考試科目	心理與教育統計學	系所別	心理系二年級	考試時間	7月8日(三)第4節

7. 關於 Pearson's r 的描述下列何者正確：（A）與簡單線性迴歸模型中的迴歸係數相同（B）使用 t test 檢定，自由度為 n-1（C）r_{xy} 正比於 x 和 y 的共變數（D）$r_{xy}=0$ 時表示 x 與 y 之間並不存在任何形式的相關。

講義 P175~178 積差相關觀念

12-2 積差相關係數的解釋：

一、相關係數的檢定：

r 值意義和樣本大小有密切相關，當樣本 N 很小時，雖然得到高的 r 值，也許是機遇造成。反之，雖然 r 值較小，但樣本 N 非常大，則此 r 值便不可忽視。因此要加以檢定，以確定相關係數是否為 0。

例：21 名學生國語和數學的相關，是 r=.45，我們想知道這 r=.45 是不是機率造成?

查相關係數檢定的附表，發現 df=N-2=.19　α=.5 的臨界值為.433，因為計算 r 值.45 大於臨界 r 值.433，故可宣稱 21 名學生國語、數學的相關的確是正相關，而非機遇造成。

二、有相關並不一定有因果關係理由：

1. 雙變項之間具有**第三共同元素**：

例：

出動消防車數量↗ → 財產損失程度↗

(X)　　　　(Y)

↖　↗

火災規模(第三因素)

2. 雙變項之間具有**可逆性推論**：

例：

父母教養方式 ⇄ 子女生活態度

(X)　　　　(Y)

8. 如果 x 和 y 都是次序量尺，下列何種相關指標較為合適：（A）Spearman's Rho（B）Pearson's r（C）Chi Square（D）Cramer's V。

講義 P179~181 其他相關類型

11. 某生進行受試內設計實驗並針對資料進行二因子變異數分析。假設兩個因子分別為 A 和 B，受試者編號變項為 s。但由於報表打印時受到油墨污清，僅能辨識部分資訊（見下表），試推論下表中，a 的數值應為多少？（A）120（B）150（C）60（D）80。。

Source	df	SS	MS	F
A	3			4
		a	5	
	b		40	10
B/s	20	d		
AB	6		20	e
AB/s	c	600		

講義 P160 二因子混和設計

11-4 混和設計二因子變異數分析(A×B=間×內)

例題 11-2
某研究者想探討「不同色調光線」及「有無提供回饋」對反應時間的影響，如下表，試考驗其 A、B 主要效果和 AxB 交互作用，是否達顯著水準?(α =.05)
(本例子引自林清山，民 81，p385)

18. 下列關於各類機率分配的描述何者不正確：（A）t 分配有一個自由度（B）常態分配為一對稱於中央高峰，漸次向兩側遞減的分配（C）F 分配是 Z 分數的加總（D）均等分配的平均數等於中位數。

講義 P81~P82 分配間關係

※ F 分配的特性

1. 由於 F 為兩平方量之比值，故 $0 \leq F \leq \infty$，即 F 均為正值。
2. 每一對 df_1，df_2 就有一條分配曲線，如圖 9-5。
3. 與 χ^2 分配一樣，F 分配一為正偏分配，惟當 df_1，df_2 增加時，偏斜程度降低。
4. $df_2 \to \infty$時，F=1；當 $df_1=1$，$df_2=\infty$時，$\sqrt{F}$ 會趨近於 Z 分配。
5. 曲線下面積為 1，故 F 分配為機率分配，其機率值可查 F 分配表。
6. F 分配常用來檢定兩常態母體之變異數是否相同。

25. 下列各圖中，何者標示出中位數所在位置：（A）次數分配圖（B）箱形圖（C）折線圖（D）莖葉圖。

講義 P19 描述統計～箱型圖

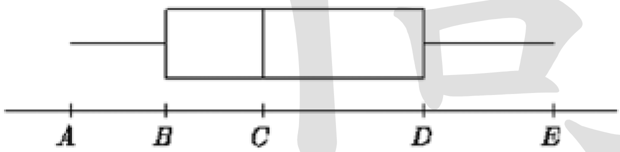
4. 莖葉圖(stem-and-leaf plot)：

莖	葉
6	1, 3, 4, 4, 5, 5, 7, 9
7	1, 1, 2, 2, 2, 2, 3, 4, 4, 4, 5, 5, 5, 8
8	0, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 2, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 4, 4, 5, 5, 5, 8
9	0, 0, 1, 3, 3, 4, 5, 6

圖 2-6 50 位學生國文成績莖葉圖

5. 盒鬚圖(box-and-whisker plot, 簡稱 boxplot)

盒鬚圖又稱箱型圖，是一很有效的表示資料的方法。下圖為一典型的盒鬚圖。



A 稱為資料的最小值，E 稱為最大值，B 與 D 則分別為資料的下四分位數及上四分位數，因此圖中盒子包含資料的中間 50%部分。又 C 為資料的中位數。上圖包含一個盒子，及二凸出來的鬚，這是此圖命名的由來。

國立政治大學 107 學年度 轉學生 招生考試試題

考 試 科 目	8/2/4 心理及教育統計學	系 所 別	心理系 二年級	考 試 時 間	7月11日(三) 第四節

( ) 1. Z 分配為標準常態分配，Z 分數的公式為$Z=\frac{X-\mu}{\sigma}$，將原始分數轉換成 Z 分數是一種常見的資料標準化動作。假設有一筆呈負偏分配的資料，現在將它轉成 Z 分數，試問這個分數形成的分配為：(A) 常態分配 (B) 正偏分配 (C) 負偏分配 (D) 均等分配。

命中講義 P.47

III.常態化標準分數(非直線轉換):

將分數轉換為直線標準分數，目的在使不同測驗分數可以比較，但是當兩個分數的分配明顯不同時，如一個常態，一個偏態，就無法加以比較，因此必須將原始分數都轉換為常態分配的標準分數，才可以在常態分配曲線下加以比較，此分數稱為「常態化標準分數」。

1. T 量表分數：
   McCall 於 1922 年創用，與 T 分數一樣 T=50+10Z，但是 T 量表分數，經過「常態化」，一定是常態分配，目前 T 量表分數是使用最普遍的常態化標準分數。
2. 標準九(stanine)、Sten 分數、C 量表分數：不常考

標準分數的轉換方式與名稱:

1、 直線轉換(linear transformation)，則稱為『直線標準分數』(linear standard score)
   不管原始分配形狀為何，做過直線轉換後，分配形狀不會改變，例如：原始分數是常態分配，經直線轉換後，仍為常態分配；若是非常態分配則經直線轉換後，仍為非常態分配，因此其相對位置是不變的，像是 Z 分數。

2、 非直線轉換(nonlinear transformation)，則稱為「常態化標準分數」(normalized standard score)
   不管原始分配為何，做過非直線轉換後，其分配形狀會成為常態分配，例如原始分配為非常態分配，則必須轉換為常態分配(稱常態化)，它是一種非直線的轉換過程，因為分數之間的相對位置已經改變了，像是百分等級。

( ) 3. 以下何者不是簡單線性迴歸模型的假設？（A）預測變項須為等距量尺以上（B）依變項常態分配（C）預測變項與誤差沒有相關（D）誤差呈常態分配。

命中講義 P.183

12-5 迴歸分析

12-5-1 簡單線性迴歸(一元線性迴歸)

一、只根據一個「預測變項」來預測一個「效標變項」，稱為「簡單線性迴歸」(simple linear regression)或「單迴歸」。

迴歸方程式: $\hat{Y}$ =bX+a

其中，b 是斜率(slope)或稱回歸係數(regression coefficient)；a 是截距(intercept)

二、迴歸的基本假定:

1. 常態性：$X_i \sim N.D.(\mu_X, \sigma_X^2)$ ；$Y_i \sim N.D.(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ ；$e_i \sim N.D.(0, \sigma_e^2)$ 。
2. 直線性：X 和 Y 互為線性關係，即 $\hat{Y}$ =bX+a。
3. 同質性：估計標準誤符合等分散性。
4. 獨立性：$\rho_{X_1X_2} = 0$ ；$\rho_{Y_1Y_2} = 0$ ；$\rho_{e_1e_2} = 0$ ；$\rho_{X_e} = 0$ ；$\rho_{Y_e} = 0$

三、違反假定時的統計分析：

1. 重新建立模式：如採用加權的最小平方法(WLS)。
2. 將變項加以轉換：如採用對數、平方根或倒數進行運算。

12-5-2 直線回歸的預測步驟

一、 利用原始分數預測：

在 X 預測變項與 Y 效標變相的散佈圖中，設法找出一條直線，使各點至此線而平行於 Y 軸的距離平方和最小，亦即「誤差的平方和」為最小值($\sum(Y-\hat{Y})^2 = \min$)則此直線即是由 X 變項預測 Y 變項的「最適合線」(best-fit line)或稱「迴歸線」，其方程式為 $\hat{Y}$ =bX+a。此方法則稱為「最小平方法」(method of least square)`.

$$\sum(Y-\hat{Y})^2 = \min$$

$\sum(Y-bX-a)^2 = \min$ 經「**偏微分**」，可知 b、a 多少時，$\sum(Y-bX-a)^2$ 為最小

( ) 7. 下列何者不是描述一個分配集中趨勢的指標（A）平均數（B）全距（C）眾數（D）中位數。

命中講義 P.24

第三章　集中量數

朱浩編制

一、集中量數(或趨中量數)(measures of central tendency)：用來描述集中情形的代表值，可表示大部分的分數集中在那一個中心位置。

二、種類有五種：(後兩種很少使用，故不談)

1. 算術平均數(arithmetic mean, M、$\overline{X}$)
2. 中數(median, Md)
3. 眾數(mode, Mo)
4. 幾何平均數(geometric mean, GM)及調和平均數(harmonic mean, HM)「不考」

I.算術平均數

一、未歸類資料

$$\overline{X}=\frac{\sum X}{N}$$

已歸類資料

$$\overline{X}=\frac{\sum fX}{N}$$

二、簡捷法

$$\overline{X}=AM+\left(\frac{\sum fX'}{N}\right)h \quad \begin{cases} f=\text{次數} \\ X'=\dfrac{X-AM}{h} \\ AM:\text{假定平均數} \\ h:\text{組距} \end{cases}$$

組別	組中點(X)	次數(f)	組中點×次數(fX)
75～79	77	1	77
70～74	72	2	144
65～69	67	4	268
60～64	62	5	310
55～59	57	8	456
50～54	52	10	520
45～49	47	9	423
40～44	42	7	294
35～39	37	4	148
30～34	32	2	64

$$\overline{X}=\frac{2780}{55}=50.55\text{分}$$

( ) 8. 下列關於 Z 分配和 t 分配的描述何者不正確？（A）t 分配的樣貌會隨著自由度而改變（B）Z 分配的標準差永遠為 1（C）一般來說，Z 分配比 t 分配來得較為集中（D）Z 分配和 t 分配都是由兩個參數決定。

命中講義 P.82

(2) t 分配與 Z 分配的比較

由 t 分配與標準常態分配(Z 分配)之重要表徵數的比較得知：

※ 相同處

1. 範圍在 $-\infty$ 與 $+\infty$ 之間。
2. 以 0 為中心的左右對稱分配。

※ 相異處

1. t 分配的變異程度較大。
2. t 分配的峰態為高狹峰，Z 分配的峰態為常態峰。
3. 只有 t 分配會受自由度影響

(3) χ^2、F、t 統計量的定義與實用公式：

χ^2、F、t 統計量所來自之母體分配皆為常態分配，當母體之平均數 μ，變異數 σ^2 已知，則定義公式得以成立；但母數 μ、σ^2 常是統計推論的對象，此時就該使用實用公式。

(4) Z、χ^2、F、t 統計量間的關係

在自由度不同下，Z、χ^2、F、t 統計量間的關係為：

$$1.\ F_{1-\alpha(1,df)} = t^2_{1-\frac{\alpha}{2}(df)}$$

$$2.\ F_{1-\alpha(1,\infty)} = Z^2_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$3.\ dfF_{1-\alpha(df,\infty)} = \chi^2_{1-\alpha(df)}$$

$$4.\ df/F_{1-\alpha(\infty,df)} = \chi^2_{\alpha(df)}$$

$$5.\ \chi^2_{1-\alpha(1)} = Z^2_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$6.\ t_{1-\alpha(\infty)} = Z_{(1-\alpha)}$$

III. 影響樣本統計量分配形狀的因素

1. 樣本 n 的大小:n 愈大，愈接近常態分配。
2. 母群體分配的性質:母群是否為常態分配。
3. 不同的統計量:如 $\overline{X}$、Z、χ^2、F、t。

（）9. 某生隨機從一個 0 到 1 的均等分配中抽取兩個數並計算總和，該生重複這個動作 1000 次，試問下列敘述何者為假？（A）若計算的不是總和而是兩個數的平均，所得樣本的標準差是原先標準差的 1/2（B）這 1000 個樣本的標準差可以代表母群的標準差（C）所得樣本形成的分配接近常態分配（D）這 1000 次抽樣所得的平均分數接近 0.5。

命中講義 P.65

[補充]柴比雪夫氏不等式(Chebyshev's inequality)(已經不考，看一看就好)

定義：任意隨機變項 X，對期觀察直落於 K 個標準差之間的機率至少為$(1-\frac{1}{k^2})$，

亦即：$P(\mu-k\sigma<X<\mu+k\sigma)\geqq 1-\frac{1}{k^2}$

若 k=2，此定理說明了隨機變項 X 對其均數落在二個標準差之內的機率，至少有 $1-(1/2)^2=3/4$。亦即任意分配的觀察值，有四分之三或更多落在區間 $\mu\pm2\sigma$ 內。同樣的，此定理說明任一分配的觀察值至少有九分之八落在區間 $\mu\pm3\sigma$ 內。柴比雪夫氏不等式觀察值得任何分配皆成立，因此他的結論通常相當弱。此定理指給予最低限的值。亦即，知道一隨機變項對其均數的值在二個標準差間的機率不小於 3/4，但是不知道它比 3/4 多了多少。僅機率分配為已知的情況下，方能求得正確的機率。

b. 二項分配(binomial distribution)

1. 貝諾里試行(Bernoulli triais)：
   在一項隨機實驗中，其出像只能分為「成功」及「失敗」兩種，則此項隨機實驗稱之「貝諾里實驗」。
2. 二項式分配(binomial distribution)
   (1) 連續的數次貝諾里試行即為「二項分配」。
   (2) 二項式分配之特性：
      i. 每次的試行彼此獨立，且在每次試行中，p 不變。
      ii. 每次試行只分成功及失敗兩種互斥結果，且 p+q=1。
      iii. 採歸返法。
   (3) 機率函數：$f(x)=C_x^n p^x q^{n-x}$
      n：全部的試行次數；x：成功的次數；p：成功的機率；q：成敗的機率。
   (4) $E(X)=n\cdot p$
      $V(X)=n\cdot p\cdot q$

例題 6-13

如果將一顆公正的骰子擲 5 次，試計算擲出兩個 6 點和 3 個非 6 點的機率為何?

ANS：

$$f(2)==\binom{5}{2}(\frac{1}{6})^2(\frac{5}{6})^{5-2}=.161$$

( ) 11. 下列敘述何者有誤？（A）當樣本數愈大時，愈容易達顯著（B）當其它條件維持不變時，第一類錯誤上升，則統計檢定力下降（C）若相類似的兩個實驗都以 t 檢定進行分析，其中前者的 p 值達.01 顯著，後者則達.001 顯著，表示後者實驗的效果大於前者（D）當代表虛無假設（H_0）與科學假設（H_1）的兩分配的平均數差距愈大時，統計結果愈容易達顯著。

命中講義 P.106

1. H_0 為真，接受 H_0：決策正確，其機率為 1-α
2. H_0 為真，拒絕 H_0：稱為「第一類型錯誤」(type I error)，其機率為 α。
3. H_0 為假(H_1 為真)，接受 H_1：稱為「第二類型錯誤」(type II error)，其機率為 β。
4. H_0 為假(H_1 為真)，拒絕 H_1：決策正確，其機率為 1-β，稱為「檢定力」或「統計考驗力」(power of test)

二、α 與 β 的關係

1. α 和 β 相互關聯，其中一個機率變大(小)，則另一個機率隨之變小(大)，例如: α↗vs. β↘；α↘vs. β↗。
2. 增加一本數 n，因抽樣分配集中會使 α 和 β 值同時減少，例如 $\overline{X}$ 的抽樣分配 n↑則 $\sigma_{\bar{X}} = \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ↘。
3. $\boxed{\alpha+\beta \text{ 不一定等於 } 1}$。
4. 拒絕 H_0 時，若臨界值向 H_1 的平均數接近(右移)，則 β↗(α↘)；反之，若臨界值向 H_1 的平均數遠離(左移)，則 β↘(α↗)。

三、α 與 β 大小的選擇

α 減小，此時 β 增加，而且 1-β(統計考驗力)也隨之變小，因此犯那一型錯誤較嚴重，要是研究者所重視的目的而定。例如:

1. 在開發新藥品中，犯型 I 錯誤較嚴重，因為讓較差的藥品上市比未讓優良的藥品上市所犯的錯誤更嚴重，其他心理與教育的研究亦是如此。
2. 在「訊號偵測理論」中，得知「雷達兵」犯型 II 錯誤較嚴重(雷達顯示敵機來襲，卻未加以發現)；反之『飛彈官』犯型 I 錯誤較嚴重(敵機未出現，卻發射飛彈)。

四、增加 1-β(統計考驗力)的方法:

1. 增加 α。
2. 母群的變異數 σ_X^2 變小。
3. 增加樣本數 n，則 $\sigma_{\bar{X}} = \dfrac{\sigma_X}{\sqrt{n}}$ 變小。
4. H_0 和 H_1 的平均值差異變大(可以用來計算效果量，進而推估 Power)。

( ) 14. 下列何者與變異數分析的邏輯無關？（A）**變異數同質性（B）組間與組內變異數相比（C）中央**極限定理（D）獨變項之間必須是獨立的。

命中講義 P.124

第十章　單因子變異數分析

朱浩編制

10-1 基本概念

兩組資料比較其平均數的差異時，使用 Z 檢定或 t 檢定；但是考驗三個或三個以上母群平均數的差異顯著性，就需要使用「變異數分析」(analysis of variance，簡稱 ANOVA)，其原理為考驗實驗變異量和誤差變異量的比值是否有顯著的差異，故也有人稱為「F 統計法」，但是請小心**二者之間仍有差異**，不能視為完全相同。

一、若討論一個自變項的變異數分析，亦即「單因子變異數分析」(one-way ANOVA)。

二、若討論二個自變項的變異數分析，亦即「二因子變異數分析」(two-way ANOVA)，以此類推。

三、假若超過二因子以上(含二個因子)，即稱為「多因子變異數分析」(multi-way ANOVA)。

10-1-1 變異數分析的基本假定

一、常態性(normality)

樣本所來自的母群必須都是常態分配，否則分配偏離常態太多，則違反中央極限定理的推論，必須採用無母數統計。

二、觀察值獨立性(independent observation)

因為樣本是經過隨機抽樣獲得，故每一筆從母群中所抽出的樣本值，彼此間不能有相關存在。

三、可加性(additivity)

總變異可正好分割為數個變易來源的總和。如 $SS_t=SS_b+SS_w$。

四、同質性(homogeneity)

正如同 t 檢定一樣，進行假設考驗之前，必須以 H_0 為真的前提，進行考驗，所以各組樣本所來自母群的變異數必須相同，

即 $\sigma_a^2=\sigma_2^2=\sigma_3^2=......=\sigma_k^2$。

( ) 18. 下例何種檢定或係數適用於檢驗兩個次序量尺變項之間的相關？（A）Fisher's exact test（B）r（C）χ^2（D）Kendall's τ。

命中講義 P.181

七、等級相關(適用於兩個變項都是**次序變項**)：

1. 斯皮爾曼等級相關(r_s)

2 個評分者評 N 個人(作品)，或同一個評分者先後 2 次評 N 個人(作品)之間的一致性，是一種『**評分者信度**』。

$$r_s = 1 - \frac{6\sum d^2}{N(N^2-1)}$$

2. 肯德爾等級相關(τ/tau/)

基本定義同 r_s，但適用於**受試者人數極少**時。

$$r = \frac{S}{\frac{1}{2}N(N+1)}$$

八、肯德爾和諧係數(W):

2 個以上的評分者，評 N 個人(作品)，所評等第間是否相關一致。亦是一種「**評分者間信度**」。

$$W = \frac{S}{\frac{1}{12}k^2(N^3-N)}$$

九、Kappa 一致性係數(K):

當評分的對象不是次序變項而是**類別變項**時，則用 Kappa 統計法，求其「**評分者間信度**」。

例如:k 個醫師根據量表，將 N 個病人家以診斷後各歸類 m 個心理疾病類別，求其評斷的一致性。

$$K = \frac{P(A)-P(E)}{1-P(E)}$$

( ) 19. 假設母親的生產年齡可以解釋孩子智力 64%的變異，今某童智力測驗測得智力為 100，該智力測驗的標準差為 10，若已知該童出生時其母 25 歲，則在 95%信心水準下下列何者正確：(A) 該童智力約為 80 到 120 之間 (B) 該童智力約為 88 到 112 之間 (C) 該童智力約為 75 到 125 之間 (D) 該童智力約為 90 到 110 之間。

命中講義 P.90

12-6-6 多元共線性的問題

在多元迴歸的假定中，我們很擔心建立的多元迴歸，會出現多元共線的現象，因為這代表各個預測變項之間相關過高，我們僅需要挑出一個預測變項即可，因為我們擔心會出現相關係數高估的問題。因此對於某一個預測變項共線性的檢驗，可以使用容忍值(**tolerance**)或變異數膨脹因素(variance inflation factor, **VIF**)來評估(二個指標為倒數關係)。

R_i^2 為某一個預測變項被其他預測變項當作效標變項來預測時，該預測變項可以被解釋的比例，1- R_i^2(容忍值)為該預測變項被其他預測變項無法解釋的殘差比。R_i^2 比例越高，容忍值越小，代表預測變項不可解釋殘差比低，VIF 越大，即預測變項迴歸係數的變異數增加，共變性越明顯。

( ) 20. 連續投擲十個公正硬幣 100 次並且每次都記錄出現人頭的次數，請問所觀察到的事件接近下列何種分配？（A）常態分配（B）均等分配（C）二項分配（D）指數分配。

命中講義 P.65

[補充]柴比雪夫氏不等式(Chebyshev's inequality)(已經不考，看一看就好)

定義：任意隨機變項 X，對期觀察直落於 K 個標準差之間的機率至少為$(1-\frac{1}{k^2})$，

亦即：$P(\mu-k\sigma<X<\mu+k\sigma)\geqq 1-\frac{1}{k^2}$

若 k=2，此定理說明了隨機變項 X 對其均數落在二個標準差之內的機率，至少有 $1-(1/2)^2=3/4$。亦即任意分配的觀察值，有四分之三或更多落在區間 $\mu\pm2\sigma$ 內。同樣的，此定理說明任一分配的觀察值至少有九分之八落在區間 $\mu\pm3\sigma$ 內。柴比雪夫氏不等式觀察值得任何分配皆成立，因此他的結論通常相當弱。此定理指給予最低限的值。亦即，知道一隨機變項對其均數的值在二個標準差間的機率不小於 3/4，但是不知道它比 3/4 多了多少。僅機率分配為已知的情況下，方能求得正確的機率。

b. 二項分配(binomial distribution)

1. 貝諾里試行(Bernoulli triais)：
   在一項隨機實驗中，其出像只能分為「成功」及「失敗」兩種，則此項隨機實驗稱之「貝諾里實驗」。
2. 二項式分配(binomial distribution)
   (1) 連續的數次貝諾里試行即為「二項分配」。
   (2) 二項式分配之特性：
      i. 每次的試行彼此獨立，且在每次試行中，p 不變。
      ii. 每次試行只分成功及失敗兩種互斥結果，且 p+q=1。
      iii. 採歸返法。
   (3) 機率函數：$f(x)=C_x^n p^x q^{n-x}$
      n：全部的試行次數；x：成功的次數；p：成功的機率；q：成敗的機率。
   (4) $E(X)=n\cdot p$
      $V(X)=n\cdot p\cdot q$

例題 6-13

如果將一顆公正的骰子擲 5 次，試計算擲出兩個 6 點和 3 個非 6 點的機率為何?

ANS：

$$f(2)==\binom{5}{2}(\frac{1}{6})^2(\frac{5}{6})^{5-2}=.161$$

( ) 22. 某生得到一份二因子等格設計的變異數分析摘要表，如下表所示。然而這份摘要表的數據並不完整，某些細格內的數據已經遺失，或僅以英文字母暫代。請你運用你對變異數分析的知識，幫助該生推論那些遺失的數據。根據你的推論， 表格中的 b 應該為何？（A）4（B）16（C）3（D）12。

Source	df	SS	MS	F
A	3			4
Residuals	b	60	5	
B		d		2
AB	6		20	e
Residuals	c	600		

( ) 23. 承第 22 題，c 的數值應為多少：（A）24（B）30（C）20（D）80。

( ) 24. 承第 22 題，d 的數值應為多少：（A）120（B）250（C）80（D）60。

( ) 25. 承第 22 題，e 的數值應為多少：（A）0.8（B）0.6（C）0.2（D）0.3。

22~25（題組） 命中講義 P.159.160

11-4 混和設計二因子變異數分析(A×B=間×內)

例題 11-2
某研究者想探討「不同色調光線」及「有無提供回饋」對反應時間的影響，如下表，試考驗其 A、B 主要效果和 A×B 交互作用，是否達顯著水準?(α =.05)
(本例子引自林清山，民 81，p385)

B:j=1~q

A:(i=1~p)		s:m=1~n	b_1 (紅)	b_2 (綠)	b_3 (黃)	
	a_1(有回饋)	S_1	4	1	3	8
		S_2	9	3	9	21
		S_3	8 36	4 16	6 32	18 84
		S_4	9	5	5	19
		S	6	3	9	18
	a_2(無回饋)	S_1	3	7	11	21
		S_2	8	3	8	19
		S_3	5 25	4 21	10 50	19 96
		S_4	6	2	12	20
		S	3	5	9	17
		s:m=1~n	61	37	82	180

一、劃出實驗成績表，如題目:

二、ANOVA 之代號摘要表

SV	SS	df
A	A-X	p-1
B	B-X	q-1
S/A	AS-A	p(n-1)
AB	AB-A-B=X	(p-1)(q-1)
BS/A	ABS-AB-AS+A	p(q-1)(n-1)
Total	ABS-X	pqn-1

三、計算各代號

$$\underset{(X_{i..})}{A}=\frac{\sum_{i}^{p}(\sum_{m}^{n}\sum_{j}^{q}X_{ijm})^2}{n\cdot q}=\frac{84^2+96^2}{15}=1084.8$$

$$\underset{(X_{.j.})}{B}=\frac{\sum_{j}^{q}(\sum_{m}^{n}\sum_{i}^{p}X_{ijm})^2}{n\cdot q}=\frac{61^2+37^2+82^2}{5\times 2}=1181.4$$

$$\underset{(X_{ij.})}{AB}=\frac{\sum_{j}^{q}\sum_{i}^{p}(\sum_{m}^{n}X_{ijm})^2}{n}=\frac{36^2+16^2+\cdots+50^2}{5}=1228.4$$

$$\underset{(X_{im})}{AS}=\frac{\sum_{m}^{n}\sum_{i}^{p}(\sum_{j}^{q}X_{ijm})^2}{n}=\frac{8^2+21^2+18^2+\cdots+17^2}{5}=1122$$

$$\underset{(X_{ijm})}{ABS}=\sum_{m}^{n}\sum_{j}^{q}\sum_{i}^{p}(X_{ijm})^2=4^2+9^2+8^2+\ldots+9^2=1326$$

$$\underset{(X_{...})}{X}=\frac{(\sum_{m}^{n}\sum_{j}^{q}\sum_{i}^{p}X_{ijm})^2}{p\cdot q\cdot n}=\frac{(180)^2}{5\times 2\times 3}=1080$$

四、寫出 ANOVA 摘要表

SV	SS	df	MS	F
A(有無回饋)	4.8	1	4.8	1.03
B(不同色光)	101.4	2	50.7	13.41*
S/A(個別差異)	37.2	8	4.65	
AB(交互作用)	42.2	2	21.1	5.18*
BS/A(殘差)	60.4	16	3.78	
Total(總變異)	24.6	29		
*p<.05			$F_{.95(2,16)}=3.63$	