연세대학교 박상언 교수님의 비모수통계학 수업을 듣고 간단하게 정리하였다. 수업의 전반적인 내용은 **비모수적인 방법론의 접근방법, 검정과 추정, 비모수회귀** 이다.

<목차>

- 1. Independent sample의 경우
- 2. Dependent sample의 경우
- 3. CDF 이용 검정 (Kolmogorov-Smirnov type)
- 4. Nonparametric Density Estimation and Regression

1. Independent sample

(그룹끼리) independent한 표본의 경우 추정,검정에 대한 내용이다.

1.1.1 Binary response : one group

 $H_0: p=p_0$, Data : 크기 n의 binomial sample

- · test statistic
 - *T* (성공개수, 주로 1의 개수)
- · decision rule
 - \circ exact rule : binomial dist로 $Pr(T \geq t/p = p_0)$ 을 계산
 - approximate rule : 우리가 일반적으로 알고 있는 large sample의 경우 normal dist로 근사

$$Z=rac{T-np_0}{\sqrt{np_0(1-p_0)}}$$

1.1.2 Binary response: two group

	class1	class2	total
population1	O_{11}	O_{12}	n_1
population2	O_{21}	O_{22}	n_2
total	C_1	C_2	N

- 1. Homogeneity (동질성)
- $H_0: p_{11}/p_{1.}=p_{21}/p_{2.}$ (i.e. P(class1 / pop1) = P(class2 / pop2))
- test statistic : 원래는 이항분호를 통해 exact 하게 해야하지만 정규분포로 근사한다.

$$rac{O_{11}}{n_1} \sim N(p_1, rac{1}{n_1} rac{C_1}{N} rac{C_2}{N}), rac{O_{21}}{n_2} \sim N(p_2, rac{1}{n_2} rac{C_1}{N} rac{C_2}{N})$$

- 2. Independent (독립성)
- $H_0: p_{ij} = p_{i.}p_{.j}$
- test statistic :

$$T = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 rac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \sim \chi_1^2$$

동질성검정의 검정통계량을 제곱하면 독립성검정의 검정통계량과 같은 값을 가진다.

1.1.3 Polytomous response : several group

	class1	class2	 class c	total
population 1	O_{11}	O_{12}	 O_{1c}	n_1
population 2	O_{21}	O_{22}	 O_{2c}	n_2
population r	O_{r1}	O_{r2}	 O_{rc}	n_r
total	C_1	C_2	 C_c	N

1.1.2와 똑같이 두 가지 방법 가능

1.2.1 Numeric data: two group

각 표본을 rank를 매긴후에 검정하는 방법

- ullet data : $\{X_1, X_2, ..., X_n\} \sim F, \{Y_1, Y_2, ..., Y_n\} \sim G$
- $H_0: P(X < Y) = 0.5 \ (same \ as \ F = G)$
- $R(X_i)$ 는 해당 표본의 rank를 의미하며 가장 작은 수가 1, 가장 큰 수가 N의 값을 가진다.
- · test statistic
 - o Mann-Whitney test : $M=\sum_{i=1}^m\sum_{j=1}^nI(Y_i< X_j)$ o Wilcoxon rank sum test : $W=\sum_{i=1}^nR(X_i)$ o 관계 : $M=W-\frac{n(n+1)}{2}$
- · decision rule
 - \circ approximate p-value by 정규화 : $W=rac{W-nrac{N+1}{2}}{rac{nm}{N-1}rac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(R_i-rac{N+1}{2}
 ight)}$

1.2.2 Numeric data : Several group

이처럼 rank를 매긴다. (따라서 ANOVA처럼 정규성이 필요없다)

treatment / replication		sum
1	$R(X_{11}) \; R(X_{12}) \; \; R(X_{1n_1})$	R_1
2	$R(X_{21})\;R(X_{22})\;\;R(X_{2n_2})$	R_2
k	$R(X_{k1}) \; R(X_{k2}) \; \; R(X_{kn_k})$	R_k

- $\begin{array}{l} \bullet \ \, H_0 : \text{All of k population distribution function are identical} \\ \bullet \ \, \text{TSS} : \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \big(R(X_{ij}) \frac{N+1}{2}\big)^2 \\ \bullet \ \, \text{SST} : \sum_{i=1}^k n_i (\bar{R}_i \frac{N+1}{2})^2 \\ \bullet \ \, \text{SSE} : \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \big(R(X_{ij}) \bar{R}_i\big)^2 \end{array}$

- · decision rule
 - \circ Kruskal-Wallis Test : $T = rac{SST}{TSS/(N-1)} \sim \chi^2_{k-1}$
 - ∘ F-test : 원래 정규분포인 경우만 해당하지만 근사적으로 사용가능. 하지만 Kruskal 더 선호.

2. Dependent sample

data가 paired data인 경우이다. 예를 들어, 질병의 여부에 대해 조사를 하는데 (엄마, 딸) 이런 식의 dependent한 결과를 내는 데 이터들을 분석하는데 있어서 이전의 independent한 경우와는 다른 접근방법이 필요하다.

2.1.1 Binary response: two dependent group

	Y = 0	Y = 1
X = 0	а	b
X = 1	С	d

- $H_0: P(X=0) = P(Y=0)$ (marginal homogeneity)
- method1 : McNemar test
 - \circ under assumption, $b \sim N(\frac{1}{2}(b+c), \frac{b+c}{4})$
 - \circ test statistic : $T = rac{(b-c)^2}{b+c} \sim \chi_1^2$
- method2 : Covariance term
 - $\circ \ V(\bar{X} \bar{Y}) = V(\bar{X}) + V(\bar{Y}) 2COV(\bar{X}, \bar{Y})$
 - $\circ \ \ COV(ar{X},ar{Y}) = rac{1}{n}COV(X,Y) = rac{1}{n}(E(XY) E(X)E(Y)) = rac{1}{n}(p_{11} p_{1+}p_{+1}) = rac{1}{n}(p_{00}p_{11} p_{10}p_{01})$
- · method3: Cochran's Q-test
 - $\circ H_0: p_{i1} = p_{i2} \ for \ all \ i$

since $V(X_i) = p_{i1}(1 - p_{i1})$, 귀무가설 하에서

- $V(X_i) = V(Y_i) = \frac{R_i}{2}(1 \frac{R_i}{2})$ $cov(X_i, Y_i) = cov(X_i, R_i X_i) = -V(X_i)$
- 따라서 correlation이 -1
- $\bullet \ \ \text{test statistic} : \frac{\sum_{i=1}^2{(C_i \frac{C_1 + C_2}{2})^2}}{\sum_{i=1}^{r_1}{\frac{R_i}{2}}(1 \frac{R_i}{R_i}) * 2} \sim \chi_1^2$
- Lemma
 - $\circ \; (W_1,...,W_c)$ has a multivariate normal distribution with common mean and common variance and common correlation, then $\sum_{i=1}^c (W_i - ar{W})^2/\sigma^2(1ho)$ has a chi-squared distribution with df(c-1)
- method4 : Paired Difference
 - 。 우리가 흔히 알고 있는 방법(통입때 배움)
- 4가지 방법 모두 같은 검정통계량이 나온다.

2.1.2 Binary response: more than dependent group

· Cochran's Q-test

2.2.1 Numeric response: two dependent group

- data : $(X_1, Y_1), ..., (X_n, Y_n)$
- $H_0: P(+) = P(-), where P(+) = Pr(X > Y)$
- Sign Test
 - o test statistic (tie는 버린다)
 - \blacksquare $T = total\ number\ of\ +$
 - o decision rule
 - ullet exact rule : binomial 이용 $p(T \geq t/B(n,0.5))$
 - $\qquad \text{approximate rule}: \frac{T-\frac{n}{2}}{\sqrt{\frac{n}{2}}}$
- Wilcoxon Signed Rank Test
 - 。 sign test와 다른 점은 차이에 대해 가중치를 주는 것
 - Laplace dist 이외에는 sign test보다 most powerful
- - \circ exact : $T^+ = \sum I(sign(D_i) = +)R_i$ \circ approximate : $T = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n R_i^2}}$

2.2.2 Numeric response: more than two dependent group

block / treatment	1	2	 k
1	X_{11}	X_{12}	 X_{1k}
2	X_{21}	X_{22}	 X_{2k}
b	X_{b1}	X_{b2}	 X_{bk}

- ullet $H_0:$ each ranking of the random variables within a block is equally likely
- within block에서 rank를 매기므로 block effect가 사라진다.
- Friedman Test

 - $\begin{array}{l} \circ \ TSS^A : \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^k \left(R(X_{ij}) \frac{k+1}{2} \right)^2 \\ \circ \ SST : b \sum_{j=1}^k \left(\bar{R}_j \frac{k+1}{2} \right)^2 \\ \circ \ SSE : \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^k \left(R(X_{ij}) \bar{R}_j \right)^2 = TSS^A SST \end{array}$
 - test statistic

$$T = rac{SST}{TSS^A/b(k-1)} \sim \chi^2_{k-1}$$

- Quade Test
 - \circ consider block range : $S_{ij} = Q_i[R(X_{ij}) rac{k+1}{2}]$

3. CDF 이용 검정 (Kolmogorov-Smirnov type)

3.1 Comparison of CDF's: one group

- ullet data : independent random sample of size n from $F_n(x)$
- $H_0: F(x) = F_0$
- · Kolmogorov Goodness of Fit Test
 - $\circ \ H_1: F(x)
 eq F_0, T = sup_x |F_0(x) F_n(x)|$
 - o decision rule
 - exact
 - lacksquare asymptotic : $P(\sqrt{n}T^+ \leq t) pprox 1 exp(-2t^2)$
- · Cramer-von Mises Test
 - o average of the squared difference :

$$C_n^2 = \int (F_n(x) - F_0(x))^2 dF_0(x)$$

$$on C_n^2 = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n (F_0(x_{i:n}) - \frac{2i-1}{2n})^2$$

- · Anderson-Darling Test
 - 표준화해서 비교한다.
 - ∘ power가 가장 좋다. (덜 보수적)
 - 。 이전 두가지 test보다 양 끝점의 이야기를 들어주는 편이다.
 - o average of the standardized squared difference :

$$A_n^2 = n \int rac{(F_n(x) - F_0(x))^2}{F_0(x)(1 - F_0(x))} dF_0(x)$$

$$\circ A_n^2 = \sum_{i=1}^n \frac{2i-1}{n} (log F_0(x_{i:n}) + log(1 - F_0(x_{n+1-i:n})))$$

3.2 Comparison of CDF's: two group

• data : $\{X_1, X_2, ..., X_n\} \sim F, \{Y_1, Y_2, ..., Y_m\} \sim G$

- $H_0: F(x) = G(x)$
- · Kolmogorov Goodness of Fit Test

$$\circ$$
 test statistic : $T = \sup_{x} |F_n(x) - G_m(x)|$

· Cramer-von Mises Test

$$\circ H_{mn}(x)=nF_n(x)/(n+m)+mG_m(x)/(n+m)$$

$$C_n = rac{nm}{n+m}\{\sum_{i=1}^n \left(F_n(x_i) - G_m(x_I)
ight)^2 + \sum_{i=1}^m \left(F_n(y_i) - G_m(y_i)
ight)^2\}$$

3.3 Numerical Summary: AUC

• auc가 커질수록 두 집단은 다른 것 (잘 나누어졌다 in classification)

3.4 Comparison of quantile : one & two group

qqplot

4. Nonparametric Density Estimation and Regression

4.1 Nonparametric Density Estimation

- · Nonparametric maximum likelihood
 - \circ Empirical (Nonparametric) likelihood : $p_i = Pr(X = x_i)$

$$L(F) = \prod_{i=1}^n p_i$$

• 이에 대한 해는 $\hat{p}_i = \frac{1}{n}$

우리가 지금까지 사용해왔던 EDF는 미분이 불가능하다. 따라서 density를 구하기 위해서는 다른 방법들을 생각해야 한다.

- Histogram
 - ∘ 우리가 흔히들 알고 있는 히스토그램으로 f 를 estimate
- · Naive density estimate

$$\circ$$
 $f(x) = \lim_{h o 0} rac{F(x+h) - F(x-h)}{2h}$ 을 이용하여

$$\hat{f}(x)=rac{1}{2h}(F_n(x+h)-F_n(x-h))$$

· Kernel estimate

$$\hat{f}(x) = rac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K(rac{x-X_j}{h})$$

- kernel function K를 이용한다. 주로 K는 unimodal and symmetric.
- k와 h를 잘 정해야 한다.

4.2 Nonparametric Regression

- regression function : $Y_i = m(X_i) + \epsilon_i$
- Nonparametric 방법은 위의 m(x)를 일반적인 회귀처럼 dist of the error and functional form of m(x) 를 가정하지 않는다.
- · Smoothing, Local Averaging
 - \circ local weighted average : $\hat{m}(x) = \sum_{i=1}^n w_i(x) Y_i$
 - 특정 point의 m을 estimate하기 위해서 해당 point 근처에 있는 y values를 평균을 낸다. 근처의 s개의 observation으로 평균을 낸다고 하면 s를 span이라고 부른다.

- o span을 고르는 방법은 Leave-out cross validation 방법사용
- Nadarava-Watson estimator

$$\hat{m}(x) = rac{\sum_{i=1}^n K(rac{x-X_i}{h})Y_i}{\sum_{i=1}^n K(rac{x-X_i}{h})}$$

- · Limitation of NW estimator and other methods
 - NW estimator는 local constant fit이기 때문에 이를 조금 더 improve하면

$$min\sum_{i=1}^n{(Y_i-eta_0-eta_1(X_i-x))^2K(rac{x-X_i}{h})}$$

• spline : $\sum_{i=1}^n (Y_i - m(X_i))^2 + \lambda \int (m''(u))^2 du$

번외: Model evaluation

Confusion matrix

Actual / predict	Positive	Negative
Positive	а	b
Negative	С	d

· evaluation based on Actual

1. Sensitivity(TPR, recall) : $\frac{a}{a+b}$

2. Specificity(TNR) : $\frac{d}{c+d}$

· evaluation based on Predict

1. Precision(PPV) : $\frac{a}{a+c}$ 2. NPV : $\frac{d}{b+d}$

Evaluation Index

• Accuracy = $(\frac{a+b}{a+b+c+d})TPR + (\frac{c+d}{a+b+c+d})TNR = \frac{a+b}{a+b+c+d}$ • F1 score = $\frac{2}{\frac{1}{Recall} + \frac{1}{Precision}}$: recall 과 precision의 조화평균

The effect of the proportion in the learning sample

- 모델을 training 할 때(2 class classification), 모집단의 비율에 맞춰서 가장 좋지만 그렇지 못한 경우가 많다. 이런 경우는 cutoff에 대해 잘 고민해야 한다. 일반적으로 cutoff를 0.5로 한다(unbalanced가 아닌 경우가 많으니). 하지만 training sample 과 validation sample의 balanced 정도가 다르다면 cutoff를 조정해야한다.
- unbalanced in classification : training sample는 주로 overfitting을 막기 위해 1:1로 한다. 하지만 validation sample이 unbalanced 이고 이를 통해 model evaluation을 하면 TPR, PNR을 영향을 받지 않지만 PPV, NPV 가 영향을 받는다. 주의 해야한다.