

Guven Araliklari, Hipotez Testleri

Guven Araliklari

Diyelim ki X_1, \dots, X_n orneklemi birbirinden bagimsiz, ayni dagilimli ve ortalamasi μ , standart sapmasi σ ve yine ayni olan bir nufus dagilimindan geliyor. O zaman biliyoruz ki, Merkezi Limit Teorisi (Central Limit Theorem) teorisine gore, orneklem ortalamasi $\bar{X} = \frac{1}{n}X_1 + \dots + X_n$, ortalamasi μ , standart sapmasi σ/\sqrt{n} olan bir normal dagilima yaklasiyor.

Peki veriyi (yani orneklemi) ve CLT'yi kullanarak μ hakkında bir tahmin yapabilir miyiz? Yani Buyuk Sayilar Kanununa gore μ hakkında noktasal tahmin yapabiliriz fakat, belki ondan bir adim otesi, bir "guven araligi" hesaplamaktan bahsediyoruz. Bu tahmin "gercek μ , %95 ihtimalde su iki deger arasindadir" turunde bir tahmin olacak.

Bu araligin hesabi icin once \bar{X} 'i standardize edelim, yani $N(0,1)$ haline cevirelim,

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

Z-skorlarini isledigimiz yazida

$$P(z_1 < Z < z_2) = \Phi(z_2) - \Phi(z_1)$$

gibi bir ifade gorduk. Esitligin sag tarafi aslinda bir alan hesabidir, surekli fonksiyonlarda olasilik bir entegral, ya da iki kumulatif yogunluk fonksiyonunun farki. Guven araligi icin bize lazim olan da bir olasilik, hatta "kesin" bir olasilik, %95 olasiligi. Demek ki esitligin sag tarafi .95 olacak. .95 hesabi icin, normal egrisini dusunursek, sagindan ve solundan 0.25 buyuklugunde iki parçayı "kirpmamız" lazim. O zaman 0.975 olasiliginin z degeri ile, 0.025 olasiliginin z degeri arasindaki olasilikta olmamız lazim. Bu hesaplarda baz alinan $z_{\alpha/2}$ degeri ve bu $100 \cdot \alpha/2$ ust yuzdelik kismina, ornegimizde 0.975 kismina tekabul ediyor. Normal dagilimin simetrisi sebebiyle onun eksisi alinmis hali oteki (soldaki) parçayı verir, yani $-z_{\alpha/2}$.



Z-skoru hesaplarırken tabloya danismistik, simdi tabloya tersinden bakacagiz, kesisme noktasinda 0.975 diyen yeri bulup kordinatlari alacagiz, ki bu deger 1.96.

```
from scipy.stats.distributions import norm
print norm.ppf(0.975)

1.95996398454
```

Bazi Istatistik kaynaklarinda “sihirli deger” seklinde tarif edilen bir deger bu, gozlerimiz kamasmasin, geldiği yer burasi iste. Simdi formulu buna gore degis-tirelim,

$$P\left(-z_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{\alpha/2}\right) = 1 - \alpha$$

$P(\cdot)$ icinde biraz duzenleme, tum terimleri σ/\sqrt{n} ile carpalim, \bar{X} cikartalim, ve -1 ile carpalim,

$$P\left(\bar{X} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Guven araligi ifadesine aslina erismis olduk. Eger %95 kesinlikten bahsediyor olsaydik, ve nufusun gercek varyansi σ^2 biliniyor olsaydi, $P(\cdot)$ icine bu degerleri gececektik, \bar{X} zaten verinin aritmetik ortalamasindan ibarettir, bu bize μ 'nun sol-unda ve saginda bazi degerler dondurecekti. Bu degerler bizim guven araligimiz olacakti. Mesela veri 64.1, 64.7, 64.5, 64.6, 64.5, 64.3, 64.6, 64.8, 64.2, 64.3 seklinde, $n = 10$ cunku 10 nokta var, $\sigma = 1$ olarak verilmiş. Ortalamayi hesapliyoruz, 64.46. $\alpha = 0.05$ icin

$$P\left(64.46 - 1.96 \frac{1}{\sqrt{10}} \leq \mu \leq 64.46 + 1.96 \frac{1}{\sqrt{10}}\right) = 0.95$$

$$P\left(63.84 \leq \mu \leq 65.08\right) = 0.95$$

Yani %95 guven araligi $63.84 \leq \mu \leq 65.08$.

Neler yaptik? CLT bilgisinden hareketle \bar{X} hakkında bir seyler biliyorduk. Fakat \bar{X} 'in *kesin* hangi normal dagilima yaklastigini bilmek icin nufus paremetreleri μ, σ da bilinmelidir. Diger yandan eger tek bilinmeyen μ ise, teoriyi bu bilinmez etrafinda tamamen tekrar sekillendirip / degistirip CLT'yi bilinmeyen μ etrafinda bir guven araligi yaratmak icin kullandik.

Kac Tane n ?

Hatirlarsak guven araligini ustteki sekilde hesaplayabilmemizin sebebi CLT sayesinde \bar{X} 'in normal dagilima yaklasiyor olmasiydi. Ve, teoriyi tekrar dusunursek yaklasma $n \rightarrow \infty$ oldugu zaman oluyordu. Buradan \bar{X} 'in normalliginin "buyukce" n degerleri icin daha gecerli olacagi sonucuna varabiliriz. Peki n ne kadar buyuk olmalı? Literature gore CLT'nin genellikle $n \geq 30$ durumunda gecerli oldugu soylenir. Tabii nufus dagiliminin ne oldugu da onemlidir, eger nufus normal ise, ya da genel olarak simetrik tek tepeli dagilim ise orneklem daha ufak kalsa da bazi sonuclara varabiliriz. Eger nufus dagilimi cok yamuk (skewed), etekleri genis dagilim ise o zaman daha buyuk orneklem daha iyi olur.

Soru

IO 800 yillarinda Italya'da Etrusali (Etruscan) toplumu vardi. Bu toplum geldigi gibi birdenbire ortadan kayboldu. Bilimciler bu toplumun Italyalilar ile fizyolojik, genetik ve kulturel olarak baglantisi olup olmadigini hep merak etmistir. Bazilari hafa olculerine bakarak sonuclara varmaya ugrasmistir. Arkeolojik kazilarda yapilan olcumlerde 84 Etrusyalinin kafasi olculmustur. Ayrica bugunku Italianlari kafa olcumlerinin normal dagilimda $\mu = 132.4\text{mm}$, $\sigma = 6.0\text{mm}$ oldugu bilinmektedir. Iki toplum arasindaki baglanti kurmak icin, veriye bakarak kafa olcumu ortalamasi icin bir %95 guvenlik araligi olusturabiliriz, ve eger bugunku Italianlari olcusu o araliga dussuyorsa, Etrusyalilarla baglantilarinin olmadigini iddia edebiliriz.

```
import pandas as pd
df = pd.read_csv('etrus.csv')
print float(df.mean() - 1.96 * (6.0/np.sqrt(84)))
print float(df.mean() + 1.96 * (6.0/np.sqrt(84)))

142.524107721
145.09035011
```

Bugunku Italianlari kafa ortalamasi $\mu = 132.4$ bu araliga dussuyor. Diger bir deysile, 84 tane orneklemde gelen orneklem ortalamasi 143.8 buyuk bir ihtimalle $\mu = 132.4$, $\sigma = 6.0$ boyutlarindaki bir normal dagilimdan gelmemistir. Buna gore, buyuk bir ihtimalle Etrusyalilar Italianlari atasi degildir.

Bilinmeyen σ

Guven Araliklari bolumunden devam edelim. Bilinmeyen μ durumunu gorduk. Eger σ bilinmiyorsa, bu durumda σ yerine orneklem varyansi S kullanilabilir,

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{X})^2$$

ki üstteki degerin karekoku S olacaktır. σ yerine S kullanmanın büyük n degerlerinde CLT'yi etkilemediği ispat edilmistir [5].

Binom Dagilimler ve Normal Yaklasiksallik

Binom ile Bernoulli dagilimi arasindaki baglantiyi biliyoruz. Diyelim ki X_1, \dots, X_n birbirinden bagimsiz ve ayni Bernoulli olarak dagilmis, Bernoulli dagilimini temsil eden Y tanımlayalım, o zaman

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i$$

Simdi orneklem ortalamasini hatirlayalım,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

O zaman

$$Y = n\bar{X}$$

Merkezi Limit Teorisinden \bar{X} 'in nufus beklentisi ve sapmasini iceren $N(\mu, \sigma)$ olarak dagilacagini biliyoruz. Nufus parametreleri nedir? Her X_i 'in ayni olan μ, σ 'si ile alakli, durumda Bernoulli parametrelerini alıp $N(\cdot)$ icinde direk kullanabiliriz,

$$E(X_i) = p, \text{Var}(X_i) = p(1 - p)$$

o zaman

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma), \mu = p, \sigma = \sqrt{\frac{p(1 - p)}{n}}$$

Y ile \bar{X} baglantisi: Bir genel teoriye gore eger \bar{X} normal ise $n\bar{X}$ 'in de normal oldugu bilinir, ve bu dagilim $N(n\mu, \sqrt{n}\sigma)$ olarak gosterilir. Bu teorenin ispatini simdilik vermeyecegiz. O zaman $Y = n\bar{X}$ is ve normal olarak dagilmis ise, o zaman

$$Y \sim N\left(np, \sqrt{np(1 - p)}\right)$$

demek dogru olacaktır. Standardize etmek gayet basit,

$$Z = \frac{Y - np}{\sqrt{np(1-p)}}$$

ya da, bolum ve boleni n ile bolerse,

$$Z = \frac{Y/n - p}{\sqrt{p(1-p)/n}}$$

$$Z = \frac{Y/n - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

Soru

Amerikalıların yüzde 12'sinin zenci olduğunu biliyoruz. Eger 1500 kişiyi içeren bir örneklem alsaydık, bu örneklemde 170'den daha az zenci olmasının olasılığı nedir?

Cevap

%12 nüfus parametresidir, yani $p = 0.12$. Örneklem $n = 1500$. Normal yaklaşım-sallaması ile

```
from scipy.stats import norm
n = 1500
p = 0.12
mu = n*p
std = np.sqrt(n*p*(1-p))
print mu, std
print 'olasilik', norm.cdf(170, loc=mu, scale=std)

180.0 12.585706178
olasilik 0.213437028747
```

Yani $N(180, 12.58)$ dağılımını elde ettik ve hesapları onun üzerinden yaptık. Sonuç diyor ki verilen örneklem ve nüfus p değeri ile 170 altında zenci sayısı elde etmek oldukça düşük bir ihtimalde.

Örnek

Diyelim ki elimizde bir Web sitesinin günlük ziyaret, tıklama sayılarını gösteren bir veri seti var, CVR ziyaretçilerin sitedeki tıklayan müşteriye dönüşmesi oranı (conversion).

```
import pandas as pd
from scipy import stats
a = pd.DataFrame({'tiklama': [20., 2., 40., 5., 10., 100.],
                  'ziyaret': [100., 10., 300., 400., 30., 800.]})
a['cvr'] = a['tiklama'] / a['ziyaret']
print a
```

	tiklama	ziyaret	cvr
0	20	100	0.200000
1	2	10	0.200000
2	40	300	0.133333
3	5	400	0.012500
4	10	30	0.333333
5	100	800	0.125000

Bu veri seti için cvr'in 0.16, yani yüzde 16 olduğunu önceden biliyoruz. Üstteki başarı oranı binom dağılı ile modellenenebilir, ziyaretler "deneylerdir", yani örneklem büyüklüğünü gösterirler. Tiklama ise başarıdır, önceki binom örneğindeki aynı formülü kullanırsak, normal yaklaşıksallığı üzerinden bir z-skoru hesaplayabiliriz,

```
p = 0.16
btest = lambda x: (x['cvr']-p) / np.sqrt( p*(1-p)/x['ziyaret'])
a['guven'] = a.apply(btest, axis=1)
a['guven'] = np.round(stats.zprob(a['guven'])*100,2)
print a
```

	tiklama	ziyaret	cvr	guven
0	20	100	0.200000	86.24
1	2	10	0.200000	63.50
2	40	300	0.133333	10.39
3	5	400	0.012500	0.00
4	10	30	0.333333	99.52
5	100	800	0.125000	0.35

Binom Guven Araligi

Binom'un Normal yaklaşıksallığı konusundan bir örnek daha. Eğer p bilinmiyorsa onun için maksimum olurluk tahmin edicisi (maximum likelihood estimator) Y/n 'dir. İspat için ek bölümüne bakabiliriz.

$$Z = \frac{X/n - p}{\sqrt{\frac{(X/n)(1-(X/n))}{n}}}$$

Üstteki ifade yaklaşıksallıktan geliyor. Bu durumda Z üzerinden, aynen daha önce yaptığımız gibi, bir güvenlik aralığı tanımlayabiliriz.

$$P\left(-z_{\alpha/s} \leq \frac{X/n - p}{\sqrt{\frac{(X/n)(1-(X/n))}{n}}} \leq z_{\alpha/s}\right) = 1 - \alpha$$

ve yine daha önceki benzer cebirsel işlemler sonrası, ve Binom deneydeki başarı sayısı olarak X yerine k kullanalım, P() ifadesini çıkartalım, çünkü zaten o ifadenin içinde oluşacak sayılarla ilgileniyoruz,

$$\left(\frac{k}{n} - z_{\alpha/s} \sqrt{\frac{(k/n)(1-(k/n))}{n}}, \frac{k}{n} + z_{\alpha/s} \sqrt{\frac{(k/n)(1-(k/n))}{n}}\right)$$

Ustteki iki sayi bize gerekli guven araligini verecektir.

Soru

Amerika'da 2009 yilinda halkin ne kadarinin arabalarinda yakit tasarrunu destekledigi merak konusuydu. Bir Gallup telefon anketinde bu soru 1012 yetiskine (18 ve ustü yasta) soruldu. Cevap 810 kisinin tasarrufu destekledigi yonundaydi. Yani $n = 1012$, $k = 810$. O zaman p için %95 guven araligini bulun.

Cevap

$$\left(\frac{810}{1012} - 1.96 \frac{(810/1012)(1 - 810/1012)}{1012}, 1.96 \frac{(810/1012)(1 - 810/1012)}{1012} \right)$$
$$= (0.776, 0.825)$$

Hata Payi (Margin of Error)

Basinda oranlari rapor ederken onunla beraber telafuz edilen bir kavram hata payidir. Aslında bu binom dagilimlarda guven araligi ile çok yakinda alakalidir; hata payi %95 guven araliginin en maksimum genisliginin yarisi olarak bilinir. Yani %95 araliginin bir ucunu diger ucundan cikartirsak ve ikiye bolersen, istenen sonuca erisiriz. Formüsel olarak genislik w ,

$$w = \frac{k}{n} + 1.96 \sqrt{\frac{(k/n)(1 - k/n)}{n}} - \left[\frac{k}{n} - 1.96 \sqrt{\frac{(k/n)(1 - k/n)}{n}} \right]$$
$$= 3.92 \sqrt{\frac{(k/n)(1 - k/n)}{n}}$$

Simdi $(k/n)(1 - k/n)$ carpimini dusunelim. *Ornekleme Buyuklugu* bolumunde gorduk, n her zaman k 'den büyük olduguna göre k/n her zaman 0 ve 1 arasindadir, o zaman $(k/n)(1 - k/n) \leq 1/4$ olmalidir, yani gosterilen carpim $1/4$ 'ten büyük olamaz. Bunu alip ustteki formül icine koyarsak,

$$\max w = 3.92 \sqrt{\frac{1}{4n}}$$

elde ederiz. Bunun yarisi hata payidir d olur, yani

$$d = \frac{0.98}{\sqrt{n}}$$

Ornek

Bir secim kampanyasi sirasinda A ve B adaylari arasinda hangisinin daha once oldugunu bulmak icin bir anket yapilir. Telefonda 597 kisiye soruldugunda A adayinin 299 kisinin oyunu alacagi saptanmistir. Basin durumu “A adayinin avantajı hata payı %4 icinde oldugu icin o onde kabul edilebilir” diye rapor etmistir. A oylarinin hata payi hakikaten %4’udur?

```
n = 597.  
k = 299  
print n/2  
print k/n  
d = 0.98/np.sqrt(n)  
print d*100  
  
298.5  
0.500837520938  
4.01087299444
```

Evet hata payi %4 cikti.

Dikkat edilirse hata payinin anketten gelen sonuclarla hicbir alakasi yok, A icin tercih %25, %75 olabilirdi ama ustteki hata payi hesabi yine ayni kalirdi. Bunun sebebi formulun n ’ye bagli olmasi.

Daha onemli soru hata payi basinin ustteki ifadesinin gercekten secim sonucu ile alakali olup olmadigi!

Hipotez Testleri (Hypothesis Testing)

Istatistik tek ya da araliklar olarak sayisal tahminler uretmenin otesinde, “iki sey arasinda birisini secmek” turunde bir karar baglaminda da kullanilabilir. Bir psikolog bir davaya uzman gorus vermek icin cagrilmistir ve sanik hakkında ‘akli olarak dengesiz ya da dengeli’ arasinda bir secim yapacaktır. Ilac regulasyonu ile ugrasan kurum yeni bir ilac hakkında ‘etkili’ ya da ‘etkisiz’ seklinde bir karara ulasacaktır.

Bir deneyin mumkun sonuclarini belli seceneklere yonlendirip olasilik teorisini kullanarak bunlardan birisini secmeye Istatistik biliminde Hipotez Test Etmek adi verilir.

Birbiriyle yaris halinde olan iki hipotez vardir, bunlar sifir hipotezi (H_0 olarak yaziliyor) ve alternatif hipotezdir (H_1 olarak yaziliyor). H_0 ve H_1 arasinda nasil secim yapacagimiz kavramsal olarak bir davada jurinin yaptigi secime benzer: aynen sanigin, tersi ispatlanana kadar, masum kabul edilmesi gibi eger veri tersi sonuca varmaya yetmezse H_0 da “kabul edilir”, yani sucsuzlugun devam etmesi gibi H_0 gorusu terkedilmemis olur. Statusko devam eder. Bu karari verirken mahkemenin kanitlari incelemesi, hipotez testinde rasgele degiskenlerle verinin uzerinden hesaplar yapmaya benzer.

Bunu bir ornek uzerinden daha iyi anlayabiliriz. Diyelim ki araba ureten bir sirket yakit performansini (gas mileage) arttirmaya ugrasiyor. Benzine katilan yeni bir madde uzerinde deneyler yapiyorlar, deney icin Boston / Los Angeles arasinda 30 tane araba sefer yapiyor. Yeni katki maddesi olmadigi durumda

(statuko) yakit performansinin ortalama 25.0 mil/galon ve standart sapmanın 2.4 mil/galon olduğu biliniyor. Diyelim ki deney sonrasında arabalar ortalama olarak $\bar{y}=26.3$ mil/galon performansı göstermişler. Katkı maddesi etkili mi, etkili değil mi?

Arastirmacılar 25.0'dan 26.3'e olan değişikliği daha önce bahsettiğimiz mahkeme örneğindeki gibi bir çerçevede incelerler. Tipik olarak sıfır hipotezi statukoyu temsil eder, yani değişmesi için “ezici şekilde aksi yönde veri olması gereken şey” budur. Oyle değil mi? Eğer etkisiz bir katkı maddesine evet dersek, ve ileride oyle olmadığı belli olursa bunun şirket için çok negatif etkileri olacaktır, aynen masum bir kişiyi yanlışlıkla hapse atmış olmak gibi. O yüzden kalmak istediğimiz güvenli konum H_0 'i temsil etmelidir.

Bu noktada problemi rasgele değişkenlerin terminolojisi üzerinden tekrar tanımlamak faydalı olur. Diyelim ki test sırasında 30 tane aldığımız ölçüm y_1, \dots, y_n , her y_i normal olarak dağılmış ve bu dağılımların μ 'su aynı, ve μ 'u birazdan “eski” ölçümlerin ortalaması olarak alacağız, çünkü curutmek istediğimiz hipotez bu. Ayrıca daha önceki tecrübelerimiz gösteriyor ki $\sigma = 2.4$. Yani,

$$f_Y(y; \mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}(2.4)} e^{-\frac{1}{2}(\frac{y-\mu}{2.4})^2}, -\infty < y < \infty$$

Hipotezleri şöyle tanımlayalım,

$H_0: \mu = 25.0$ (Katkı maddesi etkili *değildir*)

$H_0: \mu > 25.0$ (Katkı maddesi etkilidir)

Şimdi yeni dağılımı standardize edip, bir hayali ortalama eşik değeri üzerinden bir sonuç çıkartalım, standardize etmek için kullandığımız $\mu = 25.0$ çünkü eski ortalama bu. Şimdi diyelim ki test ettiğimiz eşik değeri 25.25 (esas amaç 26.3 ama oraya geleceğiz), aradığımız olasılık,

$$P(\bar{Y} \geq 25.25)$$

Üstteki ifade “eğer örneklem eski dağılımdan geliyor olsaydı, 25.25 eşik değerini geçmesi ne kadar mümkün olabilirdi” diye bir soru soruyor. \bar{Y} 'yi standardize edelim, o sırada eşitsizliğin sağ tarafı da değişir,

$$P\left(\frac{\bar{Y} - 25.0}{2.4/\sqrt{30}} \geq \frac{25.25 - 25.0}{2.4/\sqrt{30}}\right)$$

$$P(Z \geq 0.57)$$

z-Skoru tablosunu kullanarak bu hesabi yapmak için

$$1 - P(Z < 0.57)$$

0.57'nin z-skoru (satir 0.5 kolon .07) 0.7157 olarak gosterilmis, o zaman $1 - 0.7157 = 0.2843$. Kod ile

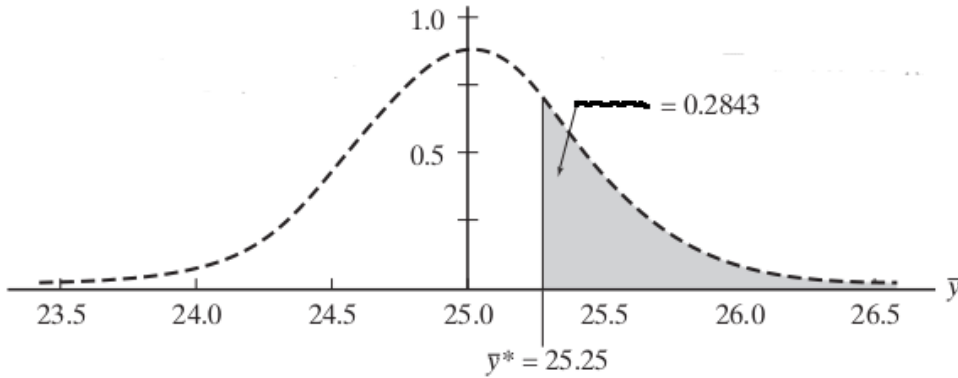
```
print 1-norm.cdf(0.57)
```

```
0.284338849046
```

Demek ki

$$P(Z \geq 0.57) = 0.2843$$

Demek ki yeni deney sonuclarinin, eski dagilima gore, esik degerinden fazla gelmesi hala az da muhtemel, demek ki eski hipotezi tam curutemedik. Sectigimiz esik degeri bize kesin bir sonuc saglamadi, sezgisel olarak bu olasiligin buyuk oldugunu goruyoruz. Mahkeme durumunda sucsuz olmasi cok muhtemeldir diyemiyoruz. Ya da araba orneginde (ve pozitif baglamda) yeni yakit kesinlikle farklidir / fazladir diyemiyoruz. Bize daha kesin noktalar lazim, aklimizda bize "acaba?" dedittirecek esik degerler istemiyoruz.



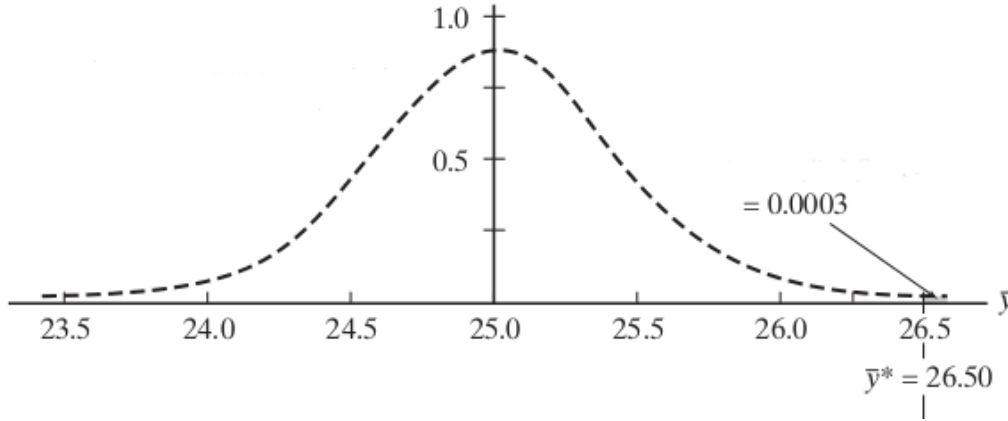
Hayali esik noktası \bar{y}^* 'nin daha buyuk yapsak (ki o zaman ona bagli olan sagdaki olasilik kuculecek). Bu olur mu? Eger $\bar{y}^* = 26.50$ olsaydi?

$$P\left(\frac{\bar{Y} - 25.0}{2.4/\sqrt{30}} \geq \frac{26.50 - 25.0}{2.4/\sqrt{30}}\right)$$

$$P(Z \geq 3.42)$$

$$= 0.0003$$

Bu olasılık ise çok küçük, yani esik değeri çok büyük! Citayı çok fazla kaldırdık, mahkeme durumunda sanki diyoruz ki suçun 1000 tane tanığı lazım, sanık suçunu itiraf etmiş olmalı, herşey apacık olmalı, bir de herşeyi bizzat ben görmüş olmalıyım, yoksa kabul etmem. Araba örneğinde katkı maddesi arabaya Formula-1 yarısı kazandırmazsa biz bu yakiti daha iyi olarak kabul etmeyiz diyoruz.



Peki eğer 0.28 çok fazla, 0.0003 çok küçük ise hangi olasılık en iyi esik değerini verir? Bu soruya kesin olarak ve matematiksel bir cevap vermek mümkün değil, fakat hipotez test etme tekniğini kullanan araştırmacıların ulaştığı konsensus 0.05 olasılık seviyesinin en iyi sonuçlar verdiğidir. Bu duruma sıfır hipotezinin çok kolayca kenara atılmaması, ya da ona gereğinden fazla bağlı kalınmaması mümkün oluyor.

O zaman 0.05 olasılığını verdirecek esik değeri hesaplayalım,

$$P\left(\frac{\bar{Y} - 25.0}{2.4/\sqrt{30}} \geq \frac{\bar{y}^* - 25.0}{2.4/\sqrt{30}}\right) = 0.05$$

$$P(Z \geq \frac{\bar{y}^* - 25.0}{2.4/\sqrt{30}}) = 0.05$$

ya da

$$P(Z \leq \frac{\bar{y}^* - 25.0}{2.4/\sqrt{30}}) = 0.95$$

z-Skor tablosuna bakıyoruz, “hangi z değeri 0.95 değeri sonucunu verir”, kordinalardan 1.64 z-skorunu buluyoruz. Ya da

```
print norm.ppf(0.95)
```

```
1.64485362695
```

$$P(Z \leq 1.64) = 0.95$$

O zaman

$$\frac{\bar{y}^* - 25.0}{2.4/\sqrt{30}} = 1.64$$

ve buradan $\bar{y}^* = 25.178$ sonucu cikiyor. 26.3 degeri bu degerden yuksektir demek ki sifir hipotezi curutulmustur. Yeni yakit katkisinin performansi arttiriyor olmasi buyuk bir olasiliktir.

Not: Bu testi aslinda daha basit sekilde $\bar{y}^* = 26.3$ degerlerini vererek elde edilen degeri 0.05'ten kucuk olup olmadigina bakarak ta yapabilirdik. Fakat metodu insha ediyorduk o sebeple daha fazla ornekli anlatmak gerekti.

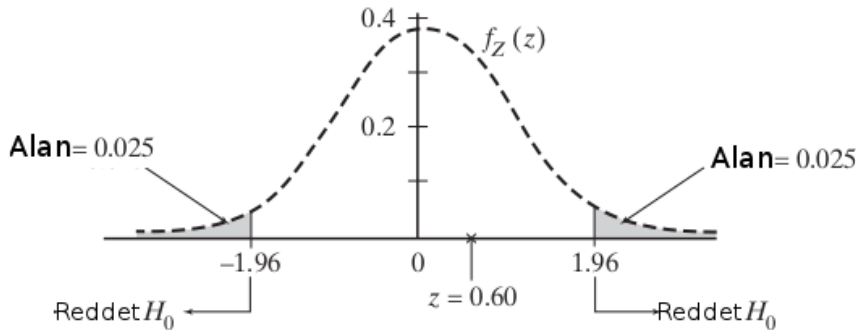
Ornek

SAT-I testinde ulke averajina oldukca yakin sonuclar alan bir lisede yeni bir mufredat denenmesine karar veriliyor. Deneme icin 86 ogrenci rasgele sekilde seciliyor ve yeni bir tur cebir ve geometri dersine sokuluyor. Sonraki SAT-1 testinde sonuclarina gore bu cocuklar ortalama 502 sonuc almislari, ulke capindaki ortalama 494, standart sapma 124. $\alpha = 0.05$ onemliliği (significance) seviyesinde yeni mufredatin basarili oldugu iddia edilebilir mi?

Ilk once μ parametresinin yeni mufredatin gercek ortalamasi oldugunu farzediyoruz. O zaman statusko nedir? Bu ortalamamin ulke ortalamasi seviyesinde kalmasidir, yani $\mu_0 = 494$ olmasidir. Fakat bu sefer alternatif hipotez iki yonlu (two-sided) olmalii cunku yeni mufredat hic istenmese de test sonuclarinda negatif sonuca da yol acabilir! O zaman H_0 'i reddetmeliyiz eger z istatistigi $\leq -z_{0.025}$ ise (yani -1.96'dan kucuk ise), ya da $\geq z_{0.025}$ (yani 1.96'dan buyuk ise).

$$z = \frac{502 - 494}{124/\sqrt{86}} = 0.60$$

Sonuc 1.96'dan buyuk degil. O zaman H_0 'i, yani statukoyu degistiremedik. Elde edilen sonuclar bir ilerlemedir fakat bu ilerlemenin sans eseri olmasi da muhtemel.



Tek Orneklem t Testi (One-sample t test)

Bu test verinin Normal dagilimdan geldigini farzeder, tek orneklem durumunda

elde x_1, \dots, x_n verisi vardır, ve bu veri $N(\mu, \Sigma)$ dağılımından gelmiştir ve test etmek istediğimiz hipotez / karşılaştırma $\mu = \mu_0$.

```
from scipy.stats import ttest_1samp, wilcoxon, ttest_ind
import pandas as pd
daily_intake = np.array([5260, 5470, 5640, 6180, 6390, 6515, 6805, 7515, 7515, 8230, 8770])
df = pd.DataFrame(daily_intake)
print df.describe()
```

```
count      0
count      11.000000
mean       6753.636364
std        1142.123222
min        5260.000000
25%        5910.000000
50%        6515.000000
75%        7515.000000
max        8770.000000
```

```
t_statistic, p_value = ttest_1samp(daily_intake, 7725)
print "one-sample t-test", p_value
```

```
one-sample t-test 0.0181372351761
```

Sonuc p_value 0.05'ten küçük çıktı yani yüzde 5 önemliliğini (significance) baskınlık bu durumda veri hipotezden önemli derecede (significantly) uzakta. Demek ki ortalamanın 7725 olduğu hipotezini reddetmemiz gerekiyor.

Testi iki örneklemli kullanalım, gruplar 0/1 değerleri ile işaretlendi, ve test etmek istediğimiz iki grubun ortalamasının (mean) aynı olduğu hipotezini test etmek. t-test bu arada varyansın aynı olduğunu farzediyor.

```
energ = np.array([
[9.21, 0],
[7.53, 1],
[7.48, 1],
[8.08, 1],
[8.09, 1],
[10.15, 1],
[8.40, 1],
[10.88, 1],
[6.13, 1],
[7.90, 1],
[11.51, 0],
[12.79, 0],
[7.05, 1],
[11.85, 0],
[9.97, 0],
[7.48, 1],
[8.79, 0],
[9.69, 0],
[9.68, 0],
[7.58, 1],
[9.19, 0],
```

```
[8.11, 1]])
group1 = energ[energ[:, 1] == 0][:, 0]
group2 = energ[energ[:, 1] == 1][:, 0]
t_statistic, p_value = ttest_ind(group1, group2)
print "two-sample t-test", p_value

two-sample t-test 0.00079899821117
```

$p - \text{value} < 0.05$ yani iki grubun ortalamasi aynı değildir. Aynı olduğu hipotezi reddedildi.

Eslemeli t-Test (Paired t-test)

Eslemeli testler aynı deneysel birimin ölçümü alındığı zaman kullanılabilir, yani ölçüm alınan aynı grupta, deney sonrası deneyin etki edip etmediği test edilebilir. Bunun için aynı ölçüm deney sonrası bir daha alınır ve "farkların ortalamasının sıfır olduğu" hipotezi test edilebilir. Altta bir grup hastanın deney öncesi ve sonrası ne kadar yiyecek tükettiği listelenmiştir.

```
intake = np.array([
[5260, 3910],
[5470, 4220],
[5640, 3885],
[6180, 5160],
[6390, 5645],
[6515, 4680],
[6805, 5265],
[7515, 5975],
[7515, 6790],
[8230, 6900],
[8770, 7335],
])
pre = intake[:, 0]
post = intake[:, 1]
t_statistic, p_value = ttest_1samp(post - pre, 0)
print "paired t-test", p_value

paired t-test 3.05902094293e-07
```

Wilcoxon işaretli-sıralı testi (Wilcoxon signed-rank test)

t Testleri Normal dağılıma göre sapmaları yakalamak açısından, özellikle büyük örneklemeler var ise, oldukça sağlamdır. Fakat bazen verinin Normal dağılımdan geldiği faraziyesini yapmak istemeyebiliriz. Bu durumda *dağılımdan bağımsız metotlar* daha uygundur, bu tür metotlar için verinin yerine cöğünlükla onun sıra istatistiklerini (order statistics) kullanır.

Tek örneklemlili Wilcoxon testi için prosedür μ_0 'i tüm veriden çıkartmak ve geri kalan (farkları) işaretine bakmadan numerik değerine göre sıralamak, ve bu sıra değerini bir kenara yazmak. Daha sonra geri dönüp bu sefer çıkartma işlemi sonucunun işaretine bakmak, ve eksi işareti taşıyan sıra değerlerini toplamak, aynı işlemi artı işareti için yapmak, ve eksi toplamı artı toplamından çıkartmak. Sonuçta elimize bir istatistik W gelecek. Bu test istatistiği aslında $1..n$ tane sayı

icinden herhangi birini 1/2 olasılığıyla seçmek, ve sonuclari toplamaya tekabul etmektedir. Ve bu sonuc yine 0.05 ile karsilastirilir.

```
z_statistic, p_value = wilcoxon(daily_intake - 7725)
print "one-sample wilcoxon-test", p_value

one-sample wilcoxon-test 0.0279991628713
```

Hipotezi yine reddettik.

Ustte yaptigimiz eslemeli t-testi simdi Wilcoxon testi ile yapalim,

```
z_statistic, p_value = wilcoxon(post - pre)
print "paired wilcoxon-test", p_value

paired wilcoxon-test 0.00463608893545
```

Gaussian Kontrolu

Diyelim ki Gaussian dagilimina sahip oldugunu dusundugumuz $\{x_i\}$ verilerimiz var. Bu verilerin Gaussian dagilimina uyup uymadigini nasil kontrol edecegiz? Normal bir dagilimin her veri noktası için şöyle temsil edebiliriz,

$$y_i = \Phi\left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)$$

Burada Φ standart Gaussian'ı temsil ediyor (detaylar için *Istatistik Ders 1*) ve CDF fonksiyonuna tekabul ediyor. CDF fonksiyonunun aynı zamanda ceyregi (quantile) hesapladığı söylenir, aslında CDF son derece detaylı bir olasılık değeri verir fakat evet, dolaylı yoldan noktanın hangi ceyrek içine düştüğü de görülecektir.

Simdi bir numara yapalım, iki tarafa ters Gaussian formülünü uygulayalım, yani Φ^{-1} .

$$\Phi^{-1}(y_i) = \Phi^{-1}\left(\Phi\left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)\right)$$

$$\Phi^{-1}(y_i) = \frac{x_i - \mu}{\sigma}$$

$$x_i = \Phi^{-1}(y_i)\sigma + \mu$$

Bu demektir ki elimizdeki verileri $\Phi^{-1}(y_i)$ bazında grafiklersek, bu noktalar eğimi σ , başlangıcı (intercept) μ olan bir düz çizgi olmalıdır. Eğer kabaca noktalar düz çizgi oluşturmuyorsa, verimizin Gaussian dağılıma sahip olmadığına karar verebiliriz.

Ustte tarif edilen grafik, olasılık grafiği (probability plot) olarak bilinir.

Ters Gaussian teorik fonksiyonunu burada vermeyeceğiz, Scipy `scipy.stats.invgauss` hesaplar için kullanılabilir. Fakat y_i 'nin kendisi nereden geliyor? Eğer y_i , CDF'in bir sonucu ise, pur veriye bakarak bir CDF değeri de hesaplayabilmemiz gerekir. Bunu yapmak için bir başka numara lazım.

1. Eldeki sayıları artan şekilde sıralayın
2. Her veri noktasına bir derece (rank) atayın (sıralama sonrası hangi seviyede olduğu yeterli, 1'den başlayarak).
3. Çeyrek değeri y_i bu sıra / $n + 1$, n eldeki verinin büyüklüğü.

Bu teknik niye isliyor? x 'in CDF'i $x_i < x$ şartına uyan x_i 'lerin oranı değil midir? Yani bir sıralama söz konusu ve üstteki teknik te bu sıralamayı biz elle yapmış olduk, ve bu sıralamadan gereken bilgiyi aldık.

[1] Introductory Statistics with R

[2] Introduction to Probability and Statistics Using R

[3] <https://gist.github.com/mblondel/1761714>

[4] Applied Statistics and Probability for Engineers

[5] <http://math.stackexchange.com/questions/243348/sample-variance-conver>