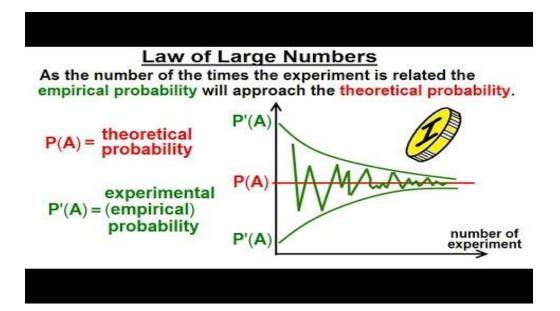
Marmara Üniversitesi

İstatistik Bölümü

Örnekleme Teorisi (2)

Doç. Dr. Atıf Evren

Büyük Sayılar Yasası



 X_1, \cdots, X_n bir bağımsız ve özdeş dağılan ve $E(X_i) = \mu$ $(i = 1, 2, \cdots, n)$ sonlu beklenen değerine sahip rastlantı değişkenleri dizisi olsun. Bu durumda herhangi bir $\epsilon > 0$ olmak üzere

$$n \to \infty \quad \Rightarrow P\left\{ \left| \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} - \mu \right| \ge \varepsilon \right\} \to 0$$

olur. Bu yasaya "Büyük Sayılar Yasasının Zayıf Formu" adı verilir.

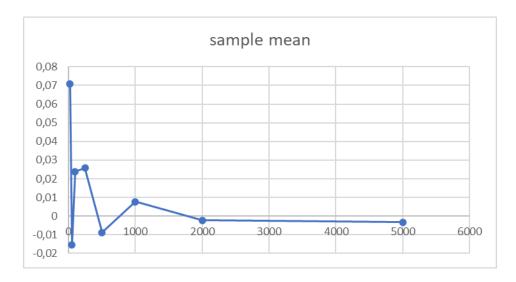
Simülasyonla gösterim:

25, 50, 100,250,500,1000,2000 ve 5000 birimlik rassal örnekler EXCEL yardımı ile standart normal dağılımdan elde edilmiş ve aritmetik ortalamalar hesaplanmıştır. Örneklem hacmine karşılık elde edilen ortalamalar aşağıdaki tabloda verilmektedir:

n	Aritmetik ortalama
25	0,070710666
50	-0,015220962
100	0,023795099
250	0,02575106
500	-0,008693985
1000	0,007762106
2000	-0,002275343
5000	-0,003289503

Tablo: Simülasyonla elde edilen değerlerin ortalamaları

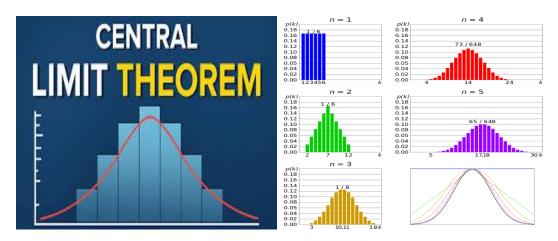
Aşağıdaki şekilde örnek (simülasyon) sayısı arttıkça örnek ortalamalarının sistematik olarak sıfıra yakınsadığı görülmektedir.



Şekil 2: Dikey eksende ortalama değerler, yatay eksende simülasyon sayıları gösterilmektedir.

n arttıkça örnek aritmetik ortalamalarının Büyük Sayılar Yasasına uygun olarak gerçek ana kütle ortalaması olan $\mu=0$ etrafında stabilize olduğunu görmek mümkündür.

Merkezi Limit Teoremi



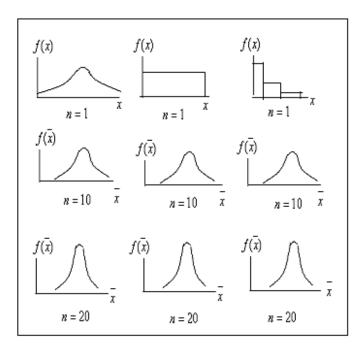
 X_1, \dots, X_n ; $E(X_i) = \mu$ $Var(X_i) = \sigma^2$; $(i = 1, 2, \dots, n)$ olmak üzere bağımsız ve özdeş dağılmış

bir dizi rastlantı değişkeni olsunlar. Bu durumda

$$\lim_{n\to\infty} \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{i} - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \sim \text{Normal}(0,1) \quad \text{olur.}$$

Merkezi Limit Teoremini bağımsız gözlem değerlerinin toplamları cinsinden $n \to \infty$ için $\sum_{i=1}^{n} X_{i} \sim Normal(n\mu, n\sigma^{2})$ şeklinde formüle etmek mümkündür. Aynı teorem örnek ortalamaları

cinsinden $n \to \infty$ için $\overline{X} \sim Normal\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ biçiminde de dile getirilebilir.



<u>Sekil 1</u>: Merkezi Limit Teoremi'nin şekille anlatılması: Örnek büyüklüğü arttıkça

örnek ortalamalarının olasılık dağılımı normal dağılıma yakınsamaktadır.

<u>Örnek:</u> Sürekli rastlantı değişkeni $\lambda=0,02$ parametreli bir üstel dağılıma uymaktadır. Bu dağılımdan n=150 büyüklüğünde bir örnek çekilmektedir. \overline{X} örnek ortalamasını oluşturduğuna göre

 $P(40 < \overline{X} < 55)$ olasılığını bulunuz.

<u>Cözüm:</u> Bu kez de $\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$ ~Normal(0,1) eşitliğinden yararlanalım.

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} = 0,02e^{-0.02x}$$
 olur.

Öte yandan
$$E(X) = \mu = \frac{1}{\lambda} = 50$$
;

$$Var(X) = \frac{1}{\lambda^2} = 2500$$
 bulunur.

n=150 sayısının yeterince büyük olması nedeniyle $\overline{X} \sim Normal(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$; $\overline{X} \sim Normal(50, \frac{2500}{150})$ olur.

$$P(40 < \overline{X} < 55) = P\left(\frac{40 - 50}{\sqrt{2500/150}} < \frac{\overline{X} - 50}{\sqrt{2500/50}} < \frac{55 - 50}{\sqrt{2500/150}}\right)$$
$$= P(-2, 45 < Z < 1, 225) = 0,8827$$

<u>Örnekleme Dağılımları</u>

İstatistik temel olarak rastlantısal sonuçlardan genelleme yapma ve istatistiksel deney sonuçlarına ilişkin a priori (deney öncesi) öngörüde bulunma işi ile ilgilenir. Rastlantısal olayların sonuçları istatistikçiler için birer örnek (ya da örneklem) oluşturur. Bu örnekten yola çıkarak örneğin içinden geldiği ana kütle hakkında genelleme yapılmaya çalışılır. İçinden örnek çekilen ana kütle bazı hallerde sonsuz ana kütle olarak nitelendirilir. Buradaki "sonsuzluk" kavramı çekilen gözlemlerin ana kütlenin olasılık dağılımını etkilememesi (bağımsızlık) anlamındadır. Yoksa "sonsuz" sıfatı zorunlu olarak ana kütleyi oluşturan birimlerin sonsuzluğu anlamına gelmeyebilir.

Tanım: X_1, X_2, \dots, X_n rastlantı değişkenleri bağımsız ve aynı dağılımdan çekilen (independently and identically distributed) rastlantı değişkenleri olsunlar. Bu durumda bu rastlantı değişkenlerinin aynı sonsuz büyüklükteki ana kütleden çekilmiş bağımsız bir örnek oluşturdukları söylenir.

Eğer X_1, X_2, \dots, X_n bağımsız ise bunların birleşik olasılık fonksiyonu marjinal fonksiyonlarının çarpımına esit olur.

$$f(\chi_1,\chi_2,\cdots,\chi_n) = \prod_{i=1}^n f(\chi_i)$$

Burada $f(x_i)$ $X = x_i$ noktasında olasılık fonksiyonunun değeridir. İstatistiksel kestirimler örneği oluşturan X_1, X_2, \cdots, X_n 'in fonksiyonlarından yararlanılarak gerçekleştirilir. Tipik olarak i istatistik dendiğinde ilk akla gelen örnek ortalaması, örnek varyansı gibi istatistikler olmaktadır.

Tanım:

 X_1, X_2, \cdots, X_n bir tesadüfi örnek oluştursun. Bu durumda

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$
 örnek ortalaması ve $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$ örnek varyans olarak adlandırılır.

Örnek Ortalamasının Olasılık Dağılımı

 X_1, X_2, \cdots, X_n örneği rastlantısal olduğuna göre bu değerlere bağlı olarak hesaplanan örnek ortalaması \overline{X} da rastlantısal olmalıdır. Bu durumda \overline{X} 'in olasılık dağılımından söz etmek anlamlı olmaktadır. Örnek ortalamasının örnekten örneğe bağlı olarak alacağı bütün değerlerden oluşan olasılık dağılımına; örnek ortalamasının örnekleme dağılımı adı verilmektedir. Burada

$$E(\overline{X}) = E\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}\right] = \frac{\sum_{i=1}^{n} E(X_i)}{n} \text{ olur.}$$

 X_1, X_2, \cdots, X_n aynı dağılımdan gelen bağımsız ve birbiri ile özdeş rastlantı değişkenleri olduklarına ve $E(X_i) = \mu$ $i = 1, 2, \cdots, n$

olduğuna göre
$$E(\overline{X}) = \frac{\sum_{i=1}^{n} \mu}{n} = \mu$$
 olur.

Yine $Var(X_i) = \sigma^2$ $i = 1, 2, \dots, n$ olduğuna göre

$$Var(\bar{X}) = E[\bar{X} - E(\bar{X})]^2$$
 ya da

$$Var(\bar{X}) = Var \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n} X_i \\ n \end{bmatrix}$$

$$Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

 $\sigma_{\overline{\chi}}$ (ortalamanın örnekleme dağılımının standart sapması), ortalamanın standart hatası olarak da

adlandırılır ve örnekleme dağılımının varyansının kareköküne eşittir:

$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Dolayısıyla örnek büyüklüğü arttıkça standart hatanın düşeceğine dikkat edilmelidir. n=1 için $\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{1}} = \sigma$. n'in sonsuz arttırıldığı durumda ise $\lim_{n \to \infty} \sigma_{\bar{X}} = \lim_{n \to \infty} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 0$ olacağından örnek ortalamaları ile ilgili dağılımın varyansının (ve standart sapmasının) sıfıra eşit olacağını söyleyebiliriz.

Örnek: X_1, X_2, \dots, X_n ortalaması μ ve varyansı σ^2 olan sonsuz bir ana kütleden çekilen n=50 birimlik tesadüfi bir örnek olsun. Örnek ortalaması ile ana kütle ortalaması arasındaki mutlak farkın standart hatanın 1,33 katından küçük olma olasılığını Merkezi Limit Teoremine dayanarak bulunuz.

Cözüm: \overline{X} örnek ortalaması olsun. Buna göre

$$P(|\overline{X} - \mu| \le 1,33\sigma_{\overline{X}}) = P(-1,33\sigma_{\overline{X}} \le \overline{X} - \mu \le 1,33\sigma_{\overline{X}})$$

$$= P\left(\frac{-1,33\sigma_{\overline{X}}}{\sigma_{\overline{X}}} \le \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma_{\overline{X}}} \le \frac{1,33\sigma_{\overline{X}}}{\sigma_{\overline{X}}}\right)$$

$$= P(-1,33 \le Z \le 1,33) = 2.P(0 \le Z \le 1,33)$$

$$= 2.(0,4082) = 0.8164$$

<u>Örnek:</u> \overline{X} ortalaması $\mu = 14$ ve varyansı $\sigma^2 = 9$ olan normal bir dağılımdan çekilen n=16 birimlik bir örneğin ortalaması olsun. Bu durumda $P(12 \le \overline{X} \le 18)$ olasılığını bulunuz.

Çözüm:

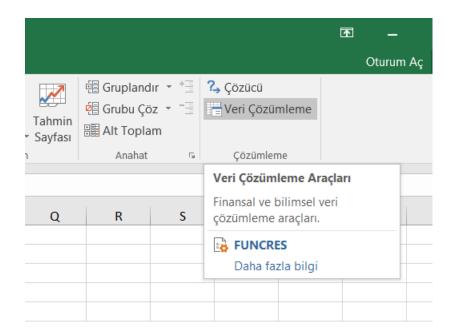
$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{3}{4}$$

$$P(12 \le \bar{X} \le 18) = P(\frac{12 - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} \le \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} \le \frac{18 - \mu}{\sigma_{\bar{X}}}) = P(\frac{12 - 14}{0,75} \le \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} \le \frac{18 - 14}{0,75})$$

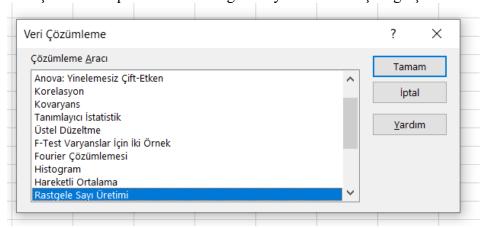
$$= P(-2,67 \le Z \le 5,33) = P(-2,67 \le Z \le 0) + P(0 \le Z \le 5,33) = 0,4962 + 0,5 = 0,9962$$

Simülasyonla tahmin:

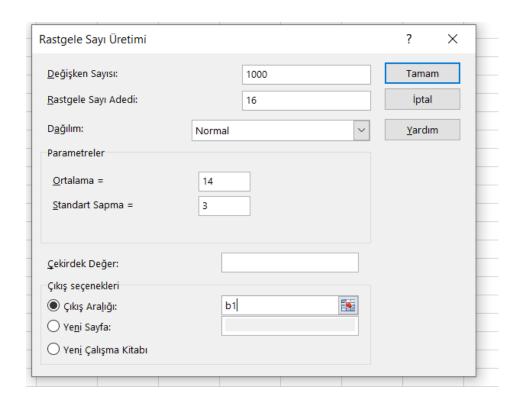
Aynı soruyu EXCEL Veri Çözümleme Paketi ile cevaplandıralım.



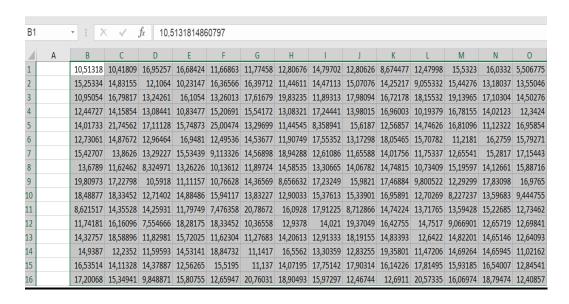
Veri çözümleme paketinden "Rastgele Sayı Üretimi" seçeneği işaretlenir.



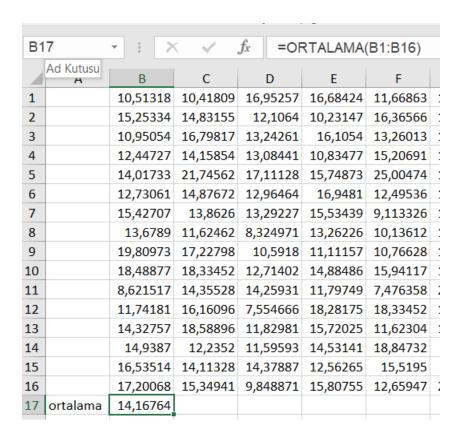
Açılan pencere aşağıdaki gibi doldurulur.



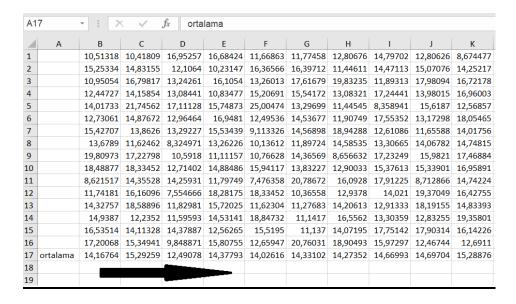
Elde edilen simülasyon sonuçları aşağıdaki gibi görüntülenir.



Daha sonra B17 hücresine ""=ORTALAMA(B1:B16)" formülü yazılır.



Bu formül aşağıda görüldüğü gibi C17,D17,... hücrelerine kopyalanarak 1000 tane simülasyon sonucundan elde edilen örnek ortalamaları kaydedilir.

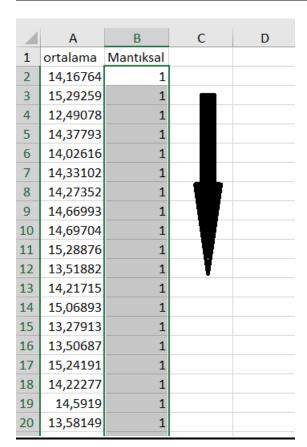


Elde edilen bu ortalamalar başka bir sayfaya aşağıdaki gibi kopyalanır:

4	Α	В	С	D	Е
1	ortalama				
2	14,16764				
3	15,29259				
4	12,49078				
5	14,37793				
6	14,02616				
7	14,33102				
8	14,27352				
9	14,66993				
10	14,69704				
11	15,28876				
12	13,51882				
13	14,21715				
14	15,06893				
15	13,27913				
16	13,50687				
17	15,24191				
18	14,22277				
19	14,5919				
20	13,58149				
21	15,08415				
22	13,94088				
22	1/1 68338				

Daha sonra değeri 12 ile 18 arasında olan hücreleri belirlemek için B2 hücresine aşağıdaki görselde formül çubuğunda yazılı olan formül girilir. Bu formül B2:B1001 adresinde bulunan bütün diğer hücrelere de kopyalanır.

B2		- : ×	· /	<i>f</i> _x =EĞ	SER(VE(A2	2>12:A2<	18):1:0)
	Α	В	С	D	Е	F	G
1		Mantiksal		D	L	'	· ·
2	14,16764	1					
3	15,29259						
4	12,49078						
5	14,37793						
6	14,02616						
7	14,33102						
8	14,27352						
9	14,66993						
10	14,69704						
11	15,28876						
	-						



Daha sonra B1002 hücresine "=TOPLA(B2:B1001) formülü yazılır.



Son olarak C2 hücresine "=B1002/1000" yazılır. Bu oran sorulan olasılığın tahmini değeri

olacaktır.

02	C2 - =B1002/1000							
	Α	В	С	D	Е	F		
1	ortalama	Mantiksal	Olasılık					
2	14,16764	1	0,998					
3	15,29259	1						
1	12,49078	1						
5	14,37793	1						

Bu olasılık rastgele sayı kullanılarak yaklaşık oarak 0,998 olarak bulunmuştur. Bu olasılığın gerçek değerinin 0,9962 olduğu hatırlanmalıdır<u>.</u>