

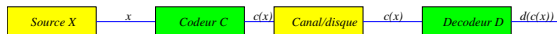
# Théorème de Shannon (codage source)

Un **codeur** (binaire) est une application

$$\begin{aligned} C : \mathcal{X} &\rightarrow \{0, 1\}^* \\ x &\rightarrow c(x) \end{aligned} ,$$

Le décodeur  $D$  est une application des séquences binaires dans l'alphabet  $\mathcal{X}$ :

$$\begin{aligned} D : \{0, 1\}^* &\rightarrow \mathcal{X} \\ c(x) &\rightarrow d(c(x)) \end{aligned}$$



# Codage sans pertes

Si  $\forall x \in \mathcal{X}$

$$d(c(x)) = x ,$$

(l'application  $C$  est inversible sur  $\mathcal{X}$ )

nous dirons que le codage est **sans pertes**.

Dans le cas contraire, nous dirons que  $C$  est un codeur **avec pertes**.

⇒ Un code sans pertes doit vérifier :

$$|C(\mathcal{X})| = |\mathcal{X}|.$$

# Codes de longueur fixe et variable

Longueur d'une séquence :

$$x = x_1 \cdots x_n \Rightarrow |x| = n$$

$C$  est un code **de longueur fixe** si

$$\forall c \in C(\mathcal{X}), |c| = n$$

Sinon,  $C$  est **de longueur variable**.

$C$  binaire, sans pertes, de longueur fixe  $\Rightarrow$

$$|c| \geq \log_2 |\mathcal{X}|.$$

Si nous acceptons des pertes (erreurs)

$$d(c(x_1)) = d(c(x_2)), \quad x_1 \neq x_2 \in \mathcal{X}$$

nous pouvons utiliser  $|c| < \log_2 |\mathcal{X}|$ .

Pour garantir  $\Pr \{erreurs\} \ll 1 \Rightarrow$

*caractérisation probabiliste de la source.*

# Plus petit ensemble $\delta$ -représentatif $S_\delta$

Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$X$  : variable aléatoire  $X \in \mathcal{X}$ , et loi  $p_X : X \sim p_X$ .

$S_\delta$  est le plus petit sous-ensemble de  $\mathcal{X}$  avec probabilité plus grande ou égale à  $1 - \delta$ :

$$S_\delta = \arg \min_{S \subset \mathcal{X}, \Pr(S) \geq 1 - \delta} |S|.$$

## Contenu $\delta$ -informatif de $X$ $H_\delta(X)$

$X \sim p_X$ ,  $X \in \mathcal{X}$ ,  $S_\delta$  le plus petit sous-ensemble  $\delta$ -informatif pour  $X$ .

Le **contenu  $\delta$ -informatif** de  $X$  est

$$H_\delta(X) = \log |S_\delta|.$$

$H_\delta(X)$  indique le *nombre minimal de bits* d'un code  $C$  de longueur fixe qui peut transmettre sans erreur toutes les séquences de l'ensemble  $S_\delta$ .

$C$  a donc  $\Pr\{\text{erreur}\} < \delta$ .

$H_0(X)$  est égal à la valeur maximale de  $H(X)$ ,  $X \in \mathcal{X}$ :

$$H_0(X) = \log |\mathcal{X}| \geq H(X),$$

# Exemple

Séquence binaire de longueur 4 :

$x_1 x_2 x_3 x_4$ ,  $x_i \in \{0, 1\}$ ,  $\Pr \{x_i = 0\} = 0.2$ .

$x_k \in \mathcal{X}$	$p(x_k)$	$H_{\delta}^k(X)$
0000	$(0.2)^4$	$\log_2(15) = 3.9$
0001	$(0.2)^3 \cdot 0.8$	$\log_2(14) = 3.9$
0010	$(0.2)^3 \cdot 0.8$	$\log_2(13) = 3.8$
0100	$(0.2)^3 \cdot 0.8$	$\log_2(12) = 3.7$
1000	$(0.2)^3 \cdot 0.8$	$\log_2(11) = 3.6$
0011	$(0.2)^2 \cdot (0.8)^2$	$\log_2(10) = 3.4$
0101	$(0.2)^2 \cdot (0.8)^2$	$\log_2(9) = 3.3$
1001	$(0.2)^2 \cdot (0.8)^2$	$\log_2(8) = 3.2$
0110	$(0.2)^2 \cdot (0.8)^2$	$\log_2(7) = 3.0$
1010	$(0.2)^2 \cdot (0.8)^2$	$\log_2(6) = 2.8$
1100	$(0.2)^2 \cdot (0.8)^2$	$\log_2(5) = 2.6$
1110	$0.2 \cdot (0.8)^3$	$\log_2(4) = 2.0$
1101	$0.2 \cdot (0.8)^3$	$\log_2(3) = 1.6$
1011	$0.2 \cdot (0.8)^3$	$\log_2(2) = 1.0$
0111	$0.2 \cdot (0.8)^3$	$\log_2(1) = 0$
1111	$(0.8)^4$	

## Plus petit ensemble $\delta$ -représentatif

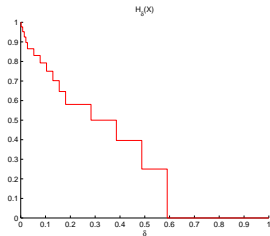
$$S^0 = \mathcal{X} \quad S_\delta^{k-1} = S_\delta^k \cup \{x_k\}, k = 1, 2, \dots, 16,$$

Taille :

$$|S_\delta^k| = |S_\delta^{k-1}| - 1, k = 1, 2, \dots, 16 \quad |S_\delta^0| = 16.$$

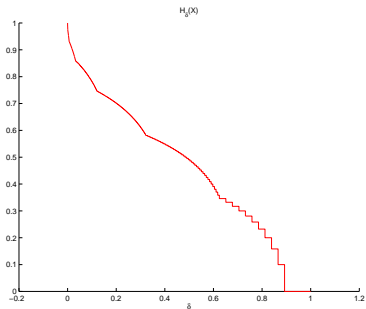
**Probabilité d'erreur** :  $\delta_k = \Pr \{x_i \notin S_\delta^k\}$

$$\delta_0 = 1, \quad \delta_{k+1} = \delta_k - p(x_{k+1}), k = 1, 2, \dots, 16.$$

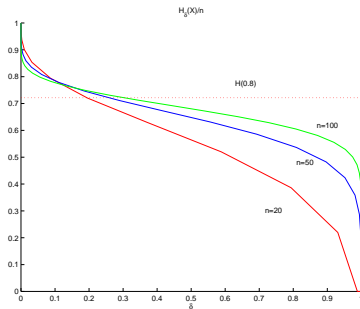


graphe de  $H_\delta(X)/n$  ( $n = 4$ )





graphe de  $H_\delta(X)/n$  ( $n = 10$ )



graphe de  $H_\delta(X)/n$  ( $n = 20, 50, 100$ )

# Théorème du codage source (Shannon)

Soit  $X$  une source avec entropie  $H(X)$ . Alors

$$\forall \epsilon > 0, \forall \delta \in ]0, 1[, \exists n_0 : \\ \forall n > n_0 \quad \left| \frac{1}{n} H_\delta(X^{(n)}) - H \right| < \epsilon.$$

$X^{(n)}$  : séquences de longueur  $n$  dont les éléments sont des tirages statistiquement indépendants de la même variable aléatoire  $X$ .

# Propriété d'équi-répartition asymptotique

"Tous les événements qui peuvent se produire sont essentiellement équiprobables"

$$x^{(n)}, n \gg 1, \mathcal{X} = \{1, \dots, m\}, |\mathcal{X}| = m$$

$$n_i(x) = |\{x_i = i\}|$$

Loi des grands nombres  $\Rightarrow n_i \simeq np(i)$ .

$\Rightarrow$

$$p(x^{(n)}) = \prod_{k=1}^n p(x_k) = \prod_{i=1}^m p(i)^{n_i(x)} \simeq \prod_{i=1}^m p(i)^{np(i)}$$

$$\log \frac{1}{p(x^{(n)})} \simeq n \sum_{i=1}^m p(i) \log \frac{1}{p(i)} \simeq nH(X)$$

# Ensemble typique $A_\epsilon^{(n)}$

Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$X_1, X_2, \dots, X_n$  : variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.),  $X_i \sim p(x)$ ,  $x \in \mathcal{X}$ .

L'ensemble  $\epsilon$ -typique par rapport à  $p$  est le sous-ensemble de  $\mathcal{X}^n$  :

$$A_\epsilon^{(n)} = \left\{ x^{(n)} \in \mathcal{X}^n : p(x^{(n)}) \in \left[ 2^{-n(H(X)+\epsilon)}, 2^{-n(H(X)-\epsilon)} \right] \right\}$$

$\Leftrightarrow$

$$A_\epsilon^{(n)} = \left\{ x^{(n)} \in \mathcal{X}^n : \frac{1}{n} \log \frac{1}{p(x^{(n)})} \in [H(X) + \epsilon, H(X) - \epsilon] \right\}$$

Les séquences dans  $A_\epsilon^{(n)}$  ont toutes “ la même probabilité ”.

# Propriété d'équi-répartition asymptotique

Pour  $n \gg 1$ ,  $x^{(n)}$  (symboles iid d'une source  $X$ ) appartient *presque surement* à un sous-ensemble de  $\mathcal{X}$  qui *contient seulement*  $2^{nH(X)}$  éléments, chacun avec une *probabilité proche* de  $2^{-nH(X)}$ .

Équivalente au Théorème de Shannon:

**Codage source** (version informelle)

$n$  variables  $X_i \sim p, i = 1, \dots, n$  iid, avec entropie  $H(X)$ , **peuvent être codées avec un nombre de bits non inférieur à  $nH(X)$**  avec une probabilité d'erreur négligeable; si un nombre de bits inférieur à  $nH(X)$  est utilisé, **la probabilité d'erreur sera près de 1**.

# Loi (faible) des grands nombres

Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$X_i, i = 1, \dots, n$ , i.i.d., moyenne  $\mu$  et variance  $\sigma^2$ . Soit

$$X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

Alors,

$$\Pr \left\{ (X - \mu)^2 \geq \alpha \right\} \leq \frac{\sigma^2}{n\alpha}$$

$\Leftrightarrow$

$$\forall \alpha' > 0, \forall \delta > 0, \exists n_0 : n > n_0 \quad \Pr \{ |X - \mu| \geq \alpha' \} \leq \delta$$

$$(\alpha' = \sqrt{\alpha}, \text{ et } n_0 = \lceil \frac{\sigma^2}{\alpha\delta} \rceil)$$

# Inégalité de Chebychev

Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$X \geq 0, \alpha > 0$ . Alors

$$\Pr\{X \geq \alpha\} \leq \frac{E[X]}{\alpha}.$$

Démonstration :

$$\Pr\{X \geq \alpha\} = \sum_{x \geq \alpha} p(x) \stackrel{(a)}{\Leftrightarrow} \Pr\{X \geq \alpha\} \leq \sum_{x \geq \alpha} \frac{x}{\alpha} p(x)$$

$$\stackrel{(b)}{\Leftrightarrow} \Pr\{X \geq \alpha\} \leq \sum_{x \in \mathcal{X}} \frac{x}{\alpha} p(x) = \frac{E[X]}{\alpha}$$

(a): car  $\frac{x}{\alpha} \geq 1$  (b): car les termes ajoutés sont positifs.



Inégalité de Chebychev  $\Rightarrow$

**Inégalité de Chebychev (moment d'ordre 2)**

$X$  variable aléatoire,  $\alpha > 0$ . Alors

$$\Pr \left\{ (X - E[X])^2 \geq \alpha \right\} \leq \frac{\sigma^2}{\alpha}.$$

(prendre  $X = (X - E[X])^2$ )

# Principe d'équi-répartition asymptotique

Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$x_i$  i.i.d.  $\Rightarrow p(x^{(n)}) = \prod_{i=1, \dots, n} p(x_i)$ ,  $A_\epsilon^{(n)}$  est défini par

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{p(x_i)} \in [H(X) - \epsilon, H(X) + \epsilon].$$

Soient

$$Z_i = \log \frac{1}{p(X_i)}, i = 1, \dots, n, (\text{i.i.d.}), E[Z_i] = H(X), \text{var}(Z_i) = \sigma_Z^2$$

$$A_\epsilon^{(n)} \Leftrightarrow$$

$$\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i - H(X) \right| \leq \epsilon \Leftrightarrow \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i - H(X) \right)^2 \leq \epsilon^2.$$

## Borne supérieure de probabilité

$$\Pr \left\{ \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i - H(X) \right)^2 \geq \epsilon^2 \right\} \leq \frac{\sigma_Z^2}{n\epsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$\Pr \left\{ A_\epsilon^{(n)} \right\} = \Pr \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i - H(X) \right| < \epsilon \right\} \geq 1 - \frac{\sigma_Z^2}{n\epsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1.$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$\Pr \left\{ A_\epsilon^{(n)} \right\} \geq 1 - \delta(n, \epsilon), \quad \delta(n, \epsilon) = \frac{\sigma_Z^2}{n\epsilon^2},$$

# Démonstration Théorème de Shannon du codage source

Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$$|A_\epsilon^{(n)}| \leftrightarrow H_\delta(X^{(n)}) = \log |S_\delta|$$

$\forall \epsilon > 0, \forall \delta \in ]0, 1[, \exists n_0$  tel que  $\forall n > n_0$

$$H_\delta(X^{(n)}) - nH(X) \in [-n\epsilon, n\epsilon]$$

## Deux étapes

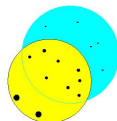
**1**  $\forall \epsilon > 0, \forall \delta \in [0, 1], \exists n_0$  tel que

$$\frac{1}{n} H_\delta(X^{(n)}) - H(X) < \epsilon, \quad \forall n > n_0 .$$

**2**  $\Pr\{S_\delta\} = 1 - \delta, \forall n > n_0 \Rightarrow$

$$H_\delta(X^{(n)}) > n(H(X) - \epsilon) \Rightarrow \frac{1}{n} H_\delta(X^{(n)}) - H(X) > -\epsilon,$$

$$\frac{1}{n} H_{\delta}(X^{(n)}) - H(X) < \epsilon$$



Codage  
source

M. J. Rendas

Codage  
Source

$S_{\delta}$

$$\blacksquare \Pr \{S_{\delta}\} = 1 - \delta$$

$A_{\epsilon}^{(n)}$

$$\blacksquare \Pr \{A_{\epsilon}^{(n)}\} \geq 1 - \delta(n, \epsilon)$$

$$\blacksquare |A_{\epsilon}| \leq 2^{n(H+\epsilon)}$$

$|A_{\epsilon}^{(n)}|$  borne supérieure de  $|S_{\delta}|$  :

$$H_{\delta}(X^{(n)}) = \log |S_{\delta}| \leq \log |A_{\epsilon}^{(n)}|.$$

Nous allons montrer que  $\exists B_s$  :

$$|A_{\epsilon}^{(n)}| \leq B_s \Rightarrow H_{\delta}(X^{(n)}) \leq \log B_s.$$

$$|A_\epsilon^{(n)}| < 2^{n(H+\epsilon)}$$

$$\begin{aligned} 1 \geq \Pr \{A_\epsilon^{(n)}\} &= \sum_{x^{(n)} \in A_\epsilon^{(n)}} p(x^{(n)}) \\ &\stackrel{(a)}{>} \sum_{x^{(n)} \in A_\epsilon^{(n)}} 2^{-n(H+\epsilon)} \\ &= 2^{-n(H+\epsilon)} \sum_{x^{(n)} \in A_\epsilon^{(n)}} 1 = 2^{-n(H+\epsilon)} |A_\epsilon^{(n)}| \\ &\Leftrightarrow |A_\epsilon^{(n)}| < 2^{n(H+\epsilon)} \end{aligned}$$

(a) la borne inférieure pour  $x^{(n)} \in A_\epsilon^{(n)}$

Fixons  $n_0$  tel que

$$\delta \geq \delta(n_0, \epsilon) = \frac{\sigma_Z^2}{\epsilon^2 n_0} \Leftrightarrow n_0 \geq \frac{\sigma_Z^2}{\epsilon^2 \delta}$$

Alors,  $\forall n > n_0$

$$\Pr \left\{ A_\epsilon^{(n)} \right\} \geq 1 - \delta(n, \epsilon) \geq 1 - \delta(n_0, \epsilon) \geq 1 - \delta$$

$$\Pr \left\{ A_\epsilon^{(n)} \right\} \geq 1 - \delta, \quad \text{et} \quad \log |A_\epsilon^{(n)}| \leq n(H(X) + \epsilon) .$$

$\Rightarrow$

$$H_\delta(X^{(n)}) < n(H + \epsilon)$$

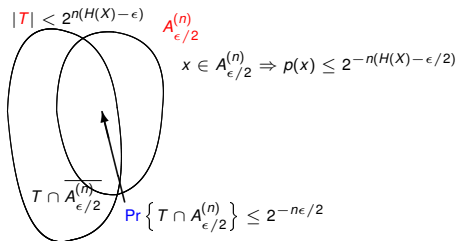
$$\frac{1}{n}H_\delta(X^{(n)}) - H(X) > -\epsilon$$

Par *contradiction*.

Admettons  $\exists T$ , tel que  $\forall n > n_0$

$$|T| < 2^{n(H(X)-\epsilon)}, \quad \Pr\{T\} \geq 1 - \delta$$

$\Rightarrow$  impossible de trouver  $n_0$ .





$$\Pr\{T\} = \Pr\left\{T \cap A_{\epsilon/2}^{(n)}\right\} + \Pr\left\{T \cap \overline{A_{\epsilon/2}^{(n)}}\right\}$$

Mais

$$\begin{aligned}\Pr\left\{T \cap A_{\epsilon/2}^{(n)}\right\} &= \sum_{x^{(n)} \in T, x^{(n)} \in A_{\epsilon/2}^{(n)}} p(x) \\ &\leq \max_{x \in A_{\epsilon/2}^{(n)}} p(x) \left|T \cap A_{\epsilon/2}^{(n)}\right| \\ &\leq 2^{-n(H-\epsilon/2)} |T| \leq 2^{-n(H-\epsilon/2)} 2^{n(H-\epsilon)} = 2^{-n\epsilon/2}\end{aligned}$$

$$\Pr\left\{T \cap \overline{A_{\epsilon/2}^{(n)}}\right\} \leq \Pr\left\{\overline{A_{\epsilon/2}^{(n)}}\right\} \leq \frac{4\sigma_Z^2}{n\epsilon^2}$$

$\Rightarrow$

$$|T| \leq 2^{n(H(X)-\epsilon)} \Rightarrow \Pr\{T\} \leq 2^{-n\epsilon/2} + \frac{4\sigma_Z^2}{n\epsilon} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$\Rightarrow$

$|\mathcal{S}_\delta| \geq 2^{n(H(X)-\epsilon)}$ , ou encore

$$\frac{1}{n} H_\delta(X^{(n)}) - H(X) > -\epsilon$$

$$\frac{1}{n}H_{\delta}(X^{(n)}) - H(X) > -\epsilon$$

et

$$H_{\delta}(X^{(n)}) < n(H + \epsilon)$$

$\Rightarrow \forall \epsilon > 0, \forall \delta \in ]0, 1[, \exists n_0$  tel que  $\forall n > n_0$

$$\left| \frac{1}{n}H_{\delta}(X^{(n)}) - (H + \epsilon) \right| < \epsilon$$