



Grafi Geometrici aleatori e reti wireless



Nota

- Il materiale di cui trattano queste lezioni è descritto nella dispensa D01GeometricRandomGraphs.
- La dispensa deve essere utilizzata essenzialmente per quanto concerne l'introduzione alle reti wireless ad-hoc ed al problema del minimo raggio di *trasmissione*
 - che nella nostra trattazione dei grafi geometrici casuali diventa minimo raggio di *connessione*
- Le parti tecniche (dimostrazione dei teoremi) sono invece completamente trattate in questi lucidi
- In particolare, la dimostrazione della delimitazione superiore presentata in questi lucidi differisce da quella nella dispensa:
 - la dimostrazione che vediamo insieme è più semplice
 - quella presentata nella dispensa è quella descritta nell'articolo originale
 - per gli interessati ho predisposto una serie di lucidi dal titolo AR-AppendiceGrafGeometriciAleatori (che non sarà trattata a lezione)



Da rete virtuale a rete fisica

- Abbiamo introdotto due modelli di grafi aleatori – il modello di Erdős-Renyi e un modello rich get richer
- Entrambi i modelli si prestano a generare grafi che corrispondono a reti, per così dire, virtuali
- ossia reti i cui archi sono virtuali - rappresentano relazioni virtuali fra individui
 - relazioni di amicizia, nelle reti sociali
 - oppure collegamenti logici, come gli hyperlink nel web
- ossia, non sono strutture fisiche che devono essere costruite
- Ma quando l'obiettivo è costruire effettivamente una rete fisica
 - ad esempio, una rete di calcolatori, nella quale occorre predisporre fisicamente le connessioni fra i dispositivi (calcolatori, sensori, telefoni,...)
- occorre tenere in considerazione la struttura geometrica dello spazio nel quale i nodi sono inseriti
- e, pertanto, i modelli che abbiamo studiato sono poco significativi

Grafi Geometrici

- Un grafo geometrico consiste in un insieme V di punti in uno spazio metrico, dei quali conosciamo le coordinate, e in un parametro $r > 0$
- Per fissare le idee, assumiamo che lo spazio metrico sia il piano cartesiano \mathbb{R}^2
 - in questo caso, ciascun punto A è individuato da una coppia di coordinate:
 $A = (x_A, y_A)$
- Gli archi del grafo individuato da V e r sono tutte e sole le coppie di punti la cui distanza euclidea è $\leq r$:
$$E = \{ (A,B): A \in V \wedge B \in V \wedge \sqrt{(x_A - x_B)^2 + (y_A - y_B)^2} \leq r \}$$
- Generalmente, si normalizza rispetto a r , ossia
 - si riportano i punti in scala $1:r$ (si pone pari ad r l'unità sugli assi coordinati)
 - cosicché due punti sono adiacenti se e solo se la loro distanza è ≤ 1
- in questo caso, quando $r = 1$, il grafo prende il nome di **Unit Disk Graph**
 - ma noi, in queste lezioni, considereremo il caso non normalizzato

Grafi Geometrici Aleatori

- Fissiamo $n \in \mathbb{N}$ e $r > 0$ (come vedremo, $r \leq \sqrt{2}$)
- scegliamo **uniformemente a caso** n punti nel quadrato $[0, 1] \times [0, 1]$
- e costruiamo il grafo geometrico $G(n, r)$ corrispondente
 - poiché i punti sono scelti nel quadrato unitario, e la diagonale del quadrato misura $\sqrt{2}$, è sufficiente scegliere $r \leq \sqrt{2}$
 - infatti, con $r = \sqrt{2}$ otteniamo un grafo completo ed è dunque inutile scegliere per r un valore maggiore di $\sqrt{2}$
- Naturalmente, la aleatorietà del grafo $G(n, r)$ dipende dalla scelta dei punti nel quadrato unitario
 - quando $r < \sqrt{2}$ e $r > 0$
 - perché per ogni scelta di n il grafo $G(n, \sqrt{2})$ è un grafo fissato (qualunque sia n , $G(n, \sqrt{2})$ è sempre un grafo completo)
 - e per ogni scelta di n il grafo $G(n, 0)$ è un grafo fissato (qualunque sia n , $G(n, 0)$ è sempre un grafo costituito da soli nodi isolati)

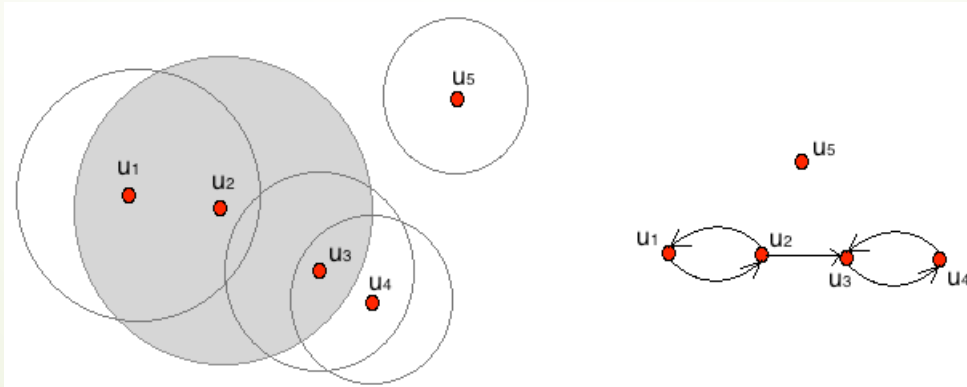


Grafi Geometrici Aleatori: connessione

- ▶ Come abbiamo già osservato, scegliendo $r = \sqrt{2}$ otteniamo un grafo completo
- ▶ di contro, scegliendo r molto vicino a 0 otteniamo, più o meno, un grafo privo di archi.
- ▶ Analogamente al modello di Erdős-Renyi
 - ▶ nel quale avevamo scelto il parametro p in funzione di n – ossia, $p = p(n)$
- ▶ ora scegliamo r in funzione di n – ossia, $r = r(n)$
 - ▶ infatti, se scegliamo per r un valore costante, otteniamo grafi sempre più densi al crescere di n
- ▶ Il problema del quale ci occupiamo è: scegliere il più piccolo valore di $r(n)$ che permette di ottenere un grafo connesso
 - ▶ Naturalmente, essendo $G(n, r(n))$ un evento aleatorio, vogliamo studiarne la connessione in ambito probabilistico
 - ▶ ossia, ci interessa che $G(n, r(n))$ sia connesso con buona probabilità
- ▶ E vediamo, ora, un ambito di applicazione di questo problema

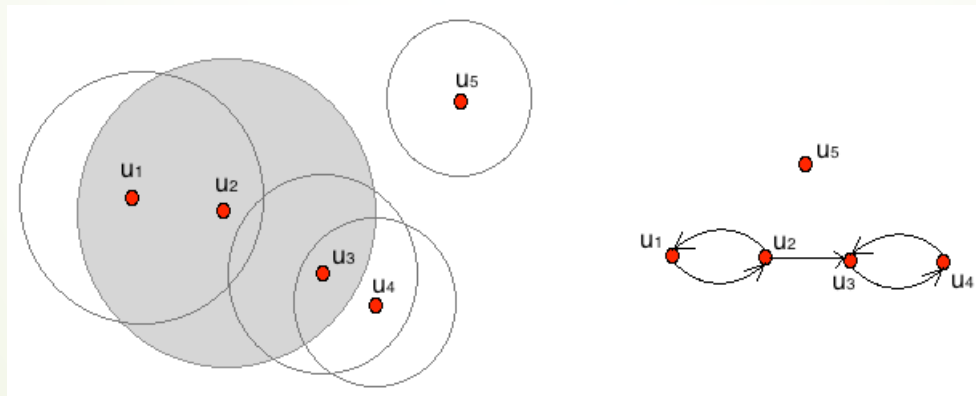
Reti wireless ad-hoc

- Abbiamo un insieme di dispositivi – ad esempio, calcolatori, o sensori – dislocati in un'area
- ciascun dispositivo è dotato di un ricetrasmittitore wireless e di una batteria di capacità limitata
- Il ricetrasmittitore wireless può essere configurato in modo da trasmettere entro un certo raggio – che prende il nome di **raggio di trasmissione**
 - ossia, se il trasmettitore di un dispositivo x è configurato per trasmettere entro un raggio r_x , quel dispositivo potrà inviare messaggi solo ai dispositivi che distano $\leq r_x$ da esso
- Perciò, rappresentiamo una siffatta rete mediante un grafo diretto
 - (x,y) è un arco diretto del grafo se e solo se la distanza da x a y è $\leq r_x$



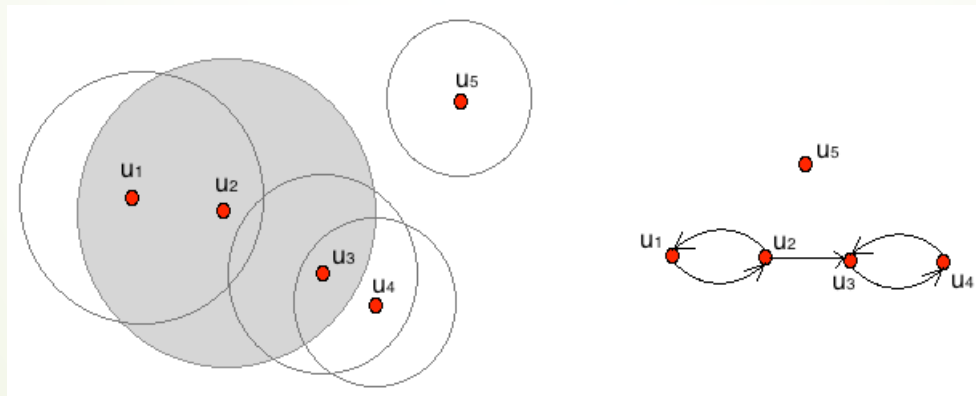
Reti wireless ad-hoc

- Il grafo diretto che rappresenta la rete è chiamato *grafo di comunicazione*
- E se un nodo vuole trasmettere un messaggio ad un dispositivo più lontano del suo raggio di trasmissione?
 - prova a utilizzare un percorso all'interno del grafo
 - nell'esempio u_1 può inviare un messaggio a u_4 utilizzando il percorso $(u_1, u_2), (u_2, u_3), (u_3, u_4)$
- ossia, il nostro modello utilizza comunicazione *multi-hop*



Reti wireless ad-hoc

- Naturalmente, un nodo x può inviare messaggi a un nodo y solo se il grafo di comunicazione contiene un percorso da x a y
 - ad esempio, u_4 non può inviare messaggi a u_2
 - u_5 non può inviare a né ricevere messaggi da alcun nodo
- Perciò, se vogliamo che ciascun nodo possa comunicare con qualunque altro nodo è necessario che il grafo di comunicazione sia **fortemente connesso**



Reti wireless ad-hoc

- Se vogliamo che ciascun nodo possa comunicare con qualunque altro nodo è necessario che il grafo di comunicazione sia **fortemente connesso**
- E questo è facile: se configuriamo il trasmettitore di ciascun nodo ad un raggio di trasmissione pari alla distanza di quel nodo dal nodo ad esso più distante
 - ossia, detto V l'insieme dei nodi e indicata con $d(u,v)$ la distanza fra i nodi u e v , per ogni $u \in V$ poniamo $r_u = \max \{ d(u,v) : v \in V - \{u\} \}$
- allora il grafo di comunicazione è un grafo completo
 - in cui ogni nodo può inviare messaggi direttamente al destinatario, senza ricorrere alla comunicazione multi-hop
- Però...
- però, l'energia che occorre ad un nodo per trasmettere i suoi messaggi è tanto maggiore quanto più è grande il raggio di trasmissione di quel nodo
- e i nodi dispongono di batterie a capacità limitata!
- Perciò, dobbiamo assegnare a ciascun nodo un raggio di trasmissione il più piccolo possibile

Reti wireless e grafi geometrici aleatori

- Assumiamo, da ora in avanti, che **tutti i nodi abbiano lo stesso raggio di trasmissione r**
- Assumiamo, inoltre, che gli n nodi siano distribuiti uniformemente a caso in una regione limitata di piano
- senza perdita di generalità, tale regione è il quadrato $Q = [0, 1] \times [0, 1]$
 - e il raggio di trasmissione, uguale per tutti i nodi, sarà una funzione di n
 - perché, intuitivamente, se r è un valore costante, la rete sarà molto probabilmente connessa quando n è molto molto grande, sarà molto probabilmente non connessa quando n è molto molto piccolo!
- La nostra rete è allora modellata da un grafo geometrico aleatorio!
 - Che, in particolare, è un grafo **non** orientato
 - perché $d(u,v) \leq r(n)$ se e solo se $d(v,u) \leq r(n)$
- Il problema che ci accingiamo a studiare è allora il seguente:

dati n punti distribuiti uniformemente a caso nel quadrato $Q = [0, 1] \times [0, 1]$, calcolare il valore minimo di $r(n)$ affinché $G(n, r(n))$ sia connesso

Connessione di $G(n, r(n))$

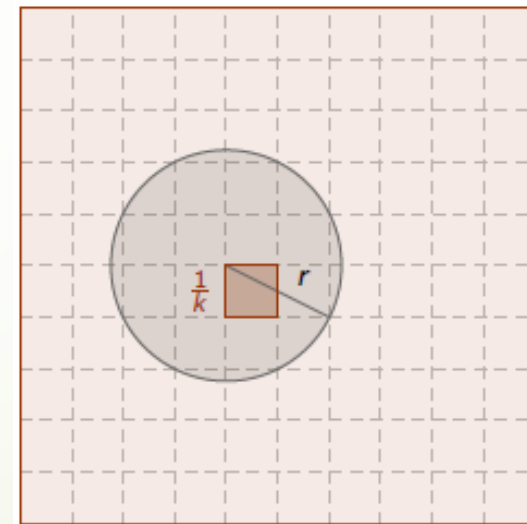
- In queste lezioni dimostreremo che:

**detto $r^*(n)$ il minimo valore per $r(n)$ che garantisce,
con probabilità ragionevole, che $G(n, r(n))$ è connesso,
allora $r^*(n) \in \Theta \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$**

- Dimostreremo questo risultato in due passi: se n punti sono scelti uniformemente a caso nel quadrato $Q = [0, 1] \times [0, 1]$, allora
- **Teorema (Delimitazione superiore al minimo raggio di connessione):**
esiste una costante $\gamma_1 > 0$ tale che se $r(n) \geq \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ allora $G(n, r(n))$ è connesso con alta probabilità
- **Teorema (Delimitazione inferiore al minimo raggio di connessione):**
per ogni costante $c > 0$, se $r(n) \leq \left(\sqrt{\frac{\ln n + c}{n}} \right)$ allora la probabilità che $G(n, r(n))$ sia non connesso è > 0 [informale]

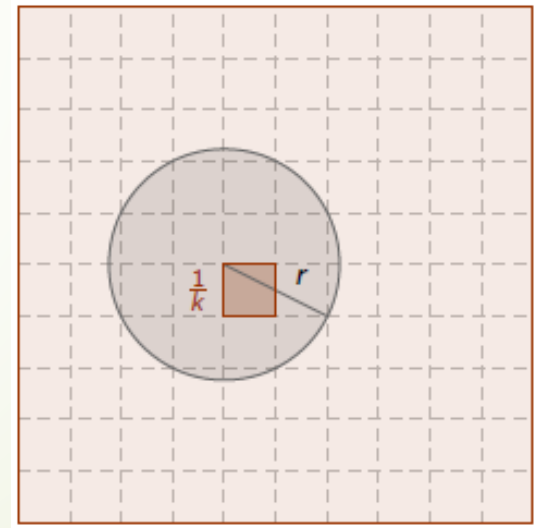
Delimitazione superiore

- **Teorema (Delimitazione superiore):** esiste una costante $\gamma_1 > 0$ tale che se $r(n) \geq \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ allora $G(n, r(n))$ è connesso con alta probabilità
- sia $k(n) > 0$ un intero
 - dipendente da n
- Partizioniamo $Q = [0, 1] \times [0, 1]$ in $k^2(n)$ celle, ciascuna di lato $1/k(n)$
- e poniamo $r(n)$ pari alla lunghezza della diagonale di una coppia di celle adiacenti
 - due celle sono adiacenti se hanno un lato in comune
- ossia, $r(n) = \sqrt{\left(\frac{2}{k(n)}\right)^2 + \left(\frac{1}{k(n)}\right)^2} = \frac{\sqrt{5}}{k(n)}$



Delimitazione superiore

- **Teorema (Delimitazione superiore):** esiste una costante $\gamma_1 > 0$ tale che se $r(n) \geq \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ allora $G(n, r(n))$ è connesso con alta probabilità
- poniamo $r(n) = \frac{\sqrt{5}}{k(n)}$, ossia, pari alla lunghezza della diagonale di una coppia di celle adiacenti
- in questo modo, ciascun nodo in una qualsiasi cella è collegato da un arco a tutti i nodi (eventualmente) contenuti in tutte le celle adiacenti
- Perciò, se riuscissimo a dimostrare che
 - con alta probabilità
 - ciascuna cella contiene almeno un nodo
- avremmo dimostrato che $G(n, r(n))$ è connesso con alta probabilità



Delimitazione superiore

- Abbiamo posto $r(n) = \sqrt{\left(\frac{2}{k(n)}\right)^2 + \left(\frac{1}{k(n)}\right)^2} = \frac{\sqrt{5}}{k(n)}$
- Dimostriamo, ora, che **è possibile scegliere $k(n)$ in modo tale che, con alta probabilità, nessuna cella è vuota**
- Invece di calcolare direttamente la probabilità di **questo evento**, calcoliamo la probabilità dell'evento complementare, ossia: **esiste almeno una cella vuota**
 - perché è più facile!
 - NB: da qui la prova si discosta da quella presentata nella dispensa
- Sia C una cella: il primo passo sarà trovare una delimitazione superiore a $P(C = \emptyset)$
- per farlo esprimiamo l'evento " $C = \emptyset$ " come intersezione di eventi:
- l'evento " $C = \emptyset$ " coincide con l'evento " $1 \notin C$ e $2 \notin C$ e ... e $n \notin C$ " che esprimiamo sinteticamente come " $\bigcap_{1 \leq i \leq n} (i \notin C)$ "
- Quindi, $P(C = \emptyset) = P(\bigcap_{1 \leq i \leq n} (i \notin C))$

Delimitazione superiore

- Abbiamo posto $r(n) = \sqrt{\left(\frac{2}{k(n)}\right)^2 + \left(\frac{1}{k(n)}\right)^2} = \frac{\sqrt{5}}{k(n)}$
- sia C una cella: $P(C = \emptyset) = P(\bigcap_{1 \leq i \leq n} (i \notin C))$
- poiché i nodi sono posizionati in Q *indipendentemente* gli uni dagli altri,
$$P(\bigcap_{1 \leq i \leq n} (i \notin C)) = \prod_{1 \leq i \leq n} P(i \notin C)$$
- Sia i un nodo: la probabilità che il nodo i sia scelto all'interno della cella C è pari al rapporto fra l'area di C e l'area del quadrato $Q = [0, 1] \times [0, 1]$
 - e, naturalmente, l'area di Q è pari a 1
- Quindi: $P(i \in C) = \frac{\text{area di } C}{\text{area di } Q} = \frac{1}{k^2(n)}$
e conseguentemente $P(i \notin C) = 1 - \frac{1}{k^2(n)}$
- allora, $P(C = \emptyset) = P(\bigcap_{1 \leq i \leq n} (i \notin C)) = \prod_{1 \leq i \leq n} P(i \notin C) = \left(1 - \frac{1}{k^2(n)}\right)^n$

Delimitazione superiore

- Abbiamo posto $r(n) = \sqrt{\left(\frac{2}{k(n)}\right)^2 + \left(\frac{1}{k(n)}\right)^2} = \frac{\sqrt{5}}{k(n)}$
- sia C una cella: $P(C = \emptyset) = \left(1 - \frac{1}{k^2(n)}\right)^n$
- A questo punto, $P(\exists C: C = \emptyset) = P(\bigcup_{C \in Q} [C = \emptyset]) \leq \sum_{C \in Q} P(C = \emptyset)$
 - dove l'ultima disuguaglianza segue dallo Union Bound: la probabilità dell'unione di eventi è minore o uguale della somma delle probabilità dei singoli eventi
- e quindi $P(\exists C: C = \emptyset) \leq k^2(n) \left(1 - \frac{1}{k^2(n)}\right)^n$
- da cui, sostituendo $\frac{\sqrt{5}}{r(n)}$ a $k(n)$, $P(\exists C: C = \emptyset) \leq \frac{5}{r^2(n)} \left(1 - \frac{r^2(n)}{5}\right)^n$
- infine, ponendo $r(n) = \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}}\right)$ otteniamo

$$P(\exists C: C = \emptyset) \leq \frac{5n}{\gamma_1^2 \ln n} \left(1 - \frac{\gamma_1^2 \ln n}{5n}\right)^n$$

Delimitazione superiore

- A questo punto, ci occorre un risultato tecnico
- **Lemma**: Per ogni $x \in \mathbb{R}$: $1-x \leq e^{-x}$. Inoltre, se $x \neq 0$ allora $1-x < e^{-x}$.
- Definiamo la funzione $G(x) = 1-x-e^{-x}$
- Calcoliamo la derivata prima di $G(x)$: $G'(x) = e^{-x} - 1$
- Studiamo il segno di $G'(x)$: $e^{-x} - 1 \geq 0 \rightarrow e^{-x} \geq 1 \rightarrow e^{-x} \geq e^0 \rightarrow x \leq 0$
- $G'(x) \geq 0$ per $x \leq 0$: allora, $G(x)$ ha un punto di massimo relativo in $x = 0$
- inoltre, essendo l'unico punto in cui la derivata si annulla, $x = 0$ è anche un punto di massimo assoluto
- Poiché $G(0) = 1-0-e^{-0} = 0$, questo implica che
 - $G(x) \leq G(0) = 0$ per ogni $x \in \mathbb{R}$, ossia $1-x \leq e^{-x}$ per ogni $x \in \mathbb{R}$
 - $G(x) < G(0) = 0$ per ogni $x \neq 0$

Delimitazione superiore

- Abbiamo dimostrato che ponendo $r(n) = \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ abbiamo

$$P(\exists C: C = \emptyset) \leq \frac{5n}{\gamma_1^2 \ln n} \left(1 - \frac{\gamma_1^2 \ln n}{5n} \right)^n$$

- In virtù del Lemma appena dimostrato, poiché $\frac{\gamma_1^2 \ln n}{5n} \neq 0$ per ogni $n \in \mathbb{N}$:

$$\left(1 - \frac{\gamma_1^2 \ln n}{5n} \right) < e^{-\frac{\gamma_1^2 \ln n}{5n}}$$

- Quindi:
- $$\begin{aligned} P(\exists C: C = \emptyset) &< \frac{5n}{\gamma_1^2 \ln n} e^{-n \frac{\gamma_1^2 \ln n}{5n}} = \frac{5n}{\gamma_1^2 \ln n} e^{-\frac{\gamma_1^2 \ln n}{5}} \\ &< \frac{5n}{\gamma_1^2} e^{-\frac{\gamma_1^2 \ln n}{5}} = \frac{5n}{\gamma_1^2} n^{-\frac{\gamma_1^2}{5}} \\ &= \frac{5}{\gamma_1^2} n^{1 - \frac{\gamma_1^2}{5}} \end{aligned}$$

- Osserviamo che $1 - \frac{\gamma_1^2}{5} < 0$ per $\gamma_1 > \sqrt{5}$

Delimitazione superiore

- Abbiamo dimostrato che ponendo $r(n) = \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ abbiamo

$$P(\exists C: C = \emptyset) < \frac{5}{\gamma_1^2} n^{1 - \frac{\gamma_1^2}{5}}$$

- Osserviamo, poi, che $1 - \frac{\gamma_1^2}{5} < 0$ per $\gamma_1 > \sqrt{5}$
- In conclusione: scegliendo $r(n) = \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ con $\gamma_1 > \sqrt{5}$, e ponendo $b = \frac{5}{\gamma_1^2}$ e $c = \frac{\gamma_1^2}{5} - 1$, abbiamo che $P(\exists C: C = \emptyset) < \frac{b}{n^c}$ con $c > 0$
- ossia, abbiamo dimostrato che: se $r(n) \geq \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$ esiste $\gamma_1 > 0$ tale che $P(G(n, r(n)) \text{ è connesso}) \geq P(\nexists C = \emptyset) = 1 - P(\exists C: C = \emptyset) > 1 - \frac{b}{n^c}$
 - ossia, $G(n, r(n))$ è connesso con alta probabilità

QED

Delimitazione inferiore

► **Teorema (Delimitazione inferiore).** Per ogni costante $c > 0$,
se $r(n) = \sqrt{\frac{\ln n + c}{n \pi}}$ allora $\lim_{n \rightarrow \infty} P(G(n, r(n)) \text{ è non connesso}) > 0$

► Per semplicità, nel corso della dimostrazione denoteremo con G il grafo $G(n, r(n))$ e con r il valore $r(n)$.

► OSSERVAZIONE:

► se nella prova della delimitazione superiore, ossia, che $r^*(n) \leq \gamma_1 \left(\sqrt{\frac{\ln n}{n}} \right)$,
abbiamo dovuto cercare una *maggiorazione* della probabilità che G è non
connesso (ossia, abbiamo dovuto dimostrare che

$$P(G \text{ non connesso}) \leq \text{qualcosa}),$$

► ora, per dimostrare che $r^*(n) \geq \sqrt{\frac{\ln n + c}{n \pi}}$, dobbiamo trovare una *minorazione*
della probabilità che G è non connesso (ossia, dobbiamo dimostrare che

$$P(G \text{ non connesso}) \geq \text{qualcosa})$$

Delimitazione inferiore

- dobbiamo trovare una *minorazione* di $P(G \text{ non connesso})$
- Per cominciare, introduciamo i seguenti eventi:
 - $\mathcal{E}_{\geq 1}$ = G contiene almeno un nodo isolato
 - $\mathcal{E}_{i_1 i_2 \dots i_h}$ = tutti i nodi i_1, i_2, \dots, i_h sono isolati in G , con $i_1, i_2, \dots, i_h \in [n]$
 - $\mathcal{E}_{i!} = i$ è l'unico nodo isolato in G , con $i \in [n]$
- ed esprimiamo in loro funzione la probabilità che G sia non connesso
 - ovviamente, se G contiene almeno un nodo isolato allora G è non connesso: dunque, **$P(G \text{ non connesso}) \geq P(\mathcal{E}_{\geq 1})$**
 - poi, se accade che 1 è l'unico nodo isolato in G , oppure 2 è l'unico nodo isolato in G , oppure ... , oppure n è l'unico nodo isolato in G allora accade anche che G contiene almeno un nodo isolato (ovviamente!). Dunque: **$P(\mathcal{E}_{\geq 1}) \geq P(\bigcup_{i \in [n]} \mathcal{E}_{i!})$**
 - e poiché $\mathcal{E}_{1!}, \mathcal{E}_{2!}, \dots, \mathcal{E}_{n!}$ sono eventi disgiunti: **$P(\bigcup_{i \in [n]} \mathcal{E}_{i!}) = \sum_{i \in [n]} P(\mathcal{E}_{i!})$**
- In conclusione: **$P(G \text{ non connesso}) \geq \sum_{i \in [n]} P(\mathcal{E}_{i!})$**

Delimitazione inferiore

- dobbiamo trovare una *minorazione* di $P(G \text{ non connesso})$
- **$P(G \text{ non connesso}) \geq \sum_{i \in [n]} P(\mathcal{E}_i)$**
- Non è, però, semplice calcolare direttamente $P(\mathcal{E}_i)$: allora, lavoriamo per minorarla con espressioni che sappiamo calcolare
- A questo scopo, osserviamo che:
- i è l'unico nodo isolato in G se e solo se
 - i è un nodo isolato in G e, inoltre,
 - comunque scegliamo un altro nodo j , i e j non sono entrambi isolati in G :
 - dunque, $\mathcal{E}_i = \mathcal{E}_i \cap \bigcap_{j \in [n] - \{i\}} \mathcal{E}_{ij}^c = \mathcal{E}_i - \bigcup_{j \in [n] - \{i\}} \mathcal{E}_{ij}$
- da cui:

$$P(\mathcal{E}_i) = P(\mathcal{E}_i - \bigcup_{j \in [n] - \{i\}} \mathcal{E}_{ij}) \geq P(\mathcal{E}_i) - P(\bigcup_{j \in [n] - \{i\}} \mathcal{E}_{ij}) \geq P(\mathcal{E}_i) - \sum_{j \in [n] - \{i\}} P(\mathcal{E}_{ij})$$

- dove l'ultima disuguaglianza segue dallo Union Bound

Delimitazione inferiore

- dobbiamo trovare una *minorazione* di $P(G \text{ non connesso})$
- $P(G \text{ non connesso}) \geq \sum_{i \in [n]} P(\mathcal{E}_i)$
- e $P(\mathcal{E}_i) \geq P(\mathcal{E}_i) - \sum_{j \in [n] - \{i\}} P(\mathcal{E}_{ij})$
- Non ci resta che trovare **una minorazione per $P(\mathcal{E}_i)$**
e
una maggiorazione per $P(\mathcal{E}_{ij})$
- Prima di procedere, indichiamo
 - per un punto $t \in Q$, $C_r(t)$ è il cerchio di centro t e raggio r
 - per $i \in [n]$, $t_i \in Q$ è il punto del quadrato nel quale è posizionato il nodo i
 - ossia, dobbiamo distinguere fra il concetto astratto di nodo e la sua posizione fisica nel piano

Delimitazione inferiore

- **Minoriamo $P(\mathcal{E}_i)$:**

- si verifica l'evento \mathcal{E}_i se e solo se, una volta fissato t_i , nessun nodo $j \neq i$ è posizionato in $C_r(t_i)$

- **fissato t_i** e fissato $j \neq i$, $P(t_j \notin C_r(t_i)) = \frac{\text{area di } (Q - C_r(t_i))}{\text{area di } Q} \geq 1 - \pi r^2$

- maggiore o uguale perché $C_r(t_i)$ potrebbe non essere completamente contenuto in Q (se t_i è vicino al bordo di Q)

- allora, **fissato t_i** , $P(\forall j \neq i: t_j \notin C_r(t_i)) \geq (1 - \pi r^2)^{n-1}$

- il punto t_i , nel quale posizionare i , è scelto uniformemente a caso in Q

- che è un insieme continuo

- e la funzione di densità corrispondente alla scelta uniformemente a caso di un punto in Q è $f(t) = \frac{1}{\text{area di } Q} = 1$

- e quindi $P(\mathcal{E}_i) \geq \int_{t_i \in Q} f(t_i) (1 - \pi r^2)^{n-1} dt_i = \int_{t_i \in Q} (1 - \pi r^2)^{n-1} dt_i = (1 - \pi r^2)^{n-1}$

Delimitazione inferiore

► **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**

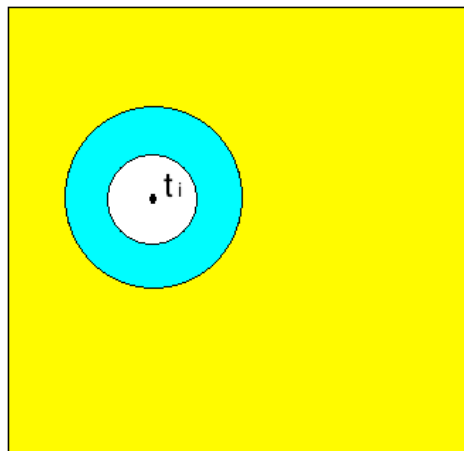
- si verifica l'evento \mathcal{E}_{ij} se e solo se, una volta fissato t_i , j è posizionato in un nodo $t_j \notin C_r(t_i)$ e nessun nodo $h \in [n] - \{i, j\}$ è posizionato in $C_r(t_i) \cup C_r(t_j)$
- possiamo esprimere questo evento come unione di due eventi mutuamente esclusivi (ossia, disgiunti):

- $\mathcal{E}_{ij}^1 = t_j \notin C_{2r}(t_i) \wedge \forall h \in [n] - \{i, j\} [t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)]$

ossia, t_j è nella regione gialla in figura

- $\mathcal{E}_{ij}^2 = t_j \in C_{2r}(t_i) - C_r(t_i) \wedge \forall h \in [n] - \{i, j\} [t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)]$

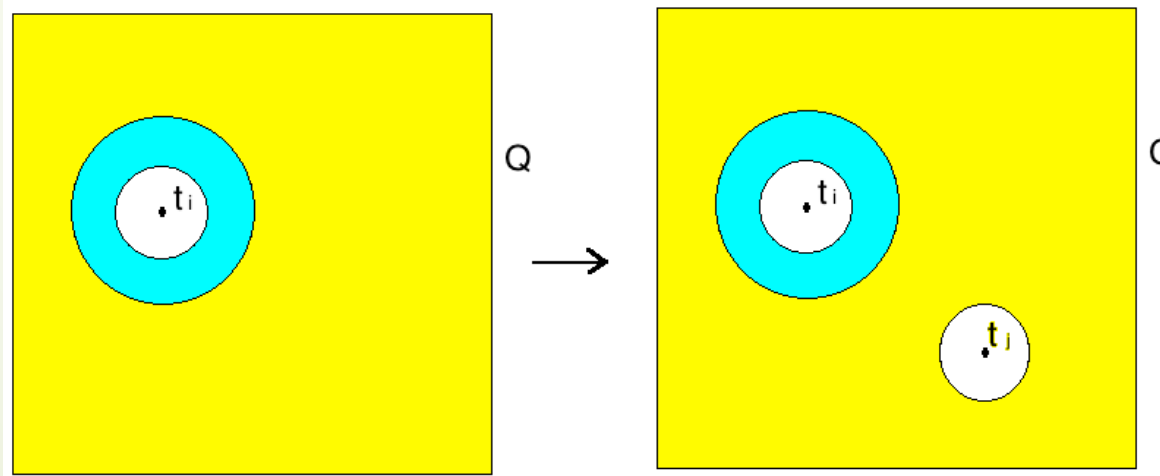
ossia, t_j è nell'anello azzurro in figura



Q ► Allora: $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1 \cup \mathcal{E}_{ij}^2) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$

Delimitazione inferiore

- **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**
- allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$
 - questa formulazione ci aiuterà con la maggiorazione
- Calcoliamo $P(\mathcal{E}_{ij}^1)$: fissiamo t_i , fissiamo t_j nella zona gialla e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$
 - la probabilità di scegliere t_h nella regione rimanente (gialla + azzurra nella figura a destra) è pari al rapporto dell'area della regione con l'area del quadrato
 - ossia, essa è $1 - 2\pi r^2$ - almeno se t_i e t_j non sono troppo vicini al bordo del quadrato



Delimitazione inferiore

- **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**

- allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$

- Calcoliamo $P(\mathcal{E}_{ij}^1)$: fissiamo t_i , fissiamo t_j nella zona gialla e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$

- la probabilità di scegliere t_h nella regione rimanente (gialla + azzurra) è pari al rapporto dell'area della regione con l'area del quadrato

- ossia, essa è $1 - 2\pi r^2$

- almeno, se t_i e t_j non sono troppo vicini al bordo del quadrato

- Calcoliamo $P(\mathcal{E}_{ij}^1)$: fissiamo t_i e fissiamo t_j nella zona gialla

- allora, la probabilità che, **per ogni $h \in [n] - \{i, j\}$, $t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)$** è in questo caso (t_j scelto nella zona gialla) **$(1 - 2\pi r^2)^{n-2}$**

- almeno, se t_i e t_j non sono troppo vicini al bordo del quadrato

- In realtà, complicando leggermente la prova, è possibile giungere agli stessi risultati considerando anche gli **effetti ai bordi**.

- Poiché le tecniche rimangono sostanzialmente invariate, per semplicità studiamo la versione semplificata che non considera gli effetti ai bordi.

Delimitazione inferiore

➤ **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**

➤ allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$

➤ Calcoliamo $P(\mathcal{E}_{ij}^1)$: fissiamo t_i e fissiamo t_j nella zona gialla

➤ allora, la probabilità che, per ogni $h \in [n] - \{i, j\}$, $t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)$ è in questo caso (t_j scelto nella zona gialla) $(1 - 2\pi r^2)^{n-2}$

➤ trascurando gli effetti ai bordi

➤ fissato t_i , la probabilità che, **scegliendo t_j nella zona gialla**, per ogni $h \in [n] - \{i, j\}$, $t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)$ è $\int_{t_j \in Q - C_{2r}(t_i)} f(t_j) (1 - 2\pi r^2)^{n-2} dt_j$

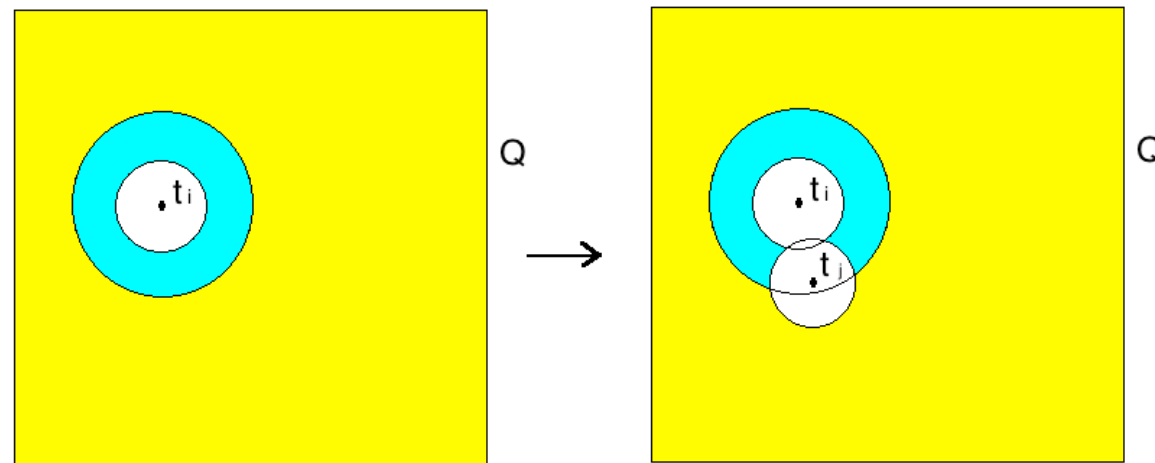
➤ infine, **$P(\mathcal{E}_{ij}^1)$** = $\int_{t_i \in Q} f(t_i) \int_{t_j \in Q - C_{2r}(t_i)} f(t_j) (1 - 2\pi r^2)^{n-2} dt_j dt_i$

$$= \int_{t_i \in Q} \int_{t_j \in Q - C_{2r}(t_i)} (1 - 2\pi r^2)^{n-2} dt_j dt_i$$

$$= \int_{t_i \in Q} (1 - 4\pi r^2) (1 - 2\pi r^2)^{n-2} dt_i = \mathbf{(1 - 4\pi r^2) (1 - 2\pi r^2)^{n-2}}$$

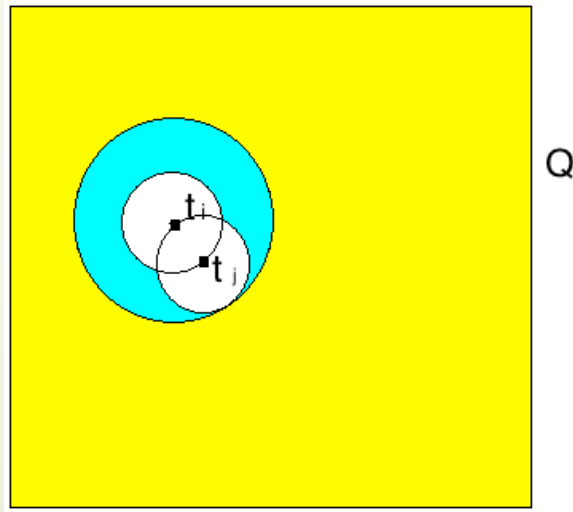
Delimitazione inferiore

- **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**
- allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$
- **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij}^2)$** : fissiamo t_i , fissiamo t_j nella zona azzurra e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$
 - la probabilità di scegliere t_h nella regione rimanente (gialla+ azzurra nella figura a destra) è pari al rapporto dell'area della regione con l'area del quadrato
 - e, questa volta, dipende dalla posizione di t_j nella zona azzurra



Delimitazione inferiore

- **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**
- allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$
- **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij}^2)$** : fissiamo t_i , fissiamo t_j nella zona azzurra e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$
 - la probabilità di scegliere t_h nella regione rimanente (gialla+ azzurra) è massima quando è massima l'intersezione di $C_r(t_i)$ con $C_r(t_j)$ – ossia, quando t_j è sulla circonferenza che delimita $C_r(t_i)$
 - in questo caso $\text{area}(C_r(t_i) \cup C_r(t_j)) = 2\pi r^2 - \text{area}(C_r(t_i) \cap C_r(t_j))$



Delimitazione inferiore

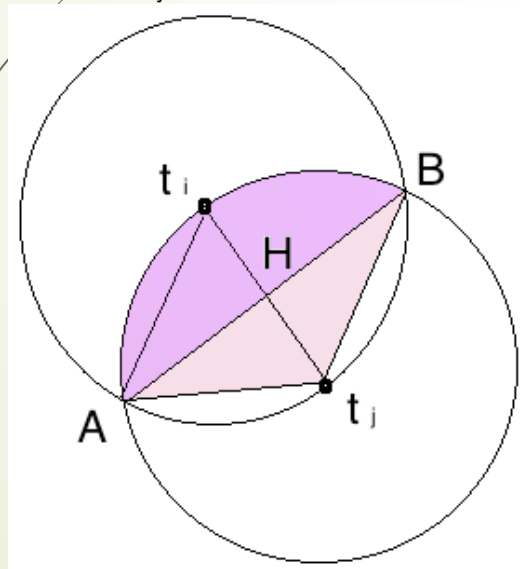
➤ **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**

➤ allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$

➤ Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij}^2)$: fissiamo t_i , fissiamo t_j su $C_r(t_i)$ e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$

➤ $\text{area}(C_r(t_i) \cap C_r(t_j)) = 2 \cdot \text{area colorata viola} = 2 \cdot [\text{area colorata (rosa e viola)} - \text{area } t_jAB]$

➤ t_jAt_i è un triangolo equilatero di lato r , allora la sua area è $\frac{1}{2} r \frac{r\sqrt{3}}{2} = \frac{r^2\sqrt{3}}{4}$



➤ $\text{area triangolo } t_jAB = \text{area triangolo } t_jAt_i = \frac{r^2\sqrt{3}}{4}$

➤ la regione rosa e viola è un settore circolare di $C_r(t_j)$, e il suo angolo al centro At_jB è il doppio di At_jt_i che misura $\frac{\pi}{3}$ (perché t_jAt_i e t_jBt_i sono triangoli equilateri)

➤ allora, l'area della regione rosa e viola è $\frac{1}{2} r^2 \frac{2\pi}{3} = r^2 \frac{\pi}{3}$

➤ allora, l'area della regione viola è $r^2 \frac{\pi}{3} - \frac{r^2\sqrt{3}}{4}$

➤ allora, $\text{area}(C_r(t_i) \cap C_r(t_j)) = 2 r^2 \left(\frac{\pi}{3} - \frac{\sqrt{3}}{4} \right)$

Delimitazione inferiore

► **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**

► allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$

► **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij}^2)$** : fissiamo t_i , fissiamo t_j nella zona azzurra e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$

► la probabilità di scegliere t_h nella regione rimanente (gialla+ azzurra) è massima quando è massima l'intersezione di $C_r(t_i)$ con $C_r(t_j)$ – ossia, quando t_j è sulla circonferenza che delimita $C_r(t_i)$

► in questo caso: $\text{area}(C_r(t_i) \cup C_r(t_j)) = 2\pi r^2 - \text{area}(C_r(t_i) \cap C_r(t_j))$

$$\geq 2\pi r^2 - 2r^2 \left(\frac{\pi}{3} - \frac{\sqrt{3}}{4} \right)$$

(\geq perché l'area di $C_r(t_i) \cap C_r(t_j)$ è minima quando i cerchi sono disposti come in figura)

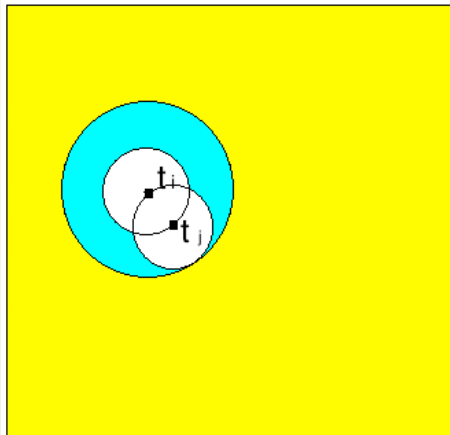
$$= \frac{4\pi}{3} r^2 + \frac{\sqrt{3}\pi}{2\pi} = \pi r^2 \left(\frac{4}{3} + \frac{\sqrt{3}}{2\pi} \right) > \frac{8}{5} \pi r^2$$

Q ► Ossia, la probabilità di scegliere t_h nella regione gialla+azzurra è:

$$1 - \text{area}(C_r(t_i) \cup C_r(t_j)) < 1 - \frac{8}{5} \pi r^2$$

► e, quindi, la probabilità di scegliere tutti gli $n-2$ punti t_h nella regione gialla + azzurra è $< \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2}$

► *sempre trascurando gli effetti ai bordi*



Delimitazione inferiore

► **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$**

► allora, $P(\mathcal{E}_{ij}) = P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2)$

► **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij}^2)$** : fissiamo t_i , fissiamo t_j nella zona azzurra e fissiamo $h \in [n] - \{i, j\}$

► allora, la probabilità che, per ogni $h \in [n] - \{i, j\}$, $t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)$ è in questo caso (t_j scelto nella zona azzurra) $< \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2}$

► trascurando gli effetti ai bordi

► fissato t_i , la probabilità che, **scegliendo t_j nella zona azzurra**, per ogni $h \in [n] - \{i, j\}$, $t_h \notin C_r(t_i) \cup C_r(t_j)$ è $< \int_{t_j \in C_{2r}(t_i) - C_r(t_i)} f(t_j) \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2} dt_j$

► infine, **$P(\mathcal{E}_{ij}^2) < \int_{t_i \in Q} \int_{t_j \in C_{2r}(t_i) - C_r(t_i)} f(t_i) f(t_j) \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2} dt_j dt_i$**

$$\begin{aligned}
 &= \int_{t_i \in Q} \int_{t_j \in C_{2r}(t_i) - C_r(t_i)} \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2} dt_j dt_i \\
 &= \int_{t_i \in Q} (4 \pi r^2 - \pi r^2) \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2} dt_i = \mathbf{3 \pi r^2 \left(1 - \frac{8}{5} \pi r^2\right)^{n-2}}
 \end{aligned}$$

Delimitazione inferiore

➤ **Maggioriamo $P(\mathcal{E}_{ij})$:**

$$\begin{aligned} \text{➤ } P(\mathcal{E}_{ij}) &= P(\mathcal{E}_{ij}^1) + P(\mathcal{E}_{ij}^2) < (1 - 4\pi r^2)(1 - 2\pi r^2)^{n-2} + 3\pi r^2 \left(1 - \frac{8}{5}\pi r^2\right)^{n-2} \\ &< (1 - 2\pi r^2)^{n-2} + 3\pi r^2 \left(1 - \frac{8}{5}\pi r^2\right)^{n-2} \end{aligned}$$

➤ Sostituiamo ora $r = \sqrt{\frac{\ln n + c}{n\pi}}$:

$$\begin{aligned} \text{➤ } P(\mathcal{E}_{ij}) &< \left(1 - 2\frac{\ln n + c}{n}\right)^{n-2} + 3\frac{\ln n + c}{n} \left(1 - \frac{8}{5}\frac{\ln n + c}{n}\right)^{n-2} \\ &< e^{-2\frac{\ln n + c}{n}(n-2)} + 3\frac{\ln n + c}{n} e^{-\frac{8}{5}\frac{\ln n + c}{n}(n-2)} \\ &= e^{-2\frac{\ln n + c}{n}(n-2)} + 3\frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} n^{\frac{-2}{5}} e^{-\frac{8}{5}\frac{\ln n + c}{n}(n-2)} \end{aligned}$$

[... continua ...]

Delimitazione inferiore

► [... continua ...]

$$\begin{aligned}
 \text{► } P(\xi_{ij}) &< e^{-2 \frac{\ln n + c}{n} (n-2)} + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} n^{\frac{-2}{5}} e^{-\frac{8}{5} \frac{\ln n + c}{n} (n-2)} \\
 &= e^{-2 \frac{n-2}{n} \ln n} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} n^{\frac{-2}{5}} e^{-\frac{8}{5} \frac{(n-2)}{n} \ln n} e^{-\frac{8}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \\
 &= e^{-2 \frac{n-2}{n} \ln n} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} e^{-\frac{2}{5} \ln n} e^{-\frac{8}{5} \frac{(n-2)}{n} \ln n} e^{-\frac{8}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \\
 &< e^{-2 \frac{n-2}{n} \ln n} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} e^{-\frac{2}{5} \frac{(n-2)}{n} \ln n} e^{-\frac{8}{5} \frac{(n-2)}{n} \ln n} e^{-\frac{8}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \\
 &= n^{-2 \frac{n-2}{n}} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} n^{-2 \frac{n-2}{n}} e^{-\frac{8}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \\
 &= n^{-2 \frac{n-2}{n}} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right]
 \end{aligned}$$

Delimitazione inferiore

► **Riassumiamo:** $P(G \text{ non connesso}) \geq \sum_{i \in [n]} P(\mathcal{E}_i) \geq \sum_{i \in [n]} [P(\mathcal{E}_i) - \sum_{j \in [n] - \{i\}} P(\mathcal{E}_{ij})]$

► e $P(\mathcal{E}_i) \geq (1 - \pi r^2)^{n-1}$

► e $P(\mathcal{E}_{ij}) < n^{-2} \frac{n-2}{n} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{\frac{3}{n^5}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right]$

► quindi,

$$P(G \text{ non connesso}) > n(1 - \pi r^2)^{n-1} - n(n-1) n^{-2} \frac{n-2}{n} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{\frac{3}{n^5}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right]$$

► osserviamo che $\lim_{n \rightarrow \infty} n(n-1) n^{-2} \frac{n-2}{n} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{\frac{3}{n^5}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right] = e^{-2c}$

► infatti, informalmente:

► $\lim_{n \rightarrow \infty} n(n-1) n^{-2} \frac{n-2}{n} = 1$

► $\lim_{n \rightarrow \infty} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} = e^{-2c}$

► $\lim_{n \rightarrow \infty} 3 \frac{\ln n + c}{\frac{3}{n^5}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} = 0$

Delimitazione inferiore

■ Riassumiamo:

$$P(\text{G non connesso}) > n(1 - \pi r^2)^{n-1} - n(n-1) n^{-2 \frac{n-2}{n}} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right]$$

■ e $\lim_{n \rightarrow \infty} n(n-1) n^{-2 \frac{n-2}{n}} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right] = e^{-2c}$

■ ossia: per ogni $\varepsilon > 0$ esiste $n_\varepsilon > 0$ tale che, per ogni $n \geq n_\varepsilon$:

$$n(n-1) n^{-2 \frac{n-2}{n}} e^{-2 \frac{c(n-2)}{n}} \left[1 + 3 \frac{\ln n + c}{n^{\frac{3}{5}}} e^{\frac{2}{5} \frac{c(n-2)}{n}} \right] < (1 + \varepsilon) e^{-2c}$$

■ allora, per ogni $\varepsilon > 0$ esiste $n_\varepsilon > 0$ tale che, per ogni $n \geq n_\varepsilon$:

$$P(\text{G non connesso}) > n(1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c}$$

■ allora, per dimostrare che $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\text{G non connesso}) > 0$ è sufficiente dimostrare che, da un certo n in poi,

$$n(1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c} > 0$$

Delimitazione inferiore

► dimostriamo che, da un certo n in poi, $n(1 - \pi r^2)^{n-1} > (1 + \varepsilon) e^{-2c}$

► calcoliamo il logaritmo del membro sinistro della disuguaglianza:

$$\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] = \ln n + \ln (1 - \pi r^2)^{n-1} = \ln n + (n-1) \ln (1 - \pi r^2)$$

► ricordiamo che, per $x < 1$, $\ln(1-x) = -\sum_{k=1}^{\infty} \frac{x^k}{k}$

► da cui $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] = \ln n - (n-1) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\pi r^2)^k}{k}$

► e poiché $r = \sqrt{\frac{\ln n + c}{n\pi}}$, ossia $\pi r^2 = \frac{\ln n + c}{n}$, allora $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] = \ln n - (n-1) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\ln n + c)^k}{k n^k}$

► a questo punto poniamo $\delta(n) = \sum_{k=3}^{\infty} \frac{(\ln n + c)^k}{k n^k}$ così che

$$\ln n(1 - \pi r^2)^{n-1} = \ln n - (n-1) \left[\sum_{k=1}^2 \frac{(\ln n + c)^k}{k n^k} + \delta(n) \right]$$

► ossia, $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] = \ln n - (n-1) \left[\frac{(\ln n + c)}{n} + \frac{(\ln n + c)^2}{2 n^2} + \delta(n) \right]$

► a questo punto, non ci resta che maggiorare $\delta(n)$

Delimitazione inferiore

► $P(\text{G non connesso}) > n(1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c}$

► per ogni $n \geq n_\varepsilon$

► stiamo dimostrando che, da un certo n in poi, $n(1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c} > 0$

► e $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] = \ln n - (n-1) \left[\frac{(\ln n+c)}{n} + \frac{(\ln n+c)^2}{2n^2} + \delta(n) \right]$

► a questo punto, non ci resta che maggiorare $\delta(n)$:

$$\begin{aligned} \delta(n) &= \sum_{k=3}^{\infty} \frac{(\ln n+c)^k}{k n^k} \leq \frac{1}{3} \sum_{k=3}^{\infty} \frac{(\ln n+c)^k}{n^k} \leq \frac{1}{3} \int_2^{\infty} \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)^x dx \\ &= \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{1}{3} \int_2^h \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)^x dx = \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{1}{3} \int_2^h e^{x \ln \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)} dx = \lim_{h \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{3} \frac{1}{\ln \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)} e^{x \ln \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)} \right]_2^h \\ &= \lim_{h \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{3} \frac{1}{\ln \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)} \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)^x \right]_2^h = -\frac{1}{3} \frac{1}{\ln \left(\frac{\ln n+c}{n} \right)} \frac{(\ln n+c)^2}{n^2} = \frac{1}{3} \frac{1}{\ln \left(\frac{n}{\ln n+c} \right)} \frac{(\ln n+c)^2}{n^2} \end{aligned}$$

► e poiché $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\ln \left(\frac{n}{\ln n+c} \right)} = 0$, allora $\frac{1}{\ln \left(\frac{n}{\ln n+c} \right)} < 1$ per n sufficientemente grande

► in conclusione, $\delta(n) < \frac{1}{3} \frac{(\ln n+c)^2}{n^2}$

Delimitazione inferiore

- $P(\text{G non connesso}) > n(1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c}$
- stiamo dimostrando che, da un certo n in poi, $n(1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c} > 0$
 - e $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] = \ln n - (n-1) \left[\frac{(\ln n+c)}{n} + \frac{(\ln n+c)^2}{2n^2} + \delta(n) \right]$
 - e $\delta(n) < \frac{1}{3} \frac{(\ln n+c)^2}{n^2}$
- allora $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] > \ln n - (n-1) \left[\frac{(\ln n+c)}{n} + \frac{(\ln n+c)^2}{2n^2} + \frac{1}{3} \frac{(\ln n+c)^2}{n^2} \right]$
$$= \ln n - (n-1) \left[\frac{(\ln n+c)}{n} + \frac{5(\ln n+c)^2}{6n^2} \right]$$
$$= \ln n - \frac{n-1}{n} (\ln n + c) - \frac{5(n-1)(\ln n+c)^2}{6n^2}$$
$$> \ln n - (\ln n + c) - \frac{5(n-1)(\ln n+c)^2}{6n^2}$$
$$= -c - \frac{5(n-1)(\ln n+c)^2}{6n^2}$$

Delimitazione inferiore

- $P(\text{G non connesso}) > n (1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c}$
- stiamo dimostrando che, da un certo n in poi, $n (1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c} > 0$
- e $\ln [n (1 - \pi r^2)^{n-1}] > -c - \frac{5(n-1)(\ln n + c)^2}{6n^2}$
- poiché $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{5(n-1)(\ln n + c)^2}{6n^2} = 0$, allora per ogni $\omega > 0$ esiste $n_\omega \geq n_\varepsilon$ tale che
per ogni $n \geq n_\omega$: $\frac{5(n-1)(\ln n + c)^2}{6n^2} < \omega$
- allora, per n sufficientemente grande $\ln [n(1 - \pi r^2)^{n-1}] > -c - \omega$
- e dunque $n (1 - \pi r^2)^{n-1} > e^{-c - \omega}$
- scegliamo $\omega < c - \ln(1 + \varepsilon)$
- allora, $n (1 - \pi r^2)^{n-1} > e^{-c - \omega} > e^{-c - c + \ln(1 + \varepsilon)} = e^{-2c} e^{\ln(1 + \varepsilon)} = (1 + \varepsilon) e^{-2c}$
- cioè, per n sufficientemente grande
 $P(\text{G non connesso}) > n (1 - \pi r^2)^{n-1} - (1 + \varepsilon) e^{-2c} > (1 + \varepsilon) e^{-2c} - (1 + \varepsilon) e^{-2c} = 0$
- QED