

# 第5章 率失真理论

授课教师：樊平毅教授  
清华大学电子工程系



2022年11月9日

目标：连续信源的数字化处理与数字编码

- 思考

- 连续随机变量的有限表示如何优化？
- 对于一个给定的信源分布与失真的度量，在特定码率下，能达到的最小期望失真是多少？
- 满足一定失真限制的条件下，描述符号所需的最小码率为多少？

## 5.1 量化

## 5.2 基本定义

- 失真函数
- 率失真函数
- 信息率失真

## 5.3 率失真函数的计算

- 二元信源
- 高斯信源
- 独立高斯的同步描述

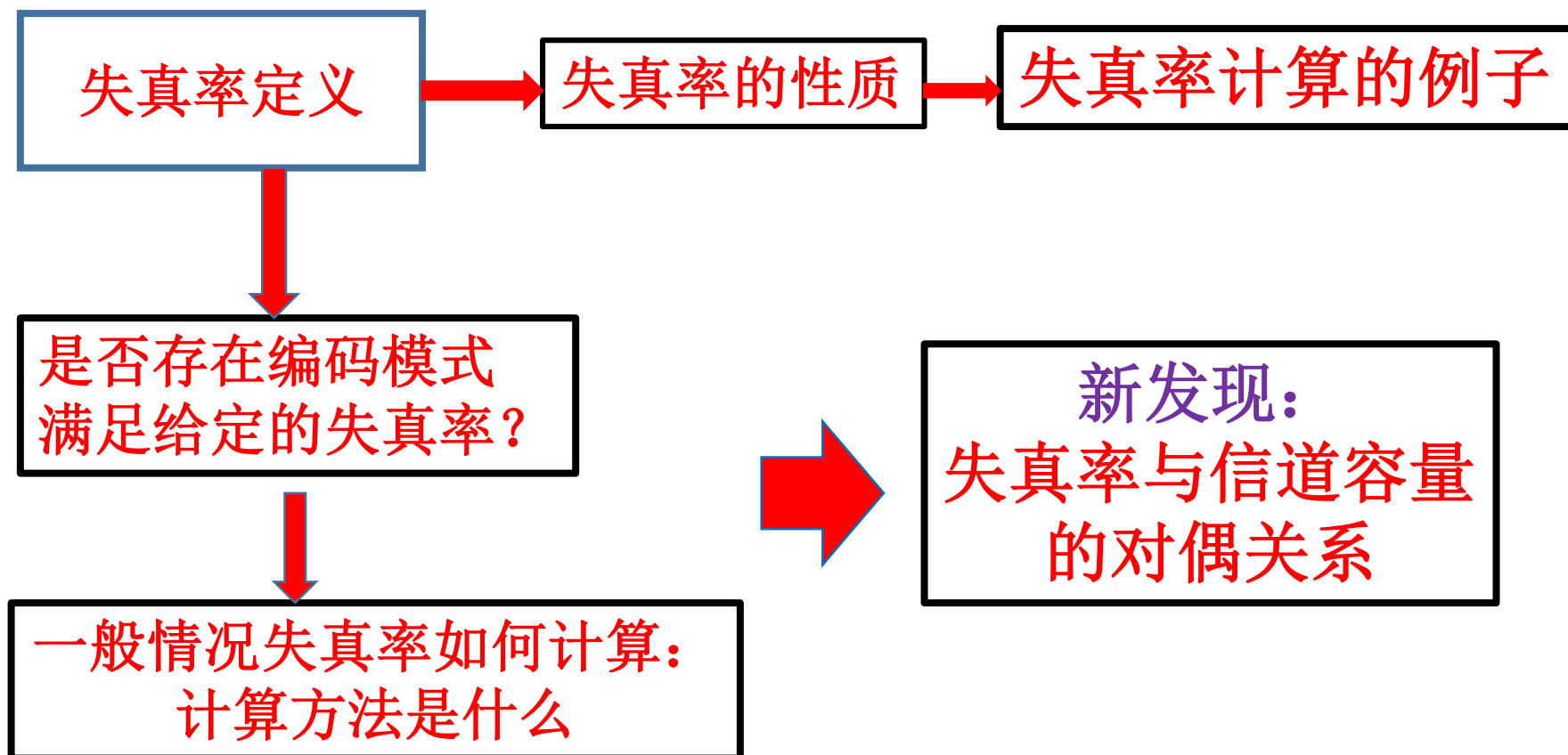
## 5.4 率失真定理的逆定理

## 5.5 率失真函数的可达性

## 5.6 强典型序列与率失真

## 5.7 信道容量与率失真函数的计算

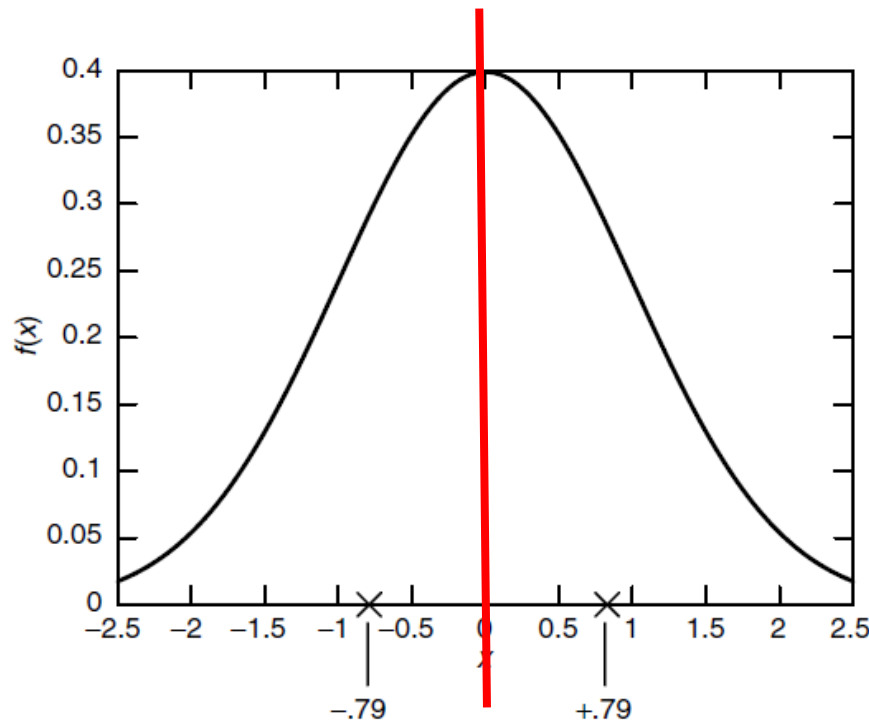
本章学习逻辑线条:



- 例子：高斯随机变量的1比特量化

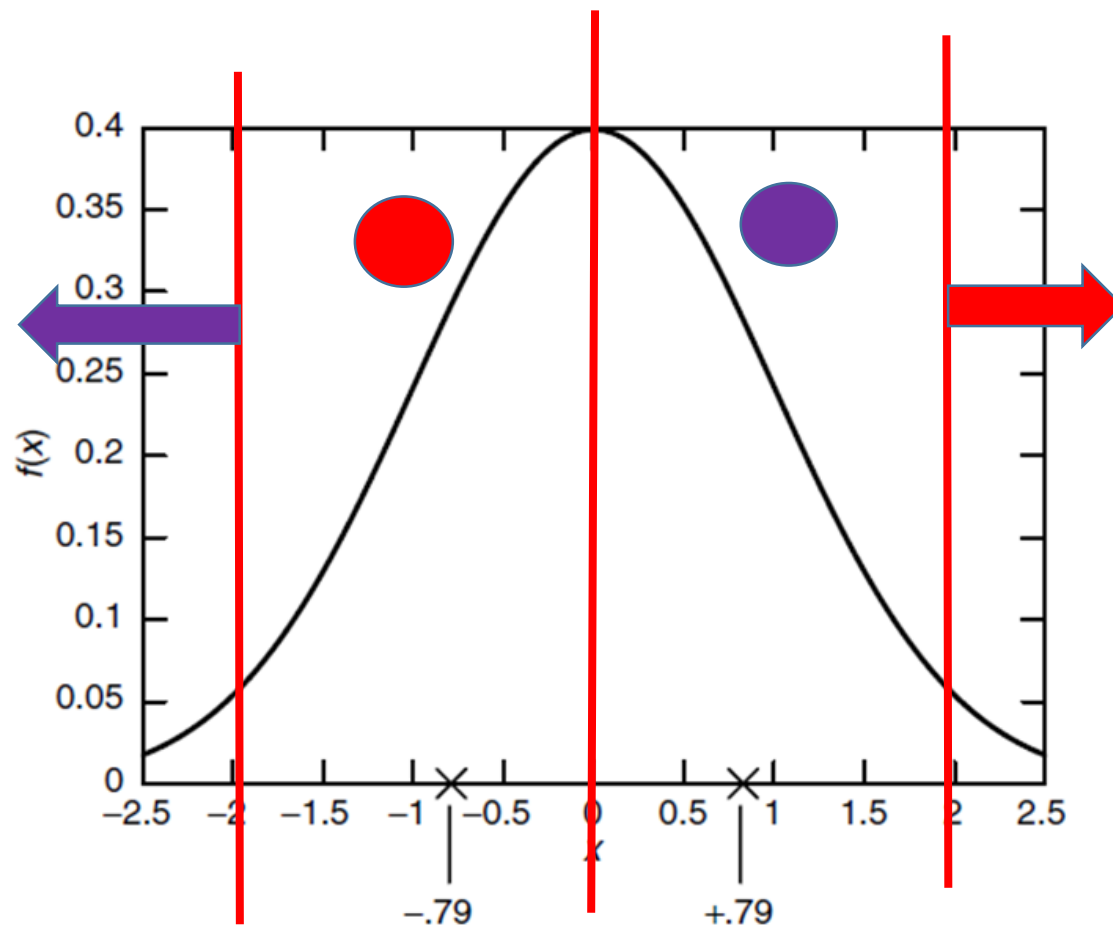
设  $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ ，考虑平方误差，仅给定1比特表示  $X$ ，显然，此1比特将用来区分  $X > 0$  与否，为使平方误差最小，表示函数  $\hat{X}(X)$  应为所在区域上  $X$  的条件均值，于是

$$\hat{X}(x) = \begin{cases} \sqrt{\frac{2}{\pi}}\sigma & \text{if } x \geq 0, \\ -\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sigma & \text{if } x < 0. \end{cases}$$



## 两比特的表示

- (1) 选择区域;
- (2) 单个区域内  
代表元选择,  
原则上条件均值  
保证均方误差最小



- 计算平均值（区间），采用条件概率模式，实际计算的是条件平均；
- 在偏差计算中，二阶统计偏差等于方差+位移偏差的平方，

当位移为零，即位移和均值相同时，二阶统计偏差最小。

- 信源中单个样本的表示问题

- 设 $X$ 为随机变量，其表示记为 $\hat{X}(X)$
- 用 $R$ 比特表示 $X$ ，则 $\hat{X}$ 至多有 $2^R$ 个取值（指标集）
- 寻找 $\hat{X}$ 的最优取值（再生点/码点）集合及与所对应的原像区域

- 最优区域划分及再生点性质

- 再生点集合 $\{\hat{X}(\omega)\}$ 给定时，可通过将信源随机变量 $X$ 映射为再生点集合中最接近它的表示 $\hat{X}(\omega)$ ，使失真最小化。该映射定义一个 $x$ 的区域构成的集合，称为由再生点定义的Voronoi划分或Dirichlet划分。
- 再生点应该在各自划分到的区域上使条件期望失真最小化。



- 失真函数（失真度量）  $d(x, \hat{x})$

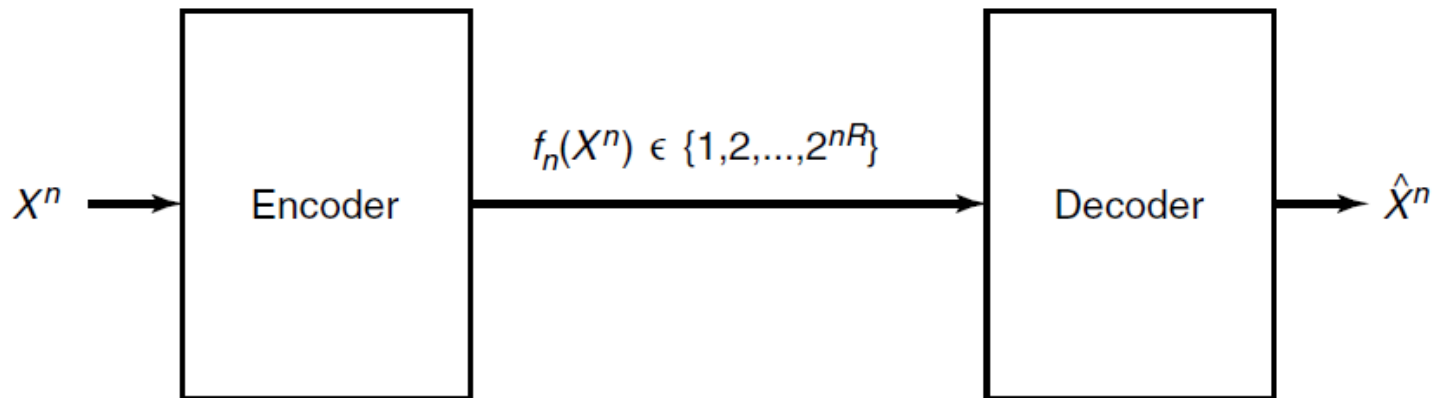
$$E(d) = \Pr(X \neq \hat{X}) = D$$

- 汉明失真：  $d(x, \hat{x}) = \begin{cases} 0 & x = \hat{x} \\ 1 & x \neq \hat{x} \end{cases}$  也被称为错误概率失真

- 平方误差失真：  $d(x, \hat{x}) = (x - \hat{x})^2$  可以定义  $l_p$  距离,  $p > 0$  的任意实数

- 序列的失真度量

- $d(x^n, \hat{x}^n) = \frac{1}{n} \sum d(x_i, \hat{x}_i)$



- 率失真码：一个 $(2^{nR}, n)$ 率失真码包括编码函数

$$f_n : \mathcal{X}^n \rightarrow \{1, 2, \dots, 2^{nR}\}$$

和译码函数

$$g_n : \{1, 2, \dots, 2^{nR}\} \rightarrow \hat{\mathcal{X}}^n$$

则其失真定义为失真函数的期望：

注意：此处只关心连续信源的编解码处理

$$D = \mathbb{E}d(X^n, g_n(f_n(X^n))) = \sum_{x^n} p(x^n) d(x^n, g_n(f_n(x^n)))$$

- 率失真的可达：若存在一个 $(2^{nR}, n)$ 率失真码序列 $(f_n, g_n)$ ，满足

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}d(X^n, g_n(f_n(X^n))) \leq D$$

则称率失真对 $(R, D)$ 是可达的。

- **率失真区域**：全体可达率失真对 $(R, D)$ 形成的集合闭包称为信源的**率失真区域**。
- **率失真函数**：给定失真 $D$ ，满足 $(R, D)$ 包含于信源的率失真区域中所有码率 $R$ 的**下确界**， $R(D)$ 。  
(**最小比特的充分表示**)
- **失真率函数**：
  - 给定码率 $R$ ，满足 $(R, D)$ 包含于信源的率失真区域中所有失真 $D$ 的**下确界**， $D(R)$ 。  
(可以观测到的**最小扭曲程度刻画**)

- **定义：** 设信源 $X$ 的失真度量为 $d(x, \hat{x})$ ，定义其信息率失真函数 $R^{(I)}(D)$ 为

$$R^{(I)}(D) = \min_{p(\hat{x}|x): \sum_{(x, \hat{x})} p(x)p(\hat{x}|x)d(x, \hat{x}) \leq D} I(X; \hat{X})$$

联合分布需满足期望失真限制。

- **率失真定理：** 对于独立同分布信源 $X$ ，若**公共分布为 $p(x)$** 且**失真函数 $d(x, \hat{x})$ 有界**，则其率失真函数与对应的信息率失真函数相等，即在失真 $D$ 下的最小可达码率。

$$R(D) = R^{(I)}(D) = \min_{p(\hat{x}|x): \sum_{(x, \hat{x})} p(x)p(\hat{x}|x)d(x, \hat{x}) \leq D} I(X; \hat{X})$$

- **率失真函数与信息率失真函数等价，统一用 $R(D)$ 表示。**

•  $R(D)$ 的凸性：上述给出的率失真函数 $R(D)$ 是关于 $D$ 的**非增凸函数**。

**证明：**

由于当 $D$ 增大时， $R(D)$ 是随之增大的集合上的互信息的最小值，因此 $R(D)$ 关于 $D$ 非增。

下面证明凸性，

考虑率失真曲线上两点 $(R_1, D_1), (R_2, D_2)$ ,

记达到率失真的联合分布为

$$p_1(x, \hat{x}) = p(x)p_1(\hat{x}|x), p_2(x, \hat{x}) = p(x)p_2(\hat{x}|x)。$$

考虑新的联合分布  $p_\lambda = \lambda p_1 + (1 - \lambda)p_2$

由于失真关于分布的**线性函数**,

$$\text{则有 } D_\lambda = \lambda D_1 + (1 - \lambda)D_2 \quad D = \mathbb{E}d(X^n, g_n(f_n(X^n))) = \sum_{x^n} \underline{p(x^n)} d(x^n, g_n(f_n(x^n)))$$

•  $R(D)$ 的凸性：上述给出的率失真函数 $R(D)$ 是关于 $D$ 的**非增凸函数**。

证明：

另一方面，**互信息为条件分布的下凸函数**，于是

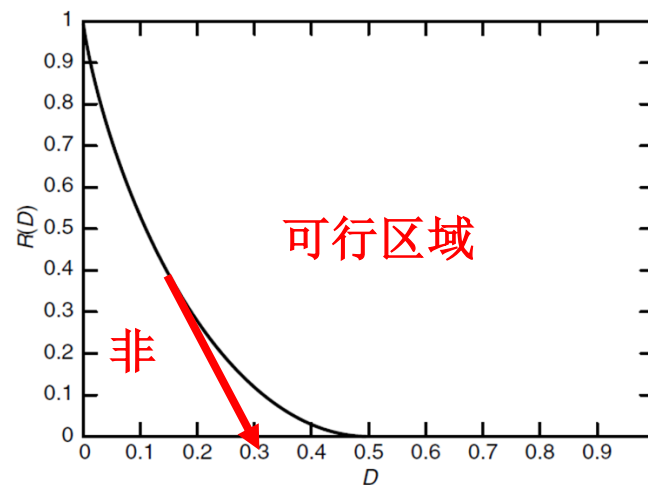
$$I_{p_\lambda}(X; \hat{X}) \leq \lambda I_{p_1}(X; \hat{X}) + (1 - \lambda) I_{p_2}(X; \hat{X})$$

由率失真函数的定义，

$$\begin{aligned} R(D_\lambda) &\leq I_{p_\lambda}(X; \hat{X}) \\ &\leq \lambda I_{p_1}(X; \hat{X}) + (1 - \lambda) I_{p_2}(X; \hat{X}) \\ &= \lambda R(D_1) + (1 - \lambda) R(D_2), \end{aligned}$$

即证明了其凸性。

图像可预测性



注解：（1）下凸性可以用于寻找最小值，或者说，（2）寻找其切线交叉点，说明系统的实现难以按照 $D$ 的变化线性快速下降；（3）下降速度受限

## • 二元信源

采用Hamming 距离

- Bernoulli( $p$ )信源在汉明失真度量下的率失真函数为:

$$R(D) = \begin{cases} H(p) - H(D), & 0 \leq D \leq \min\{p, 1-p\}, \\ 0, & D > \min\{p, 1-p\}. \end{cases}$$

证明: 先找到互信息下界, 再证明其可达。

(存在性) 考虑二元信源  $X \sim \text{Bernoulli}(p)$ , 不失一般性, 假定  $p < \frac{1}{2}$ 。用  $\oplus$  表示模2加法运算, 则  $X \oplus \hat{X} = 1$  等价于  $X \neq \hat{X}$ , 有

$$\begin{aligned} I(X; \hat{X}) &= H(X) - H(X|\hat{X}) \\ &= H(p) - H(X \oplus \hat{X}|\hat{X}) \\ &\geq H(p) - H(X \oplus \hat{X}) \\ &\geq H(p) - H(D), \end{aligned}$$

由于  $\Pr(X \neq \hat{X}) \leq D$  且  $H(D)$  在  $D \leq \frac{1}{2}$  时单增, 则有

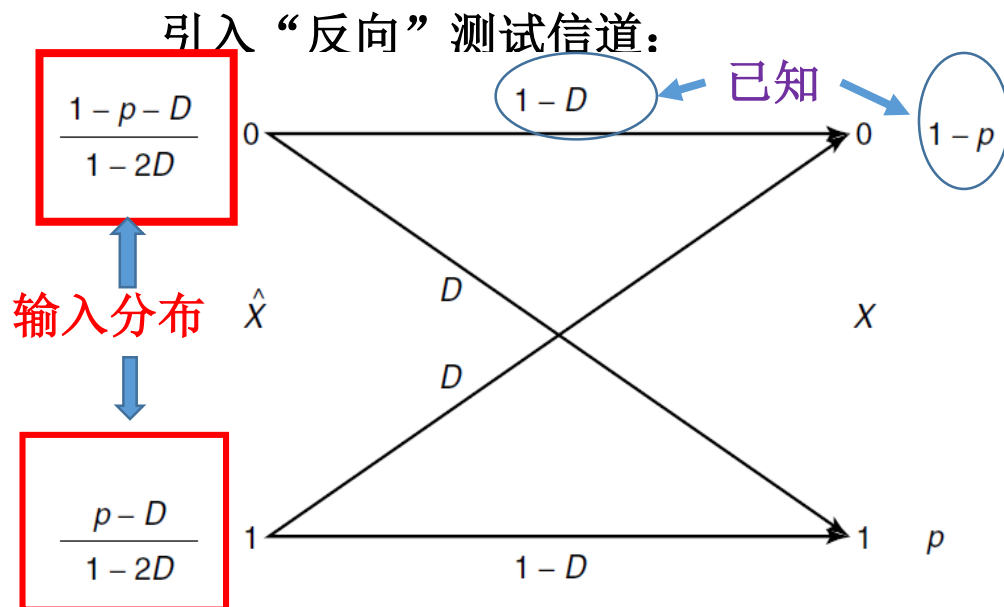
$$R(D) \geq H(p) - H(D).$$

下界选取是前提

## • 二元信源

- Bernoulli( $p$ )信源在汉明失真度量下的率失真函数为：

二元信源  
Bernoulli( $p$ )信源在汉明失真度量下的率失真函数为：  
证明：先找到互信息下界，再证明其可达。  
(可达性) 找到满足失真限制且  $I(X, \hat{X}) = R(D)$  的联合分布。  
引入“反向”测试信道：



反向测试信道：

- 为求得达到下界时的条件分布  $p(\hat{x}|x)$ ，转为考虑更为简便的反向条件分布  $p(x|\hat{x})$ 。
- 失真限制可直接满足。
- 强调了率失真与信道容量的对偶性。



## • 二元信源

- Bernoulli( $p$ )信源在汉明失真度量下的率失真函数为:

$$R(D) = \begin{cases} H(p) - H(D), & 0 \leq D \leq \min\{p, 1-p\}, \\ 0, & D > \min\{p, 1-p\}. \end{cases}$$

证明: 先找到互信息下界, 再证明其可达。

(可达性) 找到满足失真限制且  $I(X, \hat{X}) = R(D)$  的联合分布。

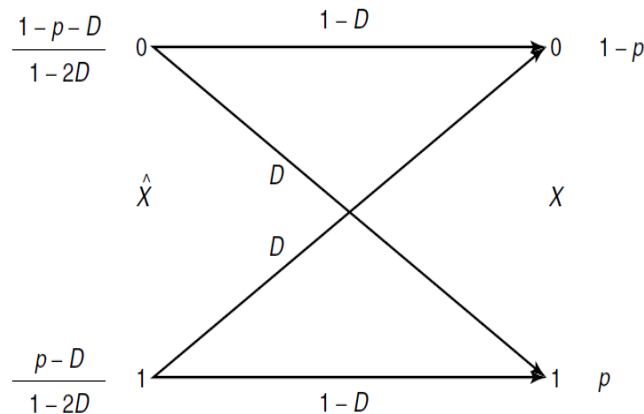
引入“反向”测试信道:

强调率失真与信道容量的对偶性  
考虑反向条件密度  $f(x|\hat{x})$

显然, 其期望失真为  $\Pr(X \neq \hat{X}) = D$ 。

- 若  $D \leq p < \frac{1}{2}$ , 则  $\Pr(\hat{X} = 1) \geq 0, \Pr(\hat{X} = 0) \geq 0$ ,
- 进而有  $I(X; \hat{X}) = H(X) - H(X|\hat{X}) = H(p) - H(D)$ ;

利用 互信息位等价交换



## • 二元信源

- Bernoulli( $p$ )信源在汉明失真度量下的率失真函数为:

$$R(D) = \begin{cases} H(p) - H(D), & 0 \leq D \leq \min\{p, 1-p\}, \\ 0, & D > \min\{p, 1-p\}. \end{cases}$$

证明: 其他条件情况

➤若 $D \geq p$ , 则通过可令 $Pr(\hat{X} = 0) = 1$

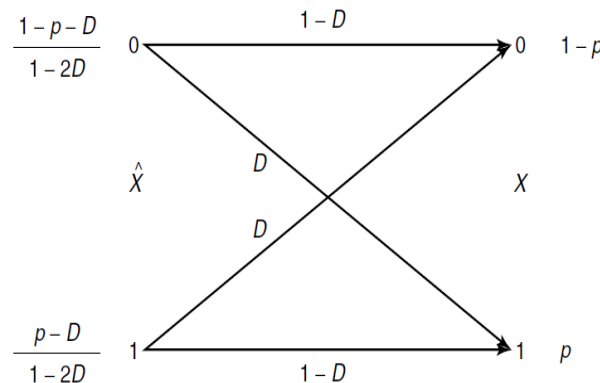
而到达码率 $R(D) = 0$ ,

此时 $I(X; \hat{X}) = 0$ , 期望失真 $D = P$ ;

➤若 $D \geq 1 - p$ , 类似的可令 $Pr(\hat{X} = 1) = 1$ 而到达码率 $R(D) = 0$ 。

综上, 有

$$R(D) = \begin{cases} H(p) - H(D), & 0 \leq D \leq \min\{p, 1-p\}, \\ 0, & D > \min\{p, 1-p\}. \end{cases}$$



- 利用 互信息  $I(X, \hat{X})$  关于互换位置不变的特征，引入反向信道；
  - 选取反向信道的输入，满足基本的 **Distortion** 形式；
  - 选取合适的输入分布，得到的可达速率等于互信息的下界；
- 从而说明是可达的（至少有一个可达到的）。

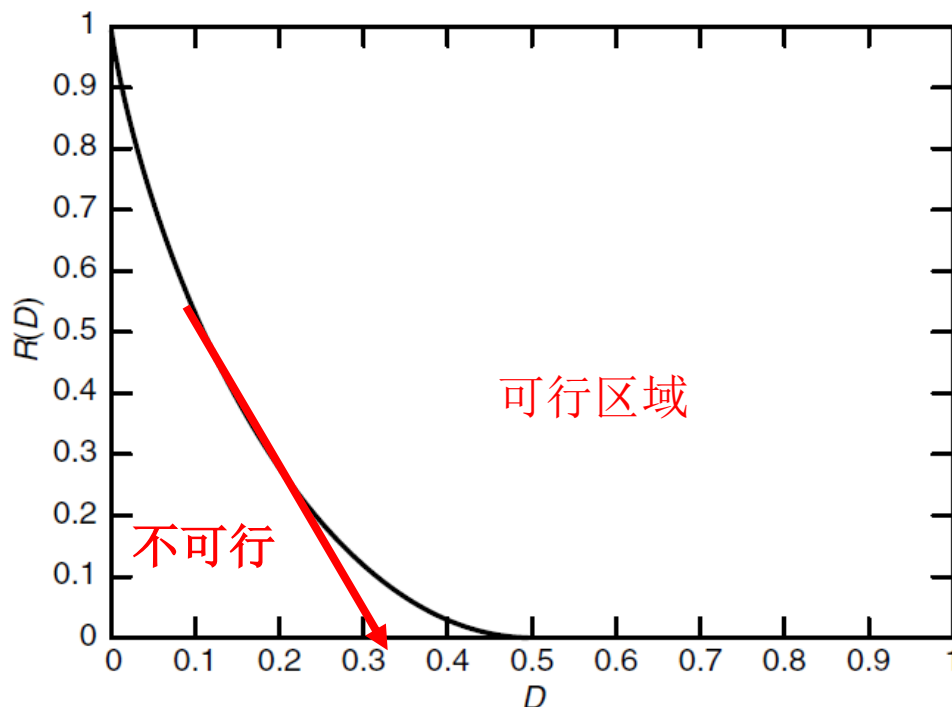
- 二元信源

- Bernoulli( $p$ )信源在汉明失真度量下的率失真函数为:

$$R(D) = \begin{cases} H(p) - H(D), & 0 \leq D \leq \min\{p, 1 - p\}, \\ 0, & D > \min\{p, 1 - p\}. \end{cases}$$

- $p = 0.5$ 的情形

图例说明:



- 高斯信源

- 一个  $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$  信源在平方误差失真度量下的率失真函数为：

$$R(D) = \begin{cases} \frac{1}{2} \log \frac{\sigma^2}{D}, & 0 \leq D \leq \sigma^2, \\ 0, & D > \sigma^2. \end{cases}$$

**证明：** 同样的思路。（存在性）由于  $E(X - \hat{X})^2 \leq D$ ，有 **寻找下界**

$$\begin{aligned} I(X; \hat{X}) &= h(X) - h(X|\hat{X}) \\ &= \frac{1}{2} \log(2\pi e)\sigma^2 - h(X - \hat{X}|\hat{X}) \\ &\geq \frac{1}{2} \log(2\pi e)\sigma^2 - h(X - \hat{X}) \\ &\geq \frac{1}{2} \log(2\pi e)\sigma^2 - h(\mathcal{N}(0, E(X - \hat{X})^2)) \\ &= \frac{1}{2} \log(2\pi e)\sigma^2 - \frac{1}{2} \log(2\pi e)E(X - \hat{X})^2 \\ &\geq \frac{1}{2} \log(2\pi e)\sigma^2 - \frac{1}{2} \log(2\pi e)D \\ &= \frac{1}{2} \log \frac{\sigma^2}{D}, \end{aligned}$$

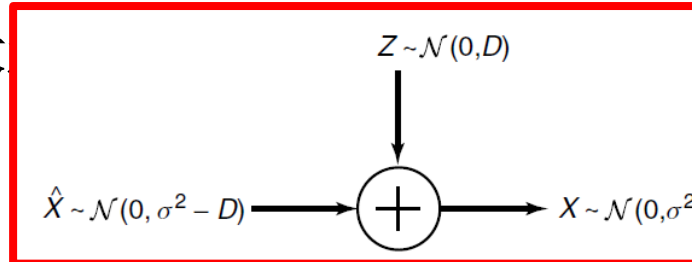
连续变量给定二阶矩  
正态分布使熵最大化

即  $R(D) \geq \frac{1}{2} \log \frac{\sigma^2}{D}$

- 高斯信源

- 一个  $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$  信源在平方误差失真度量下的率失真函数

$$R(D) = \begin{cases} \frac{1}{2} \log \frac{\sigma^2}{D}, & 0 \leq D \leq \sigma^2, \\ 0, & D > \sigma^2. \end{cases}$$



证明：同样的思路。（可达性）构建使得等号成立的反向测试信道  $f(x|\hat{x})$ ：

构造反向信道模式，对偶模式（信道容量与率失真）

➤ 若  $D \leq \sigma^2$ ，取

$$X = \hat{X} + Z, \quad \hat{X} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 - D), \quad Z \sim \mathcal{N}(0, D)$$

➤ 其中  $\hat{X}$  与  $Z$  独立，对于该联合分布，则有  
则率失真下界可达；

$$\text{以及 } E(X - \hat{X})^2 = D,$$

$$I(X; \hat{X}) = \frac{1}{2} \log \frac{\sigma^2}{D}$$

■

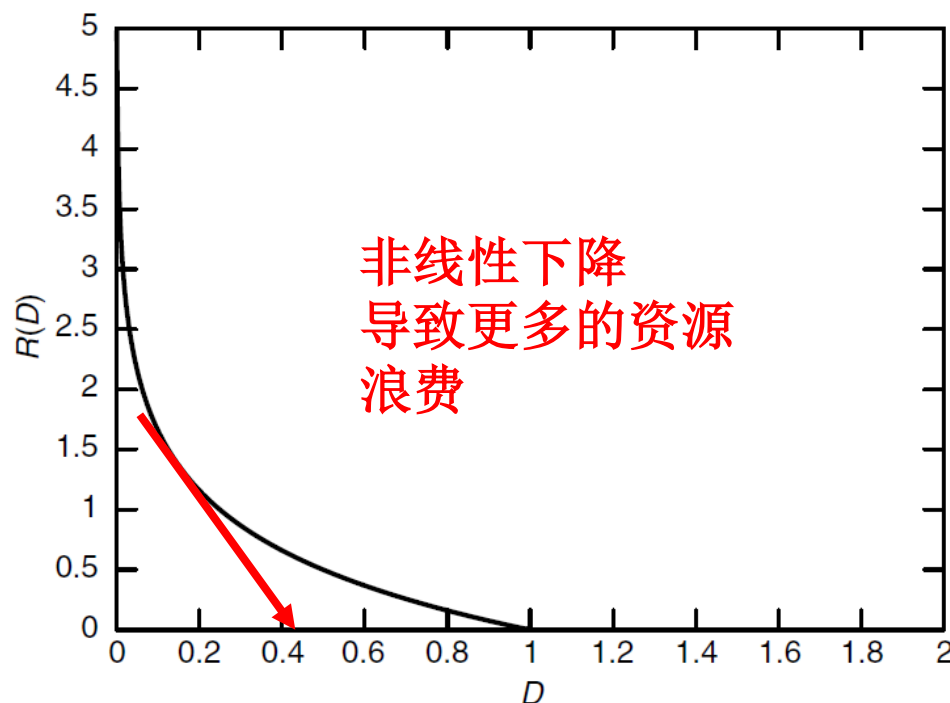
➤ 若  $D > \sigma^2$ ，令以概率1选取  $\hat{X} = 0$  则  $R(D) = 0$ 。

- 高斯信源

- 一个  $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$  信源在平方误差失真度量下的率失真函数为：

$$R(D) = \begin{cases} \frac{1}{2} \log \frac{\sigma^2}{D}, & 0 \leq D \leq \sigma^2, \\ 0, & D > \sigma^2. \end{cases}$$

- 标准高斯信源：



## • 独立高斯随机变量的同步描述（向量形式的推广）

- 对于  $m$  个独立但不同分布高斯随机信源  $X_1, \dots, X_m$  的表示问题，其中  $X_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^2)$ ，考虑平方失真度量  $d(x^n, \hat{x}^n) = \sum (x_i - \hat{x}_i)^2$ 。
- 用  $R$  bits 来表示这个随机向量，如何分配这些比特到各个成员，使得总失真最小？将率失真函数推广至向量情形：

$$R(D) = \min_{f(\hat{x}^m|x^m): E d(X^m, \hat{X}^m) \leq D} I(X^m; \hat{X}^m)$$

由前面的例子，有  $I(X^m; \hat{X}^m) = h(X^m) - h(X^m | \hat{X}^m)$

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^m h(X_i) - \sum_{i=1}^m h(X_i | X^{i-1}, \hat{X}^m) \\ &\geq \sum_{i=1}^m h(X_i) - \sum_{i=1}^m h(X_i | \hat{X}_i) \\ &= \sum_{i=1}^m I(X_i; \hat{X}_i) \\ &\geq \sum_{i=1}^m R(D_i) \\ &= \sum_{i=1}^m \left( \frac{1}{2} \log \frac{\sigma_i^2}{D_i} \right)^+, \end{aligned}$$

核心部分是率失真  
是否受限

$$D_i = E(X - \hat{X})^2$$



- 当编码速率为1比特时，高斯信源（例1中）的选取代表元模式是否可以达到规定的失真率？
- 当编码速率为2时，高斯信源（例1中）的选取代表元模式是什么？是否达到规定的失真率？
- 为什么书中没有给出多离散信源的率失真函数？
- 为什么书中没有讨论离散Markov离散信源的率失真函数？
- 有何建议或新思考？理论是否存在缺陷？它们与机器学习的关系是什么？能否发现在机器学习理论中的新应用？

- 为什么书中没有给出多离散信源的率失真函数？  
各个信源的错误概率的非一致性（多重要求带来的复杂性）
  - 为什么书中没有讨论离散Markov离散信源的率失真函数？  
这个问题目前有结论，可以参考有关论文
  - 有何建议或新思考？理论是否存在缺陷？它们与机器学习的关系是什么？能否发现在机器学习理论中的新应用？
- （信息表示(隐形的表示模式）是机器学习的重要部分）

## • 独立高斯随机变量的同步描述

- 对于m个独立但不同分布高斯随机信源 $X_1, \dots, X_m$ 的表示问题, 其中 $X_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^2)$ , 考虑平方失真度量 $d(x^n, \hat{x}^n) = \sum (x_i - \hat{x}_i)^2$ 。
- 求解上述率失真函数的问题可简化为如下优化问题:

$$R(D) = \min_{\sum D_i = D} \sum_{i=1}^m \max \left\{ \frac{1}{2} \ln \frac{\sigma_i^2}{D_i}, 0 \right\}$$

构建拉格朗日函数

$$J(D) = \sum_{i=1}^m \frac{1}{2} \ln \frac{\sigma_i^2}{D_i} + \lambda \sum_{i=1}^m D_i$$

利用KKT条件可得并联高斯信源的率失真定理:

$$R(D) = \sum_{i=1}^m \frac{1}{2} \log \frac{\sigma_i^2}{D_i}$$

$\lambda$ 的选取满足 $\sum D_i = D$

其中

$$D_i = \begin{cases} \lambda & \text{if } \lambda < \sigma_i^2 \\ \sigma_i^2 & \text{if } \lambda \geq \sigma_i^2 \end{cases}$$

常数和而非负性导致注水策略

- 独立高斯随机变量的同步描述
- 并联高斯信源的率失真定理:

$$R(D) = \sum_{i=1}^m \frac{1}{2} \log \frac{\sigma_i^2}{D_i}$$

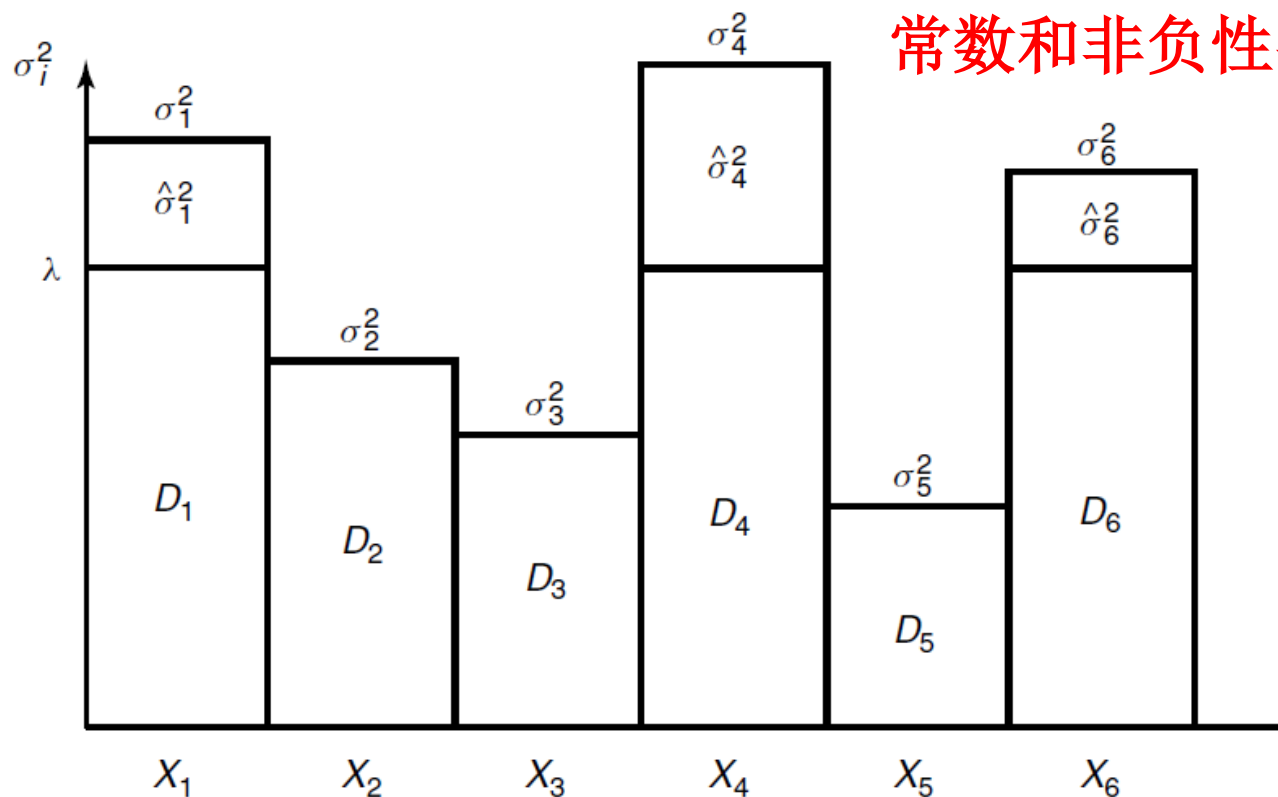
其中  $D_i = \begin{cases} \lambda & \text{if } \lambda < \sigma_i^2 \\ \sigma_i^2 & \text{if } \lambda \geq \sigma_i^2 \end{cases}$

- 对于失真度量为均方误差的多元高斯信源，其率失真函数可由反注水法依据协方差矩阵的特征值给出。

$$X \sim \mathcal{N}(0, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_m^2 \end{bmatrix}), \quad \hat{X} \sim \mathcal{N}(0, \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \hat{\sigma}_m^2 \end{bmatrix})$$

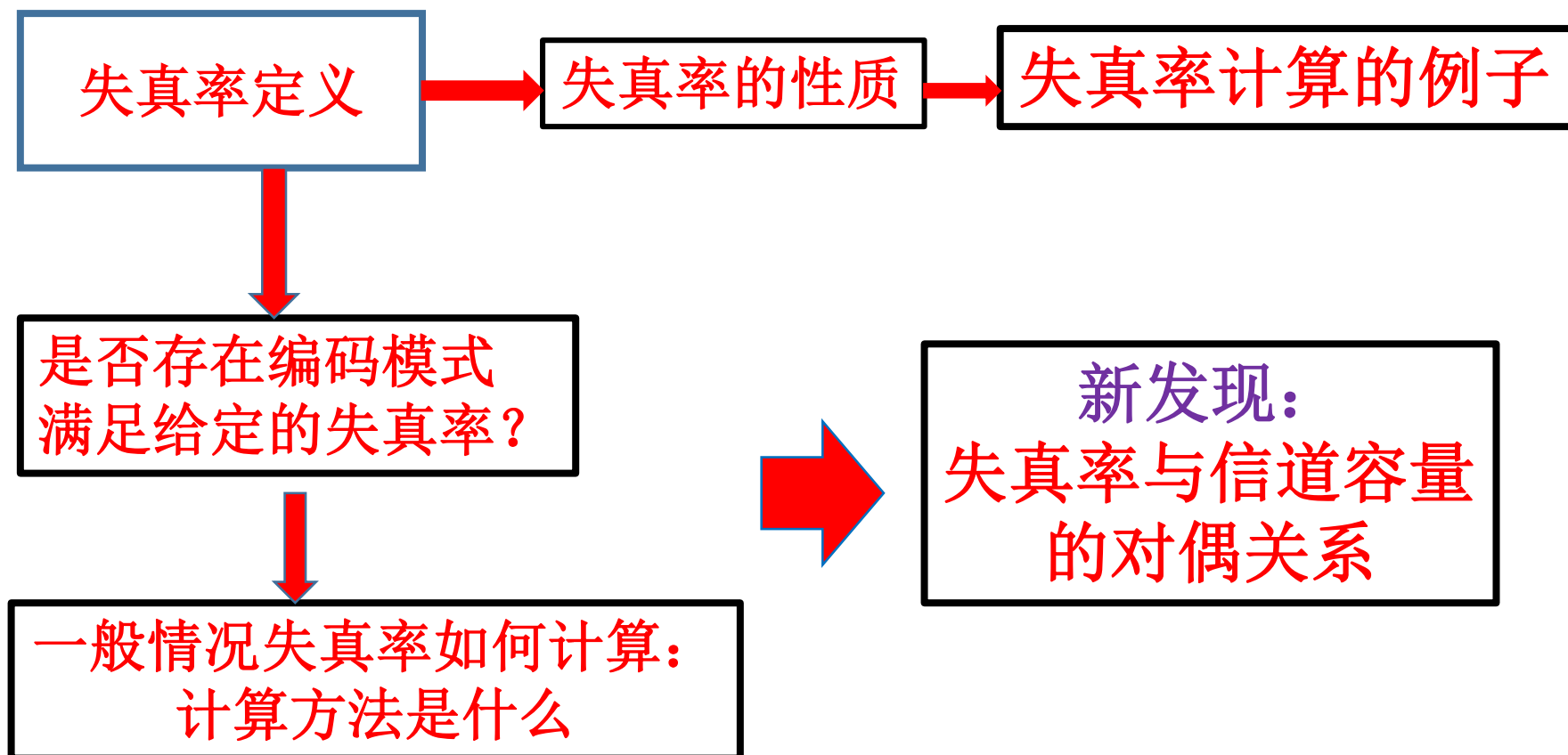
- 独立高斯随机变量的同步描述

- 反注水法：选定常量 $\lambda$ ，只描述方差比 $\lambda$ 大的随机变量，方差小的不用比特描述。



常数和负性导致注水策略

本章学习逻辑线条：



科学问题：

是否满足失真率的编码都需要满足规定的编  
码速率界 $R(D)$ ？

可行的编码其编码方案是什么？

是否可以举一个例子说明？

（Shannon的回答）

## • 率失真定理的逆定理:

对于失真度量 $d(x, \hat{x})$ ，且i.i.d.服从 $p(x)$ 的任何信源 $X$ ，以及失真 $\leq D$ 的任何一个 $(2^{nR}, n)$ 率失真码，该编码的码率必定满足 $R \geq R(D)$ 。（充要条件）

证明：设 $\hat{X}^n$ 为信源 $X^n$ 的再生序列，则有：

$$nR \stackrel{(a)}{\geq} H(f_n(X^n))$$

$f_n$ 的值域最多为 $2^{nR}$

$$\stackrel{(b)}{\geq} H(f_n(X^n)) - H(f_n(X^n)|X^n) \\ = I(X^n; f_n(X^n))$$

$$H(f_n(\hat{X}^n)|X^n) \geq 0$$

$$\stackrel{(c)}{\geq} I(X^n; \hat{X}^n)$$

数据处理不等式

$$= H(X^n) - H(X^n|\hat{X}^n)$$

$$\stackrel{(d)}{=} \sum_{i=1}^n H(X_i) - H(X^n|\hat{X}^n)$$

$X_i$ 相互独立

$$\stackrel{(e)}{=} \sum_{i=1}^n H(X_i) - \sum_{i=1}^n H(X_i|\hat{X}^n, X_{i-1}, \dots, X_1)$$

熵的链式法则

$$\stackrel{(f)}{\geq} \sum_{i=1}^n H(X_i) - \sum_{i=1}^n H(X_i|\hat{X}_i)$$

加入条件熵减



## • 率失真定理的逆定理:

对于失真度量 $d(x, \hat{x})$ ，且i.i.d.服从 $p(x)$ 的任何信源 $X$ ，以及失真 $\leq D$ 的任何一个 $(2^{nR}, n)$ 率失真码，该编码的码率必定满足 $R \geq R(D)$ 。（充要条件）

证明：（续）

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^n I(X_i; \hat{X}_i) \\ &\stackrel{(g)}{\geq} \sum_{i=1}^n R(Ed(X_i, \hat{X}_i)) \end{aligned}$$

率失真函数定义

$$= n \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R(Ed(X_i, \hat{X}_i)) \right)$$

$$\stackrel{(h)}{\geq} nR \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Ed(X_i, \hat{X}_i) \right)$$

率失真函数的凸性及Jensen不等式

$$\stackrel{(i)}{=} nR(Ed(X^n, \hat{X}^n))$$

分组长度为 $n$ 的失真函数的定义

$$\stackrel{(j)}{=} nR(D),$$

$R(D)$ 非增且 $Ed(X_n, \hat{X}^n) \leq D$

即任意率失真码的码率 $R$ 都要比在失真水平  
 $D = Ed(X^n, \hat{X}^n)$  下的率失真函数  $R(D)$  要大。

- 信道传输角度：带失真的信源信道分离定理

令 $V_1, \dots, V_n$ 为有限个独立同分布字母表的信源，编码为容量 $C$ 的离散无记忆信道中的 $n$ 个输入字符序列 $X^n$ 。而信道输出 $Y^n$ 映射为重构字母表 $\hat{V}^n = g(Y^n)$ 。令

$D = E d(V^n, \hat{V}^n) = \frac{1}{n} \sum d(V_i, \hat{V}_i)$ 为该组合信源和信道编码方案构成的平均失真。

该失真 $D$ 可达当且仅当 $C > R(D)$ 成立。实时通信



## Shannon第三定理：保真度准则下的信源编码定理

- 设 $X_1, \dots, X_n$ 为i.i.d.  $\sim p(x)$ ，该信源失真度量有界，率失真函数为 $R(D)$ ，则对任意的 $D$ 及任意的 $R > R(D)$ ，必定存在具有码率 $R$ 和渐进失真 $D$ 的率失真码序列，满足编码后平均失真小于等于 $D + \delta$ ， $\delta > 0$ 。（即率失真对 $(R, D)$ 可达）
- 关键解释：存在信源编码（编码器），其平均失真可以任意接近给定的 $D$ ，其码率可以任意接近 $R(D)$ 。
- 证明思路：
  - 考虑联合AEP修正情形，在给定失真度量下，增加条件为考虑的序列对是典型的。
  - 选定 $p(\hat{x}|x)$ 使得 $R(D) = I(X; \hat{X})$ ，计算 $p(\hat{x})$ ，
  - 证明码率为 $R$ 且失真不大于 $D + \delta$ 的率失真码的存在性。

## 失真典型序列

- 设 $p(x, \hat{x})$ 为 $\mathcal{X} \times \hat{\mathcal{X}}$ 上的联合分布， $d(x, \hat{x})$ 为失真度量。若对任意 $\epsilon > 0$ ，序列对 $(x^n, \hat{x}^n)$ 满足：

$$\left| -\frac{1}{n} \log p(x^n) - H(X) \right| < \epsilon$$

$$\left| -\frac{1}{n} \log p(\hat{x}^n) - H(\hat{X}) \right| < \epsilon$$

$$\left| -\frac{1}{n} \log p(x^n, \hat{x}^n) - H(X, \hat{X}) \right| < \epsilon$$

$$|d(x^n, \hat{x}^n) - E d(X, \hat{X})| < \epsilon. \quad \text{新增条件}$$

则称其为失真典型的，所有失真典型序列构成的集合称为失真典型集 $A_{d, \epsilon}^{(n)}$ 。

- 注1：**上述定义即附加失真接近期望值限制条件下的联合典型集定义，因此失真典型集是联合典型集的子集。
- 注2：**由大数定律，序列对的平均失真 $d(x^n, \hat{x}^n) = \frac{1}{n} \sum d(x_i, \hat{x}_i)$ 依概率收敛于期望失真。

- 证明中所用到的引理

- 引理1:

设  $(X_i, \hat{X}_i)$  为独立同分布的序列  $\sim p(x, \hat{x})$ ，那么当  $n \rightarrow \infty$  时， $\Pr(A_{d,\epsilon}^{(n)}) \rightarrow 1$ 。

证明:

由定义  $A_{d,\epsilon}^{(n)}$  中的4个条件求和具有i.i.d.随机变量的标准化求和形式，由大数定律，这些求和值均将以概率1收敛与各自的期望值。

于是，当  $n \rightarrow \infty$  时，满足4个条件的所有序列构成的集合的概率将趋近于1。

- 证明中所用到的引理

- 引理2:

对任意  $(x^n, \hat{x}^n) \in A_{d,\epsilon}^{(n)}$ , 有  $p(\hat{x}^n) \geq p(\hat{x}^n | x^n) 2^{-n(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)}$

证明:

由  $A_{d,\epsilon}^{(n)}$  的定义, 可以对任意典型序列  $(x^n, \hat{x}^n) \in A_{d,\epsilon}^{(n)}$  的概率值  $p(x^n)$ ,  $p(\hat{x}^n)$  和  $p(x, \hat{x})$  做出界估计:

$$\begin{aligned} p(\hat{x}^n | x^n) &= \frac{p(x^n, \hat{x}^n)}{p(x^n)} \\ &= p(\hat{x}^n) \frac{p(x^n, \hat{x}^n)}{p(x^n) p(\hat{x}^n)} \\ &\leq p(\hat{x}^n) \frac{2^{-n(H(X, \hat{X}) - \epsilon)}}{2^{-n(H(X) + \epsilon)} 2^{-n(H(\hat{X}) + \epsilon)}} \\ &= p(\hat{x}^n) 2^{n(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)}, \end{aligned}$$

则引理成立。

- 证明中所用到的引理

- 引理3:

对  $0 \leq x, y \leq 1$ ,  $n > 0$ , 有如下不等式成立

$$(1 - xy)^n \leq 1 - x + e^{-yn}.$$

证明: 设  $f(y) = e^{-y} - 1 + y$ , 则有  $f(0) = 0$ , 当  $y > 0$  时,  $f'(y) = -e^{-y} + 1 > 0$ , 可得  $f(y) > 0$ . 于是对于  $0 \leq y \leq 1$ , 有  $1 - y \leq e^{-y}$ ,

则  $(1 - y)^n \leq e^{-yn}$ , 即  $x = 1$  时引理成立. 检验可得  $x = 0$  也成立. 通过求导容易得到  $g_y(x) = (1 - xy)^n$  是  $x$  的凸函数, 则对  $0 \leq x \leq 1$ , 有

$$\begin{aligned}(1 - xy)^n &= g_y(x) \\ &\leq (1 - x)g_y(0) + xg_y(1) \\ &= (1 - x)1 + x(1 - y)^n \\ &\leq 1 - x + xe^{-yn} \\ &\leq 1 - x + e^{-yn}. \quad \square\end{aligned}$$

连续用了两次  
凸函数性质  
第二次很巧妙

- 保真度准则下的信源编码定理（4条基本规定步骤）

- 设 $X_1, \dots, X_n$ 为i.i.d.  $\sim p(x)$ ，该信源失真度量有界，率失真函数为 $R(D)$ ，则对任意的 $D$ 及任意的 $R > R(D)$ ，必定存在具有码率 $R$ 和渐进失真 $D$ 的率失真码序列，满足编码后平均失真小于等于 $D + \delta$ ， $\delta > 0$ 。

## 1. 码簿的生成

随机生成由 $2^{nR}$ 个i.i.d.  $\sim \prod p(\hat{x}_i)$ 的序列 $\hat{X}_n$ 组成的率失真码簿 $\mathcal{C}$ 。为这些码字做下标 $\omega \in \{1, 2, \dots, 2^{nR}\}$ ，该码簿呈现在编码器和译码器两端。



## 2. 编码方法

- 若码簿中存在一个标号 $\omega$ 的码字, 使得 $(X^n, \hat{X}^n(\omega)) \in A_{d,\epsilon}^{(n)}$ , 则将 $X^n$ 编码为 $\omega$ ;
- 若码簿中存在多个标号 $\omega$ 的码字, 使得 $(X^n, \hat{X}^n(\omega)) \in A_{d,\epsilon}^{(n)}$ , 则选取最小的 $\omega$ ;
- 若码簿中不存在这样的码字, 则令 $\omega = 1$ 。

由此, 将 $\mathcal{X}$ 空间所有序列编码为码簿中的码字, 且 $nR$ 比特足以描述联合典型码字的下标 $\omega$ 。

## 3. 译码方法

译码端输出的再生序列即为 $\hat{X}^n(\omega)$ 。

## 4. 平均失真计算

计算在所有随机选取的码簿 $\mathcal{C}$ 上的期望失真:  $\bar{D} = E_{X^n, \mathcal{C}} d(X^n, \hat{X}^n)$

所取的期望是针对码簿的随机选取和 $X^n$ 而言

对于选定的码簿 $\mathcal{C}$ 与 $\epsilon > 0$ , 将所有序列 $x^n$ 分为两类:

- 存在一个码字 $\hat{X}^n(\omega)$ 与序列 $x^n$ 是失真典型, 即 $d(x^n, \hat{x}^n(\omega)) < D + \epsilon$ 。由于这些序列的总概率至多为1, 则这些序列对期望失真的贡献不会超过 $D + \epsilon$ ;
- 不存在上述要求的码字 $\hat{X}^n(\omega)$ 的序列 $x^n$ 。记 $P_e$ 为这类序列的总概率, 单个序列失真的上界为 $d_{\max}$ , 则其对期望失真的贡献最多为 $P_e d_{\max}$ 。

因此, 可将总失真定界如下:

$$E d(X^n, \hat{X}^n(X^n)) \leq D + \epsilon + P_e d_{\max}$$

若能证明 $P_e$ 足够小, 则当适当选取 $\epsilon$ 使得上式左边小于 $D + \delta$ 。

即对于随机选取的码簿和信源序列, 估计不存在与该信源序列失真典型的码字的概率的界。

## $P_e$ 的计算

记  $J(\mathcal{C}) = \{x^n: (x^n, \hat{x}^n(\omega)) \in A_{d,\epsilon}^{(n)}, \omega \in \{1, 2, \dots, 2^{nR}\}\}$ , 为满足  $\mathcal{C}$  中至少存在一个码字与  $x^n$  构成失真典型的序列  $x^n$  构成的集合。  $P_e$  是由不在集合内的信源序列引起的, 于是

$$P_e = \sum_{\mathcal{C}} P(\mathcal{C}) \sum_{x^n: x^n \notin J(\mathcal{C})} p(x^n)$$

所有码本都考虑

改变求和顺序, 即选取的码簿不能很好表示信源序列  $x^n$  的概率, 则有

$$P_e = \sum_{x^n} p(x^n) \sum_{\mathcal{C}: x^n \notin J(\mathcal{C})} p(\mathcal{C})$$

定义

$$K(x^n, \hat{x}^n) = \begin{cases} 1 & \text{if } (x^n, \hat{x}^n) \in A_{d,\epsilon}^{(n)} \\ 0 & \text{if } (x^n, \hat{x}^n) \notin A_{d,\epsilon}^{(n)} \end{cases}$$

则选取码字  $\hat{X}^n$  不能与信源序列  $x^n$  构成失真典型的概率为:

$$\Pr((x^n, \hat{X}^n) \notin A_{d,\epsilon}^{(n)}) = \Pr(K(x^n, \hat{X}^n) = 0) = 1 - \sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n) K(x^n, \hat{x}^n)$$

## $P_e$ 的计算

进而得到

$$P_e = \sum_{x^n} p(x^n) \sum_{C: x^n \notin J(C)} p(C)$$

$$= \sum_{x^n} p(x^n) \left[ 1 - \sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n) K(x^n, \hat{x}^n) \right]^{2^{nR}}$$

利用引理2估计括号中求和项的界, 可得

$$\sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n) K(x^n, \hat{x}^n) \geq \sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n | x^n) 2^{-n(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)} K(x^n, \hat{x}^n),$$

则有

$$P_e \leq \sum_{x^n} p(x^n) \left( 1 - 2^{-n(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)} \sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n | x^n) K(x^n, \hat{x}^n) \right)^{2^{nR}}$$

再利用引理3估计

$$\left( 1 - 2^{-n(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)} \sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n | x^n) K(x^n, \hat{x}^n) \right)^{2^{nR}}$$

上式右侧项的界:

$$\leq 1 - \sum_{\hat{x}^n} p(\hat{x}^n | x^n) K(x^n, \hat{x}^n) + e^{-(2^{-n(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)} 2^{nR})}$$

## $P_e$ 的计算

代入估计的界可得

$$P_e \leq 1 - \sum_{x^n} \sum_{\hat{x}^n} p(x^n) p(\hat{x}^n | x^n) K(x^n, \hat{x}^n) + e^{-2^{-n}(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)} 2^{nR}$$

其中最后一项也等于

$$e^{-2^{n(R - I(X; \hat{X}) - 3\epsilon)}}$$

当 $R > I(X; \hat{X}) + 3\epsilon$ 时，它随 $n$ 以指数级快速衰减至0。因此，选取 $p(\hat{x}|x)$ 为达到率失真函数最小值时的条件分布，则 $R > R(D)$ 意味着 $R > I(X; \hat{X})$ ，并且只要选取足够小的 $\epsilon$ ，即可让最后一项趋于0。

## $P_e$ 的计算

$$P_e \leq 1 - \sum_{x^n} \sum_{\hat{x}^n} p(x^n) p(\hat{x}^n | x^n) K(x^n, \hat{x}^n) + e^{-2^{-n}(I(X; \hat{X}) + 3\epsilon)2^{nR}}$$

对于前两项，由引理1可得

$$1 - \sum_{x^n} \sum_{\hat{x}^n} p(x^n) p(\hat{x}^n | x^n) K(x^n, \hat{x}^n) = \Pr \left( (X^n, \hat{X}^n(\omega)) \notin A_{d, \epsilon}^{(n)} \right) < \epsilon$$

因此，适当的选取 $\epsilon$ 和 $n$ ，能使 $P_e$ 任意小。

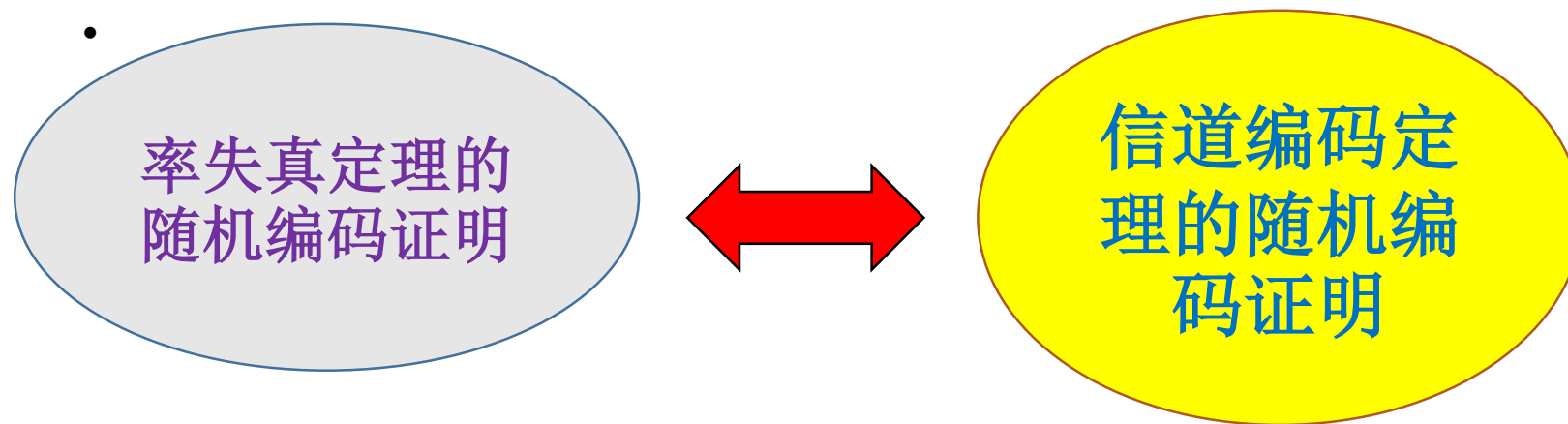
上述证明表明，对于任意选取的 $\delta > 0$ ，存在 $\epsilon$ 和 $n$ ，对于分组长度为 $n$ 且码率为 $R$ 的所有随机选取的编码，期望失真小于 $D + \delta$ 。因此必定存在一个具有该码率和分组长度的编码，其平均失真不大于 $D + \delta$ ，由于 $\delta$ 是任意的，于是证明了 $R > R(D)$ 时 $(R, D)$ 是可达的。■

## 小结：

- 提供了和前面信道容量可达性的类似证明；
- 典型集就是最主要的工具
- 提供了一个特殊的不等式，需要重点关注

# 信源失真压缩与信道容量 对偶规则的发现





- 以高斯分布为例讨论二者之间的相似性

信道传输:  $Y = X + N$ ;

信源失真编码:  $X = X^{\wedge} + N$

## • 高斯信道的信道编码

考虑高斯信道  $Y_i = X_i + Z_i$ ，其中  $Z_i \sim \mathcal{N}(0, N)$  i.i.d.，且该信道在传输码字上的单符号功率限制为  $P$ ，考虑一个  $n$  长的传输序列。功率限制使传输序列限制在  $\mathcal{R}^n$  中半径为  $\sqrt{nP}$  的球内。编码问题等价于在该球内找一个由  $2^{nR}$  个序列构成的集合，使其中任意序列被误认为其他序列的概率尽可能地小，即以每个序列为中心半径为  $\sqrt{nN}$  的球体几乎不相交。这相当于用  $\sqrt{nN}$  的小球去填塞半径为  $\sqrt{n(P+N)}$  的球。期望容纳球的最大数量为体积之比，也为半径之比的  $n$  次幂。记  $M$  为能有效传输的码字的数量，则有

$$M \leq \frac{(\sqrt{n(P+N)})^n}{(\sqrt{nN})^n} = \left( \frac{P+N}{N} \right)^{\frac{n}{2}}$$

信道编码定理说明，当  $n$  很大时，大约可以找到

$$2^{nC} = \left( \frac{P+N}{N} \right)^{\frac{n}{2}}$$

接收端信号分离观点

个码字，使以它们为中心的有噪声球邻域几乎不相交（相交的总体积任意小）。

- 高斯信源的率失真

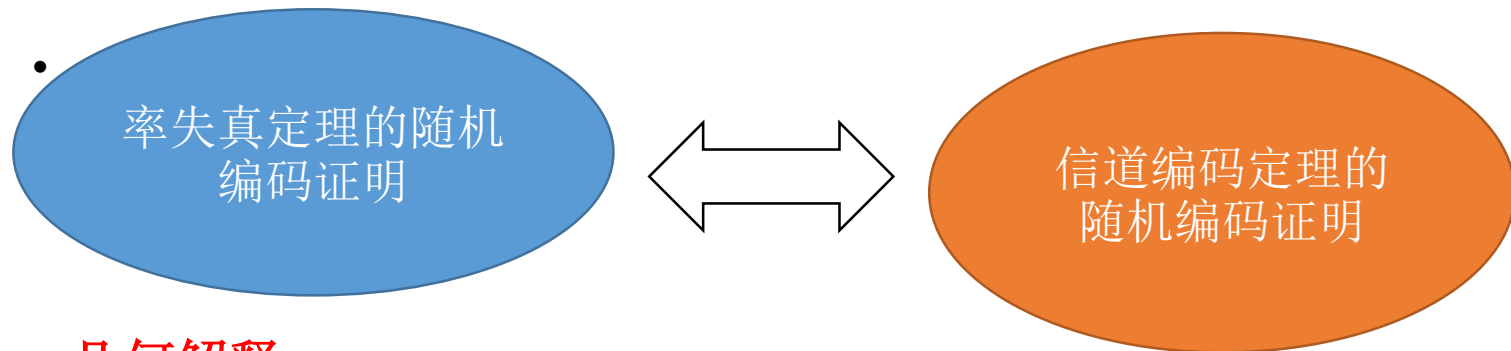
方差为 $\sigma^2$ 的高斯信源，具有失真 $D$ 的某 $(2^{nR}, n)$ 率失真码为 $\mathcal{R}^n$ 中 $2^{nR}$ 个序列组成的集合，其中大多数长度为 $n$ 的信源序列（即所有位于半径 $\sqrt{n\sigma^2}$ 球内的信源序列）在某个码字 $\sqrt{nD}$ 邻域内。同样使用填球模型法，可得最少所需码字数量为

发端覆盖方法可以  
包含所有信源情况

$$2^{nR(D)} = \left( \frac{\sigma^2}{D} \right)^{\frac{n}{2}}$$

率失真定理说明此最小码率是渐进可达的，即存在一族半径为 $\sqrt{nD}$ 的球，能够覆盖除去其概率可以任意小的一个集合之外的空间。

$$2^{nC} = \left( \frac{P + N}{N} \right)^{\frac{n}{2}}$$



- 几何解释

- 信道编码: 填球模型 (追求最多)
- 率失真编码: 球覆盖模型 (追求最少)

- 信道传输码与率失真码的转换

- 满足其一填球模型的界, 则对另一个情形也满足填球模型的界。
- 高斯情形: 对于率失真编码和信道编码, 码字为高斯且有适当方差的都为渐进最佳

## 科学问题：

- ◆ 对于一个给定的离散信源，率失真函数是否有显示表达式？
- ◆ 如果没有显示表达式，如何计算？
- ◆ 是否可以给一个具体的例子？
- ◆ 这个算例的通用性如何？

- 强典型性定义

- 强典型序列 (计数策略)

称序列  $x^n \in \mathcal{X}^n$  关于  $\mathcal{X}$  上的分布  $p(x)$  是  $\epsilon$ -强典型的, 满足:

1) 对于任意  $a \in \mathcal{X}$ , 且  $p(a) > 0$ , 有

$$\left| \frac{1}{n} N(a|x^n) - p(a) \right| < \frac{\epsilon}{|\mathcal{X}|}$$

2) 对任意  $a \in \mathcal{X}$ , 且  $p(a) = 0$ , 有  $N(a|x^n) = 0$ 。

其中  $N(a|x^n)$  表示字符  $a$  在序列  $x^n$  中出现的次数。

- 这是针对随机变量的局部处理技术, 加强关注每一个序列的类型
- 离散随机变量序列的处理模式?

- 强典型性定义

- 强典型序列对:

称序列对  $(x^n, y^n) \in \mathcal{X}^n \times \mathcal{Y}^n$  关于  $\mathcal{X} \times \mathcal{Y}$  上的分布  $p(x, y)$  是  $\epsilon$ -强典型的, 若满足:

1) 对于任意  $(a, b) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Y}$ , 且  $p(a, b) > 0$ , 有

$$\left| \frac{1}{n} N(a, b | x^n, y^n) - p(a, b) \right| < \frac{\epsilon}{|\mathcal{X}||\mathcal{Y}|}$$

2) 对任意  $(a, b) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Y}$ , 且  $p(a, b) = 0$ , 有  $N(a, b | x^n, y^n) = 0$ 。

其中  $N(a, b | x^n, y^n)$  表示字符对  $(a, b)$  在序列对  $(x^n, y^n)$  中出现的次数。

- 强典型序列率失真函数的可达性

期望失真接近于 $D$ ，且能够找到一个码字使其与给定序列间的失真依概率小于 $D + \delta$ 。

- 证明思路同上，使用强典型序列

1. 码簿的生成

2. 编码方法

3. 译码方法

4. 平均失真计算

$P_e$ 的计算

估计界时考虑三类信源序列



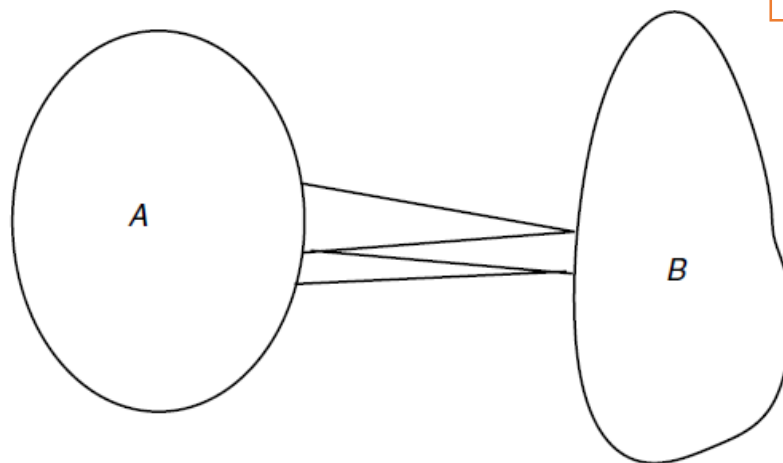


- 观察信道容量与率失真之间的关系？
- 信道容量强调**输入分布**的优化问题，选择一个**KL-divergence**的上界  
其物理意义？  
最好信息转移水平。
- 率失真强调**转移概率**的优化问题，选择一个**KL-Divergence** 的下界  
其物理意义？  
最坏情况下的信息表示能力。

- 交替迭代式计算凸集间的最小距离

- 交替固定，找最优值。
- 若两个集合为概率分布集，距离度量为KL距离，则算法收敛至两个分布集之间的最小相对熵。

类比EM算法



- 信道容量与通用数据压缩的对偶性

- 信道容量与通用数据压缩的对偶性

- 改写为相对熵的形式

引理：设 $p(x)p(y|x)$ 为给定联合分布，则使相对熵 $D(p(x)p(y|x)||p(x)r(y))$ 最小化的分布 $r(y)$ 是对应于 $p(y|x)$ 的边缘分布 $r^*(y)$ ，即：

$$D(p(x)p(y|x)||p(x)r^*(y)) = \min_{r(y)} D(p(x)p(y|x)||p(x)r(y))$$

其中

$$r^*(y) = \sum_x p(x)p(y|x)。$$

同时

$$\max_{r(x|y)} \sum_{x,y} p(x)p(y|x) \log \frac{r(x|y)}{p(x)} = \sum_{x,y} p(x)p(y|x) \log \frac{r^*(x|y)}{p(x)}$$

其中

$$r^*(x|y) = \frac{p(x)p(y|x)}{\sum_x p(x)p(y|x)}。$$

- 信道容量与通用数据压缩的对偶性
  - 率失真函数的计算

利用上述引理，可将率失真函数的计算改写为双重最小化问题：

$$R(D) = \min_{r(\hat{x})} \min_{q(\hat{x}|x): \sum p(x)q(\hat{x}|x)d(x,\hat{x}) \leq D} \sum_x \sum_{\hat{x}} p(x)q(\hat{x}|x) \log \frac{q(\hat{x}|x)}{r(\hat{x})}$$

令集合 $\mathbf{A}$ 为其边际分布 $p(x)$ 满足失真限制的所有联合分布构成的集合， $\mathbf{B}$ 为乘积分布 $p(x)r(\hat{x})$ 全体构成的集合，其中 $r(\hat{x})$ 为任意的，则有下列优化问题：

$$R(D) = \min_{q \in \mathbf{B}} \min_{p \in \mathbf{A}} D(p||q)$$

- 信道容量与通用数据压缩的对偶性
  - 率失真函数的计算

$$R(D) = \min_{q \in B} \min_{p \in A} D(p||q)$$

Double Min 的处理  
技术及其内涵？

- 可通过交替最小化算法，Blahut-Arimoto算法求解。

先选定某个 $\lambda$ 以及初始分布 $r(\hat{x})$ ，计算在失真限制下使互信息最小的 $q(\hat{x}|x)$ 。

(1) 由拉格朗日乘子法：

$$q(\hat{x}|x) = \frac{r(\hat{x})e^{-\lambda d(x,\hat{x})}}{\sum_{\hat{x}} r(\hat{x})e^{-\lambda d(x,\hat{x})}}$$

(2) 固定此条件分布，由引理得到使互信息最小的输出分布：

$$r(\hat{x}) = \sum_x p(x)q(\hat{x}|x)$$

以此输出分布作为下次迭代的起点，每一步先关于 $q(\hat{x}|x)$ 最小化，再关于 $r(\hat{x})$ 最小化。

- 信道容量与通用数据压缩的对偶性

- 信道容量的计算

类似地，由信道容量定义

$$C = \max_{r(x)} I(X; Y) = \max_{r(x)} \sum_x \sum_y r(x) p(y|x) \log \frac{r(x) p(y|x)}{r(x) \sum_{x'} r(x') p(y|x')}$$

可将信道容量的计算改写为双重最大化问题：

$$C = \max_{q(x|y)} \max_{r(x)} \sum_x \sum_y r(x) p(y|x) \log \frac{q(x|y)}{r(x)}$$

**Double Max** 的处理技术及其内涵？

- 信道容量与通用数据压缩的对偶性
  - 信道容量的计算

$$C = \max_{q(x|y)} \max_{r(x)} \sum_x \sum_y r(x) p(y|x) \log \frac{q(x|y)}{r(x)}$$

- 可通过交替最大化算法，**Csiszár-Tusnády**算法求解。

先猜测最大化分布 $r(\hat{x})$ ，然后求出最佳的条件分布。

(1) 由引理知条件分布即

$$q(x|y) = \frac{r(x)p(y|x)}{\sum_x r(x)p(y|x)}$$

(2) 固定此条件分布，利用拉格朗日乘子法求解带约束的最大化问题，得到最优的输入分布：

$$r(x) = \frac{\prod_y (q(x|y))^{p(y|x)}}{\sum_x \prod_y (q(x|y))^{p(y|x)}}$$

以此作为起点进行下次迭代。

- 率失真理论:
- 与信道容量分析的对偶处理技术;
- 最优性;
- 存在性;
- 可达性;
- 信道容量和率失真的迭代计算 **double max or double min**

中间用到一个重要的不等式