

İstatistik: Daha kolay bir yolu var mı?

Meetup: Data İstanbul

5 Nisan, 2017

H. Sait Ölmez

Olasılık ve İstatistik



Olasılık perspektifinden: Ana kütlede bilinen oranlar üzerinden sarışın bir kişinin seçilme olasılığı



Image source: mesmes.deviantart.com

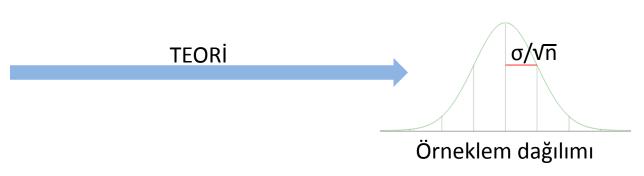
Çıkarımsal İstatistik





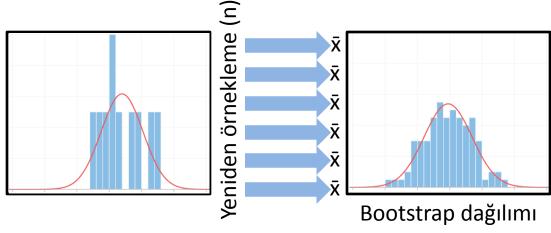


"NORMAL" ANA KÜTLE





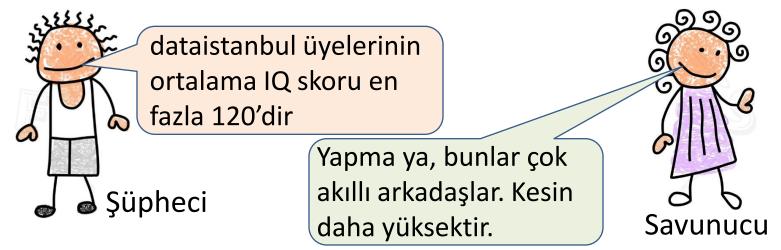






- Hipotezlerin sınanması
- Adım 1: Problemin tanımlanması ve hipotezlerin oluşturulması

Problem: dataistanbul'lular zeki midir?



<u>Hipotezler</u>:

Sıfır Hipotezi (H_0) : $\mu_{10} \le 120$ (doğru varsayılan)

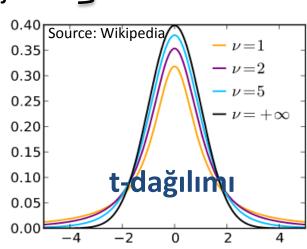
Alternatif Hipotez (H_A) : $\mu_{IO} > 120$



- Adım 2: Güven/anlamlılık seviyesi: α
- α, Sıfır hipotezini doğruyken reddetme olasılığıdır.
 Konvansiyonel değeri: %5 (%95 güven seviyesi)
- H₀ hipotezini doğru olduğunda yanlışlıkla reddetmekle yapmayı göze aldığımız hata değeridir.
- Adım 3: Veriyi topla

```
Örnek = { 129,125,124,120,117,134,122, 
 123,122,118,123,122,120,124, 
 119,123,120,121,119,129 } \mu_{IQ} = 122.7
```

- Adım 4: Örnekleme dağılımını seç ve test istatistiğini belirle
 - Ana kütle dağılımı : ?
 - Ana kütle std sapması : ?
 - Örnek büyüklüğü : 20

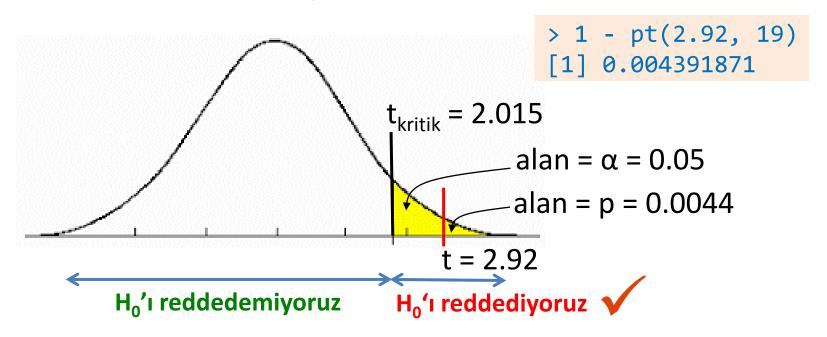




• Adım 5: Test istatistiğini ve kritik değerleri hesapla

t-istatistiği:
$$t = \frac{\overline{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} = \frac{122.7 - 120}{4.131 / \sqrt{20}} = 2.92$$

burada \overline{x} örnek ortalaması, s örnek standart sapması ve n örnek büyüklüğüdür.

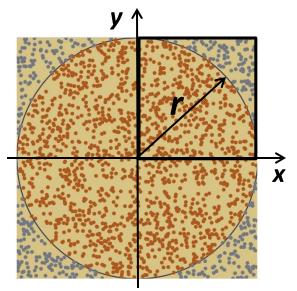


İstatistik ve Simülasyon

π sayısının hesabı

- N adet noktayı 0 ve 1 arasında rastgele örnekle
- Çeyrek daire içine isabet eden noktaları say
- Bu sayının N'ye oranı π sayısının çeyreğini verecektir:
- π sayısının ne hassasiyette tahmin edildiğini görebilmek için farklı N değerleri deneyelim:

```
piR <- function(N) {
    x <- runif(N,0,1)
    y <- runif(N,0,1)
    d <- sqrt(x^2 + y^2)
    return(4*sum(d < 1.0)/N)
}
set.seed(7)
cat(piR(1000),piR(10000),
    piR(100000),piR(1000000))</pre>
3.192 3.1312 3.14284 3.141764
```

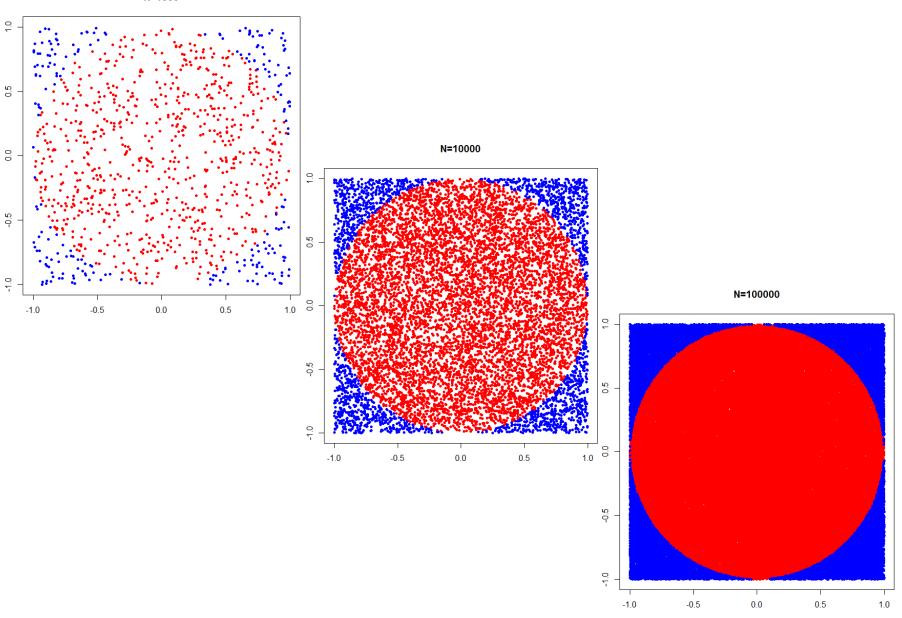


$$Oran = \frac{Alan_{1/4daire}}{Alan_{1/4kare}}$$

$$Oran = \frac{\pi r^2 / 4}{r^2} = \frac{\pi}{4}$$

π sayısının hesabı





İstatistikte Simülasyon Yöntemleri

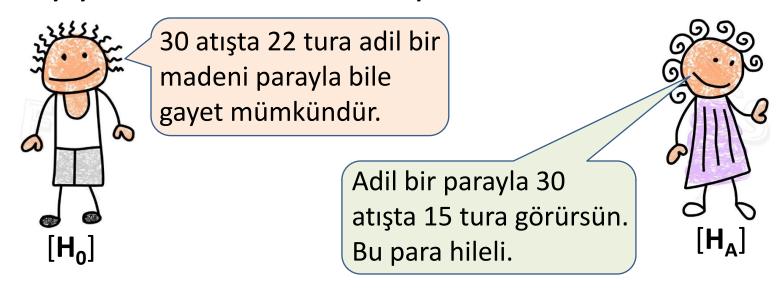
- Hesaplama kapasitesi ve yöntemlerinin gelişmesiyle istatistikte birçok problem bilgisayar simülasyonlarıyla çözülebilir hale geldi.
- Örnekleme dağılımı hesabı : Zor
 Örnekleme dağılımı simülasyonu : Kolay
- Kolay istatistik için yöntemler
 - Direkt simülasyon
 - Shuffling/Random permutations (karılma)
 - Random sampling (basit rastgele örnekleme)
 - Bootstrapping (bootstrap örneklemesi)

10

DİREKT SİMÜLASYON

12

 Problem: Madeni parayı 30 kez atarak 22 tura sayıyorsunuz. Bu adil bir para mıdır?



- Klasik yöntem: Sıfır hipotezinin (H₀) doğruluğunu kabul et ve hipotezi sına
- Adil bir madeni para ile 30 atışta 22 tura gelmesi olasılığı nedir?

Example taken from: "Statistics for Hackers", Jake Vanderplas, PyCon 2016

• Bu problemin çözümü için teorik bir model mevcut (binom dağılımı) => 30 atışta 22 tura olasılığı:

$$p(k,n) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad \text{ve} \quad \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \quad \text{yerleştirmelerin sayısı (binom katsayıları)}$$

Muhtemel katsayıları)

$$p(k \ge 22,30) = \sum_{k=22}^{30} {30 \choose k} (0.5)^k (0.5)^{30-k} \approx 0.008 = \%0.8$$

 Sıfır hipotezinin doğru olduğu varsayımıyla (adil para) tesadüfen bu veriye ulaşma olasılığı %0.8'dir. Bu da 0.05 p değerinden daha küçük olduğu için H₀'ı reddediyor ve bu paranın hileli bir para olduğu sonucuna varıyoruz.

13

14

print(hist(rbinom(10000,30,.5),freq=FALSE, breaks=seq(0.5,30.5,1), ylim=c(0,0.15))) print(lines(seq(0,30,1),dbinom(seq(0,30,1),30,0.5), col="darkblue", lwd="2")) points(x=22, y=0, pch=16); abline(v=22, col="red") prob <- print(1-pbinom(21, 30, .5))</pre> cat("Theoretical value of prob:", prob) Theoretical value of prob: 0.008062401 **→**%0.8 0.10 Binom dağılımı (analitik) Density 0.05 0.00 22 5 10 15 20 25 30 0

- Daha kolay bir yol var mı?
- Simülasyon?

```
N = 10000 ; M = 0
set.seed(10)
for (i in 1:N) {
  x1 <- sample(0:1, 30, replace=T)</pre>
  if (sum(x1) >= 22) {
   M = M + 1
cat("Trials with more than 22 heads : ", M, "\n")
                                      : ", M/N, "\n")
cat("Ratio of M to N
Trials with more than 22 heads: 81
                                   0.0081
Ratio of M to N
```

p-değeri=0.05'den daha küçük H₀'ı reddet (hileli para!)

KARILMA (Rastgele Permütasyonlar)





- Araştırma konusu: Bira içmek sizi sivrisineklere karşı daha kolay yem haline getirir mi?
- Elimizde bira içen 25 denek ve sadece su içen 18 denekle bir deney yürütüyoruz.
- Her bir grupta kaç adet sivrisineğin denekleri hedef aldığını kaydediyoruz. İşte sonuçlar:

Example taken from: "Statistics without the agonizing pain", John Rauser, Strata Conf. 2014



 Bira içen denekleri ısıran sivrisinek sayısı yalnızca su içenleri ısıranlardan ortalama 4.4 daha fazla...

 Bu sonuç istatistiki olarak anlamlı mıdır? Yoksa tamamen rastlantı mıdır?

SU

	BİRA	21 19 13
400	27 19 20 20 23	22 15 22
	17 21 24 31 26	15 22 20
	28 20 27 19 25	12 24 24
	31 24 28 24 29	21 19 18
	21 21 18 27 20	16 23 20
	Ortalama _B : μ_B = 23.6	Ortalama _s : $\mu_s = 19.2$

- Ortalamalardaki fark: $\delta = \mu_B \mu_S = 4.4$
- δ istatistiki olarak anlamlı mı (statistical significance)?



Analitik Çözüm

- Şüpheci => Sıfır Hipotezi H_0 : $\mu_B = \mu_S$
- Savunucu => Alternatif Hip. H_A : $\mu_B \neq \mu_S$
- 2 ana kütleye ilişkin bir hipotez problemi: Varyanslar bilinmiyor ve birbirlerinden farklı

Uygun dağılım : **t-dağılımı**

İstatistiki test : t-test (Student's t-test)

- t-skoru için gerekli ortalama ve varyans hesapları:
 - Ortalamalar: μ_S = 23.6 ve μ_B = 19.2
 - Varyanslar: $S_B^2 = 17.08$, $S_S^2 = 13.48$; $N_B = 25$ ve $N_S = 18$

$$S_B^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_B} (X_i - \mu_B)^2}{N_B - 1} = 17.08$$

$$S_S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_S} (X_i - \mu_S)^2}{N_S - 1} = 13.48$$



• t-skoru:

$$t = \frac{(\mu_B - \mu_S)}{\sqrt{(S_B^2/N_B) + (S_S^2/N_S)}} \approx 3.68$$

 Eğer şüpheci haklıysa (şayet sıfır hipotezi doğruysa), bu durumda t aşağıdaki formüle göre dağılıyor demektir (t için olasılık yoğunluk fonksiyonu):

$$p(t,\upsilon) = \frac{\Gamma\left(\frac{\upsilon+1}{2}\right)}{\sqrt{\upsilon\pi}\Gamma(\upsilon/2)} \left(1 + \frac{t^2}{\upsilon}\right)^{-\frac{\upsilon+1}{2}}$$
Burada Γ Gamma fonksiyonu, \mathbf{v} ise aşağıdaki formüle göre hesaplanan serbestlik

derecesidir (df)

$$df \approx \frac{\left[\left(S_B^2 / N_B \right) + \left(S_S^2 / N_S \right) \right]^2}{\left(S_B^2 / N_B \right)^2} + \frac{\left(S_S^2 / N_S \right)^2}{N_S - 1} = \frac{\left(0.683 + 0.749 \right)^2}{\frac{0.683^2}{25 - 1}} + \frac{0.749^2}{18 - 1} = \frac{2.051}{0.0194 + 0.033} = 39.14$$



- Verilen dağılımdan t-skorunun 3.68'den daha büyük olma olasılığını bulmamız gerekiyor.
- Alternatif olarak, df=39.1 and α =0.025 (anlamlılık seviyesi) değerleri için t-dağılımı tablosundan kritik t-skorunu okuyabiliriz => t_{kritik} =2.02 \leftarrow

	t distri	bution	critical v	values		Upper-tail	probability p
df	.25	.20	.15	.10	.05	.025	.02
1 2	1.000 0.816	1.376 1.061	1.963 1.386	3.078 1.886	6.314 2.920	12.71 4.303	15.89 4.849
$39.1\frac{30}{40}$	0.683 0.681	0.854 0.851	1.055 1.050	1.310 1.303	1.697 1.684	2.042 2.021	2.147 2.123

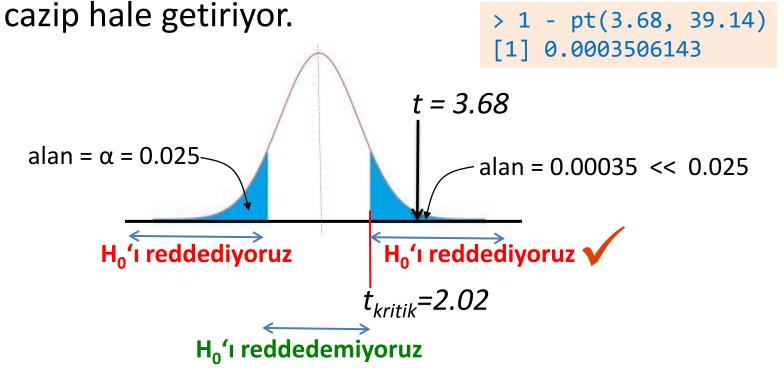
 Tablodan okuyamıyorsanız, aşağıdaki R komutunu kullanabilirsiniz:

bu da size α =0.025 değeri için kritik t değerini verecektir.



 t-skoru = 3.68 > 2.02 olduğu için Sıfır Hipotezini reddediyoruz. Ortalama 4.4 fark istatistiki olarak anlamlı (p-değeri = 0.00035 < 0.025)

• **Sonuç**: Bira insanları sivrisinek ısırıklarına karşı daha





- Daha kolay bir yolu var mı diye yine sorabilirsiniz...
- Bir önceki problemdeki gibi teorik bir modelimiz (binom) yok. Elimizde yalnızca kaç adet sivrisinek tarafından cazip bulunduğunu bildiğimiz bir denek listesi var.

BİRA	SU
	21 19 13
27 19 20 20 23	22 15 22
17 21 24 31 26	15 22 20
28 20 27 19 25	12 24 24
31 24 28 24 29	21 19 18
21 21 18 27 20	16 23 20

- Sıfır Hipotezi: Sivrisineklere cazip gelme konusunda bira ve su içenler arasında bir fark yok! Şayet bu doğruysa, ölçümlerde kullandığımız etiketlerin (su veya bira) de bir önemi olmamalı.
- Kısacası, bu etiketleri dilediğimiz gibi karıştırabilir, istediğimiz etiketi istediğimiz deneğe atayabiliriz.



Fikir

Etiketleri sürekli karıştırarak bir dağılım simülasyonu yaratacağız.

Yöntem

 Bira ve su gruplarından rastgele kayıtlar seçerek her iki grup için ortalamaları hesaplayacak ve bunu birçok kez tekrarlayacağız.

Sonuç

 Sıfır hipotezinde iddia edildiği gibi iki grup arasında bir fark yoksa, hangi verinin neyle etiketlendiği (su veya bira) sonucu değiştirmeyecektir.



Prosedür (1)

Etiketleri karıştır:

$$N_{\rm B} = 25$$

BİRA				
27	19	20	20	23
17	21	24	31	26
28	20	27	19	25
31	24	28	24	29
21	21	18	27	20

$$N_{S} = 18$$

	SU	
21	19	13
22	15	22
15	22	20
12	24	24
21	19	18
16	23	20



Prosedür (2)

Düzenle: Tüm bira rengi etiketleri birleştir ve yeni bir "bira" grubu oluştur. Geri kalanları su grubunda topla:

		BİRA	4	
27	20	23	21	24
26	28	19	25	24
28	21	21	18	20
21	19	22	22	12
24	21	19	16	20

	SU	
19	20	17
31	20	27
31	24	29
27	13	22
15	15	20
24	18	23

Ortalamalar farkı: $\Delta \mu = 21.64 - 21.94 = -0.3$



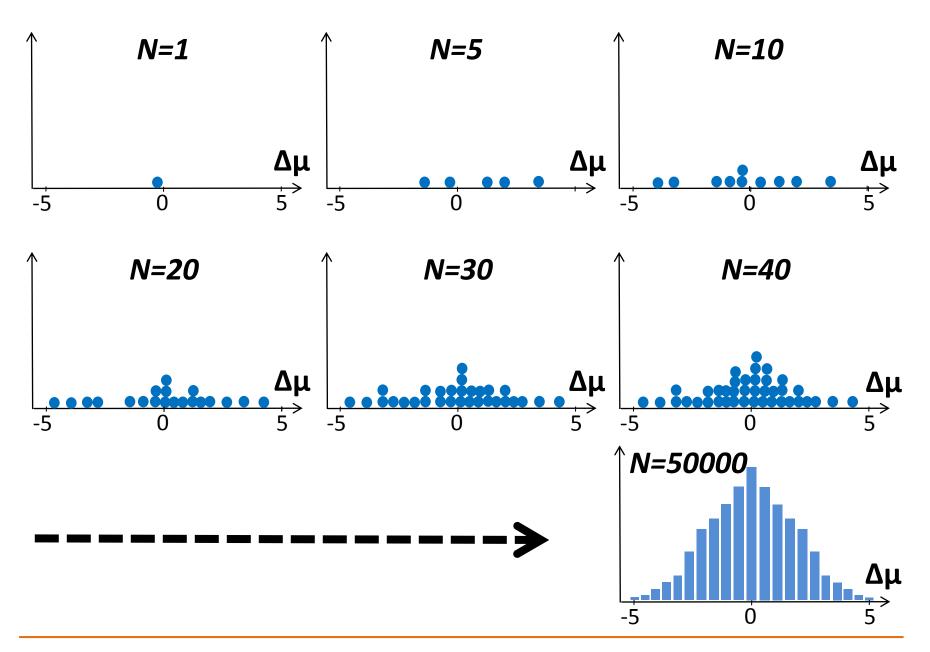
27

Prosedür (3)

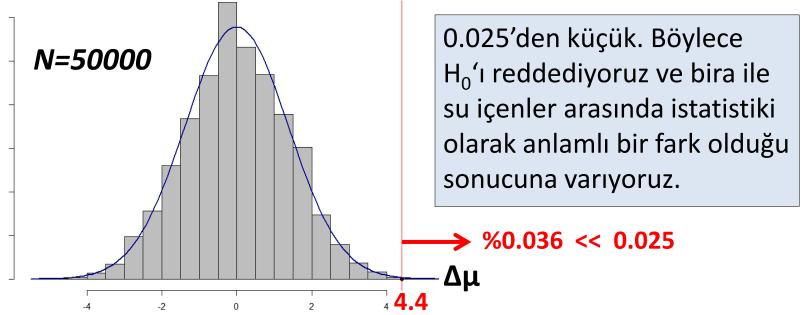
- Tekrar karıştır ve düzenle... Bu işlemi (1) ve (2) üzerinde bir döngü ile N defa tekrarla
- i=1,...,N için Δμ_i değerlerinden oluşan sıklık
 dağılımını oluştur

dataistanbul – HS Olmez © 2017

Karılma



Karılma



• Burada gerçek dağılımı temsilen bir örnek vekil oluşturduk. Farkın 4.4'ten büyük olduğu ($\Delta\mu > 4.4$) örneklerin toplam iterasyon sayısına oranı:

N_{tot} = $\frac{N_{>4.4}}{N_{tot}} = \frac{18}{50000} = 0.00036$

 Bu değer, H₀'ın doğru olduğu varsayımıyla en az elimizdeki örneklemde gördüğümüz kadar ekstrem bir etki görme olasılığıdır [pr(veri | H₀)].

Görünen etki rastgele bir değişkenliğin sonucu değildir.



Karar:

RESEARCH ARTICLE



Beer Consumption Increases Human Attractiveness to Malaria Mosquitoes

Article

Metrics

Related Content

Comments: 0

Thierry Lefèvre 1*, Louis-Clément Gouagna 2,3, Kounbobr Roch Dabiré 3,4, Eric Elguero 1, Didier Fontenille 2, François Renaud 1, Carlo Costantini 2,5, Frédéric Thomas 1,6

To add a note, highlight some text. <u>Hide notes</u>

Make a general comment

Rastgele Örnekleme (Random Sampling)

- Elimizde tespit edilmesi istenen bir ana kütle parametresi (ortalama gibi) olduğunu varsayalım:
 - Örnek: Türkiye'de kadınların ortalama boyu
- Bu parametreyi tahmin etmek (nokta tahmini) üzere ana kütleden "n" büyüklüğünde bir örnek alalım.
- Nokta tahmini: Örnekteki tüm gözlemlerin bir tahmin edicide (ortalama hesap formülü) yerine konmasıyla bulunan "en iyi" tahmin (tek bir değer).
- Bazı nokta tahminleri:
 - Ana kütle ortalamasını tahmin etmek üzere örnek ortalaması
 - Ana kütle varyansını tahmin etmek üzere örnek varyansı

32

- İyi bir tahmin edici (estimator) nedir?
- Kritik soru: Örnek varyansı ana kütle varyansından sistematik bir şekilde farklı mı? Herhangi bir yanlılık?
- N büyüklüğünde bir ana kütle ve n gözlemden oluşan bir örnek için varyans hesapları:

	Ana kütle (parametre)	Örnek (istatistik)
Supre	$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} (X_i - \mu)^2}{N}$	$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2}{n}$
	yanlı / yansız /	$s^{2}_{unbiased} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \overline{X})^{2}}{n-1}$

 Örnek varyansında, ana kütle varyansını düşük tahmin etme eğilimi mevcuttur. Bu nedenle (n-1) ayarı yapılmış örnek varyansı yanlılıktan arınmış bir tahmindir. İspat:

$$E[\sigma^{2} - S^{2}_{biased}] = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_{i} - \mu)^{2} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_{i} - \bar{x})^{2}\right]$$

$$= \frac{1}{n}E\left[\sum_{i=1}^{n}\left((x^{2}_{i} - 2x_{i}\mu + \mu^{2}) - (x_{i}^{2} - 2x_{i}\bar{x} + \bar{x}^{2})\right)\right]$$

$$= E\left[\mu^{2} - \bar{x}^{2} + \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(2x_{i}(\bar{x} - \mu)\right)\right] = E[\mu^{2} - 2\bar{x}\mu + \bar{x}^{2}]$$

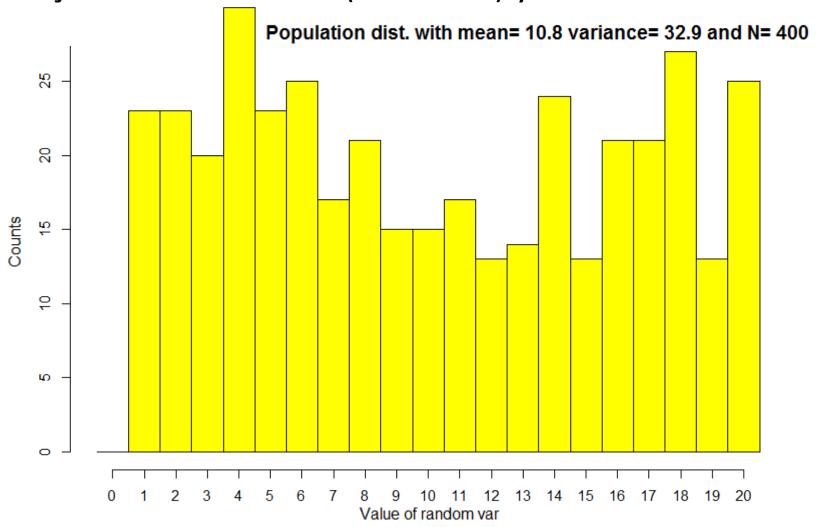
$$= E[(\bar{x} - \mu)^{2}] = Var(\bar{x}) = \frac{\sigma^{2}}{n} > 0$$
Varyansı düşük tahmin eder!

• Tahmin edicilerin beklenenen değerleri:

$$E[S^{2}_{biased}] = \sigma^{2} - \frac{\sigma^{2}}{n} = \frac{n-1}{n}\sigma^{2} \quad S^{2}_{unbiased} = \frac{n}{n-1}S^{2}_{biased}$$

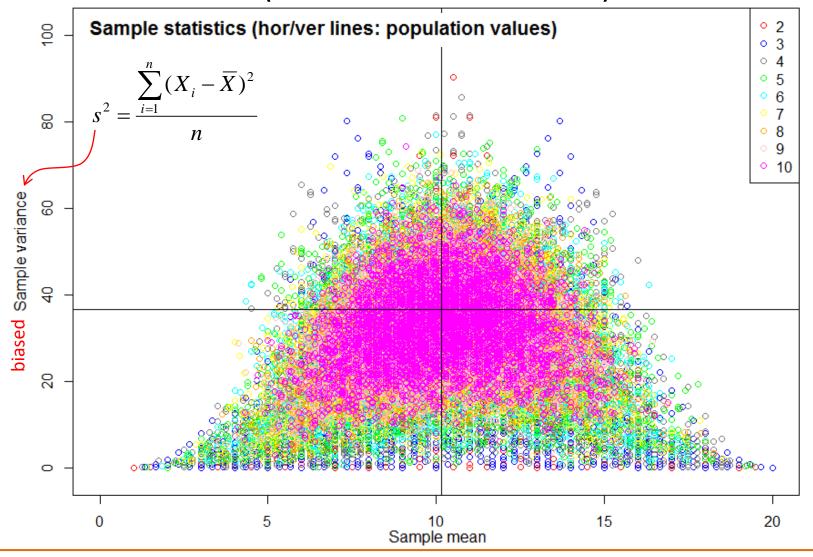
n-1 düzeltmeli S² bu nedenle yansız bir tahmin edici

 Değerleri 1 ile 20 arasında değişen ve 400 gözlemden oluşan bir veri kümesi (ana kütle) yaratalım:



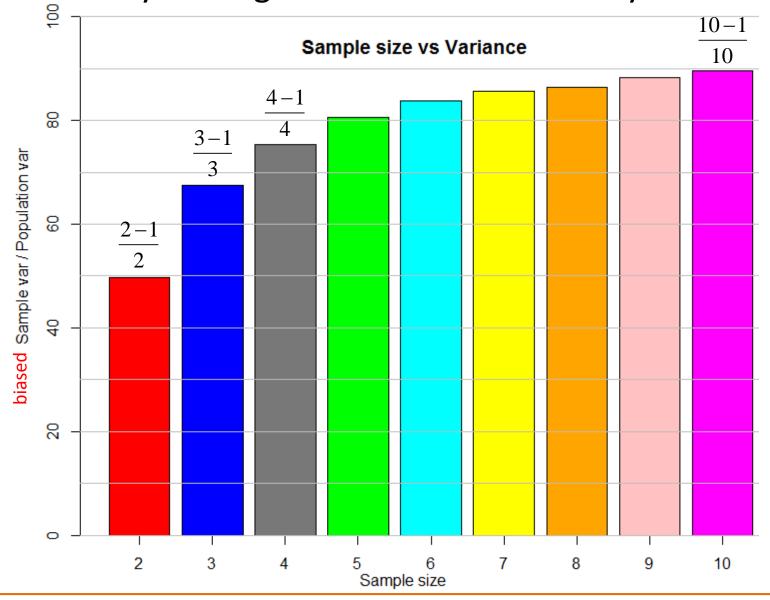
Ref: Simulation showing bias in sample variance | Probability and Statistics | Khan Academy

 Ana kütleden eleman sayısı 2 ile 10 arasında değişen örnekler alalım (her birinden 5000 kez):



İstatistikte nokta tahminleri

Örnek boyutuna göre örnek-ana kütle varyans oranı:



İstatistikte nokta tahminleri

 Örnek varyansını hesaplamak üzere aşağıdaki formülü $\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$ kullandığımız zaman:

n

 Ana kütle varyansına yaklaşamıyoruz ama yanlı tahmin olan (n-1)/n çarpanlı ana kütle varyansına yaklaşıyoruz:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n} \implies \frac{n-1}{n} \sigma^2$$

 Bunu nasıl yansız hale getireceğiz? Gerçek ana kütle varyansı için en iyi tahmini elde etmek üzere her iki tarafı **n/(n-1)** ile çarparak yansız tahmini buluyoruz:

$$\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2 = \sum_{n \neq 1} \frac{n}{n} \sigma^2$$

$$s_{unbiased} = \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$$

$$n-1$$

$$s_{unbiased}^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n-1}$$

BOOTSTRAPPING (bootstrap örneklemesi)

Bootstrapping nedir?

- Orijinal örnek üzerinde yerine koyarak yapılan örnekleme işlemi (re-sampling)
- Örnek için ana kütle neyse, bootstrap örnekleri için de orijinal örnek aynı şeydir.

Nerelerde kullanılır?

- Örnekleme dağılımlarının tespitinde
- Geçerli ortalama, standart hata, güven aralıkları bulunmasında
- Bir tahmin edici (estimator) veya bir öğrenme yöntemine ilişkin belirsizliğin tespit ve değerlendirmesinde
- Teorik birikimin yetersiz olduğu durumlarda bir yöntemin performans değerlendirmesinde

Tüm bunları dağılımla ilgili herhangi bir varsayımda bulunmadan yapar (normallik, simetri, aykırı değerler vb)

Geçerli teorik temellere dayanır...

- Ne büyüklükte örneklerle kaç kez tekrarlanır?
 - Orijinal büyüklükteki örneği (yerine koyarak) oluşturacak şekilde alt-örnekleme binlerce kez tekrarlanır
- Ne zaman iyi sonuç vermez?
- Seçilen örnek ana kütleyi temsil etmekten uzaksa
 - Seçimde yanlılık (selection bias)
- Gözlemler arasında bağımlılık mevcutsa
- Bootstrapping işlemini maksimum değeri bulmak için kullanıyorsak
 - Ana kütledeki maksimumu her zaman daha düşük hesaplar (sıralama tipi işlemlerde iyi sonuç vermez)
- Çok küçük örnek büyüklükleriyle çalışıyorsak
 - N > 20 kabaca sınır kabul edilebilir

 Kadehleri üst üste koyarak ne yükseklikte bir bardak kulesi oluşturabilirsiniz?

• 20 deneme sonucunda her bir kule için kullanılan bardak sayısı (yükseklik):

48 24 32 61 51 12 32 18 19 24 21 41 29 21 25 23 42 18 23 13

- Kulelerin ortalama yüksekliği?
- Tahmin üzerindeki belirsizlik?
- Kule yüksekliklerini yeteri kadar uzun gözleyecek olursak bu yükseklik değerlerindeki yayılma (spread) ne olurdu? Bardak kulelerinin yükseklik dağılımını nasıl karakterize edebiliriz?

Example taken from: "Statistics for Hackers", Jake Vanderplas, PyCon 2016

Klasik yöntem:

– Örnek ortalaması ve ortalamadaki standart sapma:

$$\overline{X} = 28.85$$
 (ortalamadaki standar $\sigma_{\overline{X}} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (X_i - \overline{X})^2} = 2.97$ hata: örnek ortalamalarındaki std sanma)

(ortalamadaki standart larındaki std sapma)

Belirsizlik:
$$X=\overline{X} \mp t_{0.025,df=19} \sigma_{\overline{x}}$$

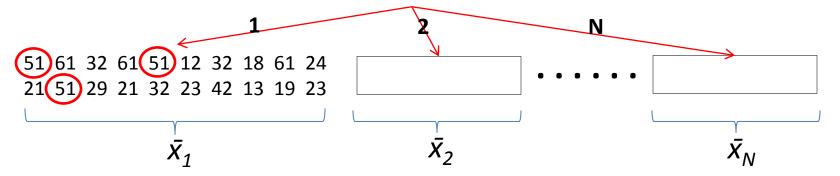
$$X=28.85 \mp 6.216$$

CI[22.633, 35.067] (%95 güven aralığı)

 Bu formüllere ne tür varsayımların girdiğini bilmiyor olabilirsiniz. 1. örnekteki gibi parametrik bir modelimiz yok. Elde birbirleriyle karşılaştırılabilecek iki ayrı grup da bulunmuyor. Bu nedenle "karılma" yöntemi de işlevsiz.

- Çözüm: Bootstrap örneklemi
- Yöntem: Yerine koyarak örnekleme ile dağılım simülasyonu
 - Orijinal veri kümesinden sürekli "yerine koyarak" aynı büyüklükte örneklem oluştur (veri tekrarı olabilir)
 - Her iterasyon sonunda örneklem ortalamalarını hesapla
 - İşlemi binlerce kez tekrarlayarak ortalama dağılımını bul

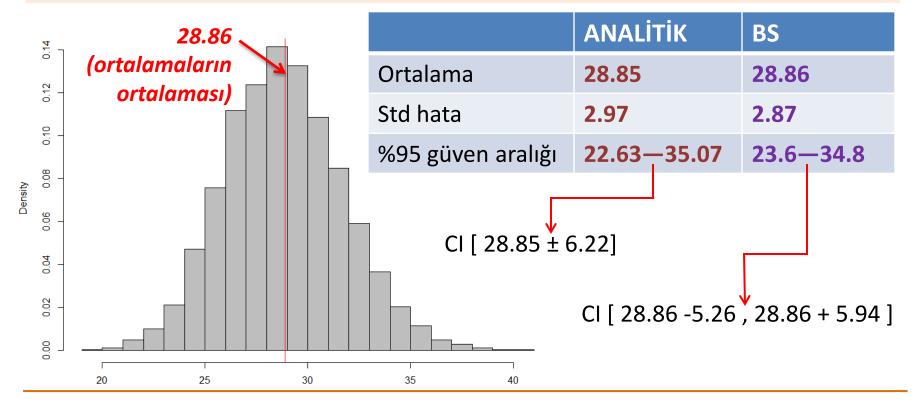
```
48 24 32 61 51 12 32 18 19 24
21 41 29 21 25 23 42 18 23 13
```



44

- Gözlemlerden N=10000 defa rastgele örnek al
- Her örnek için ortalamayı hesapla

```
x<-c(48,24,32,61,51,12,32,18,19,24,21,41,29,21,25,23,42,18,23,13)
randx <- replicate(10000, mean(sample(x, length(x), replace=T)))
bs_mean <- mean(randx); bs_sd <- sd(randx)
cat("Mean_bs: ", bs_mean, " Std.dev_bs: ", bs_sd, "\n")
CI <- quantile(randx, c(0.025,0.975))
cat("CI for bootstrapped samples:", CI)</pre>
```



Bootstrapping ve Regresyon modelleri

- Bootstrapping yöntemi daha karmaşık problemlere de uygulanabilir...
- Doğrusal regresyon için Bootstrapping:
 - Bardak kulesi yüksekliği ile rüzgar hızı arasındaki ilişki?
- Veri: Yükseklik Rüzgar hızı

```
> summary(windsp)
Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
8.100 9.050 9.600 9.832 10.550 12.600
> summary(height)
Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
8.00 12.00 15.00 14.58 17.00 21.00
```

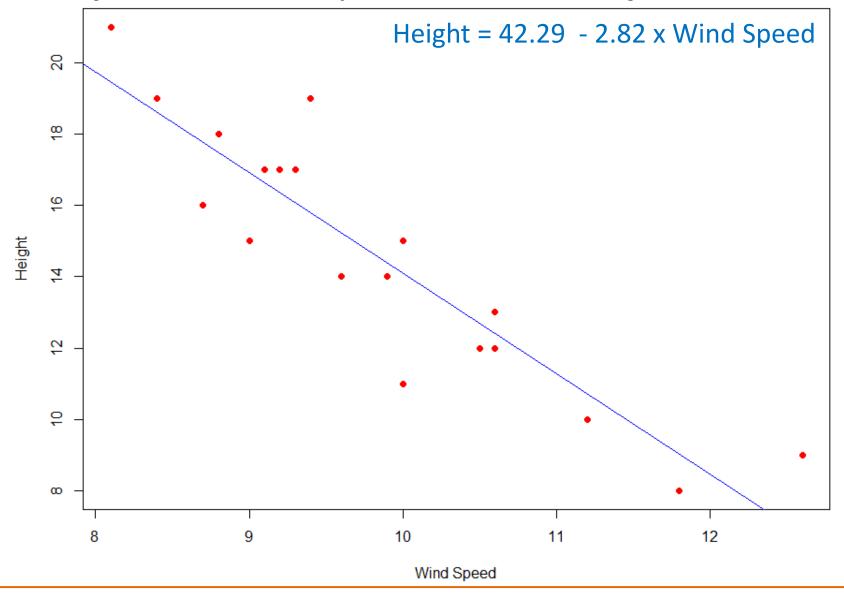
Windspeed	Height
8.1	21
8.4	19
8.7	16
8.8	18
9	15
9.1	17
9.2	17
9.3	17
9.4	19
9.6	14
9.9	14
10	15
10	11
10.5	12
10.6	12
10.6	13
11.2	10
11.9	8
12.6	9

R kodu ve çıktısı

```
fit0 <- lm(height ~ windsp)</pre>
print(summary(fit0))
Call:
lm(formula = height ~ windsp)
Residuals:
    Min
            1Q Median 3Q
                                Max
-3.1043 -0.8767 0.3592 0.7684 3.2047
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 42.2879 3.0928 13.673 1.33e-10
                                                   ***
windsp -2.8184 0.3125 -9.019 6.87e-08 ***
Signif. codes: 0 (***, 0.001 (**, 0.01 (*, 0.05 (., 0.1 (), 1
Residual standard error: 1.551 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8271, Adjusted R-squared: 0.817
F-statistic: 81.35 on 1 and 17 DF, p-value: 6.875e-08
```

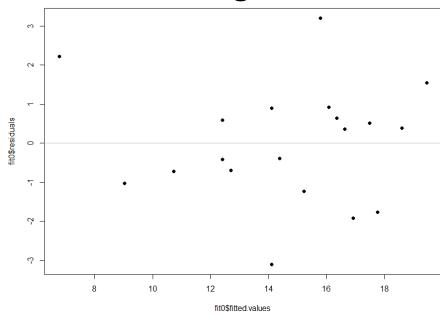
Basit doğrusal regresyon

• Orijinal örnek ile parametrik sonuçlar:

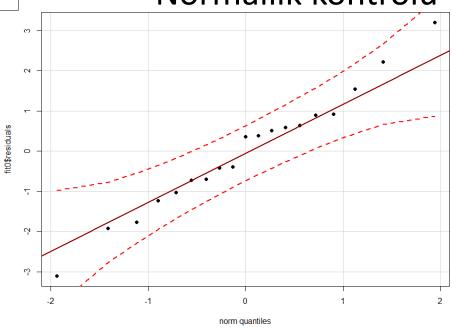


Uyumluluk testleri

Artıkların dağılımı

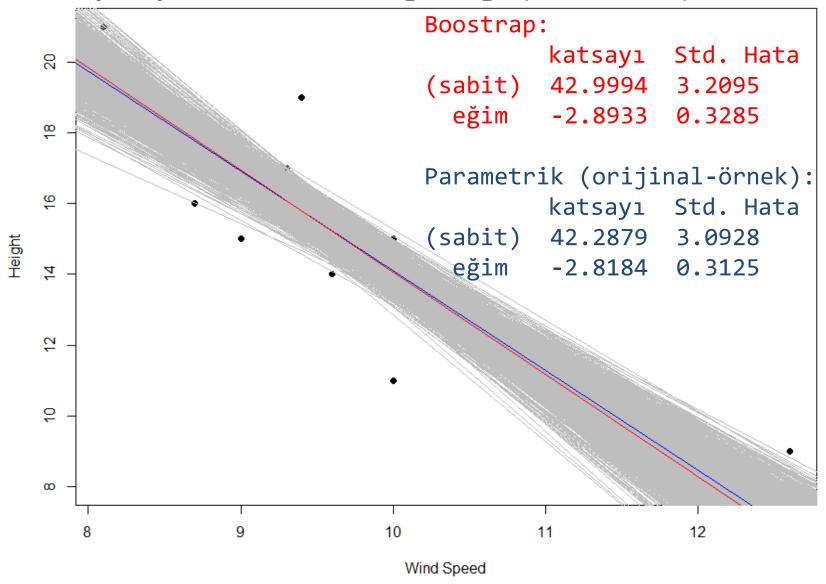


Artıklar için Normallik kontrolü



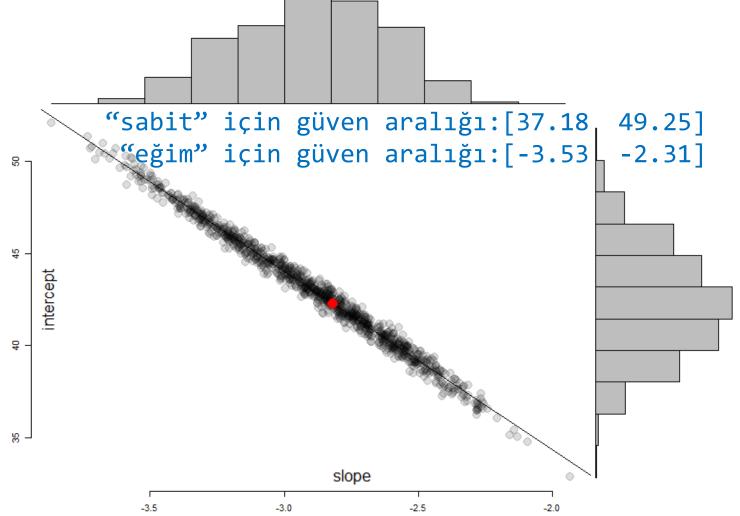
Bootstrap uyumlamaları

• En iyi uyumlamaların grafiği (*i=1,1000*)



Regresyon modelleri ile Bootstrapping

 Bu bileşik örneklem dağılımı bize ne aralıkta "sabit" ve "eğim" değerleri beklendiği konusunda fikir veriyor.



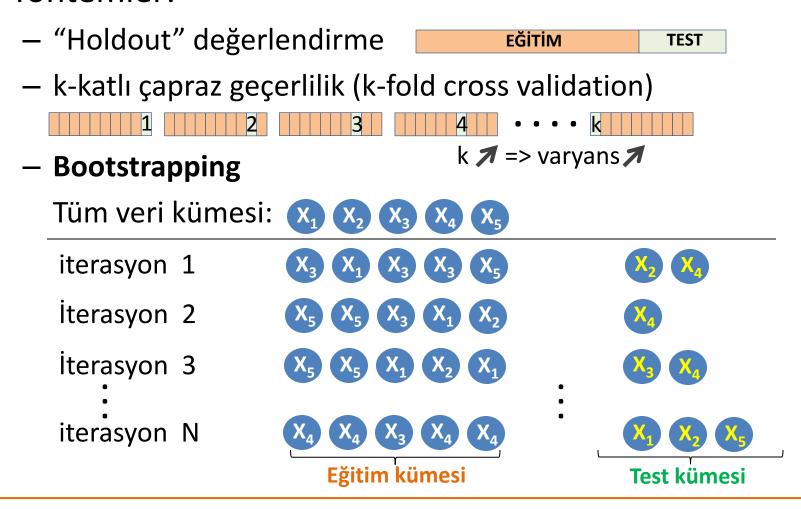
Orijinal veri kümesinden elde edilen "sabit" ve "eğim" değerleri: 42.29 ve -2.82

CROSS VALIDATION (çapraz geçerlilik)

Eğitim ve test verisinde "bootstrapping"

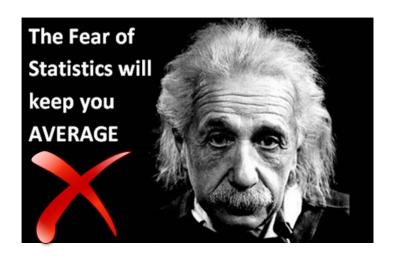
 Model seçimi ve model performans değerlendirmesi için veri kümesinin bölünmesi: eğitim/test

Yöntemler:





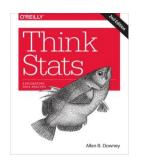
- Buradaki metodolojiyi takip edebildiyseniz...
- Rastgele sayılar üretebiliyorsanız...
- Basit bir döngü yazabiliyorsanız (Python, R vb)...

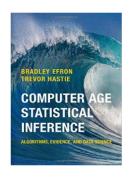




Kaynaklar

- Think Stats: Probability and Statistics for Programmers, Allen Downey
- Computer Age Statistical Inference, Bradley Efron, Trevor Hastie
- Resampling: The new statistics, Julian L. Simon







- Statistics for Hackers, Jake Vanderplas, Pycon 2016
- Statistics without the agonizing pain, John Rauser, Strata+Hadoop World, 2014
- Sunum ve R programları: github.com/solmez

H. Sait Ölmez, PhD

Sabancı Üniversitesi Mühendislik ve Doğa Bil. Fakültesi



olmez@sabanciuniv.edu



@saitolmez



solmez



solmez



Veri Analitiği Araştırma ve Uygulama Merkezi Center of Excellence in Data Analytics (CEDA)





56