

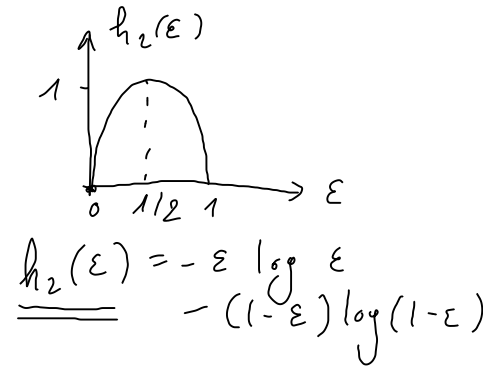
Disuguaglianza di Fano. Siano X, \hat{X} due v.a. su $\mathcal{X} = \{x_1, \dots, x_K\}$. $\begin{matrix} \downarrow \downarrow \hat{X} & & \downarrow \\ & & K \\ & & K-1 \end{matrix}$

Chiamiamo $\epsilon = \Pr[X \neq \hat{X}]$ (probab. che la stima di X sia errata)

Allora : $H(X|\hat{X}) \leq h_2(\epsilon) + \epsilon \log(K-1)$.

Dim. Possiamo

$$Z = \begin{cases} 0 & \text{se } X = \hat{X} \\ 1 & \text{se } X \neq \hat{X} \end{cases} \rightarrow \begin{aligned} \Pr[Z=0] &= \Pr[X = \hat{X}] = 1 - \epsilon \\ \Pr[Z=1] &= \Pr[X \neq \hat{X}] = \epsilon \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} H(X, Z | \hat{X}) &= H(X | \hat{X}) + \boxed{H(Z | X, \hat{X})} \\ &\stackrel{\text{catena}}{=} H(Z | \hat{X}) + H(X | Z, \hat{X}) \end{aligned}$$

$$H(X, Y) = H(X) + H(Y|X)$$

$$\begin{aligned} H(X, Z | \hat{X}) &= \\ &= H(X | \hat{X}) + H(Z | X, \hat{X}) \\ &= h_2(\epsilon) + \epsilon \log(K-1) \end{aligned}$$

QED

$$\Rightarrow H(X|\hat{X}) = H(Z|\hat{X}) + H(X|Z, \hat{X}) \leq \boxed{H(Z)} + H(X|Z, \hat{X})$$

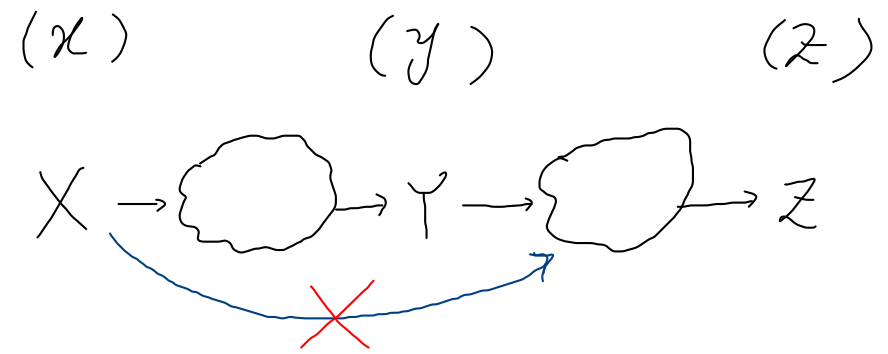
$$= h_2(\epsilon) + \underbrace{\Pr[Z=0]}_{(1-\epsilon)} \underbrace{H(X|Z=0, \hat{X})}_0 + \underbrace{\Pr[Z=1]}_{\epsilon} \underbrace{H(X|Z=1, \hat{X})}_{\leq \log(K-1)}$$

X e \hat{X} coincidono?
 sì $X = \hat{X}$
 no $K-1$ possibilità
 $h_2(\epsilon) + (1-\epsilon) \cdot 0 + \epsilon \cdot \log(K-1)$
 incertezza residua su $X \neq \hat{X}$

Teoremi di elaborazione dei dati

Tre v.a. X, Y e Z sono in catena di Markov:

$$X \rightarrow Y \rightarrow Z$$



se $p(z|x,y) = p(z|y)$ per ogni $x \in \mathcal{X}, y \in \mathcal{Y}, z \in \mathcal{Z}$

La condizione è equivalente a:

$$\rightarrow p(x,y,z) = p(x) \cdot p(y|x) \cdot p(z|y)$$

$$" p(x,y,z) = p(x) \cdot p(y,z|x) = p(x) p(y|x) \cdot p(z|x,y) = p(z|y) \text{ per assunzione}$$

vale sempre

Osservazioni. Se vale $X \rightarrow Y \rightarrow Z$,

$$\text{allora } H(Z|X,Y) = H(Z|Y)$$

$$\mathbb{E}_{X,Y,Z} [-\log p(Z|X,Y)] = \mathbb{E}_{X,Y,Z} [-\log p(Z|Y)]$$

$$\text{Inoltre } H(X, Y, Z) = H(X) + H(Y|X) + H(Z|Y)$$

Inoltre, X e Z non sono necessariamente indipendenti ma sono indipendenti condizionatamente alla Y :

$$I(X; Z|Y) = H(Z|Y) - H(Z|X, Y) = 0$$

$$I(X; Y) = H(X) - H(X|Y)$$

Se vale $X \rightarrow Y \rightarrow Z$, allora vale $Z \rightarrow Y \rightarrow X$ (lemma 2.1 nel testo)

$$\begin{aligned} \text{Infatti } I(X; Z|Y) = 0 &\Rightarrow H(X|Y) = H(X|Y, Z) \Leftrightarrow p(x|y) = p(x|y, z) \\ &\quad \text{" } H(X|Y) - H(X|Y, Z) &\quad \Downarrow &\quad Z \rightarrow Y \rightarrow X \end{aligned}$$

$$\left(H(X, Y, Z) = H(X) + H(Y|X) + \underline{H(Z|X, Y)} \quad \text{vale sempre} \right)$$

Primo teorema di elaborazione dati

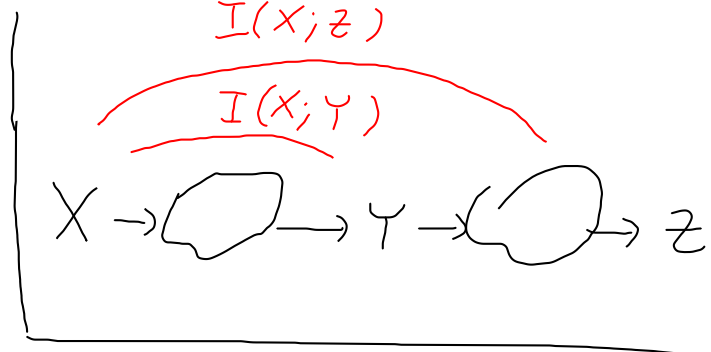
Se vale $X \rightarrow Y \rightarrow Z$, allora $H(X|Y) \leq H(X|Z)$

Dim. Per il Lemma 2.1, vale $Z \rightarrow Y \rightarrow X$ e

$$H(X|Y) = H(X|Y, Z) \leq H(X|Z) \quad \text{QED}$$

rimuovendo il condizionamento, l'entropia può solo aumentare

$$\Rightarrow -H(X|Z) \leq -H(X|Y)$$



Secondo teorema di elaborazione dati

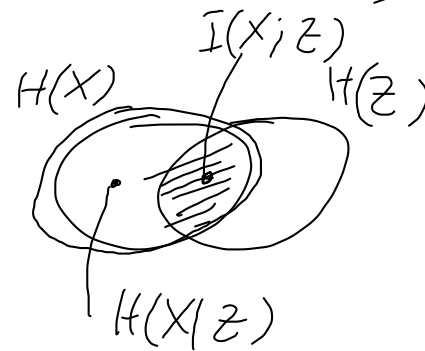
Se vale $X \rightarrow Y \rightarrow Z$, allora $I(X; Y) \geq I(X; Z)$.

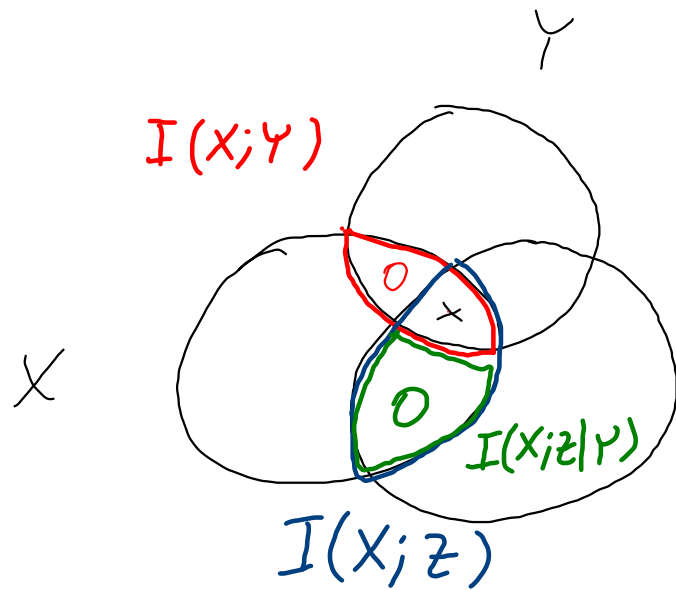
Inoltre, si ha $I(X; Y) = I(X; Z)$ se e solo se $I(X; Y|Z) = 0$.
(cioè se e solo se vale anche la catena $X \rightarrow Z \rightarrow Y$)

1° teorema

Dim.

$$I(X; Z) = H(X) - H(X|Z) \leq H(X) - H(X|Y) = I(X; Y)$$





Se vale $X \rightarrow Y \rightarrow Z$
 allora $I(X; Z | Y) = 0$
 \downarrow
 $(X \cap Z) \setminus Y$

Quindi $I(X; Y) = I(X; Z)$

se e solo se

$$I(X; Y | Z) = 0$$

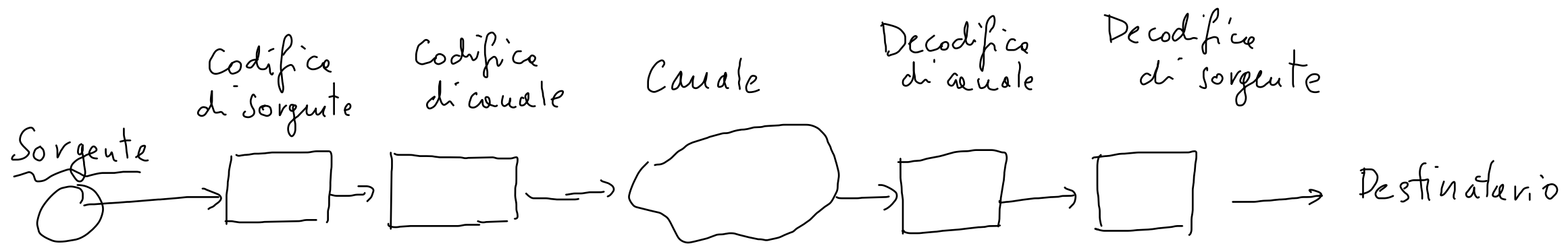
$(\Leftrightarrow X \rightarrow Z \rightarrow Y)$

Corollario. Se $Z = g(Y)$, con $g: Y \rightarrow Z$
 (deterministica)

allora $I(X; Y) \geq I(X; g(Y))$.

Dim. Osservo $H(g(Y) | X, Y) = 0$
 \parallel
 $H(g(Y) | Y) = 0$

\Rightarrow quindi vale la catena di Markov $X \rightarrow Y \rightarrow g(Y)$.



Sorgente

Istanti di tempo: t_0, t_1, t_2, t_3

v.a. rappresentati i simboli: $X_{-1}, X_0, X_1, X_2, X_3, \dots$

Alfabeto: $\mathcal{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_K\}$