

機率應用不易

黃文璋

國立高雄大學
應用數學系，統計學研究所

97年10月15日

◆ 統計裡常在做預測，但如波耳(Niels Bohr, 1922年諾貝爾物理獎)所說：

預測很難，尤其關於未來。

- ◆ 對隨機現象做預測時，**誤差**常難以避免。
- ◆ **誤差**之意義，卻不易為一般人所理解。
- ◆ 有人因此不相信統計，以為統計只是謊言。



不是謊言，那
統計是什麼？




◆ 隨機、誤差，及機率之意義，均不易說清楚。

◆ 特別是條件機率：

機率很難，尤其條件機率。

◆ 機率值會變，是機率的特性。



有人按門鈴，是男是女？

◆ 在給定某事件發生(有新的資訊)，原先那一事件發生的機率，有時會隨之而變。

◆ 何時不變？

獨立！

- ◆ 條件機率看來似乎不難。
- ◆ 但實際應用時，並沒那麼容易。
- ◆ 當然數學要應用也不容易。



在一篇名為機率與文字陷阱的文章

例1.

(i) 好友有二小孩，已知老大是女孩。

問：老二亦是女孩之機率？

(ii) 好友有二小孩，已知有一個女孩。

問：另一小孩亦是女孩之機率？



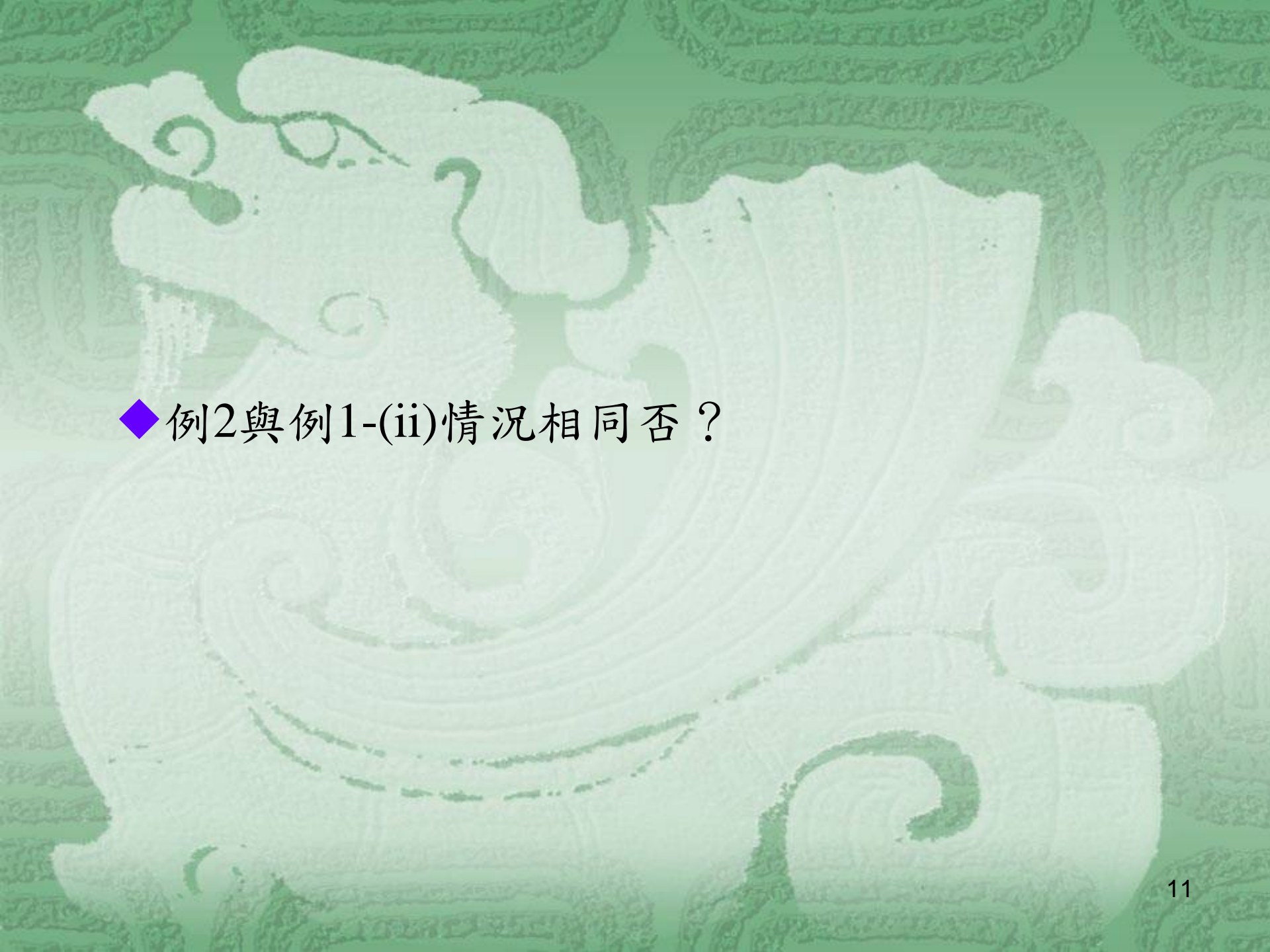
例2. (某高中數學競試)

甲投擲兩硬幣，乙則猜朝上的面相同或相異。乙正準備要猜，丙從旁經過，說：

有一正面。

問：乙該猜相同或相異？





◆ 例2與例1-(ii)情況相同否？

該文指出：

- ◆但再仔細想想，如果丙看到的是反面，那麼乙也要猜相異，而且猜對的機率也是 $2/3$ 。
- ◆所以乙只要知道丙有說話，儘管乙不知丙說什麼，猜相異對的機率就是 $2/3$ 。
- ◆那其實乙根本不需要丙幫忙，只要他猜的時候假想有一個丙走過來跟他說話，那猜相異猜對機率就比較大(因為不管丙說什麼都要猜相異)。
- ◆結論：投擲兩硬幣，朝上兩面相異之機率是 $2/3$ ，因為一定會有正面或反面。

◆ 疑問：明顯有錯，因國中以來就教相同、相異機率皆為 $1/2$ 。

- ◆ 最後，該文宣佈例1中的 (i)與 (ii)，及例2，其中的機率皆為 $1/2$ 。
- ◆ 該文又給一例。

例3.

所有有兩個小孩且有女孩的家庭中，兩小孩皆為女孩的機率為何？

該文之結論

- ◆ 如果題目內有知道的“知”，或是有第三者當仲介給提示或條件，條件機率做出來都會錯。
- ◆ 反之，如果題目有強調“所有的”(如例3)，那麼每一情況發生的機率都相同，就可以放心的用條件機率。
- ◆ 搞了半天，是題目敘述有語病。這是文字陷阱。這題一開始的問法，應該是上題這種問法才對，只是不小心敘述錯誤，造成大問題。我想，大家往後解題，應該會多注意這種情況了。

說文解字

- ◆ 有時給的條件是以一段文字，描述一情境。如何將這段文字的內涵正確解讀，並不見得很容易。
- ◆ 若解讀錯誤，得到的條件機率當然也就不對。





條件機率

一則新聞

美國加州有一家庭，爸媽和剛出生的小孩，生日相同。...。機率只有

0.00000751。

兩人當初因生日相同，相信緣份天註定而結婚，沒想到第一個小孩也在同一天出生。



◆ 這對夫妻的第一個小孩，生日與他們同一天之機率，應為

$$\frac{1}{365},$$

並沒那麼小。

- ◆ 在樣本空間上定義機率。有時得到一些資訊，則樣本空間可能有所改變，機率空間也就隨之而變：

條件機率。

- ◆ 在數學裡不會如此。
- ◆ 給定某數是2，它就一直是2。
- ◆ 不變是數學特性。

◆ 定義 1.

設 A 、 B 為樣本空間 Ω 中二事件，且 $P(B) > 0$ 。

給定 B 發生， A 發生之條件機率：

$$P(A | B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

◆ 例4.

玩梭哈要拿到4條之機率為

$$\frac{13 \cdot 48}{\binom{52}{5}} = \frac{624}{2,598,960} \sim 0.00024 \text{ 。}$$

但若發了3張牌，皆拿到K，則此時會拿到4條之機率就大很多。



◆ 例5.

投擲1公正的銅板兩次。
求兩次皆得正面之機率，
給定

- (i) 第1次得到正面，
- (ii) 兩次中至少有1正面。



分割

- ◆ 對一樣本空間 Ω ，事件 A_1, A_2, \dots ，若滿足兩兩互斥，即

$$A_i \cap A_j = \emptyset, \forall i \neq j, \text{ 且 } \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \Omega,$$

便稱為 Ω 之一分割(partition)。

- ◆ 有限分割 $A_1, A_2, \dots, A_n, n \geq 2$ 。

◆ 定理1.

設 A_1, A_2, \dots 為樣本空間之一分割。
則對任一事件 B ,

$$P(B) = \sum_{i=1}^{\infty} P(B | A_i) P(A_i) \circ$$

◆ 定理2. 貝氏定理

設 A_1, A_2, \dots 為樣本空間之一分割。

則對 $i \geq 1$ ，及事件 B ，只要 $P(B) > 0$ ，

$$P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_{j=1}^{\infty} P(B|A_j)P(A_j)}。$$

• 例6.

甲、乙、丙三囚犯，國王宣佈以抽籤決定釋放一位，處決另兩位。

他告訴獄卒那一位將被釋放，但要求獄卒不可先透露。

甲請獄卒透露那一位被釋放遭拒後，改問獄卒：

乙及丙中，那一位會被處決？

獄卒經一番思考，遂(誠實地)告訴甲：

乙會遭處決。

他認為這樣做並未違反國王規定：

乙、丙二人，至少有一會遭處決，這是大家都知道的，因此他並未提供甲任何有關甲會被釋放的有用資訊。

甲聽到獄卒說乙會被處決後很高興。原先他有 $1/3$ 的機率遭釋放，現在因只剩他與丙了，所以機率提高至 $1/2$ 。

◆ 獄卒與甲的分析，何者正確？

• 解.

令 A, B, C 分別表甲、乙、丙三人會被釋放的事件。

K 表獄卒說乙會被處決的事件。

樣本空間

$$\Omega = A \cup B \cup C。$$

由假設

$$P(A) = P(B) = P(C) = 1/3。$$

想求 $P(A|K)$ 。

$$P(K) = P(K | A)P(A) + P(K | B)P(B) + P(K | C)P(C)$$

$$= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3}$$

$$= \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow P(A | K) = \frac{P(\text{獄卒說乙會被處決，且甲被釋放})}{P(K)}$$

$$= \frac{1/3 \cdot 1/2}{1/2}$$

$$= \frac{1}{3}, \text{ 機率沒有變大!}$$

獄卒所提供的資訊是否無用？

- ◆ 若丙偷聽到獄卒與甲的對話，則知他會被釋放的機率提高至 $2/3$ 。
- ◆ 若乙偷聽到獄卒與甲的對話，則知他沒有活命機會。
- ◆ 乙、丙二人中，有一人被釋放之機率為 $2/3$ ，若給定乙被處決，則丙便獨自擁有全部被釋放之機率 $2/3$ 。

- ◆ 至於甲，被釋放之機率不會改變，還是 $1/3$ 。
- ◆ 而三人被釋放之條件機率和：

$$P(A|K)+P(B|K)+P(C|K) = 1/3+0+2/3 = 1。$$

- ◆ 此例有時候以不同的型式出現，如汽車與山羊問題(Car-Goat Problem)。
- ◆ 在電影決勝21點(21)中曾出現。



◆例7.

衛生局至高雄大學免費檢驗某疾病。假設檢驗結果有正、負兩種反應。

呈正反應，表可能有病，須至醫院進一步檢驗；

呈負反應，則衛生局便認為沒有問題。

衛生局宣稱檢驗之可靠度為90%，且平均每5,000人中，有一人患此病。

你是否願意接受檢驗？

解.

可靠度90%的意義：

若無病，檢驗會呈負反應之機率為0.9；若有病，檢驗會呈正反應之機率亦為0.9。

想知道：

檢驗呈正反應下，有病的機率，及檢驗呈負反應下，無病之機率。

以正表檢驗呈正反應，負表檢驗呈負反應。

• 則

$$\begin{aligned} P(\text{有病}|\text{正}) &= \frac{P(\text{正}|\text{有病})P(\text{有病})}{P(\text{正}|\text{有病})P(\text{有病})+P(\text{正}|\text{無病})P(\text{無病})} \\ &= \frac{0.9 \cdot 1/5000}{0.9 \cdot 1/5000 + 0.1 \cdot 4999/5000} \\ &= \frac{9}{5008} \\ &\sim 0.001797。 \end{aligned}$$

- 當檢驗呈負反應下，的確無病的機率：

$$P(\text{無病}|\text{負}) = \frac{44991}{44992} \sim 0.999977773 \approx 1。$$

檢驗可靠度	90%	95%	99%	99.90%	99.99%
$P(\text{有病} \text{正})$	0.001797	0.003786	0.019419	0.166556	0.666689

表1. 患病比率1/5000，於不同檢驗可靠度下之 $P(\text{有病} | \text{正})$

患病比率	1/5000	1/500	1/50	1/5	1/2	4/5
$P(\text{有病} \text{正})$	9/5008	9/508	9/58	5/13	9/10	36/37

表2. 檢驗可靠度90%，於不同患病比率下之 $P(\text{有病} | \text{正})$

◆ 例8.

有一對夫妻剛搬進某社區，大家只知道他們有兩個小孩，並不知性別。

某日社區一管理員，見到此家之媽媽帶著家中一小孩在玩耍。

若該小孩是女孩，求此家兩小孩皆為女孩之機率。

◆ 解.

定義下述事件：

G_1 ：老大是女孩，

G_2 ：老二是女孩，

G ：媽媽帶著的小孩是女孩。

將女孩改為男孩，類似地定義 B_1 及 B_2 。

要求 $P(G_1 \cap G_2 | G)$ 。

$$P(G_1 \cap G_2 | G) = \frac{P(G_1 \cap G_2 \cap G)}{P(G)} = \frac{P(G_1 \cap G_2)}{P(G)},$$

$$\begin{aligned} P(G) &= P(G | G_1 \cap G_2)P(G_1 \cap G_2) + P(G | G_1 \cap B_2)P(G_1 \cap B_2) \\ &\quad + P(G | B_1 \cap G_2)P(B_1 \cap G_2) + P(G | B_1 \cap B_2)P(B_1 \cap B_2) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{4}P(G | G_1 \cap B_2) + \frac{1}{4}P(G | B_1 \cap G_2) \circ \end{aligned}$$

用到

$$P(G | G_1 \cap G_2) = 1, P(G | B_1 \cap B_2) = 0,$$

且

$$P(G_1 \cap G_2) = P(G_1 \cap B_2) = P(B_1 \cap G_2) = P(B_1 \cap B_2) = \frac{1}{4}。$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow P(G_1 \cap G_2 | G) &= \frac{1/4}{1/4 + P(G | G_1 \cap B_2)/4 + P(G | B_1 \cap G_2)/4} \\ &= \frac{1}{1 + P(G | G_1 \cap B_2) + P(G | B_1 \cap G_2)}。 \end{aligned}$$

此機率與 $P(G|G_1 \cap B_2)$ 及 $P(G|B_1 \cap G_2)$ 有關！

幾個特別的情況

情況(i). 假設不論兩小孩之性別為何，若只帶一小孩出門，媽媽會帶老大出門之機率為一定值 p 。

即設

$$P(G | G_1 \cap B_2) = p, P(G | B_1 \cap G_2) = 1 - p,$$

$$\Rightarrow P(G_1 \cap G_2 | G) = \frac{1}{1 + p + (1 - p)} = \frac{1}{2}.$$

\Rightarrow 原問題之答案為 $1/2$ ，與 p 無關。

情況(ii). 假設當兩小孩之性別不同，則媽媽會帶女兒出門之機率為一定值 q 。

即設

$$P(G | G_1 \cap B_2) = P(G | B_1 \cap G_2) = q$$
$$\Rightarrow P(G_1 \cap G_2 | G) = \frac{1}{1+q+q} = \frac{1}{1+2q},$$

與 q 有關。

特例

◆ 設 $q=1$ 。即若有兒子及女兒，媽媽一定帶女兒出門 $\Rightarrow P(G_1 \cap G_2|G)=1/3$ 。

此即例5-(ii)。

◆ 因

看到該家媽媽帶女兒出門 \Leftrightarrow 該家至少有一女兒。

◆ $q=1/2$ 。即若有兒子及女兒，媽媽會帶女兒或兒子出門之機率各半 $\Rightarrow P(G_1 \cap G_2|G)=1/2$ 。

◆ $q=0 \Rightarrow P(G_1 \cap G_2|G)=1$ 。

◆ 除非有其他資訊，否則

看到該家媽媽帶著一個女兒，

不等價於

該家至少有一女兒。

◆ 注意：情況(i)及情況(ii)並非樣本空間之一分割，兩情況也不互斥。

◆ 結論：由所給條件，無法解出本問題。

◆ 為什麼如此？

◆ 樣本空間 Ω 中共有 8 元素，包含所有型如 (s_1, s_2, i) 的樣本，

s_1 ：老大性別，

s_2 ：老二性別，

i ：見到媽媽帶著的小孩之排序。

◆ 欲知 $P(\omega), \forall \omega \in \Omega$ ，光給 (s_1, s_2) 之機率不夠。

◆ 設生男生女的機率均為 $1/2$ ， Ω 中各元素的機率：

$$P(\{\text{女, 女}, I\}) = \frac{p_1}{4}, \quad P(\{\text{女, 女}, II\}) = \frac{1-p_1}{4},$$

$$P(\{\text{女, 男}, I\}) = \frac{p_2}{4}, \quad P(\{\text{女, 男}, II\}) = \frac{1-p_2}{4},$$

$$P(\{\text{男, 女}, I\}) = \frac{p_3}{4}, \quad P(\{\text{男, 女}, II\}) = \frac{1-p_3}{4},$$

$$P(\{\text{男, 男}, I\}) = \frac{p_4}{4}, \quad P(\{\text{男, 男}, II\}) = \frac{1-p_4}{4},$$

I ， II 分別表媽媽帶著的小孩為老大或老二。

p_1 為給定兩個小孩皆為女孩下， I 發生之機率， p_2 ， p_3 ，及 p_4 依此類推。

因

$$G \cap G_1 \cap B_2 = \{(女, 男, I)\},$$

$$G \cap B_1 \cap G_2 = \{(男, 女, II)\},$$

$$\Rightarrow P(G | G_1 \cap B_2) = \frac{P(\{(女, 男, I)\})}{P(\{(女, 男)\})} = \frac{p_2/4}{1/4} = p_2,$$

$$P(G | B_1 \cap G_2) = \frac{P(\{(男, 女, II)\})}{P(\{(女, 男)\})} = \frac{(1-p_3)/4}{1/4} = 1-p_3.$$

$$\Rightarrow P(G_1 \cap G_2 | G) = \frac{1}{1 + p_2 + 1 - p_3} = \frac{1}{2 + p_2 - p_3}。$$

知道 $p_2 - p_3$ ，才能得 $P(G_1 \cap G_2 | G)$ 。

◆ 當 $p_2 = p_3 = p$
 $\Rightarrow P(G_1 \cap G_2 | G) = \frac{1}{2}$ ，
與情況(i)吻合。

◆ 當 $p_2 = q$ ， $p_3 = 1 - q$
 $\Rightarrow P(G_1 \cap G_2 | G) = \frac{1}{1 + 2q}$ 。
與情況(ii)吻合。

◆ 情況(i)及(ii)，均只為本一般情況之特例。

尚可有其他情境

(i) 管理員問那位媽媽你有沒有女兒？

媽媽答有；

(ii) 管理員問那位媽媽你老大是女兒嗎？

媽媽答是；

(iii) 管理員見到那位媽媽帶兩小孩及一條狗在社區公園玩，其中有一女兒站著，另一小孩跪在地下，但被狗遮住，看不出性別。

◆ 分別對三情況，求兩小孩皆為女孩之機率。



回到一開始那三個例子

- ◆ 例1-(i)之答案顯然為 $1/2$ 。
- ◆ 例1-(ii)，若無其他資訊，則假設有一個女孩，等價於家中至少有一女孩，仿例5-(ii)，可得另一小孩亦是女孩之機率，確為 $1/3$ 。



- ◆ 對於例2，若假設當丙看到兩硬幣有1正面及1反面向上，便分別有 $1/2$ 的機率說有一個正面及有一個反面，此對應例8中的情況(ii)，且 $q = 1/2$ 。此時朝上的兩面相同及相異的機率皆為 $1/2$ 。即在這種情況下，丙所提供的資訊沒用。
- ◆ 但若 $q \neq 1/2$ ，則丙所提供的資訊就有用。可類似如例8的討論。



◆ 在例3，仍對應例5-(ii)，兩小孩皆為女孩之機率的確為 $1/3$ 。

◆ 注意：例2中，

丙說有正面(假設若有一正面一反面，則有 $1/2$ 之機率丙說有正面)


及

問丙有沒有正面？丙答有。

此二事件不同。

◆ 前者之機率為 $1/2$ ，後者為 $3/4$ 。



The image features a large, white, stylized dragon sculpture as the central focus. The dragon is depicted in a dynamic, coiled pose, with its head turned to the left, showing its eyes and whiskers. Its body is covered in intricate, swirling patterns that suggest scales and flowing robes. The dragon is set against a vibrant green background that has a repeating pattern of smaller, fainter dragon sculptures. The overall aesthetic is traditional and decorative.

結語

2008年美國總統大選

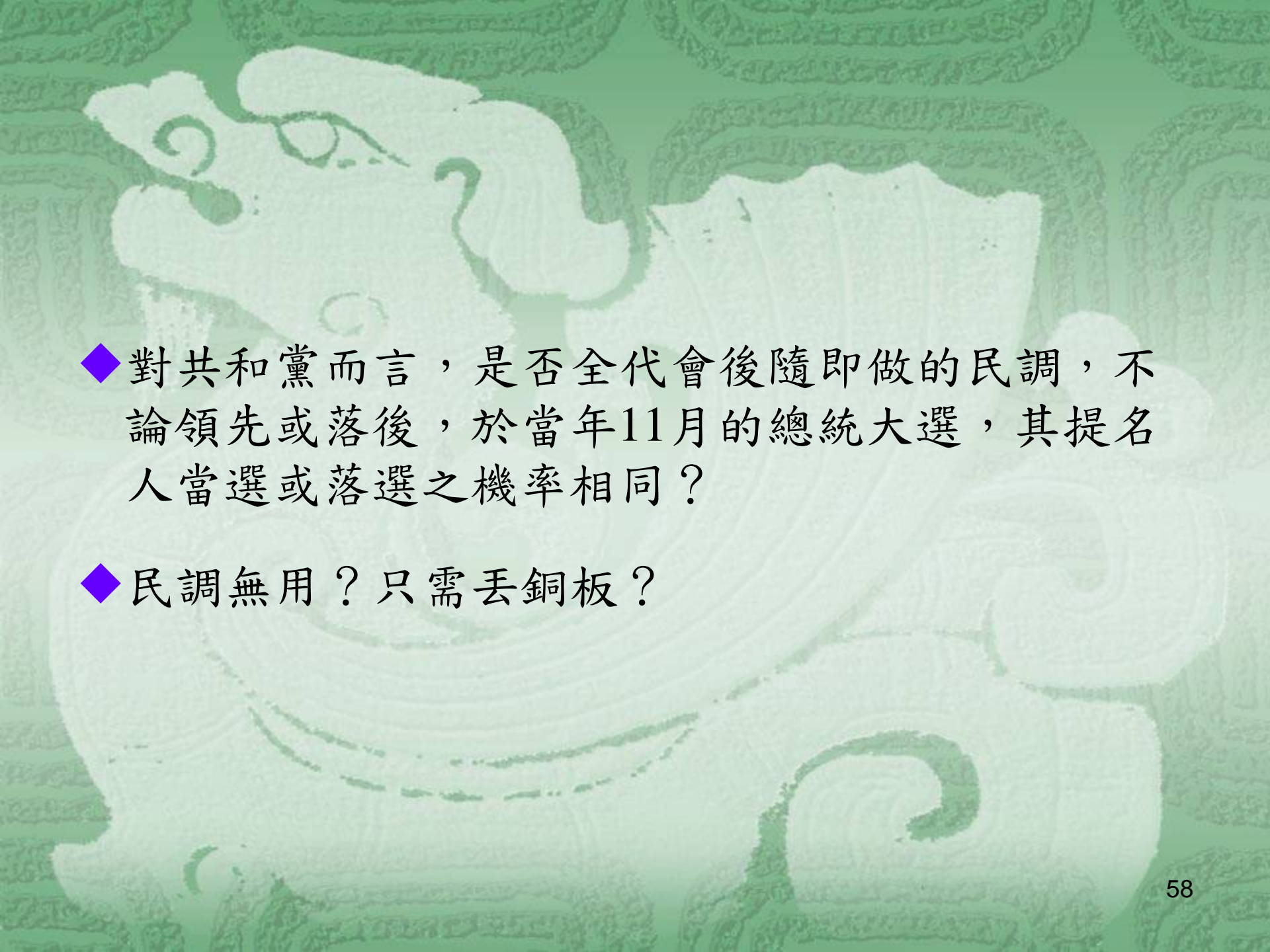
- ◆ 9月4日，美國共和黨的全國代表大會上，阿拉斯加州長**裴林**(Sarah Palin)，被提名為共和黨的副總統候選人。
- ◆ 原先共和黨總統候選人**馬侃**(John McCain)的民意支持度，落後民主黨的總統候選人**歐巴馬**(Barack Obama)。
- ◆ 提名裴林後，馬侃人氣迅速竄升，聲勢立漲，在幾份民調中，均勝過歐巴馬。



- ◆ 維吉尼亞大學政治學者薩巴托(Larry Sabato)，根據1960年以來的分析，指出全代會後民調結果與大選結果相符者，只有一半：

跟丟銅板預測差不多

You could flip a coin and be about as predictive.

- 
- ◆ 對共和黨而言，是否全代會後隨即做的民調，不論領先或落後，於當年11月的總統大選，其提名人當選或落選之機率相同？
 - ◆ 民調無用？只需丟銅板？

◆ 依薩巴托的分析，設

$$P(\text{當選}|\text{領先})=P(\text{落選}|\text{領先})=1/2, \quad (*)$$

◆ 其中

領先表兩黨已決定正副總統候選人後，對兩組候選人所立即做的民調，共和黨領先；

當選表在當年總統大選時，共和黨獲勝。

$P(\text{當選}|\text{落後})=P(\text{落選}|\text{落後})?$ (**)

- ◆ 若成立，則全代會後的民調領先或落後，共和黨便可不必在意。甚至此民調根本就是多餘的。

◆ 令

$$P(\text{當選}|\text{落後}) = a,$$

$$\Rightarrow P(\text{落選}|\text{落後}) = 1-a。$$

◆ 由(*)並無法決定 a 。再令

$$P(\text{當選}) = r, P(\text{領先}) = s。$$

$$\Rightarrow P(\text{當選}) = P(\text{當選}|\text{領先})P(\text{領先})$$

$$+ P(\text{當選}|\text{落後})P(\text{落後})。$$

$$\Rightarrow r = \frac{1}{2}s + a(1-s),$$

$$\Rightarrow a = \frac{r - s/2}{1-s}.$$

◆ $r = s = 1/2 \Rightarrow a = 1/2 \Rightarrow (**)$ 成立。

◆ $r = 0.48, s = 0.5 \Rightarrow a = 0.46 < 1/2$;

◆ $r = 0.52, s = 0.6 \Rightarrow a = 0.55 > 1/2$ 。

◆ a 值乃與 r 及 s 有關！



機率應用不易！