

19.1 Algoritmi di consensus randomizzati

Finora si sono sempre considerati sistemi *tempo-invarianti*, ovvero descritti dalla legge

$$x^+ = Px$$

con P costante nel tempo: l'obiettivo è trovare P tale che tutte le componenti del vettore $x(t)$ convergano al medesimo valore, cioè $x(t) \rightarrow \alpha \mathbf{1}$. Ciò accade se il grafo associato a P , \mathcal{G}_P , è *fortemente connesso*: in tal caso $\alpha = w^T x(0)$, dove w è l'*autovettore sinistro* di P relativo all'autovalore 1 ($\Leftrightarrow w^T P = w^T$; l'autovettore *destro* relativo a 1 è $\mathbf{1}$). Se P è *doppiamente stocastica*, allora

$$\alpha = \frac{1}{N} \sum_i x_i(0) \Leftrightarrow w^T = \frac{1}{N} \mathbf{1}^T;$$

vale anche il viceversa (condizione *necessaria e sufficiente*).

Nei due esempi successivi la $P(t)$ varia in modo aleatorio nel tempo.

Esempi

1. *Algoritmo gossip*: è un algoritmo randomizzato (condizione imposta dall'esterno in modo da evitare la collisione di messaggi, lo scambio di informazioni avviene in tempi diversi).

Si parte da un grafo \mathcal{G} , che si suppone per semplicità *completo* (N^2 edge) e *non orientato*: la matrice di adiacenza è simmetrica e completa. Ad ogni istante di tempo, si attiva un edge (nell'insieme ε di lati) con probabilità $w_{ij} \geq 0$: dato che se ne accende uno solo alla volta, si suppone $\sum_{i,j} w_{ij} = 1$.

Si consideri ad esempio $w_{ij} = \frac{1}{N^2} \forall i, j$, in modo da usare *tutti* gli edge. Quando si attiva un arco $j \rightarrow i$, $i \neq j$, i nodi j e i si scambiano l'informazione riguardante il proprio stato, calcolando il nuovo stato come *combinazione convessa*

$$x_i(t+1) = (1-q)x_i(t) + qx_j(t) \quad (19.1)$$

$$x_j(t+1) = qx_i(t) + (1-q)x_j(t); \quad (19.2)$$

tutti gli altri stati non ricevono informazione

$$x_l(t+1) = x_l(t), \quad \forall l \neq i, j. \quad (19.3)$$

P è casuale, dipende da come si accendono gli edge, e le attivazioni sono indipendenti (ciò che succede al tempo $t+1$ è indipendente da ciò che succede al tempo t).

Non si è certi della convergenza dell'algoritmo, ma in caso positivo converge alla media delle condizioni iniziali (*average consensus*): infatti il valore $\frac{1}{N} \sum_i x_i(t) = \frac{1}{N} \mathbf{1}^T x(t)$ (\leftarrow *baricentro*) resta sempre lo stesso ne tempo, dato che

$$\begin{aligned} \frac{1}{N} \sum_l x_l(t+1) &= \frac{1}{N} \left\{ \sum_{l \neq i, j} x_l(t+1) + x_i(t+1) + x_j(t+1) \right\} \\ \text{da (19.1), (19.2), (19.3)} \rightarrow &= \frac{1}{N} \left\{ \sum_{l \neq i, j} x_l(t) + (1-q)x_i(t) + qx_j(t) + qx_i(t) + (1-q)x_j(t) \right\} \\ &= \frac{1}{N} \sum_l x_l(t). \end{aligned}$$

Ergo se $x_l(t) \xrightarrow{t \rightarrow \infty} \alpha \forall l$, allora α è tale che $\frac{1}{N} \sum_l \underbrace{x_l(\infty)}_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_l x_l(0)$.

Si dimostra che questo è l'unico algoritmo randomizzato che preserva la media: ci sono tuttavia svariati casi in cui, se N è sufficientemente elevato, la distanza fra valore finale e media è piccola (idealmente coincidono per $N \rightarrow \infty$).

2. *Perdita di pacchetti*: si considera un tradizionale algoritmo di consenso in cui però l'informazione da j a i può non arrivare.

Si parte in questo caso da una matrice P ben precisa, ad esempio

$$P_1 = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \\ 0 & & & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & 0 & \cdots & 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix} \quad (19.4)$$

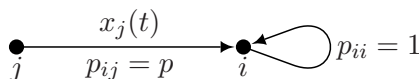
circolante, oppure

$$P_2 = \begin{bmatrix} \frac{1}{N} & \cdots & \frac{1}{N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{N} & \cdots & \frac{1}{N} \end{bmatrix} \quad (19.5)$$

completa (\Rightarrow convergenza dead-beat al baricentro).

In generale, se j vuole trasmettere informazioni a i all'istante t si tiene conto di una *probabilità di ricezione* p_{ij} definita come

$$p_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i = j \\ p & \text{se } i \neq j \end{cases}$$



Se viene perso un pacchetto, si devono adattare i pesi (la loro somma deve restare unitaria $\Rightarrow P$ deve rimanere stocastica): un modo semplice è aggiungere al peso del nodo che non riceve informazione quello del nodo dal quale non l'ha ricevuta. Si introduce così la variabile

$$L_{ij}(t) \triangleq \begin{cases} 1 & \text{se l'informazione da } j \text{ a } i \text{ arriva} \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} = \begin{cases} 1 & \text{con probabilità } p \\ 0 & \text{con probabilità } 1 - p \end{cases}, \quad i \neq j;$$

$L_{ii}(t) \equiv 1 \forall i$; $L_{ij}(t)$ è indipendente dai nodi e nel tempo.

L'algoritmo di compensazione dei pesi diviene

$$x_i(t+1) = \left[P_{ii} + \sum_{j \neq i} P_{ij} (1 - L_{ij}(t)) \right] x_i(t) + \sum_{j \neq i} P_{ij} L_{ij}(t) x_j(t),$$

in contrapposizione al caso senza perdita di pacchetti in cui si ha

$$x_i(t+1) = \sum_j P_{ij} x_j(t) = P_{ii} x_i(t) + \sum_{j \neq i} P_{ij} x_j(t).$$

Usando P_1 definita in (19.4), si ha

$$x_i(t+1) = \frac{1}{2} x_i(t) + \frac{1}{2} x_{i+1}(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} x_i(t) + \frac{1}{2} x_{i+1}(t) & \text{se l'informazione da } j \text{ a } i \text{ arriva} \\ x_i(t) & \text{altrimenti} \end{cases}.$$

Se si è in condizioni di agreement, l'algoritmo *non* fa perdere l'accordo ($x_i(t) = \alpha \Rightarrow x_i(t+1) = \alpha$, $\forall i$).

19.2 Definizioni e condizioni di convergenza

Il sistema diventa del tipo

$$x(t+1) = P(t)x(t)$$

con $P(0), P(1), \dots$ sequenza di variabili aleatorie a valori matriciali indipendenti. Si suppone inoltre che $P(t)$ assuma valori in un insieme $\mathcal{P} \subseteq \mathbb{R}^{N \times N}$ finito, ergo $\mathcal{P} = \{P_1, \dots, P_h\}$ è una lista di valori da cui il sistema sceglie a caso, e che $\mathbb{P}[P(t) = P_i] = p_i$ ($\sum_i p_i = 1$); infine, le $P(t)$ sono i.i.d..

Quindi $P(t, \omega)$ è funzione del parametro $\omega \in \Omega$ (spazio degli eventi) che decide quale sequenza è selezionata.

Definizione 19.1 (Probabilistic Consensus). *L'algoritmo sopra descritto dà probabilistic consensus se $x(t) \rightarrow \alpha \mathbf{1}$ c.p.1 (almost surely).*

α dipende da $x(0)$ (come nel caso deterministico) e da $\omega \in \Omega$ (a parte nel caso del gossip) $\Rightarrow \alpha(x(0), \omega)$. Fissato ω (ovvero fissata la sequenza delle $P(t)$), $\alpha(x(0), \omega)$ è lineare in $x(0) \Rightarrow \alpha(x(0), \omega) = \rho(\omega)^T x(0)$. La linearità è facile da dimostrare.

Dimostrazione: consideriamo la condizione iniziale $x(0)$ come somma di due condizioni iniziali $x_1(0)$, $x_2(0)$:

$$x(0) = x_1(0) + x_2(0) \Rightarrow x(t) = x_1(t) + x_2(t) \xrightarrow{t \rightarrow \infty} x(\infty) = x_1(\infty) + x_2(\infty)$$

e quindi

$$\alpha \mathbf{1} = x(\infty) = x_1(\infty) + x_2(\infty) = \alpha_1 \mathbf{1} + \alpha_2 \mathbf{1} \Rightarrow \alpha = \alpha_1 + \alpha_2;$$

perciò α è lineare (la moltiplicazione per costante è banale). □

Quindi, $x(t) \rightarrow (\rho^T(\omega)x(0)) \mathbf{1}$.

Definiamo

$$Q(t, \omega) \triangleq P(t-1, \omega) \cdots P(1, \omega) \cdot P(0, \omega);$$

è facile vedere che $x(t, \omega) = Q(t, \omega)x(0)$.

Proposizione 19.1. $Q(t, \omega) \rightarrow \mathbf{1}\rho(\omega)^T$ c.p.1 è la condizione equivalente a $x(t) \rightarrow \alpha \mathbf{1}$ c.p.1 (probabilistic consensus).

Dimostrazione: se $Q(t, \omega) \rightarrow \mathbf{1}\rho(\omega)^T$,

$$Q(t, \omega)x(0) \rightarrow \mathbf{1} \underbrace{\rho(\omega)^T x(0)}_{\triangleq \alpha} = \mathbf{1}\alpha;$$

se $x(t) \rightarrow \alpha \mathbf{1}$,

$$Q(t, \omega)x(0) = x(t) \rightarrow \underbrace{\rho(\omega)^T x(0)}_{\text{scalare}} \mathbf{1} = \mathbf{1}\rho(\omega)^T x(0)$$

e prendendo $x(0)$ come vettore della base canonica,

$$Q(t, \omega) \rightarrow \mathbf{1}\rho(\omega)^T.$$

□

Teorema 19.1. Si supponga che

1. $P(t)$ ha gli elementi della diagonale positivi c.p.1 ($P(t) = P_i$ con probabilità p_i);
2. sia $\bar{P} = \mathbb{E}[P(t)] = \sum_i p_i P_i$: $\mathcal{G}_{\bar{P}}$ è fortemente connesso;

allora si ha probabilistic consensus.

Osservazione 1

Se le condizioni 1 e 2 del teorema precedente sono verificate, allora $Q(t) \rightarrow \mathbf{1}\rho^T$ c.p.1, quindi

$$\mathbb{E}[Q(t)] \rightarrow \mathbb{E}[\mathbf{1}\rho^T] = \mathbf{1}[\rho^T];$$

per l'indipendenza delle $P(t)$ e dalla condizione 2, si ha

$$\mathbb{E}[Q(t)] = \mathbb{E}[P(t-1)] \mathbb{E}[P(t-2)] \cdots = \bar{P}^t$$

e quindi

$$\bar{P}^t \rightarrow \mathbf{1}\mathbb{E}[\rho^T].$$

Se si usasse \bar{P} si avrebbe consenso deterministico, con $w^T = \mathbb{E}[\rho^T]$.

Osservazione 2

Se \bar{P} è doppiamente stocastica, allora $\mathbb{E}[\rho^T] = \frac{1}{N}\mathbf{1}^T$ (baricentro). Non è detto però che se \bar{P} è doppiamente stocastica l'algoritmo converga al baricentro $\forall \omega$ (solo in media). Per avere l'average probabilistic consensus, condizione necessaria e sufficiente è che $P(t)$ sia doppiamente stocastica c.p.1 (P_i doppiamente stocastica $\forall i$) (l'average probabilistic consensus corrisponde alla convergenza alla media c.p.1).

Si ha inoltre che $P(t)$ doppiamente stocastica $\Leftrightarrow \bar{P}$ doppiamente stocastica.

Si può dimostrare che se $\mathcal{G}_{\bar{P}} = \mathcal{G}_{W+W^T}$ non vale non si può avere consenso, quindi è anche condizione necessaria.

2. *Perdita di pacchetti*: da quanto visto precedentemente, per $i \neq j$ $P_{ij}(t) = L_{ij}(t)P_{ij}$, mentre $P_{ii}(t) = P_{ii} + \sum_i (1 - L_{ij}(t)) P_{ij} \geq P_{ii}$, quindi scegliendo la diagonale positiva resta sempre > 0 e dunque è verificata la prima condizione del teorema.

Inoltre, se $i \neq j$ $(\bar{P})_{ij} = \mathbb{E}[P_{ij}(t)] = (1 - p) \cdot 0 + p \cdot P_{ij} = pP_{ij}$: finchè $p > 0$, $\mathcal{G}_{\bar{P}} = \mathcal{G}_P$ fuori diagonale.