(0.012)	0.490(0.011)	0.471(0.011)	276	מוסד 1
0.498(0.015)	0.296(0.015)	0.403(0.015)	0.387(0.014)	0.450(0.014)	0.406(0.017)	185	מוסד 2
0.376(0.015)	0.372(0.016)	0.298(0.026)	0.345(0.014)	0.415(0.014)	0.217(0.015)	236	מוסד 3
0.580(0.011)	0.378(0.011)	0.451(0.011)	0.435(0.011)	0.521(0.011)	0.439(0.013)	418	מוסד 4
0.546(0.021)	0.313(0.020)	0.460(0.017)	0.367(0.018)	0.473(0.019)	0.421(0.020)	128	מוסד 5
0.546(0.013)	0.409(0.010)	0.430(0.012)	0.435(0.011)	0.503(0.011)	0.431(0.015)	341	מוסד 6
<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001		P-value
0.260	0.104	0.019	0.105	0.151	0.216		R ²

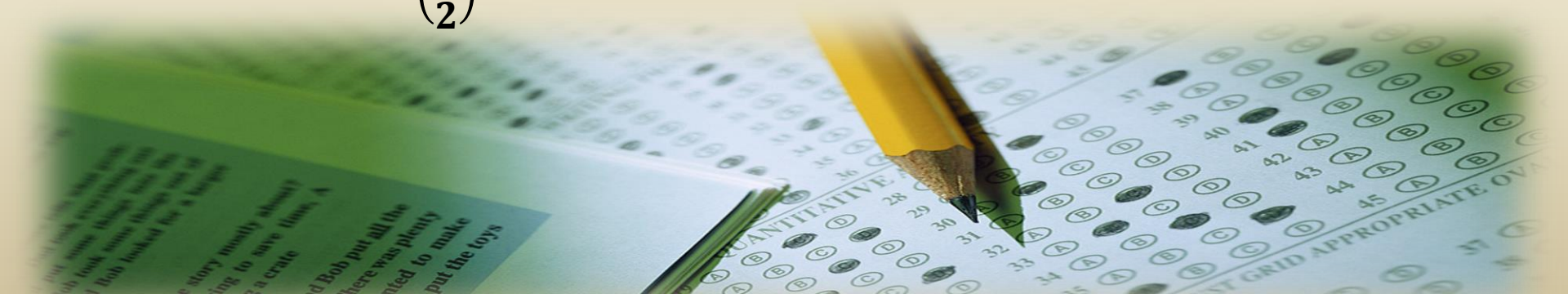


משתנה מקבץ מוסד – השוואה בזוגות – עבור בגרות

מוסד 6	מוסד 5	מוסד 4	מוסד 3	מוסד 2	מוסד 1	
0.0356	0.0309	0.0578	0.0000	0.0012	1.0000	מוסד 1
0.2610	0.5573	0.1131	0.0000	1.0000	0.0012	מוסד 2
0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	מוסד 3
0.6944	0.4522	1.0000	0.0000	0.1131	0.0578	מוסד 4
0.6894	1.0000	0.4522	0.0000	0.5573	0.0309	מוסד 5
1.0000	0.6894	0.6944	0.0000	0.2610	0.0356	מוסד 6

$$p = \frac{0.01}{\binom{6}{2}} = \frac{0.01}{15} = 0.00066$$

תיקון בונפרוני

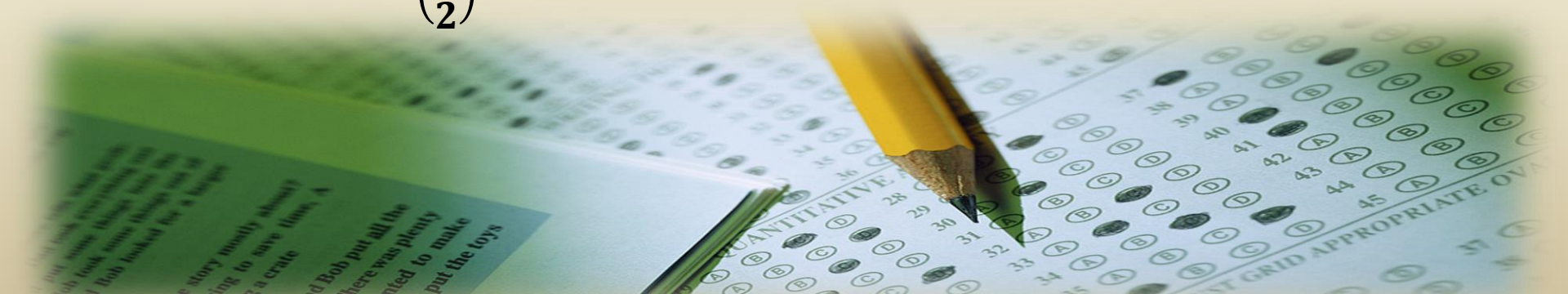


משתנה מקבץ מוסד – השוואה בזוגות – עבור מכפ"ל

מוסד 6	מוסד 5	מוסד 4	מוסד 3	מוסד 2	מוסד 1	
0.3949	0.4430	0.0487	0.0000	0.0271	1.0000	מוסד 1
0.0031	0.3325	0.0001	0.0781	1.0000	0.0271	מוסד 2
0.0000	0.0132	0.0000	1.0000	0.0781	0.0000	מוסד 3
0.2513	0.0310	1.0000	0.0000	0.0001	0.0487	מוסד 4
0.1710	1.0000	0.0310	0.0132	0.3325	0.4430	מוסד 5
1.0000	0.1710	0.2513	0.0000	0.0031	0.3949	מוסד 6

$$p = \frac{0.01}{\binom{6}{2}} = \frac{0.01}{15} = 0.00066$$

תיקון בונפרוני

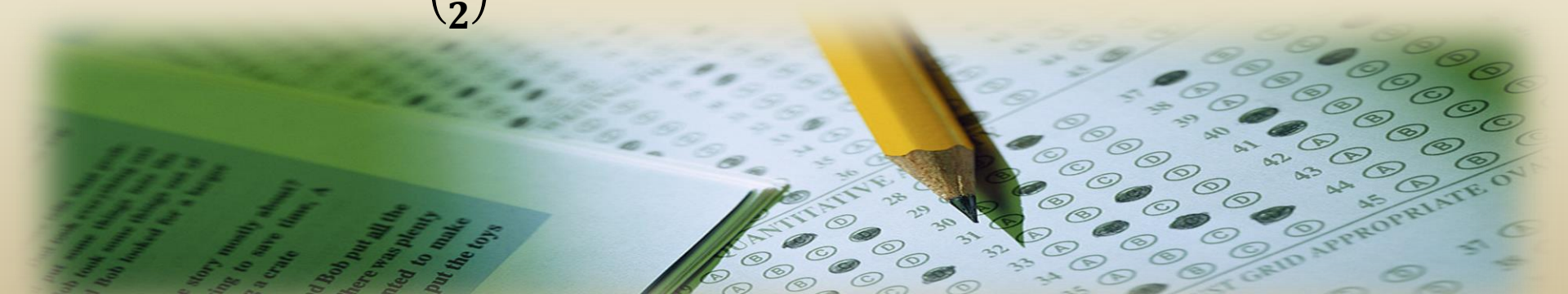


משתנה מקבץ מוסד – השוואה בזוגות – עבור מילולי

מוסד 6	מוסד 5	מוסד 4	מוסד 3	מוסד 2	מוסד 1	
0.0593	0.0699	0.0658	0.0010	0.2988	1.0000	מוסד 1
0.0052	0.3703	0.0061	0.0331	1.0000	0.2988	מוסד 2
0.0000	0.3419	0.0000	1.0000	0.0331	0.0010	מוסד 3
0.9946	0.0012	1.0000	0.0000	0.0061	0.0658	מוסד 4
0.0010	1.0000	0.0012	0.3419	0.3703	0.0699	מוסד 5
1.0000	0.0010	0.9946	0.0000	0.0052	0.0593	מוסד 6

$$p = \frac{0.01}{\binom{6}{2}} = \frac{0.01}{15} = 0.00066$$

תיקון בונפרוני

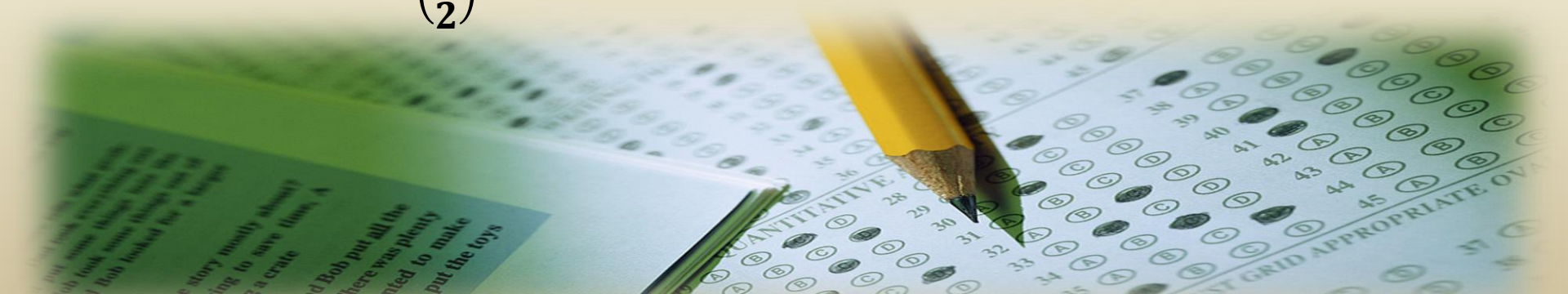


משתנה מקבץ מוסד – השוואה בזוגות – עבור כמותי

מוסד 6	מוסד 5	מוסד 4	מוסד 3	מוסד 2	מוסד 1	
0.9313	0.1610	0.2197	0.0000	0.1187	1.0000	מוסד 1
0.1631	0.0132	0.0119	0.0005	1.0000	0.1187	מוסד 2
0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0005	0.0000	מוסד 3
0.2270	0.6479	1.0000	0.0000	0.0119	0.2197	מוסד 4
0.1628	1.0000	0.6479	0.0000	0.0132	0.1610	מוסד 5
1.0000	0.1628	0.2270	0.0000	0.1631	0.9313	מוסד 6

$$p = \frac{0.01}{\binom{6}{2}} = \frac{0.01}{15} = 0.00066$$

תיקון בונפרוני

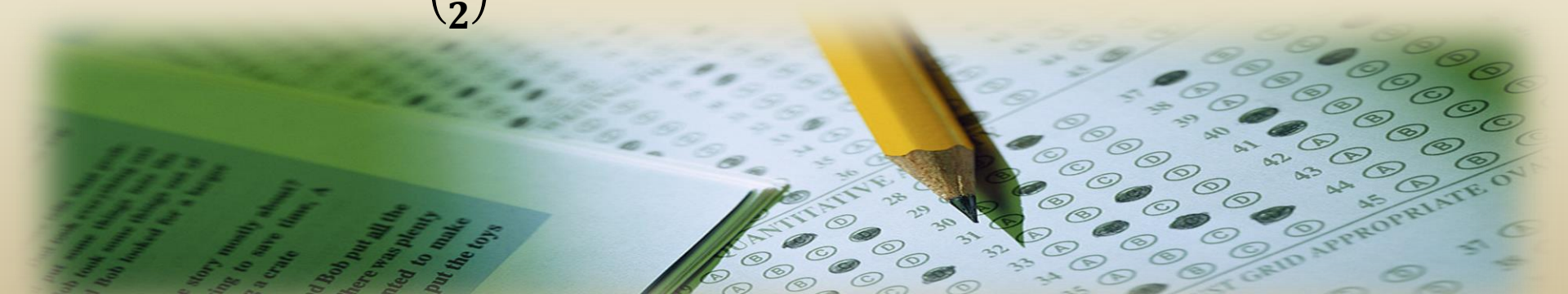


משתנה מקבץ מוסד – השוואה בזוגות – עבור אנגלית

מוסד 6	מוסד 5	מוסד 4	מוסד 3	מוסד 2	מוסד 1	
0.0000	0.2260	0.0140	0.1074	0.0165	1.0000	מוסד 1
0.0000	0.4955	0.0000	0.0007	1.0000	0.0165	מוסד 2
0.0490	0.0225	0.7620	1.0000	0.0007	0.1074	מוסד 3
0.0309	0.0043	1.0000	0.7620	0.0000	0.0140	מוסד 4
0.0000	1.0000	0.0043	0.0225	0.4955	0.2260	מוסד 5
1.0000	0.0000	0.0309	0.0490	0.0000	0.0000	מוסד 6

$$p = \frac{0.01}{\binom{6}{2}} = \frac{0.01}{15} = 0.00066$$

תיקון בונפרוני

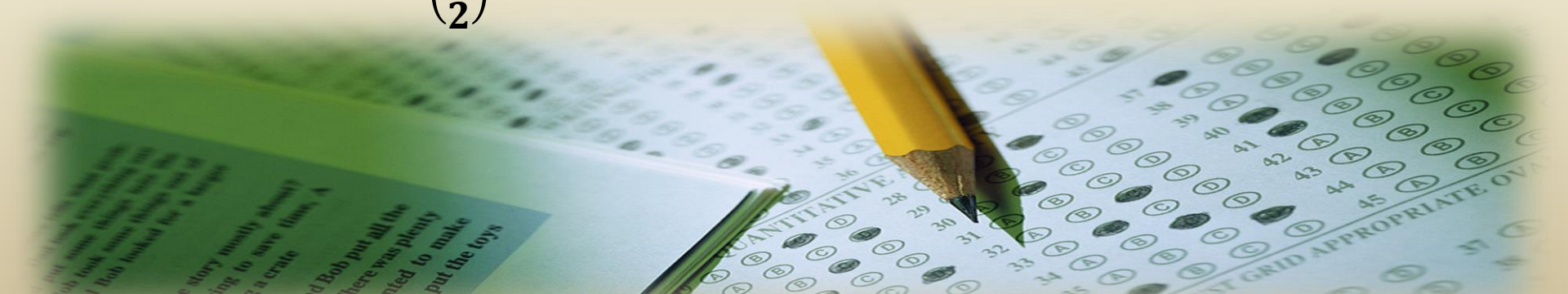


משתנה מקבץ מוסד – השוואה בזוגות – עבור סכום

מוסד 6	מוסד 5	מוסד 4	מוסד 3	מוסד 2	מוסד 1	
0.3865	0.5574	0.1995	0.0000	0.0007	1.0000	מוסד 1
0.0145	0.0647	0.0000	0.0000	1.0000	0.0007	מוסד 2
0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	מוסד 3
0.0425	0.1629	1.0000	0.0000	0.0000	0.1995	מוסד 4
0.9890	1.0000	0.1629	0.0000	0.0647	0.5574	מוסד 5
1.0000	0.9890	0.0425	0.0000	0.0145	0.3865	מוסד 6

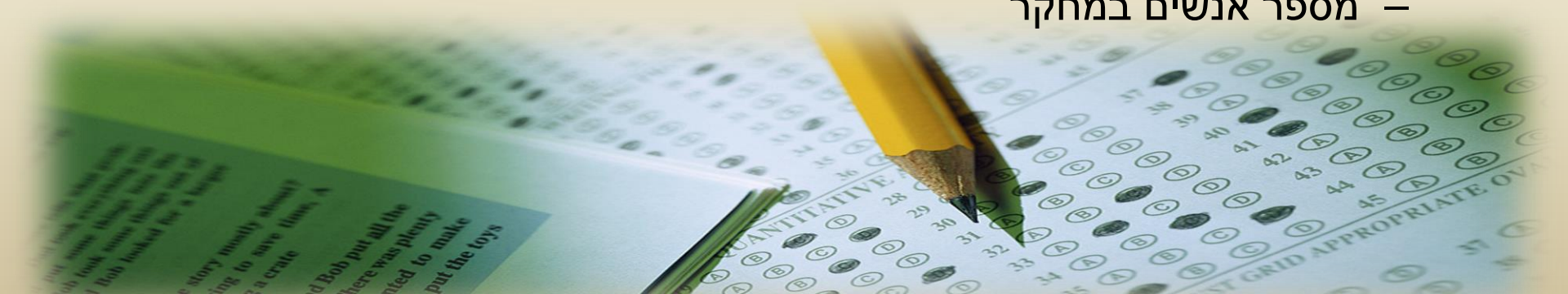
$$p = \frac{0.01}{\binom{6}{2}} = \frac{0.01}{15} = 0.00066$$

תיקון בונפרוני



מטא רגרסיה (מודל אפקטים אקראיים)

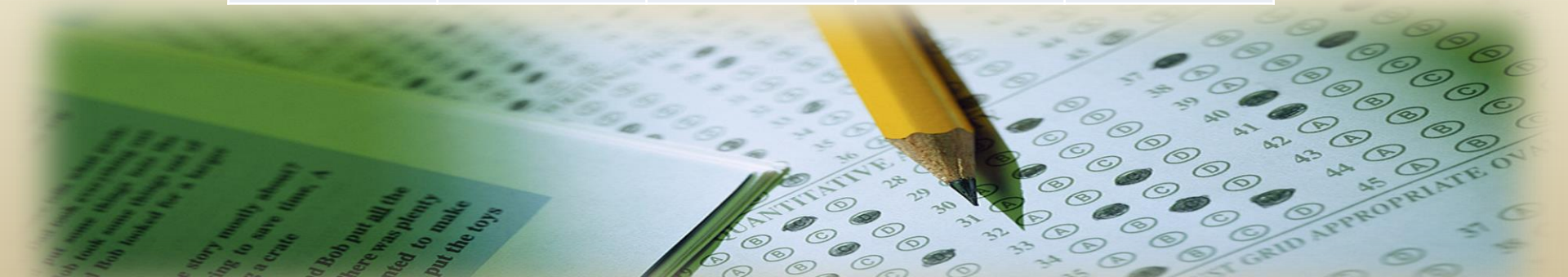
- אפשרות נוספת לנסות ולהסביר את השונות זה באמצעות מטא רגרסיה (שהיא מעין הכללה רציפה לניתוח שונות)
- המשתנים שלפיהם ננסה להסביר הם:
 - שנה (אומנם, משתנה זה היה אחד מהמשתנים שלפיהם עשינו את אנליזת תתי-הקבוצות בשלב הקודם, אבל הוא גם משתנה רווח, ולכן ניתן להשתמש בו כמשתנה מסביר גם עבור רגרסיה)
 - אחוז נבחני העברית במחקר
 - אחוז הנשים במחקר
 - גיל ממוצע במחקר
 - רמת סלקטיביות של המחקר (מתבטאת כממוצע הסכם במחקר)
 - מספר אנשים במחקר



סטטיסטיקה תיאורית – רמת מחקרים

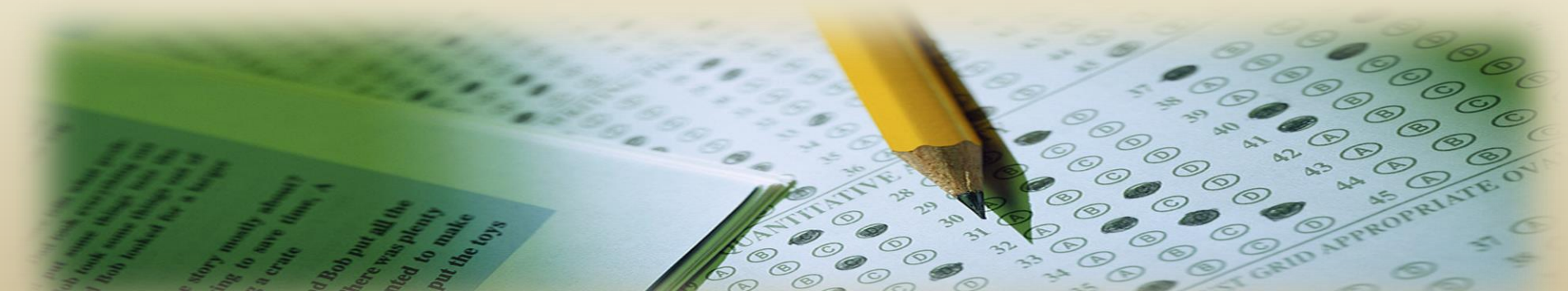
- על מנת לתת משמעות לתוצאות הרגרסיה (מקדמים סטנדרטיים), נציג קודם סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים המסבירים ברמת המחקרים – נזכיר כי הצגנו כבר את הסטטיסטיקה לגבי מספר האנשים

מינימום	אחוז נבחני עברית	אחוז הנשים	גיל ממוצע	רמת סלקטיביות
0.022	0.000	18.615	36.646	
1.000	1.000	33.667	75.554	
0.850	0.579	22.734	59.035	
0.163	0.238	1.159	6.544	



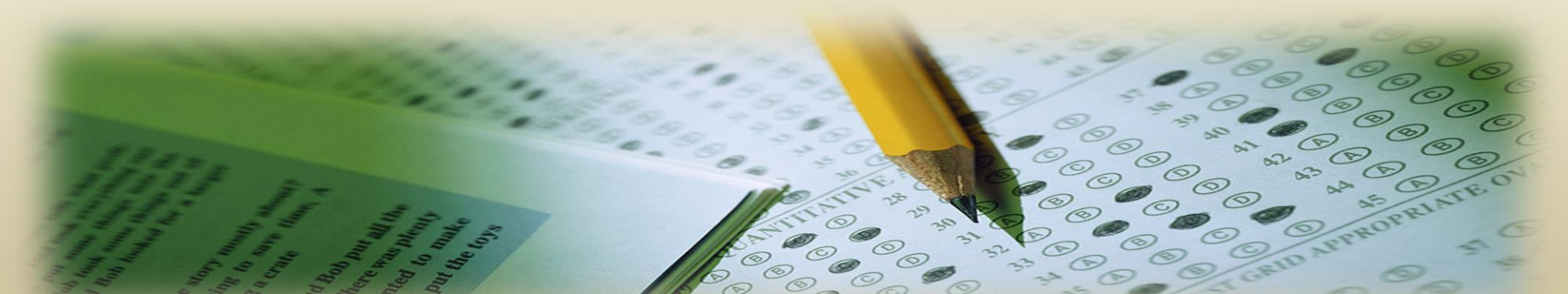
משתנה מסביר – שנה

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
-0.00186	-0.00349	-0.00904	0.00053	-0.00364	0.00195	b
-0.01473	-0.02979	-0.07148	0.00450	-0.03160	0.01380	β
0.598	0.282	0.016	0.865	0.249	0.621	p
0.000	0.000	0.064	0.000	0.000	0.001	R ²



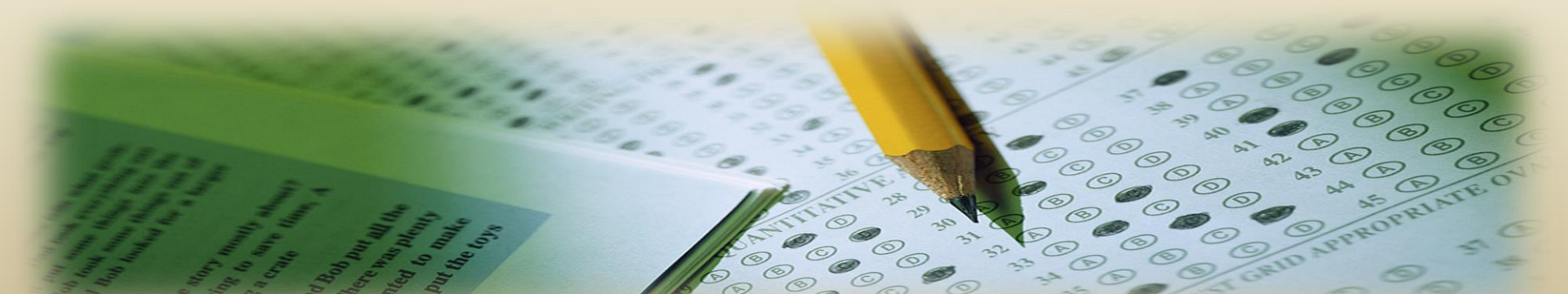
משתנה מסביר – אחוז נבחני עברית

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
0.33525	-0.10285	0.17023	0.13915	0.09061	0.64930	b
0.25884	-0.08331	0.13095	0.10999	0.07369	0.42226	β
0.000	0.003	0.000	0.000	0.007	0.000	p
0.115	0.005	0.078	0.009	0.005	0.312	R ²



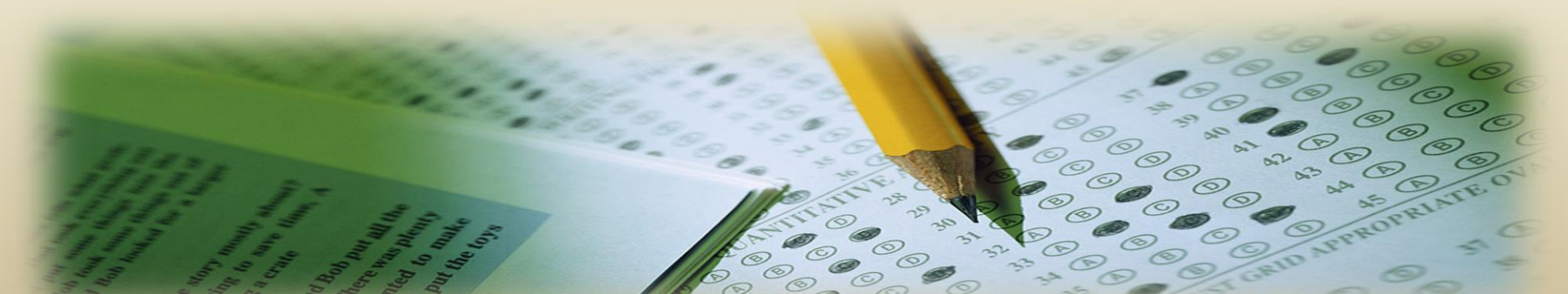
משתנה מסביר – אחוז הנשים

סכס	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
-0.17351	0.01994	-0.14120	-0.02202	-0.06337	-0.25957	b
-0.18860	0.02339	-0.15942	-0.02553	-0.07564	-0.25340	β
0.000	0.398	0.000	0.335	0.006	0.000	p
0.067	0.000	0.000	0.000	0.008	0.108	R ²



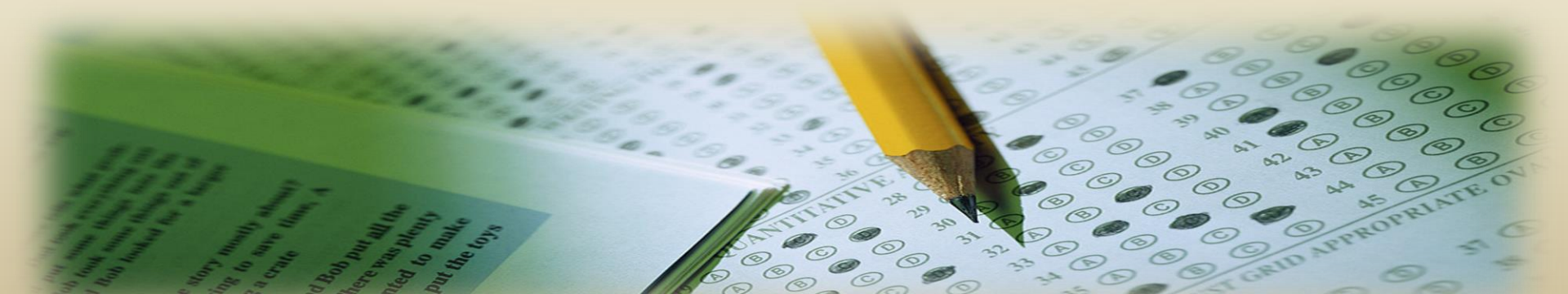
משתנה מסביר – גיל ממוצע

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
-0.00241	-0.01650	-0.01489	-0.00782	-0.00968	0.01694	b
-0.01231	-0.08642	-0.07620	-0.04111	-0.05357	0.07742	β
0.654	0.002	0.014	0.118	0.050	0.006	p
0.048	0.002	0.047	0.019	0.010	0.010	R ²



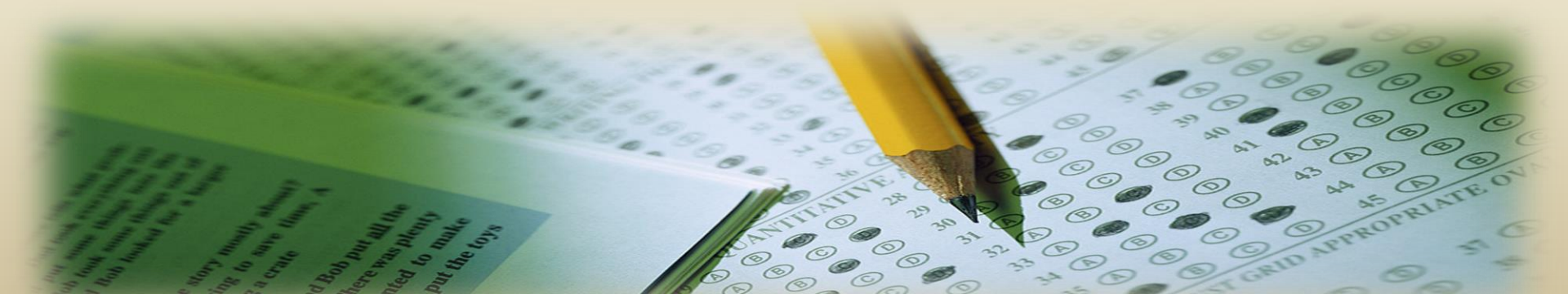
משתנה מסביר – רמת סלקטיביות

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
0.00637	0.00047	0.00449	0.00022	0.00305	0.00984	b
0.18747	0.01482	0.13707	0.00693	0.09819	0.25850	β
0.000	0.592	0.000	0.793	0.000	0.000	p
0.240	0.000	0.000	0.015	0.088	0.275	R ²



משתנה מסביר – מספר אנשים

סכמ	אנגלית	כמותי	מילולי	מכפ"ל	בגרות	
-0.00032	-0.00023	-0.00024	-0.00025	-0.00029	-0.00022	b
-0.15003	-0.12118	-0.11466	-0.12854	-0.15209	-0.09102	β
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	p
0.118	0.059	0.074	0.037	0.074	0.084	R ²



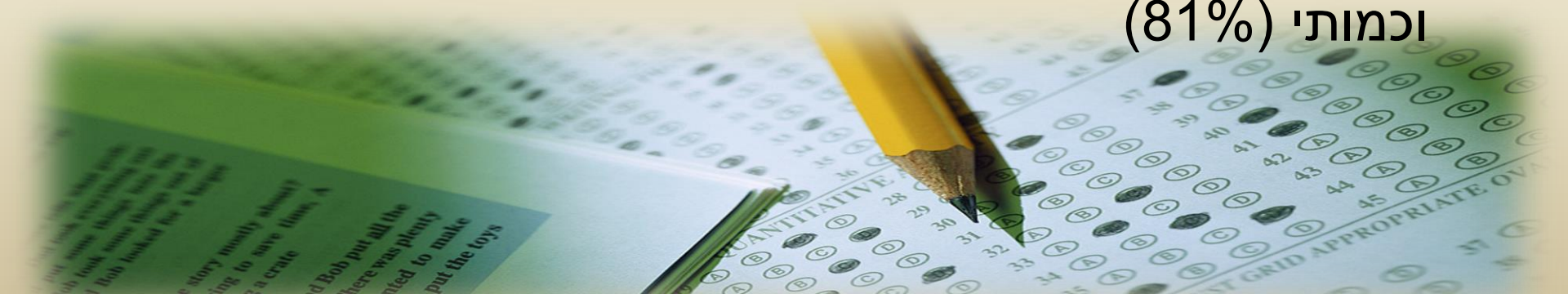
סיכום (כללי)

- ביצענו מטא אנליזה של תוקף החזאים השונים המשמשים לחיזוי ההצלחה בלימודים באוניברסיטה בשנה א'
- המחקר בוצע בשיטת מודלים אקראיים שמייצג טוב יותר את המציאות (מאשר מודל אפקט קבועים) עם הערכות לשונות שחושבו בשיטת המומנטים
- גודלי האפקטים תוקנו לקיצוץ תחום עקיף לפי החזאי סכם
- השונות של גודלי האפקטים חושבה במדויק לפי נוסחא שפותחה על ידנו
- המחקר התבסס על 1,584 מחקרים שונים



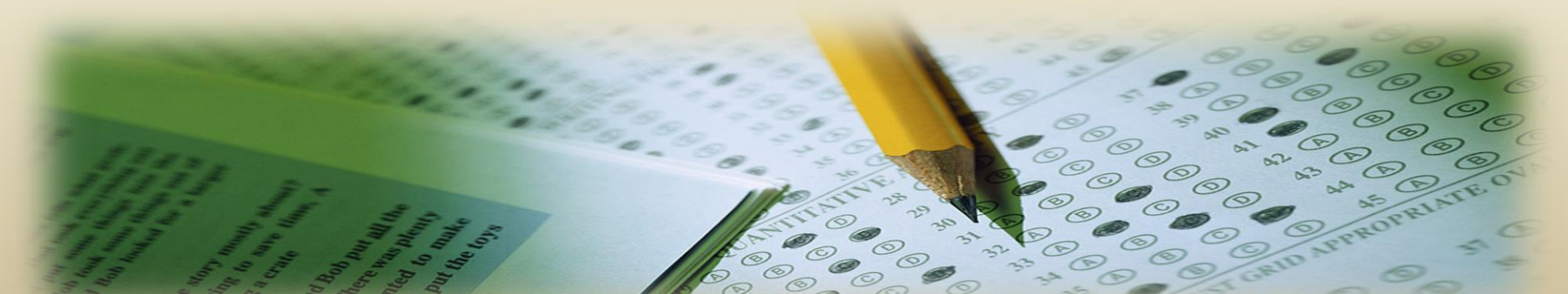
סיכום 2 (מודל אקראי)

- תוקף הסכם הוא הגבוה ביותר עם תוחלת של 0.52, לאחריו תוקף המכפ"ל עם תוחלת של 0.48, ואז הבגרות הכמותי והמילולי עם תוחלת זהה של 0.40, ולבסוף האנגלית עם תוחלת של 0.36
- מכפ"ל ורכיביו נמצאו בעלי שונות אמיתית הנמוכה ביותר ($T^2 \sim 0.029-0.026$), לאחר מכן הסכם (0.039) ולבסוף הבגרות (0.050)
- אחוז השונות האמיתית היה נמוך ביותר עבור מילולי ואנגלית ($I^2 \sim 70\%$), לאחר מכן המכפ"ל (75%), ולבסוף הבגרות, הסכם וכמותי (81%)



סיכום 3 (אנליזת תתי-קבוצות)

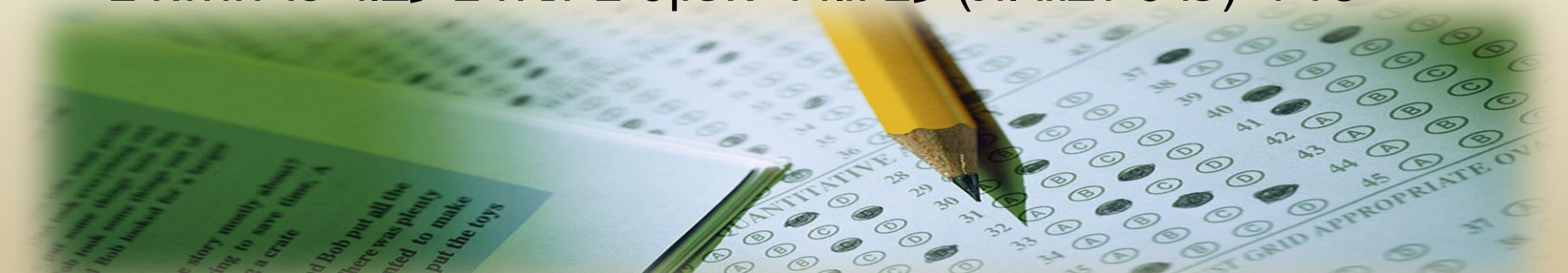
- לא נמצא הבדל מובהק עבור השנים השונות
- נמצאו הבדלים מובהקים בין המוסדות השונים ובין הפקולטות השונות (הן בחלוקה ל-2 והן בחלוקה ל-10)
עבור כל אחד מהחזאים פרט לחזאי מכפ"ל בין שתי הפקולטות (הומנית/ראלית)
- עבור המוסדות ועשר הפקולטות שבהן נמצא הבדל מובהק בוצע מבחן פוסט הוק (מבחן t) עבור כל הזוגות



סיכום 4 (מטא רגרסיה)

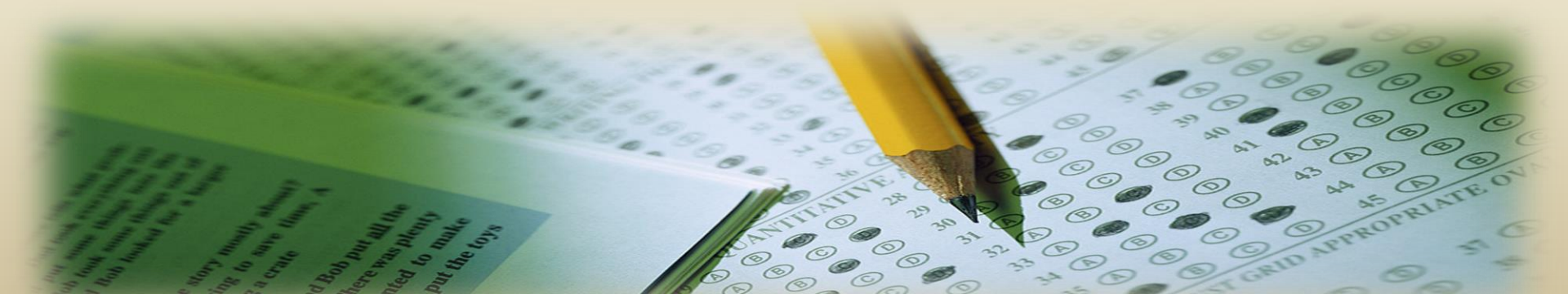
- **בניתוחי רגרסיה נמצא:**

- משתנה השנה אינו מובהק עבור כל החזאים
- משתנה אחוז נבחני עברית היה מובהק עבור כל החזאים עם מקדם חיובי פרט לחזאי אנגלית, כאשר עבור החזאי בגרות הוא הסביר 31% מהשונות האמיתית
- משתנה אחוז הנשים במחקר נמצא מובהק פרט לחזאים מילולי ואנגלית עם מקדם שלילי, והסביר עבור הבגרות והסכם 11% ו-7% בהתאמה מהשונות האמיתית
- משתנה גיל ממוצע נמצא מובהק פרט למילולי ולסכם עם מקדם שלילי (פרט לבגרות) עם גודלי אפקטים זניחים עבור כל החזאים



סיכום 5 (מטא רגרסיה 2)

- משתנה רמת סלקטיביות נמצא מובהק פרט לחזאים מילולי ואנגלית עם מקדם חיובי, והסביר עבור הבגרות והסכם 28% ו-24% בהתאמה מהשונות האמתית
- משתנה גודל המחקר נמצא מובהק עבור כל החזאים עם מקדם שלילי ואפקטים דיי קטנים (4%-12%)





תודה רבה



שאילות?