

# ASD2 Homework 2

Valerio Pro

Gennaio 2022

## Esercizio 1

Per questo problema ho definito un algoritmo la cui analisi si basa sul *metodo del valore atteso*. Il criterio è:

*Scegli u.a.r. un sottoinsieme  $W$  di  $k$  nodi finchè il numero di archi del sottografo  $G[W]$  è strettamente minore della quantità target*

Di seguito lo pseudocodice:

---

**Algorithm 1**

---

**Require:** Un grafo  $G = (V, E)$  e un intero  $k \in \mathbb{N}$  con  $k \leq n$

**Ensure:** Un sottoinsieme di nodi  $W \subseteq V$  tale che il grafo  $G[W]$  indotto da  $W$  contiene almeno  $\frac{mk(k-1)}{n(n-1)}$  archi

```
 $W \leftarrow \emptyset$   
while  $|F| < \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}$  do  
    Scegli u.a.r.  $W \subseteq V$  con  $|W| = k$   
end while  
return  $W$ 
```

---

L'obiettivo è determinare il numero atteso di iterazioni eseguite, trovando una stima della probabilità di successo all'interno del ciclo *while*. Se abbiamo a disposizione tale probabilità  $p$  allora il numero atteso di iterazioni sarà semplicemente  $\frac{1}{p}$ . Definiamo la v.a.  $X$ :

$X :=$  numero di archi in  $F$  alla fine della generica iterazione

Prima di tutto verrà dimostrato che il valore atteso di  $X$  è esattamente il minimo numero di archi che vogliamo in  $F$ , cioè  $\frac{mk(k-1)}{n(n-1)}$ .

Possiamo scrivere  $X$  come somma di  $m$  variabili aleatorie booleane,  $X = \sum_{(u,v) \in E} X_{(u,v)}$ , dove:

$$X_{(u,v)} = \begin{cases} 1, & \text{se } (u,v) \in F \\ 0, & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Adesso che abbiamo introdotto queste  $m$  variabili aleatorie booleane, diventa più semplice definire  $E[X]$ , infatti, usando la linearità del valore atteso:

$$E[X] = E\left[\sum_{(u,v) \in E} X_{(u,v)}\right] = \sum_{(u,v) \in E} E[X_{(u,v)}]$$

Dalla definizione di valore atteso segue che:

$$E[X_{(u,v)}] = P[X_{(u,v)} = 1]$$

Cerchiamo di capire quanto vale questa probabilità. Scelto  $W$  u.a.r. e fissato un arco  $(u, v) \in E$ , ci chiediamo quale è la probabilità che questo arco appartiene a  $F$ , ovvero quale è la probabilità che entrambi i vertici  $u$  e  $v$  si trovano in  $W$ . Possiamo descrivere questa situazione attraverso uno schema  $\frac{\text{Casi Favorevoli}}{\text{Casi Totali}}$ , in cui:

*Casi Favorevoli* = numero di sottoinsiemi  $W$  che contengono sia  $u$  che  $v$   
*Casi Totali* = numero di sottoinsiemi  $W$

Banalmente i casi totali sono tutti i possibili sottoinsiemi di  $k$  nodi presi da un insieme di  $n$  nodi, quindi *Casi Totali* =  $\binom{n}{k}$ . Per i casi favorevoli immaginiamo di avere i due nodi  $u, v$  fissati all'interno di  $W$ , per ottenere tutti i sottoinsiemi favorevoli possiamo far variare i restanti  $k - 2$  nodi (che completano  $W$ ) presi da un insieme di  $n - 2$  nodi rimanenti. I sottoinsiemi di  $k$  nodi favorevoli per la coppia  $u, v$  sono quindi  $\binom{n-2}{k-2}$ .

Otteniamo che:

$$P[X_{(u,v)} = 1] = \frac{\binom{n-2}{k-2}}{\binom{n}{k}} = \frac{k!(n-2)!}{n!(k-2)!} = \frac{k(k-1)}{n(n-1)}$$

Dal calcolo del valore atteso di  $X$  che è una somma di  $m$  di queste probabilità:

$$E[X] = \sum_{(u,v) \in E} P[X_{(u,v)} = 1] = \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}$$

Poichè  $E[X] = \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}$  deve necessariamente risultare:

$$\begin{cases} P[X \geq \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}] > 0 \\ P[X \leq \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}] > 0 \end{cases}$$

Chiaramente siamo interessati alla prima probabilità  $p = P[X \geq \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}]$ , infatti vogliamo darne un lower bound al fine di inquadrare il numero atteso di iterazioni necessarie per trovare un sottoinsieme  $W$  target. Chiamiamo  $\mu = \frac{mk(k-1)}{n(n-1)}$  e con il metodo del valore atteso proviamo a trovare un lower bound a  $p$ .

$$\begin{aligned}
\mu = E[X] &= \sum_{k=0}^m kP[X = k] = \sum_{k < \mu} kP[X = k] + \sum_{k \geq \mu} kP[X = k] \leq \\
&\leq \sum_{k < \mu} kP[X = k] + m \sum_{k \geq \mu} P[X = k] \leq \\
&\leq (\mu - 1) \sum_{k < \mu} P[X = k] + m \sum_{k \geq \mu} P[X = k] = \\
&= (\mu - 1)(1 - p) + mp = \\
&= \mu - \mu p - 1 + p + mp
\end{aligned}$$

Dalla disuguaglianza  $\mu \leq \mu - 1 - \mu p + p + mp$ , ricaviamo:

$$p \geq \frac{1}{1 + m - \mu} = \Theta\left(\frac{1}{m - \mu}\right)$$

Se  $p$  è la probabilità di successo in una generica iterazione allora vengono eseguite  $\Theta(m - \mu)$  iterazioni in valore atteso. Il controllo nel *while* può essere eseguito in tempo  $\mathcal{O}(nm)$  (bound abbastanza lasco) e anche il campionamento può essere eseguito in tempo polinomiale nella size di  $G$ . Sapendo che  $k \leq n$ , il *Running Time atteso* è polinomiale ed è:

$$Time(n, m, k) = \Theta((m - \mu)poly(n, m)) = \Theta\left((m - \frac{mk(k-1)}{n(n-1)})poly(n, m)\right)$$

Visto che  $\frac{k(k-1)}{n(n-1)} \leq 1$ , abbiamo *worst case* ( $k$  piccolo rispetto  $n$ ):

$$Time(n, m) = \mathcal{O}((m)poly(n, m))$$

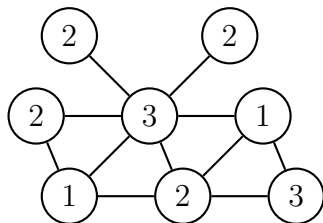
## Esercizio 2

### 2.1

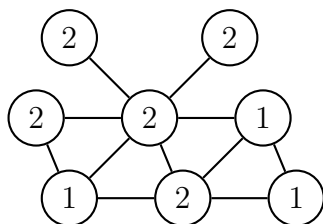
Preso un grafo  $G = (V, E)$  sappiamo per definizione che questo grafo è 3-colorabile se esiste un 3-labeling  $f : V \rightarrow \{1, 2, 3\}$  tale che  $f(u) \neq f(v) \forall (u, v) \in E$ . L'esistenza della 3-colorazione implica che l'insieme dei nodi  $V$  è partizionabile in 3 sottoinsiemi  $V_1, V_2, V_3$  dove  $V_i = \{v \in V : f(v) = i\} \forall i = 1, 2, 3$ , in particolare, ciascun insieme  $V_i$  deve essere necessariamente un *Independent Set*.

Osserviamo quindi che, data una 3-colorazione per  $G$ , i vertici di un generico triangolo devono trovarsi separati nelle 3 partizioni di  $V$ , prendendo allora i vertici in  $V_3$  e spostandoli arbitrariamente in  $V_1$  o in  $V_2$  (cioè  $f(v) = 1$  o  $f(v) = 2 \forall v \in V_3$ ), otteniamo un 2-labeling di  $G$  in cui nessun triangolo può essere monocromatico. Infatti, dato che  $V_3$  era un Independent Set, nessun vertice con etichetta 3 era adiacente ad altri vertici etichettati allo stesso modo, ciò significa che ogni triangolo avrà adesso due vertici appartenenti a  $V_1$  e un vertice in  $V_2$  oppure un vertice appartenente a  $V_1$  e due vertici in  $V_2$ .

Per esempio, dato il grafo seguente con label che forniscono una 3-colorazione:



Otteniamo il 2-labeling:



## 2.2

Per questo problema ho voluto provare ad ottenere complessità polinomiale e ho definito un algoritmo il cui funzionamento e analisi si basano sulle *Catene di Markov*, di seguito lo pseudocodice

---

**Algorithm 2**

---

**Require:** Un grafo  $G = (V, E)$

**Ensure:** Un 2-labeling di  $V$  tale che, se  $G$  è 3-colorabile, non contiene triangoli monocromatici

$f \leftarrow$  2-labeling di  $V$  arbitrario

**for**  $t$  volte **do**

**if** non ci sono triangoli monocromatici **then return**  $f$

**end if**

$T \leftarrow$  triangolo monocromatico arbitrario

    Scegli vertice  $v$  in  $T$  *u.a.r.*

    Cambia l'etichetta di  $v$

**end for**

**return**  $f$

---

Prima di entrare nell'analisi formale dell'algoritmo vorrei fornire l'insieme di fatti da cui sono partito e l'intuizione che si basa sul paragrafo precedente:

- se il grafo  $G$  di input non ammette il 2-labeling che cerchiamo, indipendentemente dal numero di volte che eseguiamo il *for*, l'algoritmo restituisce un 2-labeling senza la proprietà cercata. Se l'algoritmo ritorna un 2-labeling  $f$  allora quel labeling ha la proprietà che cerchiamo<sup>1</sup>;
- l'algoritmo sbaglia quando  $G$  è 3-colorabile ed esiste un 2-labeling che può essere ritornato ma all'interno del *for* non si riesce a costruire tale labeling. Vogliamo sapere se è possibile scegliere  $t$  sufficientemente grande da rendere l'algoritmo corretto *w.h.p.*, mantenendo però una complessità polinomiale nella size di  $G$ ;
- analizzare il caso in cui il grafo  $G$  è 3-colorabile ci fornisce un metro di paragone tra il 2-labeling che stiamo costruendo e la 3-colorazione di  $G$ , per questo d'ora in poi si assume che il grafo sia 3-colorabile.

---

<sup>1</sup>Tuttavia, in questo caso,  $G$  potrebbe essere anche non 3-colorabile. Si pensi ad esempio al grafo completo con 4 nodi che non è 3-colorabile ma ammette un 2-labeling in modo da non avere triangoli monocromatici

Sia quindi il grafo  $G$  di input 3-colorabile e sia  $g : V \rightarrow \{1, 2, 3\}$  una sua 3-colorazione, sappiamo che questa 3-colorazione induce una 3-partizione di  $V$  in  $V_1^g, V_2^g, V_3^g$ .

Sia invece  $f : V \rightarrow \{1, 2\}$  il 2-labeling costruito dall'algoritmo.

Ad alto livello vogliamo capire quanto tempo impiega il 2-labeling  $f$  a etichettare i nodi delle partizioni  $V_1^g, V_2^g$  (indotte dalla 3-colorazione) con le rispettive etichette 1 e 2. In altre parole si vuole determinare l'istante in cui ogni nodo in  $V_1^g$  è etichettato da  $f$  con 1 e ogni nodo in  $V_2^g$  è etichettato da  $f$  con 2. Se ci troviamo in una situazione del genere, indipendentemente da come sono etichettati da  $f$  i nodi in  $V_3^g$  avremo che ogni triangolo non è monocromatico (per quanto già dimostrato nel paragrafo 2.1) e l'algoritmo ritorna quindi il 2-labeling desiderato.

Il *Running Time* dipende dal valore che si sceglie per  $t$  e dall'enumerazione e controllo dei triangoli all'interno del *for*. Tale enumerazione richiede  $\mathcal{O}(n^3)$  poichè possiamo avere al massimo  $\binom{n}{3}$  triangoli. Il valore di  $t$  verrà determinato nell'analisi formale, per ora diciamo che il *Running Time* è  $\mathcal{O}(n^3t)$ .

## 2.3

Provo di seguito ad analizzare rigorosamente l'algoritmo, ricordando che siamo sotto l'ipotesi che il grafo  $G$  di input è effettivamente 3-colorabile. Definiamo innanzitutto cosa stiamo misurando attraverso la successione di variabili aleatorie  $\{X_i\}_{i=1,\dots,t}$ , dove:

$X_i :=$  numero di nodi in  $V_1^g$  e  $V_2^g$  su cui  $f$  è in accordo con il 3-coloring  $g$  all' $i$ -esima iterazione del *for*

Definiamo  $k := |V_1^g| + |V_2^g|$  e la *v.a.*  $T$  come:

$$T := \min\{i : X_i = k\}$$

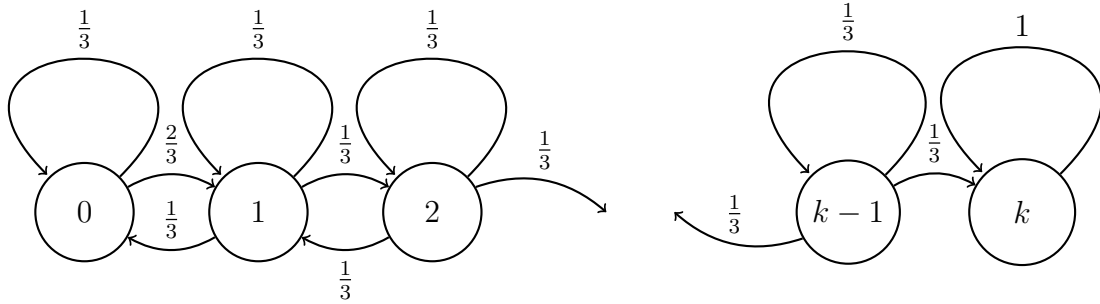
Nel momento in cui scegliamo un triangolo monocromatico possono accadere tre cose, supponiamo che le etichette del triangolo siano tutte 1:

- 1) viene cambiata l'etichetta di un nodo  $v$  e ci avviciniamo allo stato target, cioè  $f(v) = 2$  e  $v \in V_2^g$ ;
- 2) viene cambiata l'etichetta di un nodo  $v$  e ci allontaniamo dallo stato target, cioè  $f(v) = 2$  e  $v \in V_1^g$ ;
- 3) viene cambiata l'etichetta di un nodo  $v$  e rimaniamo alla stessa distanza dallo stato target, cioè  $f(v) = 2$  e  $v \in V_3^g$ .

Dato che la scelta del nodo nel triangolo monocromatico avviene *u.a.r.* e sapendo che la 3-colorazione  $g$  assegna etichette diverse ad ogni triangolo, ognuno dei precedenti tre eventi ha probabilità  $\frac{1}{3}$  di verificarsi. Abbiamo quindi  $\forall h = 1, \dots, k-1$ :

$$\begin{cases} P[X_i = h+1 | X_{i-1} = h] = \frac{1}{3} \\ P[X_i = h-1 | X_{i-1} = h] = \frac{1}{3} \\ P[X_i = h | X_{i-1} = h] = \frac{1}{3} \end{cases}$$

Che ci fornisce la seguente catena (con i dovuti accorgimenti per  $h = 0$ )



Quello che vogliamo calcolare è  $f_h = E[T | X_0 = h]$  al fine di capire come settare il numero di iterazioni  $t$  e magari ottenere anche correttezza *w.h.p.*

$$\begin{aligned} f_h &= E[T | X_0 = h] = E[T | X_0 = h, X_1 = h+1]P[X_1 = h+1 | X_0 = h] \\ &\quad + E[T | X_0 = h, X_1 = h-1]P[X_1 = h-1 | X_0 = h] \\ &\quad + E[T | X_0 = h, X_1 = h]P[X_1 = h | X_0 = h] = \\ &= 1 + \frac{f_{h+1} + f_{h-1} + f_h}{3} \end{aligned}$$

Otteniamo il sistema di  $k+1$  equazioni in  $k+1$  incognite:

$$\begin{cases} f_h = 1 + \frac{f_{h+1} + f_{h-1} + f_h}{3}, \quad \forall h = 1, \dots, k-1 \\ f_k = 0 \\ f_0 = 1 + \frac{f_0 + 2f_1}{3} \end{cases}$$

Osserviamo che  $f_h \geq f_{h+1}$  e ricaviamo dalla prima equazione del sistema:

$$f_h - f_{h+1} = 3 + f_{h-1} - f_h$$

Definiamo  $\Delta_h := f_h - f_{h+1}$ , allora:

$$\Delta_h = 3 + \Delta_{h-1} = 3 + (3 + \Delta_{h-2}) = \dots = 3h + \Delta_0$$

Dalla terza equazione del sistema si ricava  $\Delta_0 = f_0 - f_1 = \frac{3}{2}$ , quindi:

$$\Delta_h = 3h + \frac{3}{2}$$

Riscriviamo adesso  $f_h$  come:

$$\begin{aligned} f_h &= (f_h - f_{h+1}) + (f_{h+1} - f_{h+2}) + \cdots + (f_{k-1} - f_k) + f_k = \\ &= f_k + \sum_{i=h}^{k-1} \Delta_i = \sum_{i=0}^{k-1} \Delta_i - \sum_{i=0}^{h-1} \Delta_i = \frac{3k^2 - 3h^2}{2} \end{aligned}$$

Nel caso peggiore, quando  $h = 0$ , sono necessari  $\frac{3k^2}{2}$  cambiamenti in valore atteso. Dalla *disuguaglianza di Markov* con  $a = 3n^2$ :

$$P[T \geq 3n^2] \leq \frac{\frac{3k^2}{2}}{3n^2} \leq \frac{\frac{3n^2}{2}}{3n^2} = \frac{1}{2}$$

Scegliamo dunque  $t = 3n^2b$  con  $b \in \mathbb{N}$  per avere  $P[\text{Alg sbaglia}] \leq 2^{-b}$ , quindi se scegliamo  $b = \lceil c \log n \rceil$ ,  $c > 0$ , otteniamo la correttezza *w.h.p.*

Nel ciclo *for* è fatta un'enumerazione e controllo dei possibili triangoli di  $G$  che richiede tempo  $\mathcal{O}(n^3)$ , avremo un *Running Time*:

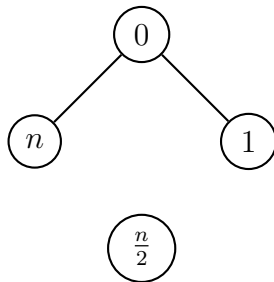
$$\text{Time}(n) = \mathcal{O}(n^5 \log n)$$

Osservazione: nell'analisi dell'algoritmo abbiamo supposto che il grafo di input è 3-colorabile e abbiamo fissato una sua 3-colorazione  $g$ , tuttavia nulla vieta che tale grafo possa avere più di una 3-colorazione. Per alcuni grafi potrebbe accadere che troviamo il 2-labeling prima di raggiungere lo stato goal della 3-colorazione  $g$  fissata, dato che il 2-labeling  $f$  che costruiamo potrebbe essere in accordo con qualche altra 3-colorazione diversa da  $g$ .



### Esercizio 3

Alla prima lettura del problema ho pensato che i nodi su cui la pedina si ferma con maggiore probabilità sono i nodi che si trovano intorno al nodo etichettato con  $\frac{n}{2}$ , cioè i nodi che si troverebbero a "metà percorso" dell'anello. Sarebbe abbastanza controintuitivo immaginare che la pedina si fermi spesso sui nodi immediatamente adiacenti al nodo 0, infatti, uno dei due nodi adiacenti a 0 è sicuramente visitato all'istante  $t = 1$  e all'istante  $t = 2$  abbiamo probabilità pari a  $\frac{1}{2}$  di tornare in 0 al fine di ottenere un'altra chance per spostare la pedina nell'altro nodo adiacente non ancora visitato.



Data la *v.a.*  $X$ , definita come riportato nel testo:

$$X := \text{ nodo su cui si ferma la pedina }$$

ho provato ad ipotizzare la sua distribuzione di probabilità ma non ho avuto molto successo... Sono abbastanza sicuro che  $X$  non segua una *distribuzione binomiale* poichè risulta un po' difficile descriverla in termini di  $k$  successi su  $n$  tentativi: è fuorviante fissare un numero di tentativi da eseguire in un processo aleatorio di questo tipo, similmente, parlare di  $k$  successi non mi sembra abbia molto senso. La *distribuzione geometrica* sembra intuitivamente più adatta ma in questo caso la sfida sarebbe definire la probabilità di successo/insuccesso.

Fatte queste osservazioni iniziali, non ho per ora una vera intuizione su quale possa essere la distribuzione di probabilità di  $X$ .

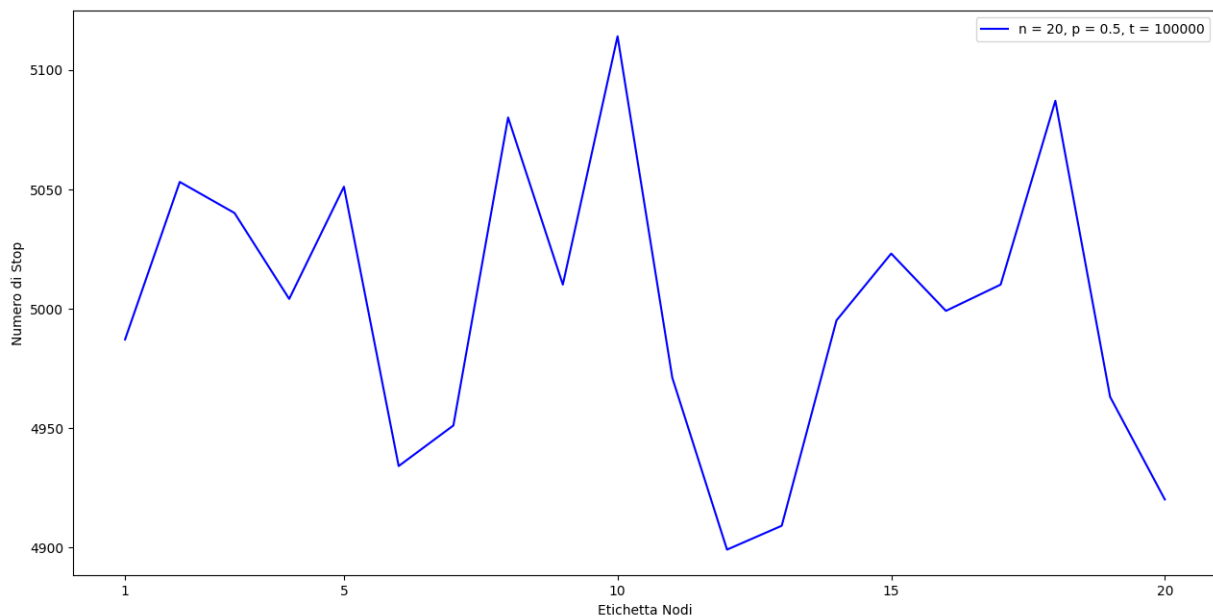
#### 3.1 e 3.2

Gli esercizi implementativi sono stati realizzati in Python e si trovano nella cartella *Esercizio 3* suddivisi nei vari punti. Le funzioni principali sono commentate per cercare di rendere chiaro ogni dettaglio rilevante.

### 3.3

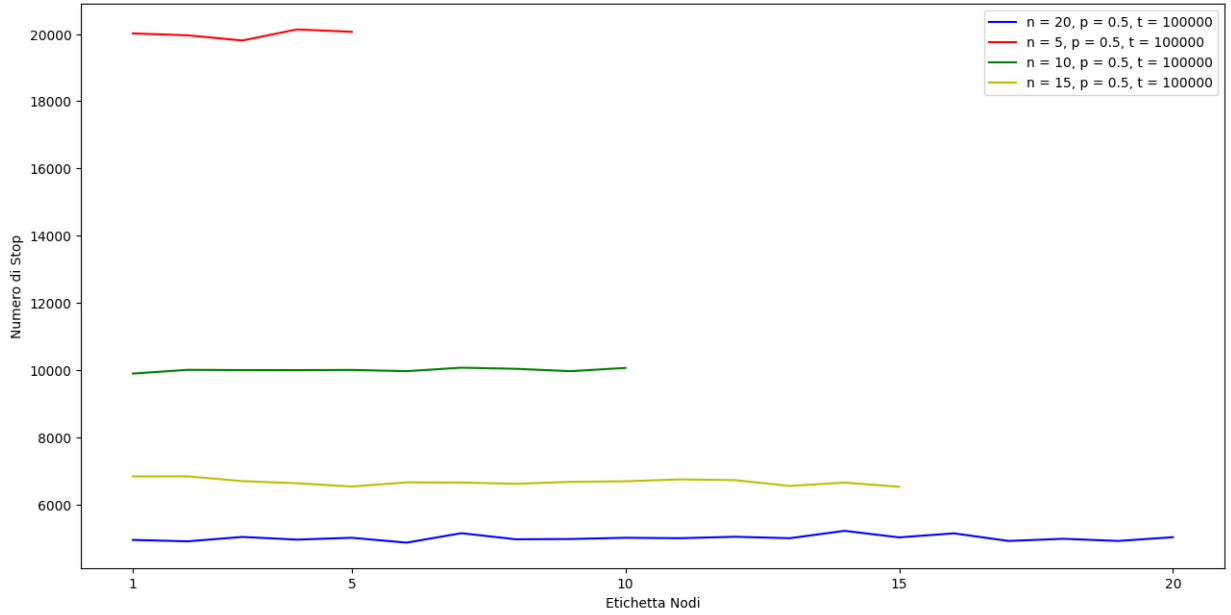
In questa sezione si esplorano i dati ottenuti dalla simulazione del processo aleatorio su diversi valori del numero di nodi  $n$ . I dati verranno riportati sotto forma di grafici ottenuti dalla funzione *makePlot* definita all'interno del file *3.2.py*, la funzione si trova in un commento per evitare che venga eseguita ogni volta all'esecuzione del file.

La probabilità di spostamento tra i nodi è fissata a  $p = \frac{1}{2}$  e il numero di iterazioni della simulazione di un processo è fissato a  $t = 10^5$ . L'unico parametro che varia è il numero di nodi  $n$ . Sull'asse delle ascisse troviamo le etichette dei nodi, sull'asse delle ordinate troviamo il numero di volte che la pedina si è fermata su un certo nodo. Osserviamo il seguente grafico ottenuto per  $n = 20$ :



Dal grafico si nota che il numero di volte che la pedina si ferma su un nodo rimane relativamente concentrato attorno 5000, per questo grafico tra 4900 e 5100 (circa) per ogni nodo dell'anello.

Con il prossimo grafico si guardano le cose un po' più dall'alto, mettendo a confronto l'andamento di queste rette per diversi valori di  $n$  ed è proprio da questo grafico che ho avuto la vera intuizione su quale potrebbe essere la distribuzione di  $X$ .



Dai dati emerge che la pedina si ferma su ogni nodo più o meno lo stesso numero di volte indipendentemente da  $n$ . Questo suggerisce che la v.a.  $X$  segue una *distribuzione uniforme*. L'intuizione di partenza, secondo la quale i nodi vicini al nodo 0 sono i nodi su cui la pedina si ferma meno frequentemente, è quindi errata.

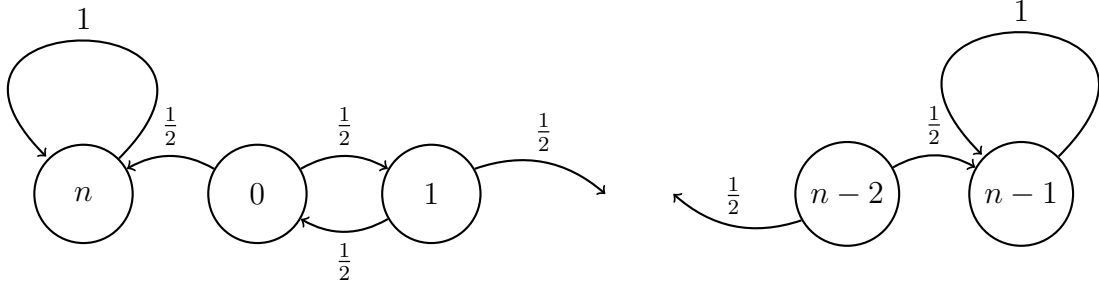
### 3.4

Proviamo a capire quale è la probabilità che la pedina si ferma sul nodo  $n$ . La supposizione da cui sono partito è che la probabilità che la pedina si ferma sul nodo  $n$  coincide con la probabilità che la pedina attraversa tutti gli altri nodi dell'anello senza mai passare prima per  $n$ . In questo caso particolare che stiamo considerando, la pedina deve arrivare ad  $n - 1$  senza toccare il nodo  $n$ . Abbiamo quindi due situazioni diverse:

- 1) la pedina, partendo da 0, arriva al nodo etichettato con  $n - 1$  senza passare prima per  $n$ ;
- 2) la pedina, partendo da 0, passa sul nodo etichettato con  $n$  prima di arrivare sul nodo etichettato con  $n - 1$ .

Torna utile definire la v.a. booleana  $Y :=$  la pedina arriva in  $n-1$  prima di passare per la prima volta su  $n$ . Definiamo anche  $p_h = P[Y = 1 | X_0 = h]$   $\forall h = 0, 1, \dots, n - 1, n$ .

La probabilità che vogliamo calcolare è relativa al primo caso e la indichiamo con  $p_0 = P[Y = 1|X_0 = 0]$ , inoltre, dalla definizione di  $Y$  segue che  $p_{n-1} = 1$  e  $p_n = 0$ . Riconduciamo il problema all'analisi della seguente catena di Markov con probabilità di transizione pari a  $\frac{1}{2}$  per ogni nodo diverso da  $n$  e  $n - 1$



Da cui il sistema:

$$\begin{cases} p_h = \frac{p_{h+1} + p_{h-1}}{2}, \quad \forall h = 0, \dots, n-2 \\ p_n = 0 \\ p_{n-1} = 1 \end{cases}$$

Con l'osservazione  $p_{h+1} \geq p_h$  e il calcolo dei  $\Delta_{h+1} = p_{h+1} - p_h$ , si ottiene:

$$p_{h+1} = p_n + (h+2)p_0$$

Sostituendo  $h = n - 2$  e riscrivendo l'equazione si ottiene:

$$p_0 = \frac{p_{n-1}}{n} = \frac{1}{n}$$

Con lo stesso procedimento e qualche modifica alle etichette della catena, si può calcolare la probabilità che la pedina si ferma sul nodo 1 che è sempre  $\frac{1}{n}$ . Per i restanti nodi che non sono adiacenti al nodo di partenza ciò che si vuole calcolare è la stessa cosa, ovvero si vuole sapere la probabilità che la pedina visita tutti i nodi dell'anello prima di raggiungere il nodo  $i$ . In questi altri casi il calcolo si complica poichè ci sono più situazioni da considerare, infatti la pedina potrebbe raggiungere prima il nodo  $i - 1$  e poi "tornare indietro" fino al nodo  $i + 1$  o viceversa. Tuttavia non sono riuscito a generalizzare la catena e il calcolo dei  $p_0$ .