#### 至1 U-statistics 的 区用: Network data

#### 1. Network data 的相关定义

对于network data (V.E), N=|V|, 有以下相关定义:

- D adjacency matrix: D=(Dij) |v| × |v|
- D homogeneous network: 1(Dij=1) 与住置(i,j)无关
- network density: PN := P(Dij = 1)
- 1 Metwork density \$5-1 estimator:  $\hat{\beta}_N := (\frac{N}{2})^{-1} \stackrel{>}{\underset{\leftarrow}{\sim}} D_{ij}$
- $\odot$  expectation of average degree:  $\lambda_N := (N-1) \rho_N$
- **b** expectation of average degree 65-1 estimator:  $\hat{\lambda}_N := (N-1)\hat{\rho}_N$

- D probability of certain structures:

$$P(\longrightarrow) := E[D_{ij}] (= P_N)$$
  
 $P(\nearrow) := E[D_{ij}]D_{ik}]$ 

O standardized probability of certain structures:

$$\widetilde{P}(\longrightarrow) := P(\longrightarrow) / \rho_{N} = 1$$

$$\widetilde{P}(\nearrow) := \widetilde{P}(\nearrow) / \rho_{N}^{2}$$

- e.g. 对于trading network (dense),若需要判断某node 是否必不可少(缺失后是否会产生 risk),则可以移除该node,判断 network 是否变为 sparse.
- 2. Nyakatoke risk-sharing network
  - O Nyakatoke risk-sharing network 的特征
    - (1) 每个node有自己的"feature variable":

{Ai, 1≤i≤n} 为 i.i.d. random variable

(2) Nodes 间建立联系的可能性由关于features 的某个 kernel function 决定:

hn(Ai, Aj) 为某个 kernel function

13) Nodes间是否建立联系服从Bernoulli distribution:

D 对 PN的 inference

$$\hat{\rho}_{N} := (\stackrel{N}{\Sigma})^{-1} \stackrel{\Sigma}{E} D_{ij}$$
 可被写作  $\hat{\rho}_{N} = U_{N} + U_{N}$  . 其中
$$U_{N} = (\stackrel{N}{\Sigma})^{-1} \stackrel{\Sigma}{E} h_{N} (A_{i}, A_{j}) \quad ( \underbrace{2} - \uparrow U - statistic )$$

$$V_{N} = (\stackrel{N}{\Sigma})^{-1} \stackrel{\Sigma}{E} \{ D_{ij} - h_{N} (A_{i}, A_{j}) \}$$

(Step 2:证明 VN→0)

对于 Un, 可证明其为 sum of non-correlated terms:

COVIDij - HNIAi. Aj), Dik-HNIAi. Ak))

= E[[Dij-hw(Ai, Aj]].[Dik-hw(Ai, Ak]]] - E[Dij-hw(Ai, Aj]]. E[Dik-hw(Ai, Ak]]

= E[E[[Dij-hw(Ai, Aj)].[Dik-hw(Ai, Ak]] | (Ai, Aj, Ak)]]

国比由 Chebyshev's megnolity:

$$P(|V_{n} - \underbrace{E(V_{n})}| > E) \leq \frac{1}{E^{2}} Var(V_{n})$$

$$= \frac{1}{E^{2}} \cdot \left(\frac{2}{n(n-1)}\right)^{2} \sum_{i \in J} Var(D_{ij} - h_{N}(A_{i}, A_{j}))$$

$$\rightarrow D$$

$$O(n^{2})$$

 $\Rightarrow V_n \rightarrow 0$ 

注: ① 这是一个较 intuitive 的结论,因为 Dij | Ai, Aj~Ber(P) 而 hw(Ai, Aj)=P

② Vn →口并不代表可以直接抛弃Vn项, Vn仍有可能影响 Var(Âu)

### (Step 3: 拆写UN项)

显然,可利用Hoeffding theorem 求出UN的 asymptotic distribution,但是会面对以下问题:

- (1) 引列能=0
- (2) 没有考虑 Vn 与 Un 的 covariance / Vn 对 Var( fw) 的影响
- 为了解决这些问题,我们利用 Hayek projection 对 Un进行分解:

$$U_N = \rho_N + \underbrace{U_{1N}}_{\text{projection}} + \underbrace{U_{2N}}_{\text{projection error}}$$

其中.

$$U_{1N} = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N} \{ h_{iN}(A_{i}) - \rho_{N} \} , h_{iN}(A_{i}) = EI h_{N}(A_{i}, A_{j}) | A_{i} \}$$

$$U_{2N} = U_{N} - \rho - U_{1N} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N} \{ h_{N}(A_{i}, A_{j}) - h_{1N}(A_{i}) - h_{2N}(A_{j}) + \rho_{N} \}$$

注: 易证 U>N 为 Sum of uncorrelated terms, 因此可以利用 Chebyshev inequality 证明 U>N→ D

(Step 4: 总析 PN 的 variance 5 asymptotic distribution)
可以证明:

$$\Omega_{1N} := Var U_{1N} = \rho_N^2 \{ \widetilde{Q}(\Lambda) - \widetilde{P}(H) \cdot \widetilde{P}(H) \} = O(\frac{\rho_N^2}{N})$$

$$\Omega_{2N} := Var U_{2N} = \binom{N}{2}^{-1} [O(P_N^2) - 2 \cdot O(P_N^2)] = O(\frac{P_N^2}{N^2})$$

$$\Omega_{3N} := Var V_N = \binom{N}{2}^{-1} D(\rho_N) = D(\frac{\rho_N}{N^2})$$

同时可以证明:

UIN. UZN. VN \$ uncorrelated

因此, PN=PN+UIN+UM+UN的 variance为:

$$\frac{\mathcal{D}(\frac{\rho_N^2}{N})}{\mathcal{D}(\frac{\rho_N^2}{N})} + \frac{\mathcal{D}(\frac{\rho_N^2}{N^2})}{\mathcal{D}(\frac{\rho_N^2}{N})} + \frac{\mathcal{D}(\frac{\rho_N}{N^2})}{\mathcal{D}(\frac{\rho_N}{N})}$$

① 若  $\beta_N$  为 constant  $(\Omega^{(1)})$ , dense network), 图  $\beta_N$  的 variance 为某  $\vec{\beta}_1^2 = \mathcal{O}(\frac{1}{N})$  (U1N的 variance 为 dominated term)  $\Rightarrow \sqrt{N} \cdot (\hat{\beta}_N - \hat{\beta}_N) \longrightarrow N(0, N\vec{3}_1^2)$ 

② 若 (N-1)  $f_N \rightarrow constant$  (O(1), sparse network), 图  $f_N$  的 variance 为某  $\frac{3}{2} = O(\frac{1}{N^3})$  (U1N & VN 的 variance 为 dominated term)  $\Rightarrow \sqrt{N^3} \cdot (\hat{f}_N - f_N) \longrightarrow N(O, N^3 \vec{s}_2^2)$ 

### 3. Dyadic regression

在 Dyadic regression 中.

- D 研究 directional graph
- ② 每个 node 的 feature 不再是 i.i.d. 而是 exchangeable: [Xoxii] = [Xi]
- ② edges 的 weight Yij 是 exchangeable: [Yoyi) oyiji] = [Yij]
- 田 对 edges 的 weight 进行 modeling, underlying model 可能为:

# 考虑以下简单 Poisson model:

$$\begin{cases} Y_{ij} \mid X_i \cdot X_j \sim P_{oisson}(e^{W_{ij}}) \\ W_{ij} = X_i \beta_i + X_j \beta_* \end{cases}$$

由于Yij 间存在 covariance, 无法直接写出 likelihood, 因此考虑使用 composite likelihood (见STA3020 Lecture 8):

$$C1 := \sum_{i \neq j} \{ (X_i \beta_i + X_j \beta_i) \cdot Y_{ij} - \exp(X_i \beta_i + X_j \beta_i) \}$$

$$\Rightarrow \hat{\beta} = \underset{\beta = (\beta_i, \beta_i)}{\text{arg max}} C1$$

# 可以得到以下有用的结论:

② Cl concave, 進而若  $\beta_0 := \underset{\beta}{\operatorname{argmax}} \ \text{EC1}$ , 则有 (1)  $\beta \longrightarrow \beta_0$