

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, geldigi 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]. Fakat daha küçük örneklem durumunda t Dağılımı daha uygun olur. Bu koun t Testleri bölümünde anlatılacak.

Binom Dağılımlar ve Normal Yaklaşıklık

Binom ile Bernoulli dağılımı arasındaki bağlantıyı biliyoruz. Diyelim ki X_1, \dots, X_n birbirinden bağımsız ve aynı Bernoulli olarak dağılmış, Bernoulli dağılımını temsil eden Y tanımlayalım, o zaman

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

Simdi örneklem ortalamasını hatırlayalım,

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

O zaman

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

Merkezi Limit Teorisinden \bar{X} 'in nüfus beklentisi ve sapmasını içeren $N(\mu, \sigma)$ olarak dağılacığını biliyoruz. Nüfus parametreleri nedir? Her X_i 'in birbirinden bağımsız aynı olan μ, σ 'ler üzerinden tanımlı olduğu durumda Bernoulli parametrelerini alıp $N(\cdot)$ içinde 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} bağlantısı: Bir genel teoriye göre eğer \bar{X} normal ise $n\bar{X}$ 'in de normal olduğu bilinir, ve bu dağılım $N(n\mu, \sqrt{n}\sigma)$ olarak gösterilir. Bu teoremin ispatını simdiilik vermeyeceğiz. O zaman $Y = n\bar{X}$ is ve normal olarak dağılmış ise, o zaman

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

demek dogru olacaktir. Standardize etmek gayet basit,

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

ya da, bolum ve boleni n ile bolersen,

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

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

Soru

Amerikalilerin yuzde 12'sinin zenci oldugunu biliyoruz. Eger 1500 kisiyi iceren bir orneklem alsaydik, bu orneklemde 170'den daha az zenci olmasinin olasiligi nedir?

Cevap

%12 nufus parametresidir, yani $p = 0.12$. Orneklem $n = 1500$. Normal yaklasik-sallamasi 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 $N(180, 12.58)$ dagilimini elde ettik ve hesaplari onun uzerinden yaptik. Sonuc diyor ki verilen orneklem ve nufus p degeri ile 170 altinda zenci sayisi elde etmek oldukca dusuk bir ihtimalde.

Ornek

Diyelim ki elimizde bir Web sitesinin gunluk ziyaret, tiklama sayilarini gosteren bir veri seti var, CVR ziyaretçilerin sitedeki tıklayan musteriye donusmesi orani (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. Tıklama 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 oncekine benzer cebirsel islemler sonrasi, ve Binom deneydeki basari sayisi olarak X yerine k kullanalim, $P()$ ifadesini cikartalim, cunku zaten o ifadenin icinde olusacak sayilarla 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 icin %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. Aslinda bu binom dagilimlarda guven araligi ile cok yakindan 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 buyuk olduguna gore 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 buyuk 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 katkı maddesi olmadigi durumda (statuko) yakit performansinin ortalama 25.0 mil/galon ve standart sapmanin 2.4 mil/galon oldugu biliniyor. Diyelim ki deney sonrasinda arabalar ortalama olarak $\bar{y}=26.3$ mil/galon performansi goster misler. Katkı maddesi etkili mi, etkili degil mi?

Arastirmacilar 25.0'dan 26.3'e olan degisikligi daha once bahsettigimiz mahkeme ornegindeki gibi bir cercevede incelerler. Tipik olarak sifir hipotezi statukoyu temsil eder, yani degismesi icin "ezici sekilde aksi yonde veri olmasi gereken sey" budur. Oyle degil mi? Eger etkisiz bir katkı maddesine evet dersek, ve ileride oyle olmadigi belli olursa bunun sirket icin cok negatif etkileri olacaktir, aynen masum bir kisiyi yanlislikla hapse atm is olmak gibi. O yuzden kalmak istedigimiz guvenli konum H_0 'i temsil etmelidir.

Bu noktada problemi rasgele degiskenlerin terminolojisi uzerinden tekrar tanımlamak faydali olur. Diyelim ki test sirasinda 30 tane aldigimiz olcum y_1, \dots, y_n , her y_i normal olarak dagilmis ve bu dagilimlarin μ 'su ayni, ve μ 'u birazdan "eski" olcumlerin ortalaması olarak alacagiz, cunku curutmek istedigimiz hipotez bu. Ayrica daha onceki tecrubelerimiz gosteriyor ki $\sigma = 2.4$. Yani,

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

Hipotezleri soyle tanımlayalım,

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

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

Simdi yeni dagilimi standardize edip, bir hayali ortalama esik degeri uzerinden bir sonuc cikartalım, standardize etmek icin kullandigimiz $\mu = 25.0$ cunku eski ortalama bu. Simdi diyelim ki test ettigimiz esik deger 25.25 (esas amac 26.3 ama oraya gelecegiz), aradigimiz olasilik,

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

Ustteki ifade "eger orneklem eski dagilimdan geliyor olsaydi, 25.25 esik degerini gecmesi ne kadar mumkun olabilirdi" diye bir soru soruyor. \bar{Y} 'yi standardize edelim, o sirada esitsizligin sag tarafi da degisir,

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

$$P(Z \geq 0.57)$$

z-Skoru tablosunu kullanarak bu hesabi yapmak için

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

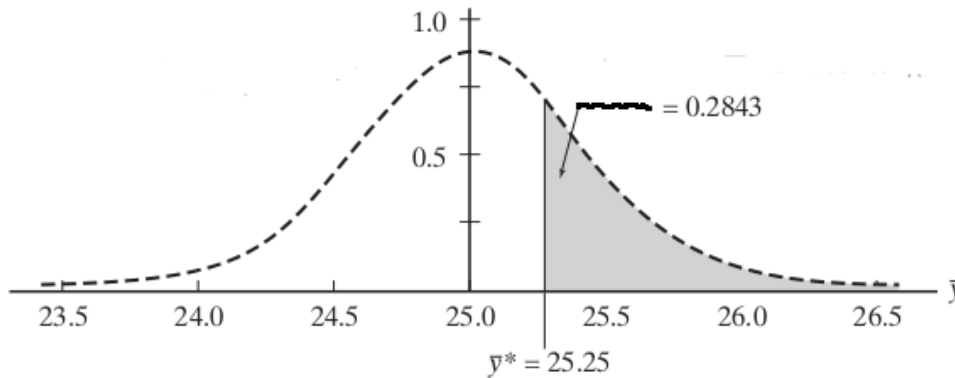
0.57'nin z-skoru (satır 0.5 kolon .07) 0.7157 olarak gösterilmiş, o zaman $1 - 0.7157 = 0.2843$. Kod ile

```
print 1-norm.cdf(0.57)
0.284338849046
```

Demek ki

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

Demek ki yeni deney sonucunun, eski dağılıma göre, esik değerinden fazla gelmesi hala az da muhtemel, demek ki eski hipotezi tam çürütmedik. Seçtiğimiz esik değeri bize kesin bir sonuç sağlamadı, sezgisel olarak bu olasılığın büyük olduğunu düşünüyoruz. Mahkeme durumunda suçsuz olması çok muhtemeldir diyemiyoruz. Ya da araba örneğinde (ve pozitif bağlamda) yeni yakıt kesinlikle farklıdır / fazladır diyemiyoruz. Bize daha kesin noktalar lazım, aklımızda bize “acaba?” dedirtirecek esik değerler istemiyoruz.



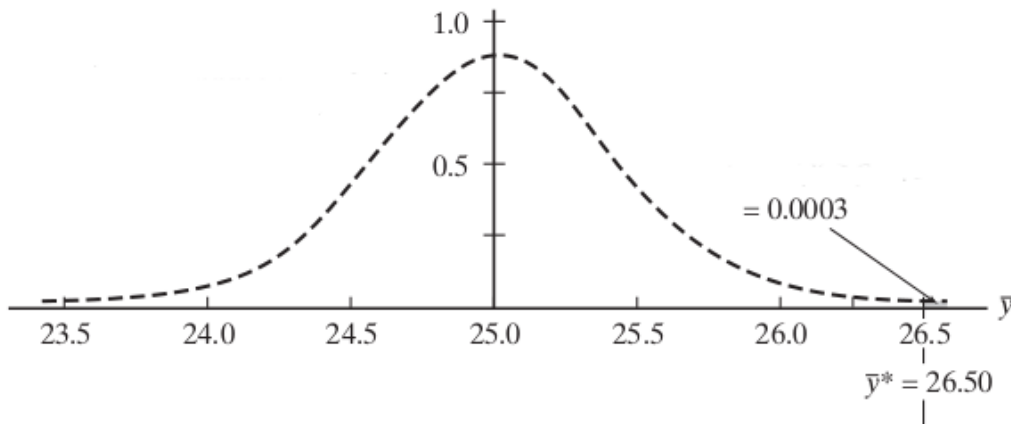
Hayali esik noktası \bar{y}^* 'nin daha büyük yapsak (ki o zaman ona bağlı olan sağdaki olasılık küçülecek). Bu olur mu? Eğer $\bar{y}^* = 26.50$ olsaydı?

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

$$P(Z \geq 3.42)$$

$$= 0.0003$$

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 teknigini 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 verdirtecek 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 $\bar{y}^* = 26.3$ degerini vererek elde edilen degeri 0.05'ten kucuk olup olmadigina bakarak ta yapabilirdik. Fakat metodu insha ediyorduk o sebeple daha fazla ornekli anlatmak gerekti.

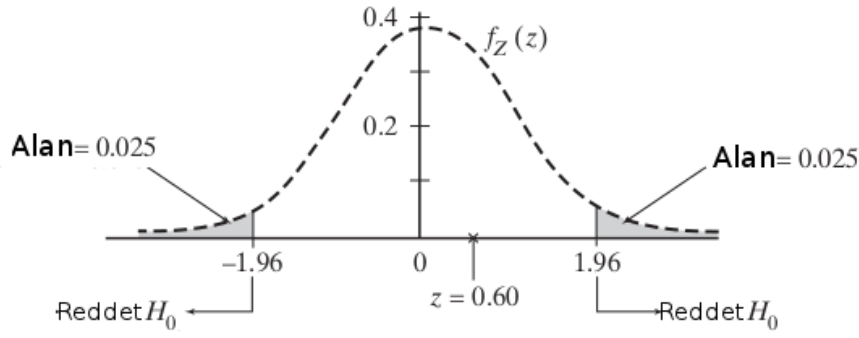
Ornek

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 ortalamanin ulke ortalamasi seviyesinde kalmasidir, yani $\mu_0 = 494$ olmasidir. Fakat bu sefer alternatif hipotez iki yonlu (two-sided) olmalı 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.



Binom Hipotez Testleri

Binom dagiliminin Normal yaklasiksalligi bize

$$\frac{X - np}{\sqrt{np(1 - p)}}$$

vermistir. Bu yaklasiksallik hipotez testleri icin kullanilabilir.

Ornek

Erteleme Teorisi: Yaygin bir inanisa gore insanlar olum tarihlerini onlar icin onemli bir gun sonrasina erteleyebiliyorlar, mesela kendi dogum gunleri, aile toplanlari, bir akrabanin donusunu beklemek, vs. gibi Hatta ulke capinda secimlerin bile olum gunlerini etkiledigi gorulmustur, baskanlik secimleri olan Eylul ve Ekim aylari sirasinda olum oranlarinin dustugu saptanmistir. Bu teoriye gore pek cok yasli insan kimin kazandigini gormek icin "biraz daha dayaniyor".

Bir arastirma bu teorinin dogru olup olmadigini kontrol etti. Bu baglamda Salt Lake City sehrindeki bir gazetenin olum ilani kismina bakildi ve 747 kisi icinden sadece 60 kisinin, daha dogrusu %8'inin kendi dogumgunlerinin 3 ay oncesi icinde oldugunu saptadi. Eger insanlarin olumu rasgele olsaydi yaklasik olarak %25'inin bu periyod icinde olmesini beklerdiniz. O zaman bu %25'den %8'e dususu nasil aciklamaliyiz? Arastirma teoriyi destekleyecek rakamlari veriyor mu?

Diyelim ki 747 olum iki kategori uzerinden temsil edilsin, dogumgunu oncesindeki 3 ay icinde olenler ve olmeyenler. $k_i = 1$ ile i 'inci kisinin 1. kategoriye, $k_i = 0$ ise 2. kategoriye ait olmasini temsil ediyoruz. O zaman $k = k_1 + k_2 + \dots + k_{747}$ birinci kategorideki toplam olumu temsil ediyor. Ustteki her k dogal olarak Binom dagilimi, ve p parametresini kullaniyor ki

$$p = P(\text{sahis dogumgunu oncesindeki 3 ay icinde oluyor})$$

Eger insanlar olumlerini ertelemeseydi $p = 3/12 = 0.25$ olurdu. Eger erteliyorlar ise p 0.25'den daha kucuk olmalı. Bu azalmanın ne kadar onemli (significant) oldugunu irdelemek icin tek taraflı bir Binom Testi uygulamak lazim.

$$H_0: p = 0.25$$

$$H_1: p < 0.25$$

Test için p_0 olduğunu farzettığımız “gerçek” dağılımı (ki statuskoyu onun üzerinden temsil edeceğiz) kullanacağız.

$$z = \frac{k - np_0}{\sqrt{np_0(1 - p_0)}} \leq -z_{0.05} = -1.64$$

$$= \frac{60 - 747(0.25)}{747(0.25)(0.75)} = -10.7 \leq -1.64$$

Test istatistigi kritik degerin asiri derecede sol tarafina dustu. Demek ki ezici miktarda kanit, veri, sonuc elde ettik, %25’ten %8’e dususun pur sans disinda baska bir sebebi var. Tabii bu sebep Erteleme Teorisi haricinde bir sey de olabilir, fakat yine de ortaya cikan kalip bize olum vaktimizin kontrolumuzde oldugunu destekleyen yonde bir sonuc veriyor.

Not: Ustteki test “buyuk orneklem” oldugu durumlarda gecerlidir. Kucuk orneklem durumunda Binom dagiliminin kendisi test icin kullanilabilir.

Wilcoxon isaretli-sirali testi (Wilcoxon signed-rank test)

t Testleri Normal dagilima gore sapmalari yakalamak acisindan, ozellikle buyuk orneklem var ise, oldukca saglamdir. Fakat bazen verinin Normal dagilimdan geldigi faraziyesini yapmak istemeyebiliriz. Bu durumda *dagilimdan bagimsiz metotlar* daha uygundur, bu tur metotlar icin verinin yerine cogunlukla onun sira istatistiklerini (order statistics) kullanir.

Tek orneklemli Wilcoxon testi icin prosedur μ_0 ’i tum veriden cikartmak ve geri kalan (farklari) isaretine bakmadan numerik degerine gore siralamak, ve bu sira degerini bir kenara yazmak. Daha sonra geri donup bu sefer cikartma islemi sonucunun isaretine bakmak, ve eksi isreti tasiyan sira degerlerini toplamak, ayni islemi arti isreti icin yapmak, ve eksi toplami arti toplamindan cikartmak. Sonucta elimize bir istatistik W gelecek. Bu test istatistigi aslinda $1..n$ tane sayi icinden herhangi birini $1/2$ olasiligiyla secmek, ve sonuclari toplamaya tekabul etmektedir. Ve bu sonuc yine 0.05 ile karsilastirilir.

```
from scipy.stats import wilcoxon, ttest_ind
daily_intake = np.array([5260, 5470, 5640, 6180, 6390, 6515, 6805, 7515, 7515, 8230, 8770])
z_statistic, p_value = wilcoxon(daily_intake - 7725)
print "one-sample wilcoxon-test", p_value

one-sample wilcoxon-test 0.0279991628713
```

Hipotezi reddettik.

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 tekabül 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 dustugu 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. Ceyrek değeri y_i bu sıra / $n + 1$, n eldeki verinin büyüklüğü.

Bu teknik niye isliyor? x 'in CDF'i $x_i < x$ sartina uyan x_i 'lerin orani degil midir? Yani bir siralama soz konusu ve ustteki teknik te bu siralamayi biz elle yapmis olduk, ve bu siralamadan gereken bilgiyi aldik.

[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>