

نظريه (1) : في المعادلة العشوائية البسيطة اثبت ان الوسط الحسابي للعينة ( $\bar{y}$ ) هو تقدير غير متحيز للوسط الحسابي للمجتمع ( $\bar{Y}$ ) اي هل ان  $E(\bar{y}) = \bar{Y}$  .

البرهان : لغرض تسلیط الضوء بشكل اكبر على هذا البرهان كونه يمثل الركيزة الاساسية للعديد من البراهين سوف نقوم ببرهنته مع اعطاء مثال عددي لزيادة التوضیح .

<p>المثال: لنفرض انه لدينا مجتمع مؤلف من ثلاثة مفردات بالقياسات <math>Y = 1, 2, 3</math> ، فاذا قمنا بسحب عينة عشوائية بحجم <math>(n=2)</math> ، بين ان <math>E(\bar{y}) = \bar{Y}</math></p>	<p>البرهان : <math>E(\bar{y}) = \bar{Y}</math></p>
<p>الطرف الایمن :</p> $\bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i}{N} = \frac{1+2+3}{3} = 2$ <p>الطرف الایسر :</p> <p>ان عدد العينات الممكن سحبها من هذا المجتمع بحجم <math>(n=2)</math> هو <math>C_n^N = C_2^3 = 3</math> ، وهذه العينات هي :</p> <p>(1,1) (1,2) (1,3) (2,2) (2,3) (3,3)</p> <p>وان :</p> $\bar{y}_1 = \frac{1+2}{2} = 1.5 , \quad \bar{y}_2 = \frac{1+3}{2} = 2 , \quad \bar{y}_3 = \frac{2+3}{2} = 2.5$ $E(\bar{y}) = \sum_{i=1}^{C_n^N} \bar{y}_i P(\bar{y}_i) = \sum_{i=1}^{C_n^N} \bar{y}_i \frac{1}{C_n^N} = \sum_{i=1}^3 \bar{y}_i \frac{1}{3}$ $\therefore E(\bar{y}) = \frac{\bar{y}_1 + \bar{y}_2 + \bar{y}_3}{3} = \frac{1.5 + 2 + 2.5}{3} = 2$ <p>اذاً تبين لنا ان :</p> $E(\bar{y}) = \bar{Y}$ <p>لكي نبين صحة القاعدة الآتية :</p> $\sum_{j=1}^n (y_{1j} + y_{2j} + \dots + y_{mj}) = C_{n-1}^{N-1} \sum_{i=1}^N Y_i$ <p>نجد ان :</p> $\sum_{j=1}^2 (y_{1j} + y_{2j} + y_{3j}) = ? C_{2-1}^{3-1} \sum_{i=1}^3 Y_i$	<p>الطرف الایمن</p> $\bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i}{N}$ <p>الطرف الایسر</p> $E(\bar{y}) = \frac{\sum_{i=1}^{C_n^N} \bar{y}_i P(\bar{y}_i)}{C_n^N}$ <p><math>\because E(Y) = \sum_{i=1}^N Y_i P(Y_i)</math></p> <p>وان <math>(P(Y_i))</math> يمثل التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي <math>(Y)</math> وهو كما ذكرنا في الفصل الاول يمثل احتمال ظهور المفردة <math>(i)</math> في المتغير العشوائي <math>(Y)</math> ويساوي <math>\frac{1}{N}</math> وهذا الاحتمال متساوي لكل قيمة من قيم <math>(Y)</math> .</p> <p>وبما ان عدد قيم <math>(Y)</math> هو <math>(N)</math> اذا :</p> $E(Y) = \sum_{i=1}^N Y_i \frac{1}{N} = \bar{Y}$ <p>اذا بنفس الطريقة يمكننا القول بان :</p> $E(\bar{y}) = \sum_{i=1}^{C_n^N} \bar{y}_i P(\bar{y}_i)$ <p>ولو نظرنا الى المثال العددي لأمكننا القول بان <math>C_n^N</math> تمثل عدد العينات الممكن سحبها بحجم <math>(n)</math> من مجتمع حجمه <math>(N)</math> وان <math>(\bar{y}_i)</math> يمثل احتمالية سحب أي عينة من العينات المكونة نتيجة سحب عينة بحجم <math>(n)</math> من مجتمع حجمه <math>(N)</math> اذا :</p>

$$(y_{11} + y_{21} + y_{31}) + (y_{12} + y_{22} + y_{32}) = ? \quad (6)$$

اذا انه مثلاً :  $y_{31}$  تمثل المفردة الاولى من العينة الثالثة ، وان  $y_{12}$  تمثل المفردة الثانية من العينة الاولى . وهكذا .. اذا ..

$$(1+1+2) + (2+3+3) = ? \quad (6)$$

$$\therefore 12 = 12$$

اي ان القاعدة الرياضية صحيحة .

$$E(\bar{y}) = \sum_{i=1}^{C_n^N} \bar{y}_i \frac{1}{C_n^N}$$

لنفرض ان  $C_n^N = m$  ، اذا :

$$E(\bar{y}) = \sum_{i=1}^m \bar{y}_i \frac{1}{m} = \frac{\bar{y}_1 + \bar{y}_2 + \dots + \bar{y}_m}{m}$$

$$\because \bar{y}_1 = \sum_{j=1}^n \frac{y_{1j}}{n}, \bar{y}_2 = \sum_{j=1}^n \frac{y_{2j}}{n}, \dots, \bar{y}_m = \sum_{j=1}^n \frac{y_{mj}}{n}$$

$$E(\bar{y}) = \sum_{i=1}^m \bar{y}_i \frac{1}{m} = \frac{\bar{y}_1 + \bar{y}_2 + \dots + \bar{y}_m}{m}$$

$$= \frac{\sum_{j=1}^n \frac{y_{1j}}{n} + \sum_{j=1}^n \frac{y_{2j}}{n} + \dots + \sum_{j=1}^n \frac{y_{mj}}{n}}{m}$$

$$= \frac{\sum_{j=1}^n y_{1j} + \sum_{j=1}^n y_{2j} + \dots + \sum_{j=1}^n y_{mj}}{nm}$$

$$= \frac{\sum_{j=1}^n (y_{1j} + y_{2j} + \dots + y_{mj})}{nm}$$

ان المقدار الذي في البسط يمثل حاصل جمع كافة المفردات الظاهرة في جميع العينات المسحوبة ، وهناك قاعدة تقول بان مجموع مفردات العينات المسحوبة من المجتمع بحجم  $(n)$  تساوي عدد مرات ظهور اي مفردة في العينات المسحوبة مضروباً في مجموع مفردات المجتمع ، اي ان :

$$\sum_{j=1}^n (y_{1j} + y_{2j} + \dots + y_{mj}) = C_{n-1}^{N-1} \sum_{i=1}^N Y_i$$

$$\therefore E(\bar{y}) = \frac{1}{nm} C_{n-1}^{N-1} \sum_{i=1}^N Y_i$$

$$\therefore m = C_n^N$$

$$\therefore E(\bar{y}) = \frac{1}{n} \frac{1}{C_n^N} C_{n-1}^{N-1} \sum_{i=1}^N Y_i$$

$$= \frac{1}{n} \frac{1}{\frac{N!}{(N-n)!}} \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \sum_{i=1}^N Y_i$$

	$= \frac{1}{n} \frac{n(n-1)!(N-n)!}{N(N-1)!} \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \sum_{i=1}^N Y_i$ $\therefore E(\bar{y}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i = \bar{Y}$
--	---

برهان ثانٍ لنظرية (1) :

$$E(\bar{y}) = E \left[ \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(y_i)$$

السؤال المطروح هنا : كم من العينات الممكن تكوينها ، وبما ان اقل حجم عينة يمكن سحبه هو ( $n=1$ ) من مجتمع حجمه ( $N$ ) اذا فان عدد العينات الممكن تكوينها هي :

$$C_1^N = \frac{N!}{1!(N-1)!} = N$$

وبما ان عدد العينات هو ( $N$ ) فان احتمال ظهور اي عينة من هذه العينات هو  $\frac{1}{N}$  ، اذاً :

$$E(y_i) = \sum_{i=1}^N y_i \frac{1}{N} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i$$

$$\therefore \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i = \bar{Y}$$

$$\therefore E(\bar{y}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{Y} = \frac{1}{n} (n)(\bar{Y}) = \bar{Y}$$

نتيجة : في المعاينة العشوائية البسيطة اثبت ان القيمة المتوقعة للمجموع الكلي التقديرى تساوى المجموع الكلى الحقيقى ، اي اثبت ان :

$$\therefore E[\hat{Y}] = Y$$

البرهان :

$$\therefore \hat{Y} = N \bar{y}$$

$$\therefore E[\hat{Y}] = E[N \bar{y}] = N E[\bar{y}]$$

$$\therefore E[\bar{y}] = \bar{Y}$$

$$\therefore E[\hat{Y}] = N \bar{Y} = N \frac{\sum_{i=1}^N Y_i}{N} = \sum_{i=1}^N Y_i = Y$$