# Bibliography

- [1] Van der Vaart, A. W. (2000). Asymptotic statistics (Vol. 3). Cambridge university press.
- [2] 김우철, 수리통계학.
- [3] 김우철, 통계이론1 강의노트.

### Chapter 1

$$O_p(R_n)$$
,  $O(r_n)$  and  $o_p(R_n)$ ,  $o(r_n)$ 

### **1.1** Little *o*

(정의)  $\{x_n\}$ ,  $\{r_n\}$ 은 실수열이라고 하자.

$$x_n = o(r_n)$$
 as  $n \to \infty$   
 $\iff x_n/r_n \to 0$  as  $n \to \infty$ 

**<u>note:</u>**  $x_n = o(1)$ 의 의미는  $x_n \to 0$ 의 의미이다.

**<u>note:</u>**  $x_n = o(r_n)$ 의 의미는  $x_n/r_n \to 0$ 의 의미이다.

*example:*  $x_n = 1/n$  이면  $x_n = o(1)$ .

*example:*  $x_n = 1/n^2$  이면  $x_n = o(1/n)$ 

<u>note:</u>  $x_n = 1/n^2$  일 경우  $x_n = o(1)$ ,  $x_n = o(1/\sqrt{n})$ ,  $x_n = o(1/n\sqrt{n})$ 도 가능함.

*example:*  $x_n = n^2$ 이면  $x_n = o(n^3)$ .

(느낌)  $x_n = o(\bigstar_n)$  의 표현은  $x_n$ 이  $\bigstar_n$  보다 빠르게 0으로 수렴 (혹은 천천히  $\infty$  로 발산) 하기만 하면 된다.

(정의) f(x), g(x)는 실변수 함수

$$f(x) = o(g(x))$$
 as  $x \to a$   
 $\iff f(x)/g(x) \to 0$  as  $x \to a$ 

(느낌) 함수열의 경우도 동일하게 해석할 수 있다.

$$f(x) = o(\bigstar(x)) \qquad x \to a$$

는 x가 점점 a로 가까워질때 f(x)가  $\bigstar(x)$ 보다 빠르게 0으로 수렴하거나 천천히  $\infty$ 로 발산하면 된다.



# **1.2** Big *O*

(정의)  $\{x_n\}$ ,  $\{r_n\}$ 은 실수열이라고 하자.

$$x_n = O(r_n)$$
 as  $n \to \infty$   
 $\iff \sup_n |x_n/r_n| < \infty$ 

example:  $x_n = n^2 + 2n + 100$  이면  $x_n = O(n^2)$ .

example:  $x_n = n^{-2} + n^{-1} + 1$  이면  $x_n = O(1)$ .

(느낌) 따라서

$$x_n = O(\bigstar_n)$$

 $\{x_n\}$ 의 최고차항이  $\bigstar_n$ 의 최고차항과 같다는 의미이다.



(정의) f(x), g(x)는 실변수함수 라고 하자.

$$f(x) = O(g(x))$$
 as  $x \to a$   
 $\iff f(x)/g(x) \to 0$  as  $x \to a$ 



### **1.3** Little $o_p$

(정의)  $\{X_n\}$ ,  $\{R_n\}$ 은 확률변수열이라고 하자.

$$X_n = o_p(R_n)$$
 as  $n \to \infty$   
 $\iff X_n/R_n \stackrel{p}{\to} 0$  as  $n \to \infty$ 

**note:**  $X_n = o_p(R_n)$ 의 의미는 새로운 확률변수  $Y_n = X_n/R_n$ 의 수열이  $\{Y_n\}$ 이 0으로 확률수렴한다는 의미이다.

note: 여기에서  $\{R_n\}$  은 확률변수열이 아니라 실수열로 생각할 수 있다. (실수는 확률변수의 한 종류이므로)

**note:**  $\{X_n\}$  과  $\{R_n\}$  이 모두 실수열이라면  $O_p$ 의 정의가 O의 정의와 같아진다.



## 1.4 Big $O_p$

(정의)  $\{X_n\}$ ,  $\{R_n\}$ 은 확률변수열이라고 하자.

$$X_n = O_p(R_n) \quad as \ n \to \infty$$

$$\iff \sup_n P\{|X_n/R_n| > M\} \underset{M \to \infty}{\longrightarrow} 0$$

이게 원래 실수버전으로 생각하면 엄청 큰 M에 대해서

$$\sup_{n} |X_n/R_n| < M < \infty$$

이어야 한다. 그런데  $X_n/R_n$ 은 확률변수이므로 위의 부등식이 성립하지 않게 된다. 결국 M을 엄청 크게 잡으면

$$\sup_{n} |X_n/R_n| > M$$

이 될 확률은 너무 작지않겠냐? 라는 식의 논의를 해야한다. 즉 아래의 느낌이 되어야 한다.

for very large 
$$M: P\{\sup_{n} |X_n/R_n| > M\} \approx 0$$

• 이런 느낌을 살린것이 바로 아래의 statement이다.

$$P\{\sup_{n}|X_n/R_n| > M\} \underset{M \to \infty}{\longrightarrow} 0$$

**(느낌)** 결국  $X_n = O_p(1)$ 의 의미는

for very large 
$$M: P\{\sup_{n} |X_n| < M\} \approx 1$$

의 의미가 된다. 즉 확률변수  $X_n$ 이 어딘가에 bound 되어 있다는 의미가 된다.

(정리)  $Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} Y$  이라면  $Y_n = O_p(1)$  이다.

note: 이 정리는 김우철 수리통계학 [2] 연습문제 5.11, 김우철 통계이론 강의노트 [3] 의 Review C, 그 외 다수에 소개되어 있다.

#### (정의) (tightness of X)

The random variable X is *tight* 

$$\stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \forall \epsilon > 0 \quad \exists M \quad s.t. \quad P(|X| > M) < \epsilon$$

$$\stackrel{def}{\Longleftrightarrow} P(|X| > M) \to 0 \quad as \ M \to \infty$$

$$\stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \mu^{\star} \left( [-M, M]^c \right) \to 0 \quad as \ M \to \infty$$

$$\stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \epsilon > 0 \quad \exists M \quad s.t. \quad 1 - F(M) + F(-M) < \epsilon$$

**<u>note:</u>**  $\mu^*([0, M)) = F(M) = P(X < M)$ 

note: 아무리  $\epsilon$ 을 작게 잡아도 결국 M을 크게 잡으면 된다.

**note:** 따라서 대충  $M \approx \infty$  일때  $P(|X| > M) \approx 0$  인 느낌이다.

(정리) 모든 확률변수 *X*는 *tight* 하다.

(정의) (uniformly tightness of  $\{X_n\}$ )

$$\begin{cases} X_n \} \text{ is } \textit{uniformly tight} \\ & \stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \forall \epsilon > 0 \quad \exists M \quad s.t. \quad \sup_n P(|X_n| > M) < \epsilon \\ & \stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \sup_n P(|X_n| > M) \to 0 \quad as \ M \to \infty \\ & \stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \sup_n \mu_n^{\star} \big( [-M, M]^c \big) \to 0 \quad as \ M \to \infty \\ & \stackrel{def}{\Longleftrightarrow} \epsilon > 0 \quad \exists M \quad s.t. \quad \limsup_{n \to \infty} \big( 1 - F_n(M) + F_n(-M) \big) < \epsilon \\ & \stackrel{def}{\Longleftrightarrow} X_n = O_p(1) \quad as \ n \to \infty$$

• 결국 확률변수열이  $\{X_n\}$ 이 uniformly tight 하다는 것은 확률적으로 유계라는 말과 같다. ([1] p.8.)

<u>note:</u> 애초에 uniformly tightness 는  $\{X_n\}$  이 iid 인 상황에서는 살짝 어색한 개념이다. 왜냐하면 iid 인 경우라면 하나의 분포  $X_1$ 만 잡아서 확률적으로 유계임을 보이면 되기 때문이다. 즉 uniformly 라는 말을 쓸 필요가 없다. 직관적으로 uniformly라는 말을 쓴다는 것은 sup을 취한다 는 느낌을 받아야 하는데 iid 의 경우

$$\sup_{n} P(|X_n| > M) = P(|X_1 > M)$$

이 되어서 sup이 그냥 날아가버린다.

## 1.5 Calculus with $O_p$ and $o_p$

(정리) 아래는 증명없이 받아들이자 [1]. 여기에서  $\{R_n\}$ 은 (아무런 추가 조건없는) 확률변수열이다.

(1) 
$$O_p(1) + O_p(1) = O_p(1)$$
.

(2) 
$$o_p(1) + o_p(1) = o_p(1)$$
.

(3) 
$$o_p(1) + O_p(1) = O_p(1)$$
.

**(4)** 
$$O_p(1)O_p(1) = O_p(1)$$
.

**(5)** 
$$o_p(1)o_p(1) = o_p(1).$$

**(6)** 
$$O_p(1)o_p(1) = o_p(1)$$
.

(7) 
$$(1 + o_p(1))^{-1} = O_p(1)$$
.

(8) 
$$o_p(R_n) = R_n o_p(1)$$
.

**(9)** 
$$O_p(R_n) = R_n O_p(1)$$
.

**(10)** 
$$o_p(O_p(1)) = o_p(1)$$

**note:** (2)번 공식, 즉  $o_p(1) + o_p(1) = o_p(1)$  가 의미하는것은  $X_n \stackrel{p}{\to} 0$  이고  $Y_n \stackrel{p}{\to} 0$  일때  $Z_n = X_n + Y_n \stackrel{p}{\to} 0$  라는 의미이다. 이는 continuous mapping thm 즉 김우철 정리 5.2.3 [2]의 한 형태가 된다.

**note:** (6)번 공식, 즉  $O_p(1)o_p(1) = o_p(1)$  이 의미하는 것은 (1)  $\{X_n\}$  이 확률적으로 유계이고 (2)  $\{Y_n\}$  이 o으로 확률수렴한다면 (★)  $\{X_nY_n\}$  은 0 으로 확률수렴한다는 의미이다. 여기에서 (1) 대신에  $\{X_n\}$ 이 어떠한 분포로 분포수렴한다는 가정이 추가적으로 있다면 이는 슬러츠키 정리의한 형태가 된다.

#### 1.6 Delta method

(정리)  $\{X_n\}$  이 확률변수열이라고 하자. (1)  $\sqrt{n}(X_n-\theta) \stackrel{d}{\to} Z$  이고 (2) g(x)가  $\theta$ 에서 미분가능하다면 아래가 성립한다.

$$\sqrt{n} (g(X_n) - g(\theta)) \stackrel{d}{\to} \dot{g}(\theta) Z$$

**note:**  $\{X_n\}$ 이 iid 일 필요는 없다.

<u>note:</u> 일반적인 함수  $g: \mathbb{R}^k \to \mathbb{R}^m$ 에 대하여 (2)의 조건은 아래와 같이 표현가능하다. [1]

**(1)** g is differential be at  $\theta$ 

대하여

(2) there is linear map (matrix)  $g'_{\theta}: \mathbb{R}^k \to \mathbb{R}^m$  such that

$$g(\theta + h) - g(\theta) = g'_{\theta}(h) + o(||h||)$$

여기에서 linear map  $h \to g_{\theta}'(h)$ 을 total derivate 라고 부른다. (이는 partial derivate와 구분된다.)

 $\underline{note:}$   $g(x): \mathbb{R}^k \to \mathbb{R}^m$ 이 totally differentiable 하기 해서는 (1) g(x)의 모든 편미분이 존재하고 즉 모든  $i=1,2,\ldots,k$  and  $j=1,2,\ldots,m$ 에

$$\frac{\partial g_j(x)}{\partial x_i}$$

가 존재하고 (2) 그것이 연속이어야 한다. 단순히 편미분이 존재하기만 해서는 안된다. note: 위의 조건을 continuously differentiable 이라고 하기도 한다.

• 증명을 해보자. 아래가 성립한다. g(x)를 x=a에서 테일러 전개하면

$$g(x) = g(a) + (x - a)\dot{g}(a) + O((x - a)^2)$$
 as  $x \to a$ 

그런데  $O((x-a)^2) = (x-a)^2 O(1)$  이므로

$$g(x) = g(a) + (x - a)(\dot{g}(a) + (x - a)O(1))$$
 as  $x \to a$ 

양변에  $\sqrt{n}$ 을 곱하면

$$\sqrt{n}(g(x) - g(a)) = \sqrt{n}(x - a)(\dot{g}(a) + (x - a)O(1)) \quad as \ x \to a$$

• x대신에  $X_n$ 을 대입하고 a대신에  $\theta$ 를 대입하면

$$\sqrt{n}\big(g(X_n)-g(\theta)\big)=\sqrt{n}(X_n-\theta)\big(\dot{g}(\theta)+(X_n-\theta)O(1)\big)\quad as\ X_n\to\theta$$
정리하면

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) = \sqrt{n}(X_n - \theta)\dot{g}(\theta) + \sqrt{n}(X_n - \theta)^2O(1) \quad as \ X_n \to \theta$$

• 그런데 조건 (1) 에 따라서  $\sqrt{n}(X_n-\theta)=O_p(1)$ 이다. 따라서  $X_n-\theta=o_p(1)$ 이다. 따라서  $\sqrt{n}(X_n-\theta)^2=o_p(1)$ 이다. 따라서

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) = \sqrt{n}(X_n - \theta)\dot{g}(\theta) + o_p(1)O(1)$$
 as  $X_n \to \theta$ 

•  $o_p(1)O(1) = o_p(1)$ 이旦呈

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) = \sqrt{n}(X_n - \theta)\dot{g}(\theta) + o_p(1)$$

따라서

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) \stackrel{d}{\to} \sqrt{n}(X_n - \theta)\dot{g}(\theta)$$