#### 信息论

### 信号传输与处理的理论基础

Markov序列和数据处理不等式 连续随机变量的信息熵

教程阅读: 2.8和2.10节; 8.1, 8.4, 8.5和8.6节



# 互信息量的凸性和凹性(1)

- \* 将条件概率公式p(x,y)=p(y|x)p(x)代入互信息量的定义式得
- \*  $I(X;Y) \equiv \Sigma_{x,y} p(x,y) \log(\frac{p(x,y)}{p(x)p(y)}) = \Sigma_{x,y} p(y|x) p(x) \log(\frac{p(y|x)}{p(y)})$
- \* 其中 $p(y) = \sum_{x} p(y|x)p(x)$ 。
- \* 针对I(X;Y)的两种函数观点
- \* (1) 将条件概率参数p(y|x) 视为常数、p(x)视为变量,相应的函数记为 C;
- \* (2)将条件概率参数p(y|x)视为变量、p(x)视为常数,相应的函数记为 D;

#### C是凹函数; D是凸函数

- \* 注:本讲义在下面所给的证明方法与教程中的不同,请同时阅读教程中的证明,
- \* 并比较两者的特点。



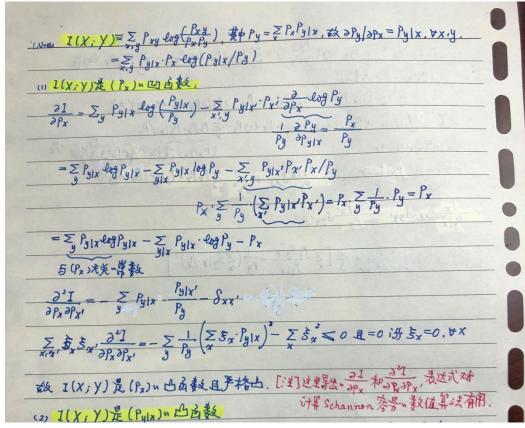
# 互信息量的凸性和凹性(2)

若将条件概率参数p(y|x)视为常数、p(x)视为变量,则

$$I(X;Y) = \sum_{x,y} p(y|x)p(x)\log(\frac{p(y|x)}{p(y)})$$

\* 是p(x)的凹函数,其中 $p(y) = \sum_{x} p(y|x)p(x)$ 。

\*





# 互信息量的凸性和凹性(3)

若将条件概率参数p(y|x)视为变量、p(x)视为常量,则

$$I(X;Y) = \sum_{x,y} p(y|x)p(x)\log(\frac{p(y|x)}{p(y)})$$

\* 是p(y|x)的凸函数,其中 $p(y) = \Sigma_x p(y|x)p(x)$ 。

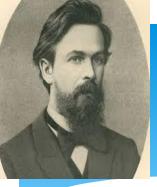
(2) 
$$I(X, Y) = \sum_{x \in Y} P_{xy} \log \frac{P_{xy}}{P_x P_y} = \sum_{x \in Y} P_{y|x} P_x \log P_{y|x} - \sum_{x \in Y} P_{y|x} P_x \log P_y$$

$$\frac{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E} \mathbb{E}_{x}}{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}_{x}} \frac{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}_{x}}{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}_{x}} \frac{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}_{x}}{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}_{x}} \frac{\mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}(P_{y|x}) \times \mathbb{E}(P_{y|x}$$

注:该凸性结论本课程今后用不到,仅用到关于凹性的结论。

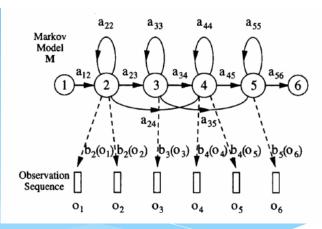
习题(选做):证明该不等式。





## Markov序列(1)

Markov序列



\* 随机序列...,X<sub>n-1</sub>, X<sub>n</sub>, X<sub>n+1</sub>, ... 定义为<u>Markov序列</u>, 是指

\* 对任何n>n<sub>1</sub>>n<sub>2</sub>>...>n<sub>p</sub>恒有

 $P[X_n|X_{n1},X_{n2},...,X_{np}] = P[X_n|X_{n1}]$ 

- \* Markov性质的含义
- \* 基于任何历史数据(X<sub>n1</sub>,X<sub>n2</sub>,...,X<sub>np</sub>)推断<u>未来状态</u>X<sub>n</sub>,其效 果总是等价于<u>基于距离未来时刻最近的历史</u>数据X<sub>n1</sub>推断X<sub>n</sub>。
- \* 记号:在上述意义下的Markov序列,记为...→X<sub>n-1</sub>→ X<sub>n</sub>→X<sub>n+1</sub> → ...。



# Markov序列(2)

#### Markov序列的基本性质

- (1) 对称性
- \* 若随机序列..., $X_{n-1}$ ,  $X_n$ ,  $X_{n+1}$ , ... 是 Markov 序列,则沿相反的时间方向也是Markov 序列。
- \* 证明: 以三个时间点的情况为例,
- \* P[X<sub>n-1</sub>|X<sub>n</sub>, X<sub>n+1</sub>] = P[X<sub>n-1</sub>, X<sub>n</sub>, X<sub>n+1</sub>]/P[X<sub>n</sub>, X<sub>n+1</sub>] (条件概率的定义)
- \* =  $P[X_{n+1}|X_n, X_{n-1}]P[X_n, X_{n-1}]/P[X_n, X_{n+1}]$  (根据条件概率公式重写 $P[X_{n-1}, X_n, X_{n+1}]$ )
- \* =  $P[X_{n+1}|X_n]P[X_n, X_{n-1}]/P[X_n, X_{n+1}] ( \rightarrow X_{n-1} \rightarrow X_n \rightarrow X_{n+1} \rightarrow )$
- \* =  $P[X_{n+1}|X_n]P[X_{n-1}|X_n]P[X_n]/P[X_{n+1}|X_n]P[X_n]$ 
  - 根据条件概率公式重写 $P[X_n, X_{n-1}]$ 和 $P[X_n, X_{n+1}]$ )
- $* = P[X_{n-1}|X_n]$

\*

- \* 习题:设**n**<n<sub>2</sub><...<n<sub>p</sub>,按以上思路证明P[X<sub>n</sub>|X<sub>n1</sub>,X<sub>n2</sub>,...,X<sub>np</sub>] = P[X<sub>n</sub>|X<sub>n1</sub>]。
  - 以上分析表明基于任何未来的数据(X<sub>n1</sub>,X<sub>n2</sub>,...,X<sub>np</sub>)推断过去的状态X<sub>n</sub>,其效果总是等价于基于距离过去最近的未来数据X<sub>n1</sub>推断X<sub>n</sub>。
    - 采用前面的记号,就是...← $X_{n-1}$ ← $X_n$ ← $X_{n+1}$ ←...。



# Markov序列(3)

#### Markov序列的基本性质

- (2) 继承性
- 若随机序列...,X<sub>n-1</sub>, X<sub>n</sub>, X<sub>n+1</sub>, ... 是<u>Markov序列</u>,则其任何 子序列也是Markov序列。
- 思考题: 为什么?
- (3) 数据处理不等式

```
若 X \rightarrow Y \rightarrow Z,则I(X;Z) \leq I(X;Y)
```

- 证明:  $I(X;Z) I(X;Y) = \sum_{xz} p(x,z) log[p(x,z)/p(x)p(z)]$
- $-\Sigma_{xy}p(x,y)log[p(x,y)/p(x)p(y)]$
- $= \Sigma_{xyz} p(x,y,z) log[p(x,z)/p(x)p(z)] \Sigma_{xy} p(x,y,z) log[p(x,y)/p(x)p(y)] (为什么?)$
- $= \sum_{xyz} p(x,y,z) \log[p(x,z)p(y)/p(x,y)p(z)]$
- $= \sum_{xyz} p(x|y,z)p(y,z)log[p(x|z)/p(x|y)] \qquad (p(x,y,z)=p(x|y,z)p(y,z))$
- $= \sum_{xyz} p(x|y)p(y,z)log[p(x|z)/p(x|y)] \qquad (X \leftarrow Y \leftarrow Z)$
- =  $-\Sigma_{xyz}$  p(y,z) p(x|y)log[p(x|y)/p(x|z)] ≤ o (为什么?) 其他的证明参见2.8节 🚛



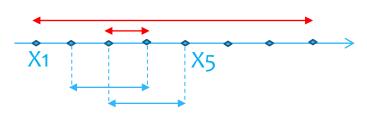
# Markov序列(4)

#### Markov序列的基本性质

- \* (4)狭义数据处理不等式
- \* g是任何函数,X和Y是任意的随机变量,则 $X\to Y\to g(Y)$ ,因此  $I(X;g(Y)) \leq I(Y;g(Y))$
- \* 小结:对Markov序列... $\to X_{n-1} \to X_n \to X_{n+1} \to ...$ , "距离近"的状态变量的互信息量,总是不低于"距离远"的状态量之间的互信息量。
- \* 习题 对以上Markov序列,确定以下互信息量的相对大小,或指出两者不能比较:
- \* I(X2; X4)和I(X3,X4);

\*

- \* I(X1; X100)和I(X3,X4);
- \* I(X2; X4)和I(X3,X5).



\* 答案:小于;小于;不能比较(相对大小不确定)。



### 小结与习题 (教程第一版第二章)

#### 讲义未包含/阅读教程的内容:

- \* 条件互信息量I(X:Y|Z)及其基本性质,参阅2.5节定义式(2.60-61)。该量在后续应用很少,属于一个有用但不是本质性的工具。凡是应用I(X:Y|Z)分析和论证的问题,都可以等效地采用熵和条件熵的已经学过的关系来论证。
- \* 2.9节: 充分统计量, 可略去。
- \* 2.10节:核心内容是Fano不等式,该不等式重要但在后续应用很少。该节没有新概念,可作为前述已学知识的一个有趣的应用练习。
- \* <u>习题</u>: 2.2, 2.3, 2.4, 2.5, 2.10, 2.15, 2.21, 2.26, 2.27,
- \* 2.28, 2.29, 2.30 (较难/选做).
- \* 部分参考答案或简要提示:
- \* 2.2 暂时将X作为取值离散的随机变量,下同: (a)H(X) = H(2<sup>X</sup>); (b) H(X) ≥ H(cosX);
- \* 思考:如果Y是X的函数,什么情况下H(X)=H(Y)?



#### 习题2.10

- \* 因为 X1、X2 的取值范围不相交, 可以 定义一个随机变量X, 其取值
- \* 范围是X1、X2值域的并集,概率P[X=X1]=a,概率P[X=X2]=1-a.
- \* 再定义一个函数 y=f(X), f(X)=1, 若X=X1; f(X)=2, 若X=X2。
- \* 于是 H(X) = H(X, f(X)) = H(y) + H(X|y)
- \* = H(y) + p[y=1]H(X|y=1) + p[y=2]H(X|y=2)
- \* = H(a,1-a) + aH(X1) + (1-a)H(X2)
- \* 其中H(a,1-a) = -a log a (1 a) log(1 a). 【补充完整的细节】



```
习题2.15
            对Markov序列 X1 → X2 → X3 →···→ Xn
 有 P[X1,...,Xn]=P[Xn|Xn-1,...,X1]P[Xn-1,...,X1]
    = P[Xn|Xn-1]P[Xn-1|Xn-2,...,X1]P[Xn-2,...,X1]
*
    = P[Xn|Xn-1]P[Xn-1|Xn-2]P[Xn-2|Xn-3,...,X1]
    = ... = P[Xn|Xn-1]P[Xn-1|Xn-2]... P[X2|X1]P[X1]
* 代入I(X1; X2,...,Xn)
    = \Sigma P[Xn,...,X1]log\{P[Xn,...,X1]/P[X1]P[X2,...,Xn]
* 计算化简得
                 I(X_1; X_2,...,X_n) = I(X_1; X_2)
*
   【完成完整的计算,并思考:该结论的含义是什么?】
```



\* 习题2.21

\* 证明概要

$$\begin{split} P(p(X) < d) \log \frac{1}{d} &= \sum_{x: p(x) < d} p(x) \log \frac{1}{d} \\ &\leq \sum_{x: p(x) < d} p(x) \log \frac{1}{p(x)} \\ &\leq \sum_{x} p(x) \log \frac{1}{p(x)} \\ &= H(X) \end{split}$$



习题2.29 推导提示

\* (a) 
$$H(X, Y | Z) = H(X | Z) + H(Y | X, Z) > H(X | Z)$$

\* (b) 
$$I(X, Y; Z) = I(X; Z) + I(Y; Z|X) > I(X; Z)$$

\* (c) 
$$H(X, Y,Z) - H(X, Y) = H(Z|X, Y) = H(Z|X) - I(Y;Z|X)$$

\* 
$$< H(Z|X) = H(X,Z) - H(X)$$

\* (d) 
$$I(X;Z|Y) + I(Z;Y) = I(X,Y;Z) = I(Z;Y|X) + I(X;Z)$$

\* 
$$I(X;Z|Y) = I(Z;Y|X) - I(Z;Y) + I(X;Z)$$

\* 注意该题的结论实际上是一个等式。



### 对连续随机变量的推广(1)

前面建立的全部概念和关系,都可以推广到连续型随机变量。

【在学习这部分时,注意连续随机变量情形特有的一些性质,例如信息熵的数值可以为负】

【阅读教程第8章 微分熵 8.1、8.2(在学习第三章后阅读)、8.4、8.5、8.6(略去定理8.6.6)】

- 1 连续随机变量X,取值范围记为S,概率密度为f(x),定义其信息熵  $h(X) = -\int_S f(x) \log f(x) dx,$
- 2 连续随机变量X和Y, 其联合概率密度是f(x,y), 定义其联合熵  $h(X,Y) = -\int dx dy \, f(x,y) log \, f(x,y)$
- 3 连续随机变量X和Y,定义其互信息量

 $I(X;Y) = -\int dxdy f(x,y)log \{f(x,y)/f(x)f(y)\}$ 



## 对连续随机变量的推广(2)

#### 4 基本性质

$$h(X,Y) = h(X) + h(Y|X) = h(Y) + h(X|Y)$$
  
 $h(X|Y) \le h(X)$   
 $h(X,Y) \le h(X) + h(Y)$ 并且上界在X和Y概率独立时达到  
 $I(X;Y) \ge 0$   
 $I(X;Y) = h(X) - h(X|Y) = h(Y) - h(Y|X)$ 

【习题】仿照离散变量的情形检验上述关系。



# 对连续随机变量的推广(3)

- \* 5 基本实例
- \* 5.1 一维Gauss变量X

\* 概率密度N(m,
$$\sigma^2$$
) =  $(2\pi\sigma^2)^{-1/2}exp(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2)$ 

\* 信息熵H(X)

\* = 
$$-\int_{-\infty}^{+\infty} dx (2\pi\sigma^2)^{-1/2} exp(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2) \log_e[(2\pi\sigma^2)^{-1/2} exp(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2)]$$

\* = 
$$-\int_{-\infty}^{+\infty} dx (2\pi\sigma^2)^{-1/2} exp(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2) log_e[(2\pi\sigma^2)^{-1/2}]$$

\* + 
$$\frac{1}{2\sigma^2} \int_{-\infty}^{+\infty} dx (x-m)^2 (2\pi\sigma^2)^{-1/2} exp(-\frac{1}{2\sigma^2} (x-m)^2)$$

\* = 
$$log_e[(2\pi\sigma^2)^{1/2}] + \frac{1}{2} = log_e[(2\pi e\sigma^2)^{1/2}]$$



## 对连续随机变量的推广(4)

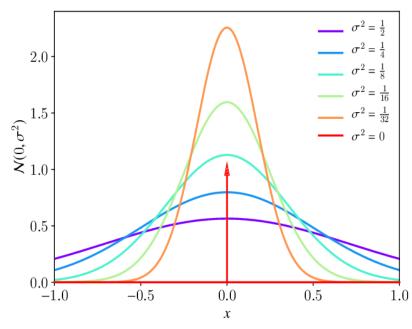
#### 5 基本实例

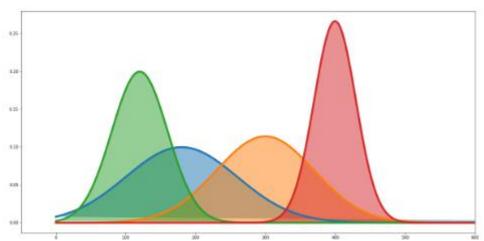
\* 5.1 (续) <u>一维Gauss变量X~N(m,σ²)</u>的信息熵

$$H(X) = \frac{1}{2}log_e(2\pi e\sigma^2)$$

\* 注: Gauss变量的熵H(X)同均值m无关,仅与方差σ<sup>2</sup>有关,并是方差的增函数。

\* 你能定性地解释为什么如此吗?







# 对连续随机变量的推广(5)

#### 5 基本实例

5.2 n维Gauss随机向量X=(X<sub>1</sub>,...,X<sub>n</sub>)~N(m,Q)

\* 
$$N(\mathbf{m}, \mathbf{Q}) = (2\pi |\mathbf{Q}|)^{-1/2} exp(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \mathbf{m})^{\mathsf{T}} \mathbf{Q}^{-1}(\mathbf{x} - \mathbf{m}))$$

\* m是均值向量, |Q|表示Q的行列式, Q是正定对称的协方差矩阵:

$$Q_{ij} = E[(x_i - m_i)(x_j - m_j)]$$

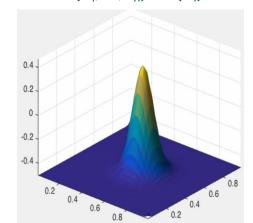
\* 信息熵

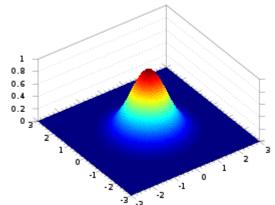
\*

$$H(X) = \frac{1}{2} \log_e((2\pi e)^n |Q|)$$

#### 【习题】

- (1)根据熵的定义推导该结果;
- (2)当 $X_1,...,X_n$ 是独立的Gauss变量,方差分别为 $\sigma_1^2$ 、... $\sigma_n^2$ ,这时H(X)的表达式是什么? 结合普遍的关系式h( $X_1,...,X_n$ )≤h( $X_1$ )+...+h( $X_n$ ),能由此导出著名的Hardamard不等式(8.64)。







# 对连续随机变量的推广(6)

6  $I(X;Y) = -\int dxdy f(x,y)log \{f(x,y)/f(x)f(y)\}$ 

$$= - \int dx dy f(y|x)f(x)\log \{f(y|x)/f(y)\}$$

\* 
$$f(y) = \int dx f(y|x)f(x)$$

I(X;Y)是f(y|x)的凸泛函、f(x)的凹泛函

#### \* 补充知识: 泛函(functional)

- \* (1) 所谓泛函,就是一个随不同函数而变化的实数或复数,即函数的函数。
- \* (2) 典型的实例: h(X),和I(X;Y), 两者是概率密度的函数;
  - Dirac  $\not\geq \exists \exists : \delta_a[f(x)] = f(a); \delta_a^{(m)}[f(x)] = (-1)^m f^{(m)}(a)$
- \* (3) 当函数变化时,可以考虑泛函的变分(variation),即泛函微分:

#### $F[f(x) + \Delta f(x)] \approx F[f(x)] + L_f[\Delta f(x)]$

- \* 其中 $\Delta f(x)$ 是幅度很小的函数、 $\mathbf{L}_f$ 是 $\Delta f(x)$ 的所谓线性泛函。则 $\mathbf{L}_f$ 定义做<u>泛函F在f(x)处的变分</u>。
- \* (4) 如果在 $f^*(x)$ 处 $L_{f^*}[\Delta f(x)] = 0$ 对任何 $\Delta f(x)$ 成立,则 $f^*(x)$ 是使泛函达到某种极值的函数。
- \* 【以上概念参见下面的例子。 在Gauss信道容量一章将继续出现泛函及其优化的例子】



## 对连续随机变量的推广(7)

7 关于Gauss概率分布的一个极值性质 (定理8.6.5)

- \* 在均值为给定的向量m、协方差矩阵为给定的正定对称矩阵Q的各种n维随机变量X中,Gauss变量的熵h(X)最大。
- \* 证明:第一步:考虑带约束的极值问题
- \*  $\max \int dx f(x) \log f(x)$
- s.t.  $\int dx x f(x) = m$ ,  $\int dx (x-m)(x-m)^{T} f(x) = Q$
- \* 第二步: 针对约束引进乘子向量a和乘子矩阵A, 计算广义目标泛函
- \*  $F[f(x)] = -\int dx f(x) log f(x) + a^{T} (\int dx x f(x) m)$
- \* +  $tr(\mathbf{A}(\int d\mathbf{x}(\mathbf{x}-\mathbf{m})(\mathbf{x}-\mathbf{m})^{\mathrm{T}}f(\mathbf{x}) \mathbf{Q}))$
- \* 对f(x)的变分。
- \* 【符号】  $\int dx \, dx \, dx \, dx_1 \dots dx_n$ , tr(M)表示矩阵的迹, 即对角线元素之和。
- \* 【注】这里对定理8.6.5的推导与教程不同,请阅读教程上的推导,并比较两种方法的特点。



# 对连续随机变量的推广(8)

7 关于Gauss概率分布的一个极值性质 (定理8.6.5)

```
* 证明(续)计算泛函 F[f(x)] = -\int dx f(x) log f(x) + a^{T}(\int dx x f(x) - m)
+ tr(A(\int dx (x-m)(x-m)^{T} f(x) - Q)) 对f(x)的变分:

* 仿照微分算法计算\Delta f(x)无穷小时的差,得到

F[f(x) + \Delta f(x)] - F[f(x)] \approx -\int dx \Delta f(x) (1 + log f(x)) + a^{T}(\int dx x \Delta f(x) + tr(A(\int dx (x-m)(x-m)^{T} \Delta f(x)))
```

- \* 【习题】计算上述结果。注意将第一项对比普通的微分公式 d(ulogu)=(1+logu)du.
- \*  $\frac{\hat{\mathbf{x}} = \mathbf{b}}{\mathbf{x}}$ : 令以上表达式为零,得到一个关于最优分布的积分等式。由于该等式需要对其中任意的函数 $\Delta f(\mathbf{x})$ 被满足,因此被积函数中 $\Delta f(\mathbf{x})$ 的权因子必须为 $\mathbf{0}$ :

\* 
$$1 + log f^*(x) + a^{\mathsf{T}}x + tr(\mathbf{A}(x-m)(x-m)^{\mathsf{T}}) = 0$$

- \* 这就是使得熵达到极大值的概率分布f\*(x)应满足的方程。
- \* 第四步: 容易解出 $f^*(x)=exp(x$ 的二次型),这种函数形式的概率分布正是 \* Gauss分布。证毕。
  - 【习题】应用初等概率轮的知识,完成最后一步的论证。



# 对连续随机变量的推广(9)

#### 7 小结 (定理8.6.5)

- \* 在均值为给定的向量m、协方差矩阵为给定的正定对称矩阵Q的各种n维随机变量X中, Gauss变量的熵h(X)最大。
- \* 特例:如果一个标量随机信号x的均值为零、功率P给定,则Gauss信号的熵最大。
- \* 【习题】证明上述结论。注意一维信号若均值为0,则方差恰是其功率。
- \* 【注】改组结论将在学习Gauss信道(第9章)和MIMO信道的容量性能时用到。
- \* 【习题】用类似的方法证明:如果一维随机信号X的均值为已知的正数m,
- \* (协方差任意)则指数分布的随机信号具有最大熵h(X)。



### 习题 (第8章 微分熵)

#### 习题8.1、8.5

- \* 参考答案:
- \* 8.1(a) 指数随机变量的熵

$$h(f) = -\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda x} [\ln \lambda - \lambda x] dx$$
$$= -\ln \lambda + 1 \text{ nats.}$$
$$= \log \frac{e}{\lambda} \text{ bits.}$$

- \* (b) Laplace随机变量的熵h(X) = log(2e/λ)
- \* (c) 独立Gauss变量之和的熵h(X1+X2) =  $\frac{1}{2}log_e(2\pi e(\sigma_1^2 + \sigma_2^2))$
- \* 8.5 应用积分变量变换公式计算得:

$$\begin{split} h(A\mathbf{X}) &= -\int g(\mathbf{y}) \ln g(\mathbf{y}) \, d\mathbf{y} \\ &= -\int \frac{1}{|A|} f(A^{-1}\mathbf{y}) \left[ \ln f(A^{-1}\mathbf{y}) - \log |A| \right] \, d\mathbf{y} \\ &= -\int \frac{1}{|A|} f(\mathbf{x}) \left[ \ln f(\mathbf{x}) - \log |A| \right] |A| \, d\mathbf{x} \\ &= h(\mathbf{X}) + \log |A|. \end{split}$$



#### 下一讲:典型集合与渐进均分性质

\* 预习: 教程第三章 渐进均分性质

\* 基础: 概率的大数定律

