

最大熵模型

七月算法 邹博

2015年11月1日

本次目标

- 理解并掌握熵Entropy的定义
 - 理解“Huffman编码是所有编码中总编码长度最短的”熵含义
- 理解联合熵 $H(X,Y)$ 、相对熵 $D(X||Y)$ 、条件熵 $H(X|Y)$ 、互信息 $I(X,Y)$ 的定义和含义，并了解如下公式：
 - $H(X|Y) = H(X,Y) - H(Y) = H(X) - I(X,Y)$
 - $H(Y|X) = H(X,Y) - H(X) = H(Y) - I(X,Y)$
 - $I(X,Y) = H(X) - H(X|Y) = H(X) + H(Y) - H(X,Y) \geq 0$
- 掌握最大熵模型Maxent
 - Maximum Entropy Models
- 了解最大熵在自然语言处理NLP中的应用
 - Natural Language Processing
- 与前序知识的联系：最大熵模型和极大似然估计MLE的关系
 - Maximum Likelihood Estimation
- 副产品：了解数据分析、函数作图的一般步骤



预备定理 $N \rightarrow \infty \Rightarrow \ln N! \rightarrow N(\ln N - 1)$

$$\ln N! = \sum_{i=1}^N \ln i \approx \int_1^N \ln x dx$$

$$= x \ln x \Big|_1^N - \int_1^N x d \ln x$$

$$= N \ln N - \int_1^N x \cdot \frac{1}{x} dx$$

$$= N \ln N - x \Big|_1^N$$

$$= N \ln N - N + 1$$

$$\rightarrow N \ln N - N$$



骰子

- 普通的一个骰子的某一次投掷，出现点5的概率是多大？
 - 等概率：各点的概率都是 $1/6$
 - 对于“一无所知”的骰子，假定所有点数等概率出现是“最安全”的做法。
- 对给定的某个骰子，经过 N 次投掷后发现，点数的均值为5.5，请问：再投一次出现点5的概率有多大？



带约束的优化问题

□ 令6个面朝上的概率为 (p_1, p_2, \dots, p_6) ，用向量 \mathbf{p} 表示。

□ 目标函数： $H(\vec{p}) = -\sum_{i=1}^6 p_i \ln p_i$

□ 约束条件： $\sum_{i=1}^6 p_i = 1 \quad \sum_{i=1}^6 i \cdot p_i = 5.5$

□ Lagrange函数：

$$L(\vec{p}, \lambda_1, \lambda_2) = -\sum_{i=1}^6 p_i \ln p_i + \lambda_1 \left(1 - \sum_{i=1}^6 p_i \right) + \lambda_2 \left(5.5 - \sum_{i=1}^6 i \cdot p_i \right)$$

□ 求解：

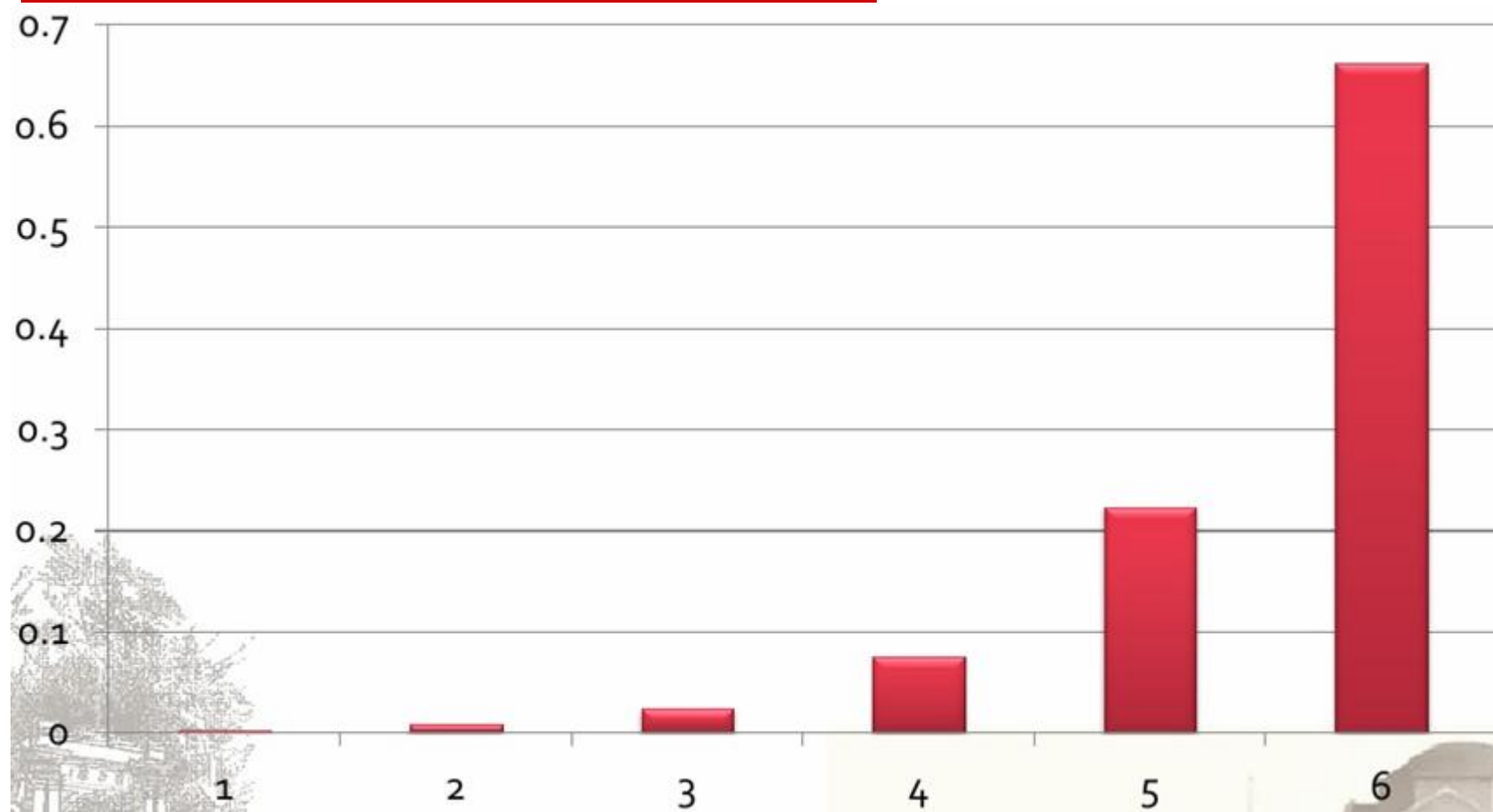
$$\frac{\partial L}{\partial p_i} = \ln p_i + 1 - \lambda_1 - i \cdot \lambda_2 \stackrel{\text{令}}{=} 0$$

$$\Rightarrow p_i = e^{1-\lambda_1-i \cdot \lambda_2}$$

$$\Rightarrow \lambda_1 = 5.932, \lambda_2 = -1.087$$



预测结果



从小学数学开始

- 假设有5个硬币：1,2,3,4,5，其中一个是假的，且比真币轻。有一架没有砝码的天平，天平每次能比较两堆硬币，得出的结果可能是以下三种之一：
- 左边比右边轻
 - 右边比左边轻
 - 两边同样重
- 问：至少要几次称量才能**确保**找到假币？

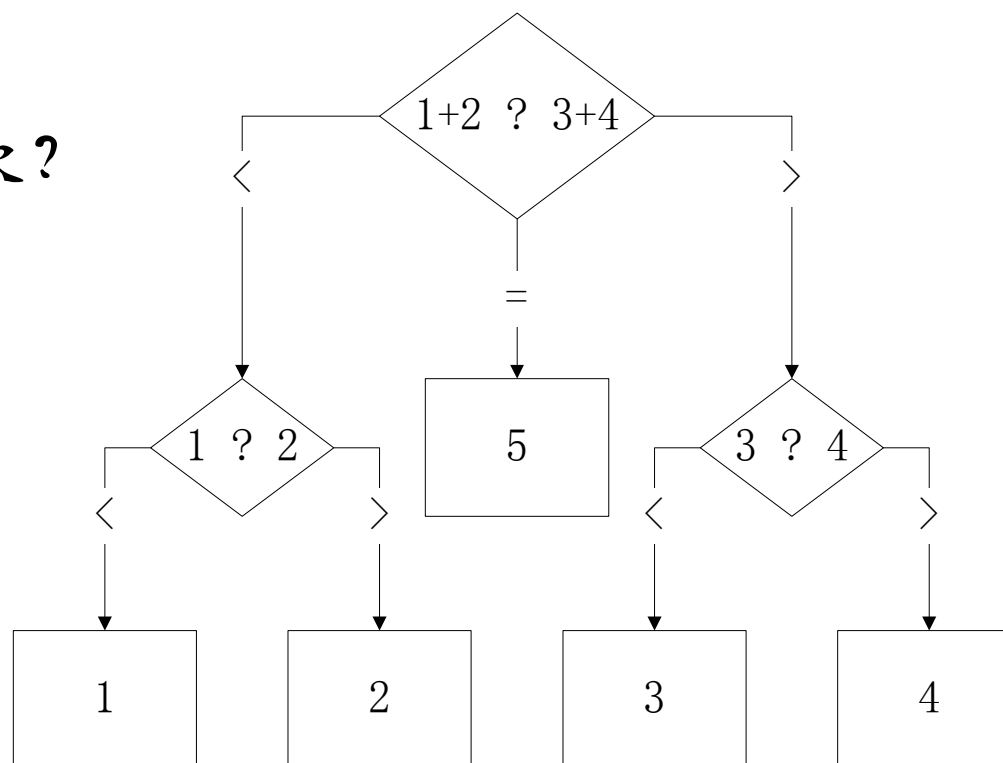


答案

□ 一种可能的称量方法如右图所示

□ 答案：2次

□ 追问：为什么2次？



理论下界

- 令 x 表示假硬币的序号： $x \in X = \{1, 2, 3, 4, 5\}$;
- 令 y_i 表示第 i 次使用天平得到的结果：
 $y \in Y = \{1, 2, 3\}$;
 - 1表示“左轻”，2表示“平衡”，3表示“右轻”
- 用天平称 n 次，获得的结果是： $y_1 y_2 \dots y_n$;
 - $y_1 y_2 \dots y_n$ 的所有可能组合数目是 3^n ;
- 根据题意，要求通过 $y_1 y_2 \dots y_n$ 确定 x 。即映射
 $\text{map}(y_1 y_2 \dots y_n) = x$;
- 从而： $y_1 y_2 \dots y_n$ 的变化数目大于等于 x 的变化数目
- 则： $3^n \geq 5$ ——一般意义上： $|Y|^n \geq |X|$



进一步分析

$$|Y|^n \geq |X| \Rightarrow n \log |Y| \geq \log |X| \Rightarrow n \geq \frac{\log |X|}{\log |Y|}$$

- 用 $y_1 y_2 \dots y_n$ 表达 x 。即设计编码 x : $y_1 y_2 \dots y_n$
- X 的“总不确定度”是: $H(X) = \log |X| = \log 5$
- Y 的“表达能力”是: $H(Y) = \log |Y| = \log 3$
- 至少要多少个 Y 才能准确表示 X ?

$$\frac{H(X)}{H(Y)} = \frac{\log 5}{\log 3} = 1.46$$



题目的变种

- 假设有5个硬币：1,2,3,4,5，其中一个是真的，比其他的硬币轻。已知第1、2个硬币是假硬币的概率都是三分之一；第2、3、4个是假硬币的概率都是九分之一。
- 有一架没有砝码的天平，假设使用天平 n 次能够找到假币。问 n 的期望值至少是多少？



解

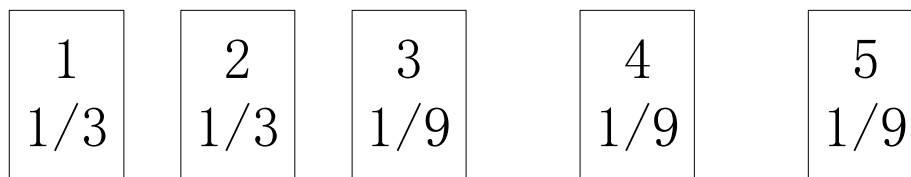
□ 1/3概率的硬币有2个，1/9概率的硬币有3个：

$$\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3}\right) \times \frac{\log 3}{\log 3} + 3 \frac{1}{9} \times \frac{\log 9}{\log 3} = \frac{4}{3}$$

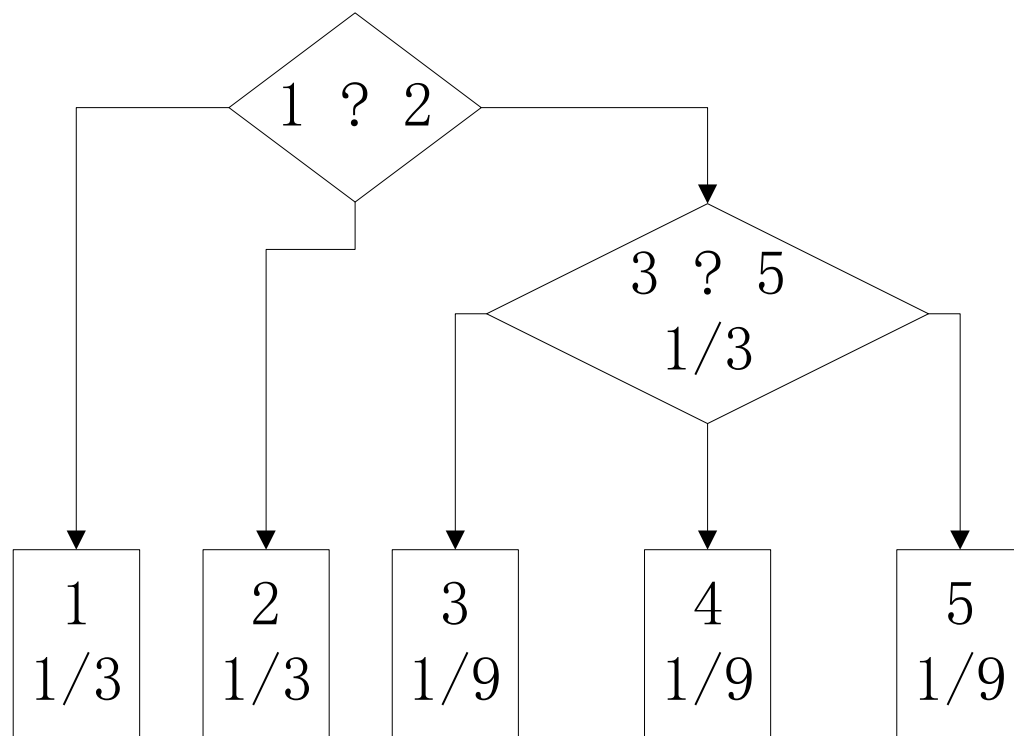
□ 思考： $\log_2 p$ 是什么？



解释Huffman编码



解释Huffman编码



附：Code

```
void HuffmanCoding(int *pWeight, int N, vector<vector<char>> &code)
{
    if (N <= 0)
        return;
    int m = 2 * N - 1; //N个结点的Huffman树需要2N-1个结点
    HuffmanNode* pHuffmanTree = new HuffmanNode[m];
    int s1, s2;

    int i;
    //建立叶子结点
    for (i = 0; i < N; i++)
        pHuffmanTree[i].nWeight = pWeight[i];

    //每次选择权值最小的两个结点，建树
    for (i = N; i < m; i++)
    {
        SelectNode(pHuffmanTree, i, s1, s2);
        pHuffmanTree[s1].nParent = pHuffmanTree[s2].nParent = i;
        pHuffmanTree[i].nLeft = s1;
        pHuffmanTree[i].nRight = s2;
        pHuffmanTree[i].nWeight = pHuffmanTree[s1].nWeight + pHuffmanTree[s2].nWeight;
    }

    //根据建好的Huffman树从叶子到根计算每个叶结点的编码
    int node, nParent;
    for (i = 0; i < N; i++)
    {
        vector<char> &cur = code[i];
        node = i;
        nParent = pHuffmanTree[node].nParent;
        while (nParent != 0)
        {
            if (pHuffmanTree[nParent].nLeft == node)
                cur.push_back('0');
            else
                cur.push_back('1');

            node = nParent;
            nParent = pHuffmanTree[node].nParent;
        }
        reverse(cur.begin(), cur.end());
    }
}
```



定义信息量

□ 原则：

- 某事件发生的概率小，则该事件的信息量大。
- 如果两个事件X和Y独立，即 $p(xy)=p(x)p(y)$ ，假定X和Y的信息量分别为 $h(X)$ 和 $h(Y)$ ，则二者同时发生的信息量应该为 $h(XY)=h(X)+h(Y)$ 。

□ 定义事件X发生的信息量： $h(x)=-\log_2 x$

□ 思考：事件X的信息量的期望如何计算呢？



熵

□ 对随机事件的信息量求期望，得熵的定义：

$$H(X) = - \sum_{x \in X} p(x) \ln p(x)$$

- 注：经典熵的定义，底数是2，单位是bit
- 本例中，为分析方便使用底数e
- 若底数是e，单位是nat(奈特)



研究函数 $f(x)=x\ln x$

- $f(x)=x\ln x, x \in [0,1]$
- $f'(x) = \ln x + 1$
- $f''(x) = 1/x > 0$ (凸函数)
- 当 $f'(x)=0$ 时, $x=1/e$, 取极小值;

- 由于 $\lim_{x \rightarrow 0} f(x) = 0$
- 定义 $f(0)=0$



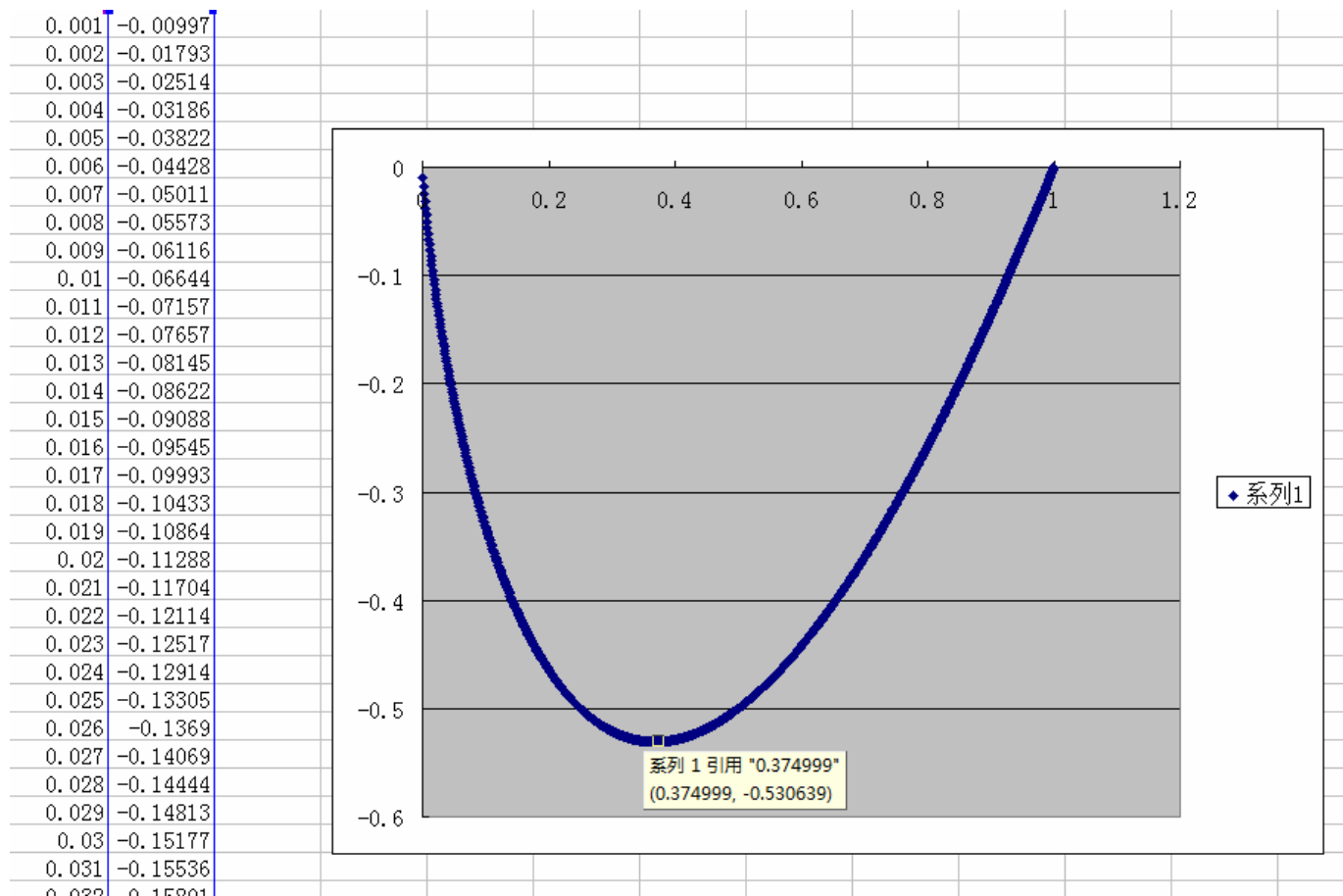
离散采样

```
int _tmain(int argc, _TCHAR* argv[])
{
    float x = 0.001f;
    float y;
    float log2 = log(2.0f);
    ofstream oFile;
    oFile.open(_T("D:\\entropy.txt"));
    while(x < 1)
    {
        y = x * log(x) / log2;
        oFile << x << ' ' << y << '\n';

        x += 0.001f;
    }
    oFile.close();
    return 0;
}
```



绘图



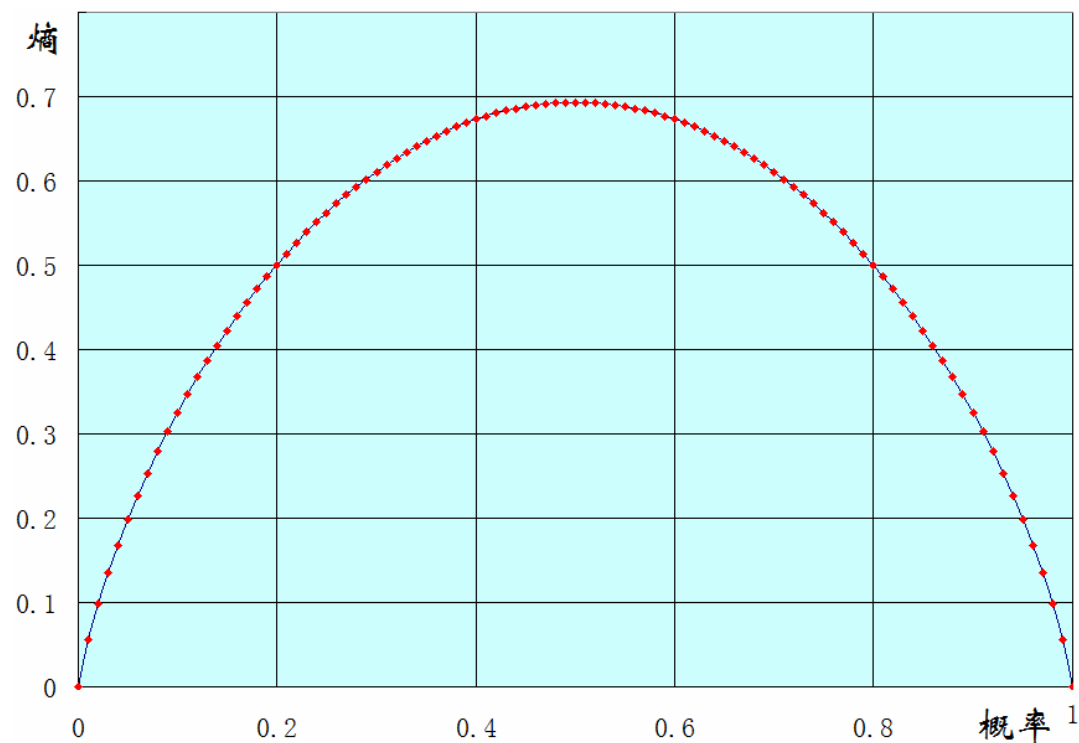
对熵的理解 $0 \leq H(X) \leq \log|X|$

- 熵是随机变量**不确定性**的度量，不确定性越大，熵值越大；若随机变量退化成定值，熵为0
 - 该不确定性度量的本质即为信息量的期望。
 - 均匀分布是“最不确定”的分布
- 熵其实定义了一个函数(概率分布函数)到一个值(信息熵)的映射。
 - $P(x) \rightarrow H$ (**函数** \rightarrow **数值**)
 - **泛函**：“变分推导”章节



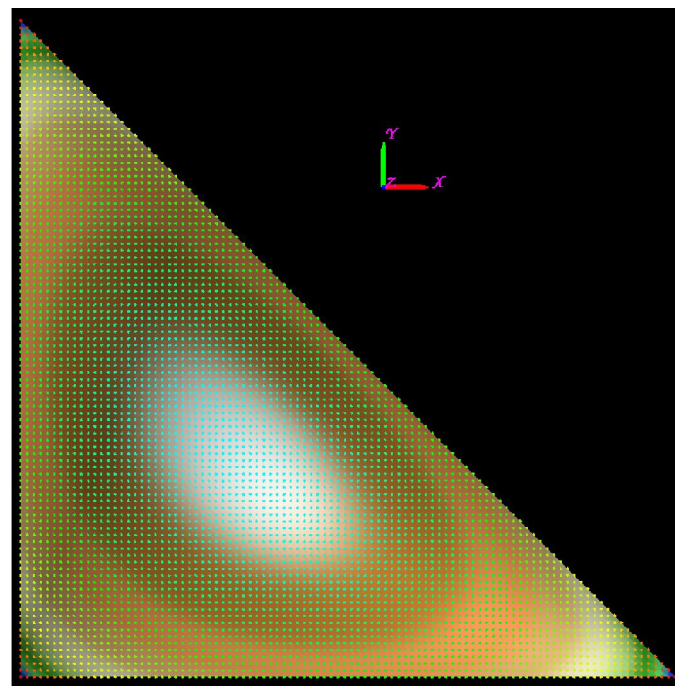
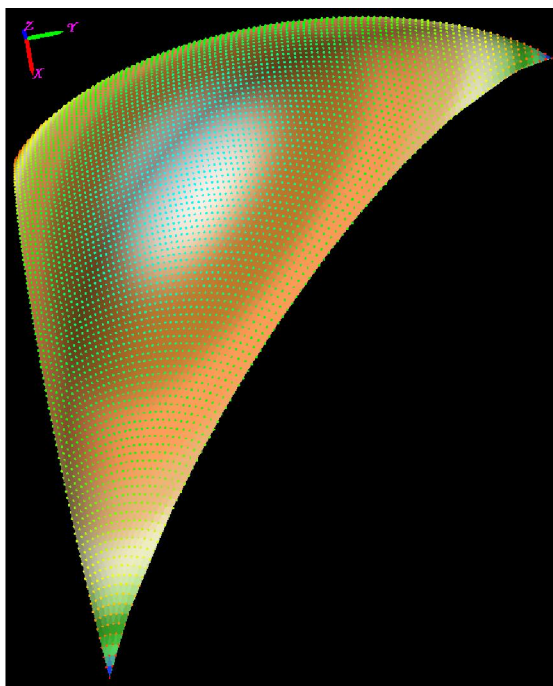
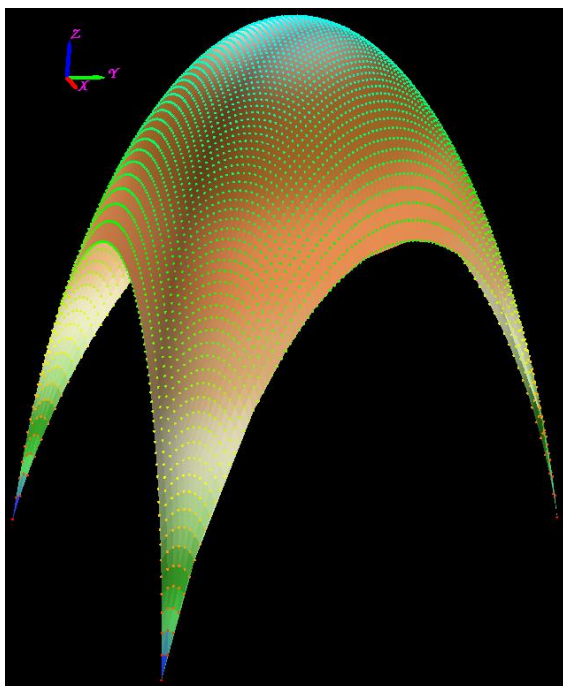
两点分布的熵

□ 两点分布的熵 $H(X) = -\sum_{x \in X} p(x) \ln p(x) = -p \ln p - (1-p) \ln(1-p)$



继续思考：三点分布呢？

$$H(X) = -\sum_{x \in X} p(x) \ln p(x) = -p_1 \ln p_1 - p_2 \ln p_2 - (1 - p_1 - p_2) \ln(1 - p_1 - p_2)$$



组合数的关系

□ 把N件物品分成k组，使得每组物品的个数分别为 n_1, n_2, \dots, n_k ，($n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$)，则不同的分组方法有 $\frac{N!}{n_1! n_2! n_3! \dots n_k!}$ 种。

□ 记： $W(n_1, n_2, \dots, n_k) = \frac{N!}{n_1! n_2! n_3! \dots n_k!}$

□ 求 $H(n_1, n_2, \dots, n_k) = \frac{1}{N} \ln W = ?$



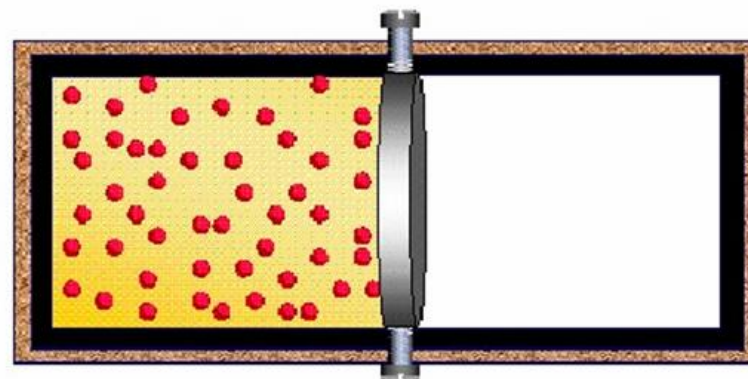
公式推导 $N \rightarrow \infty \Rightarrow \ln N! \rightarrow N(\ln N - 1)$

$$\begin{aligned} H &= \frac{1}{N} \ln \frac{N!}{\prod_{i=1}^k n_i!} = \frac{1}{N} \ln(N!) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^k \ln(n_i!) \\ &\rightarrow (\ln N - 1) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^k n_i (\ln n_i - 1) \\ &= (\ln N - 1) - \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^k n_i \ln n_i - \sum_{i=1}^k n_i \right) \\ &= \ln N - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^k n_i \ln n_i = -\frac{1}{N} \left(\left(\sum_{i=1}^k n_i \ln n_i \right) - N \ln N \right) \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^k (n_i \ln n_i - n_i \ln N) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^k \left(n_i \ln \frac{n_i}{N} \right) \\ &= -\sum_{i=1}^k \left(\frac{n_i}{N} \ln \frac{n_i}{N} \right) \rightarrow -\sum_{i=1}^k (p_i \ln p_i) \end{aligned}$$



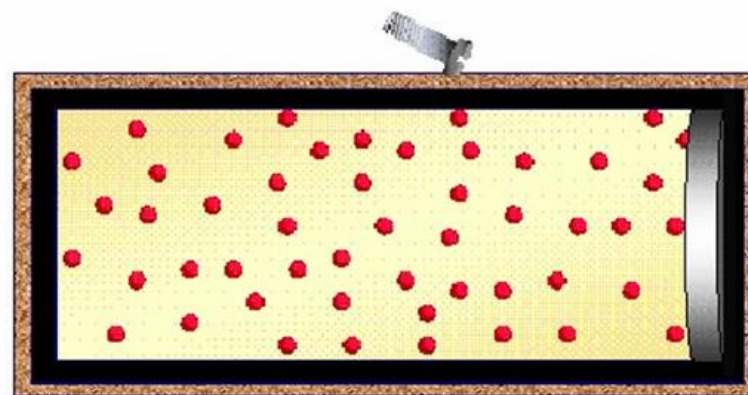
自封闭系统的运动总是倒向均匀分布

- 密封箱子中间放一隔板
- 隔板左边空间注入烟，
右边真空



去掉隔板会怎样？

- 左边的烟就会自然（自发）地向右边扩散，最后均匀地占满整个箱体



思考：根据函数形式判断概率分布

□ 正态分布的概率密度函数

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

□ 对数正态分布

$$\ln p(x) = \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} - \ln \sigma - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2} = \alpha \cdot x^2 + \beta \cdot x + \gamma$$

□ 该分布的对数是关于随机变量 x 的二次函数

■ 根据计算过程的可逆性，若某对数分布能够写成随机变量二次形式，则该分布必然是正态分布。



举例

□ Gamma 分布的定义

$$p(x; \alpha, \beta) = \frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)}, \quad x \geq 0 (\text{常数 } \alpha, \beta > 0)$$

□ 对数形式

$$\ln p(x; \alpha, \beta) = \alpha \ln \beta + (\alpha - 1) \ln x - \beta x - \ln \Gamma(\alpha) = A \cdot x + B \cdot \ln x + C$$

■ 若某对数分布能够写成随机变量一次项和对数项的和，则该分布必然是Gamma分布。

□ 注：

■ Gamma函数： $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty t^{\alpha-1} e^{-t} dt$ $\Gamma(n) = (n-1)!$

■ Gamma分布的期望为： $E(X) = \frac{\alpha}{\beta}$



最大熵的理解 $0 \leq H(X) \leq \log|X|$

- 熵是随机变量**不确定性**的度量，不确定性越大，熵值越大；
 - 若随机变量退化成定值，熵最小：为0
 - 若随机分布为均匀分布，熵最大。
- 以上是无条件的最大熵分布，若有条件呢？
 - 最大熵模型
- 思考：若只给定**期望**和**方差**的前提下，最大熵的分布形式是什么？



思考过程

□ 建立目标函数

$$\arg \max_{p(x)} H(X) = -\sum_x p(x) \ln p(x) \quad s.t. \begin{cases} E(X) = \mu \\ Var(X) = \sigma^2 \end{cases}$$

□ 使用方差公式化简约束条件

$$\begin{aligned} Var(X) &= E(X^2) - E^2(X) \\ \Rightarrow E(X^2) &= E^2(X) + Var(X) = \mu^2 + \sigma^2 \end{aligned}$$

□ 显然，此问题为带约束的极值问题。

■ Lagrange 乘子法



建立Lagrange函数，求驻点

$$\arg \max_{p(x)} H(X) = -\sum_x p(x) \ln p(x) \quad s.t. \begin{cases} E(X) = \mu \\ E(X^2) = \mu^2 + \sigma^2 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} L(p) &= -\sum_x p(x) \ln p(x) + \lambda_1 (E(X) - \mu) + \lambda_2 (E(X^2) - \mu^2 - \sigma^2) \\ &= -\sum_x p(x) \ln p(x) + \lambda_1 \left(\sum_x xp(x) - \mu \right) + \lambda_2 \left(\sum_x x^2 p(x) - \mu^2 - \sigma^2 \right) \\ &\Rightarrow \frac{\partial L}{\partial p} = -\ln p(x) - 1 + \lambda_1 x + \lambda_2 x^2 \stackrel{\Delta}{=} 0 \Rightarrow \ln p(x) = \lambda_2 x^2 + \lambda_1 x - 1 \end{aligned}$$

□ $P(x)$ 的对数是关于随机变量 x 的二次形式，所以，该分布 $p(x)$ 必然是**正态分布**！



联合熵和条件熵

- 两个随机变量 X , Y 的联合分布, 可以形成联合熵Joint Entropy, 用 $H(X,Y)$ 表示
- $H(X,Y) - H(Y)$
 - (X,Y) 发生所包含的熵, 减去 Y 单独发生包含的熵: 在 Y 发生的前提下, X 发生“新”带来的熵
 - 该式子定义为 Y 发生前提下, X 的熵:
 - 条件熵 $H(X|Y)$



推导条件熵的定义式

$$\begin{aligned} & H(X, Y) - H(Y) \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log p(x, y) + \sum_y p(y) \log p(y) \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log p(x, y) + \sum_y \left(\sum_x p(x, y) \right) \log p(y) \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log p(x, y) + \sum_{x,y} p(x, y) \log p(y) \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log \frac{p(x, y)}{p(y)} \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log p(x | y) \end{aligned}$$



根据条件熵的定义式，可以得到

$$\begin{aligned} H(X, Y) - H(X) &= - \sum_{x, y} p(x, y) \log p(y | x) \\ &= - \sum_x \sum_y p(x, y) \log p(y | x) \\ &= - \sum_x \sum_y p(x) p(y | x) \log p(y | x) \\ &= - \sum_x p(x) \sum_y p(y | x) \log p(y | x) \\ &= \sum_x p(x) \left(- \sum_y p(y | x) \log p(y | x) \right) \\ &= \sum_x p(x) H(Y | X = x) \end{aligned}$$



相对熵

- 相对熵，又称互熵，交叉熵，鉴别信息，Kullback熵，Kullback-Leibler散度等
- 设 $p(x)$ 、 $q(x)$ 是 X 中取值的两个概率分布，则 p 对 q 的相对熵是

$$D(p \parallel q) = \sum_x p(x) \log \frac{p(x)}{q(x)} = E_{p(x)} \log \frac{p(x)}{q(x)}$$

- 说明：

- 相对熵可以度量两个随机变量的“距离”
 - 在“贝叶斯网络”、“变分推导”等章节会再次遇到
- 一般的， $D(p \parallel q) \neq D(q \parallel p)$
- $D(p \parallel q) \geq 0$ 、 $D(q \parallel p) \geq 0$ ：凸函数中的Jensen不等式



思考

- 假定已知随机变量 P ，求相对简单的随机变量 Q ，使得 Q 尽量接近 P
 - 方法：使用 P 和 Q 的K-L距离。
 - 难点：K-L距离是非对称的，两个随机变量应该谁在前谁在后呢？
- 假定使用 $KL(Q||P)$ ，为了让距离最小，则要求在 P 为0的地方， Q 尽量为0。会得到比较“窄”的分布曲线；
- 假定使用 $KL(P||Q)$ ，为了让距离最小，则要求在 P 不为0的地方， Q 也尽量不为0。会得到比较“宽”的分布曲线；

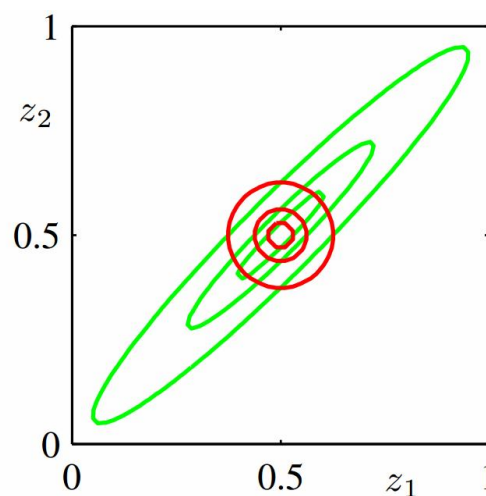
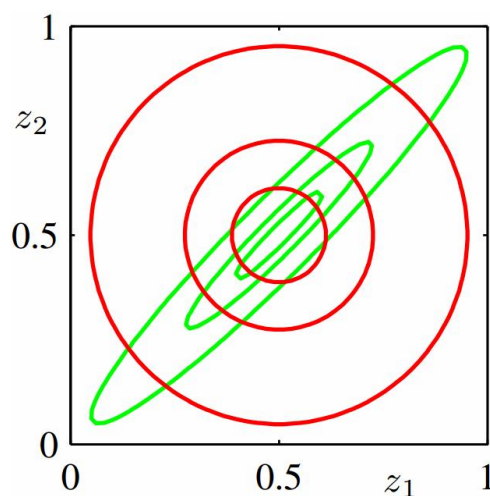


两个KL散度的区别

□ 绿色曲线是真实分布 p 的等高线；红色曲线是使用近似 $p(z_1, z_2) = p(z_1)p(z_2)$ 得到的等高线

■ 左: $KL(p||q)$: zero avoiding

■ 右: $KL(q||p)$: zero forcing

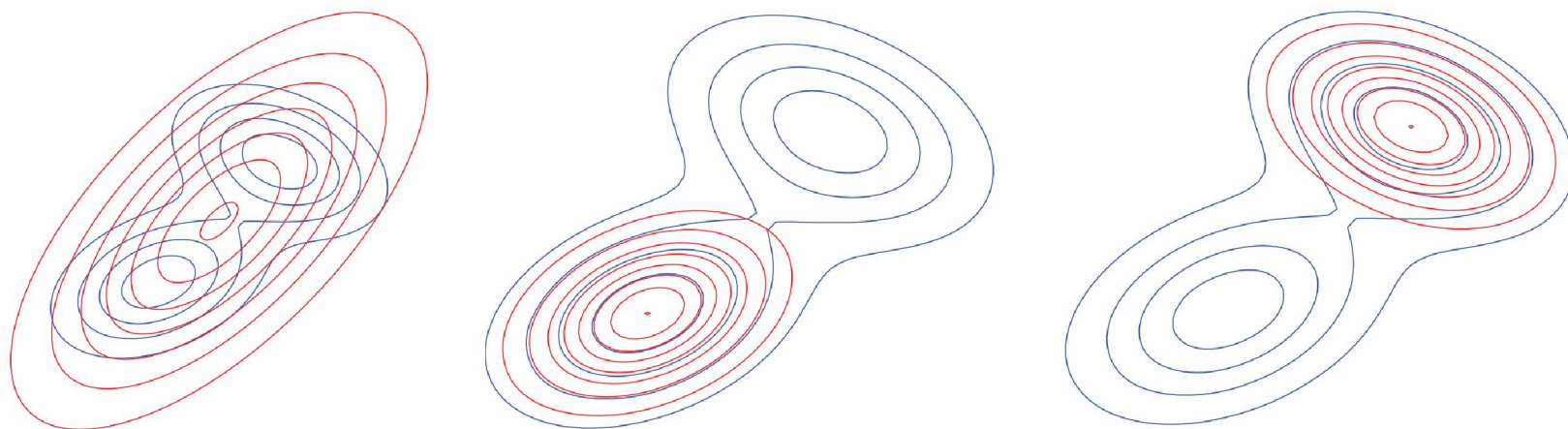


两个KL散度的区别

□ 蓝色曲线是真实分布 p 的等高线；红色曲线是单模型近似分布 q 的等高线。

■ 左： $KL(p||q)$ ： q 趋向于覆盖 p

■ 中、右： $KL(q||p)$ ： q 能够锁定某一个峰值



互信息

- 两个随机变量 X , Y 的互信息, 定义为 X , Y 的联合分布和独立分布乘积的相对熵。
- $I(X, Y) = D(P(X, Y) \parallel P(X)P(Y))$

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



计算条件熵的定义式： $H(X)-I(X,Y)$

$$\begin{aligned} & H(X) - I(X, Y) \\ &= -\sum_x p(x) \log p(x) - \sum_{x,y} p(x, y) \log \frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} \\ &= -\sum_x \left(\sum_y p(x, y) \right) \log p(x) - \sum_{x,y} p(x, y) \log \frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log p(x) - \sum_{x,y} p(x, y) \log \frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log \frac{p(x, y)}{p(y)} \\ &= -\sum_{x,y} p(x, y) \log p(x | y) \\ &= H(X | Y) \end{aligned}$$



根据条件熵的定义式，可以得到

$$\begin{aligned} H(X, Y) - H(X) &= - \sum_{x, y} p(x, y) \log p(y | x) \\ &= - \sum_x \sum_y p(x, y) \log p(y | x) \\ &= - \sum_x \sum_y p(x) p(y | x) \log p(y | x) \\ &= - \sum_x p(x) \sum_y p(y | x) \log p(y | x) \\ &= \sum_x p(x) \left(- \sum_y p(y | x) \log p(y | x) \right) \\ &= \sum_x p(x) H(Y | X = x) \end{aligned}$$

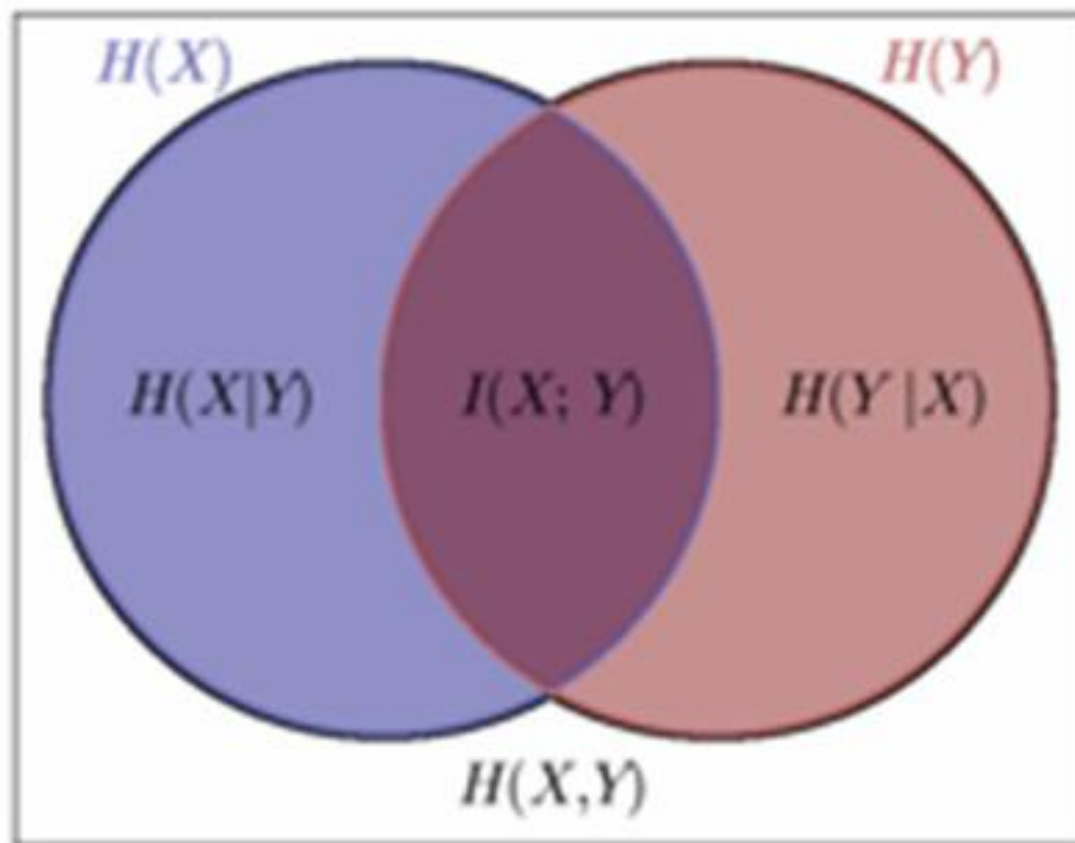


整理得到的等式

- $H(X|Y) = H(X,Y) - H(Y)$
 - 条件熵定义
- $H(X|Y) = H(X) - I(X,Y)$
 - 根据互信息定义展开得到
 - 有些文献将 $I(X,Y) = H(Y) - H(Y|X)$ 作为互信息的定义式
- 对偶式
 - $H(Y|X) = H(X,Y) - H(X)$
 - $H(Y|X) = H(Y) - I(X,Y)$
- $I(X,Y) = H(X) + H(Y) - H(X,Y)$
 - 有些文献将该式作为互信息的定义式
- 试证明: $H(X|Y) \leq H(X)$, $H(Y|X) \leq H(Y)$



强大的Venn图：帮助记忆



思考题：天平与假币

□ 有13枚硬币，其中有1枚是假币，但不知道是重还是轻。现给定一架没有砝码的天平，问至少需要多少次称量才能找到这枚假币？

■ 答：3次。

■ 如何称量？如何证明？



最大熵模型的原则

- ☐ 承认已知事物(知识)
- ☐ 对未知事物不做任何假设，没有任何偏见



例如

□ 已知：

- “学习”可能是动词，也可能是名词。
- “学习”可以被标为主语、谓语、宾语、定语……

□ 令 x_1 表示“学习”被标为名词， x_2 表示“学习”被标为动词。

□ 令 y_1 表示“学习”被标为主语， y_2 表示被标为谓语， y_3 表示宾语， y_4 表示定语。得到下面的表示：

$$p(x_1) + p(x_2) = 1 \quad \sum_{i=1}^4 p(y_i) = 1$$

□ 根据无偏原则 $p(x_1) = p(x_2) = 0.5$

$$p(y_1) = p(y_2) = p(y_3) = p(y_4) = 0.25$$



引入新知识

□ 若已知：“学习”被标为定语的可能性很小，只有0.05 $p(y_4) = 0.05$

□ 仍然坚持无偏原则：

$$p(x_1) = p(x_2) = 0.5$$

$$p(y_1) = p(y_2) = p(y_3) = \frac{0.95}{3}$$



再次引入新知识

- 当“学习”被标作动词的时候，它被标作谓语的
概率为0.95

$$p(y_2 | x_1) = 0.95$$

- 除此之外，仍然坚持无偏见原则，尽量使概
率分布平均。
- 问：怎么样能尽量无偏见的分布？



最大熵模型Maximum Entropy

- 概率平均分布 等价于 熵最大
- 问题转化为：计算X和Y的分布，使 $H(Y|X)$ 达到最大值，并且满足条件

$$p(x_1) + p(x_2) = 1$$

$$\sum_{i=1}^4 p(y_i) = 1$$

$$p(y_4) = 0.05$$

$$p(y_2 | x_1) = 0.95$$



最大熵模型Maxent

$$\max H(Y | X) = - \sum_{\substack{x \in \{x_1, x_2\} \\ y \in \{y_1, y_2, y_3, y_4\}}} p(x, y) \log p(y | x)$$

$$p(x_1) + p(x_2) = 1$$

$$p(y_1) + p(y_2) + p(y_3) + p(y_4) = 1$$

$$p(y_4) = 0.05$$

$$p(y_2 | x_1) = 0.95$$



Maxent的一般式

□ 一般模型：

$$\max_{p \in P} H(Y | X) = - \sum_{(x,y)} p(x,y) \log p(y | x)$$

□ $P = \{p \mid p \text{ 是 } X \text{ 上满足条件的概率分布}\}$

■ 注意区分这里的 p 和 P 。



特征(Feature)和样本(Sample)

□ 特征: (x, y)

- y : 这个特征中需要确定的信息
- x : 这个特征中的上下文信息

□ 样本: 关于某个特征 (x, y) 的样本, 特征所描述的语法现象在标准集合里的分布:

- (x_i, y_i) 对
- y_i 是 y 的一个实例
- x_i 是 y_i 的上下文
- $(x_1, y_1) (x_2, y_2) (x_3, y_3) \dots$



特征函数

□ 关于某个特征(x,y)的样本

■ y:这个特征中需要确定的信息

■ x:这个特征中的上下文信息

□ 特征函数：对于一个特征(x₀,y₀)，定义特征函数：

$$f(x, y) = \begin{cases} 1 & x = x_0 \text{ 且 } y = y_0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

□ 对于一个特征(x₀,y₀)，在样本中的期望值是：

$$\bar{p}(f) = \sum_{(x_i, y_i)} \bar{p}(x, y) f(x, y)$$

■ $\bar{p}(x, y)$ 是(x,y)在样本中出现的概率



条件Constraints

- 对每一个特征(x,y), 模型所建立的条件概率分布要与训练样本表现出来的分布相同。
- 假设样本的分布是(已知):

$$\bar{p}(x) = x \text{出现的概率}$$

$$\bar{p}(x, y) = xy \text{出现的概率}$$

$$\bar{p}(f) = \text{特征}f\text{在样本中的期望值}$$



条件Constraints

□ 特征 f 在模型中的期望值:

$$\begin{aligned} p(f) &= \sum_{(x_i, y_i)} p(x_i, y_i) f(x_i, y_i) \\ &= \sum_{(x_i, y_i)} p(y_i | x_i) p(x_i) f(x_i, y_i) \\ &= \sum_{(x_i, y_i)} p(y_i | x_i) \bar{p}(x_i) f(x_i, y_i) \end{aligned}$$

$$p(f) = \bar{p}(f)$$



最大熵模型：最大条件熵

□ NLP 模型：

$$p^* = \arg \max_{p \in P} H(Y | X) = - \sum_{(x,y)} p(x,y) \log p(y | x)$$

□ 可行域：p是y|x的概率分布并且对训练样本，对任意给定的特征f_i：

$$p(f) = \overline{p}(f)$$



最大熵模型在NLP中的完整提法

$$\begin{aligned} p^* &= \arg \max_{p \in P} H(Y | X) \\ &= - \sum_{(x,y)} p(x,y) \log p(y | x) \\ &= - \sum_{(x,y)} p(y | x) \bar{p}(x) \log p(y | x) \end{aligned}$$

$$P = \left\{ p(y | x) \left| \forall f_i : \sum_{(x,y)} p(y | x) \bar{p}(x) f_i(x, y) = \sum_{(x,y)} \bar{p}(x, y) f_i(x, y), \quad \forall x : \sum_y p(y | x) = 1 \right. \right\}$$



最大熵模型总结

定义条件熵 $H(y|x) = - \sum_{(x,y) \in Z} p(y,x) \log p(y|x)$

模型目的 $p^*(y|x) = \arg \max_{p(y|x) \in P} H(y|x)$

定义特征函数 $f_i(x, y) \in \{0, 1\} \quad i = 1, 2, \dots, m$

约束条件 $\sum_{y \in Y} p(y|x) = 1 \quad (1)$

$$E(f_i) = \tilde{E}(f_i) \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

$$\tilde{E}(f_i) = \sum_{(x,y) \in Z} \tilde{p}(x,y) f_i(x,y) = \frac{1}{N} \sum_{(x,y) \in T} f_i(x,y) \quad N = |T|$$

$$E(f_i) = \sum_{(x,y) \in Z} p(x,y) f_i(x,y) = \sum_{(x,y) \in Z} p(x) p(y|x) f_i(x,y)$$



求解Maxent模型

- 该条件约束优化问题的Lagrange函数

$$\Lambda(p, \vec{\lambda}) = H(y|x) + \sum_{i=1}^m \lambda_i (E(f_i) - \tilde{E}(f_i)) + \lambda_{m+1} \left(\sum_{y \in Y} p(y|x) - 1 \right)$$

- 分析：

- 已知若干条件，要求若干变量的值使到目标函数(熵)最大

- 数学本质：

- 最优化问题(Optimization Problem)

- 条件：线性、等式

- 目标函数：非线性

- 非线性规划(线性约束)

- non-linear programming with linear constraints



最大熵模型MaxEnt的目标拉格朗日函数L

$$\begin{aligned} L &= \left(- \sum_{(x,y)} p(y|x) \bar{p}(x) \log p(y|x) \right) \\ &+ \left(\sum_i \lambda_i \sum_{(x,y)} f_i(x,y) [p(y|x) \bar{p}(x) - \bar{p}(x,y)] \right) + v_0 \left[\sum_y p(y|x) - 1 \right] \\ \frac{\partial L}{\partial p(y|x)} &= \bar{p}(x) (-\log p(y|x) - 1) + \sum_i \lambda_i \bar{p}(x) f_i(x,y) + v_0 \stackrel{\Delta}{=} 0 \\ \Rightarrow \left(\text{令 } \lambda_0 &= \frac{v_0}{p(x)} \right) \Rightarrow \\ p^*(y|x) &= \exp \left(\sum_i \lambda_i f_i(x,y) + \lambda_0 - 1 \right) = \frac{1}{\exp(1 - \lambda_0)} \cdot \exp \left(\sum_i \lambda_i f_i(x,y) \right) \end{aligned}$$

λ_0 与 v_0 仅相差常系数，后面的推导将直接以 λ_0 代替 v_0



“泛函求导”

- 通过条件熵最大，能够得到关于未知概率分布 $p(y|x)$ 的目标函数 L ，而 $p(y|x)$ 本质是一个函数(随机变量)，从而，目标函数 L 是关于函数的函数——泛函。
- 计算 L 关于 p 的导数，进而让导数为 0，可求得驻点，即得到关于 $p(y|x)$ 的方程 F
- 至于如何根据方程 F 计算 $p(y|x)$ ，是参数优化问题，目前先解决建立 F 的问题。
 - 根据方程 F 求最优的 $p(y|x)$ ，是用的 IIS 算法。
- 可以通过“朴素”的办法计算泛函的导数。



泛函求导——“类比”

□ 根据积分的定义，很容易得知以下两个式子：

$$F(x) = \int_0^x f(x)dx \Rightarrow F'(x) = f(x) \quad (1)$$

$$F(x) = \int_0^x f(t(x))dx \Rightarrow F'(x) = f(t(x))t'(x) \quad (2)$$

■ (1)式是函数的不定积分定义

■ (2)式中的t是关于x的函数

□ 将其中的积分号变成加和符号，即得到如下式子：

$$F(x) = \sum f(x) \Rightarrow F'(x) = f(x) \quad (3)$$

$$F(x) = \sum_x f(t(x)) \Rightarrow F'(x) = f(t(x))t'(x) \quad (4)$$



最优解形式Exponential: 求偏导, 等于0

$$p^*(y|x) = \frac{1}{\exp(1 - \lambda_0)} \cdot \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right)$$

□ 上式通过直接求偏导所得到的 p^* 是没有归一化的, 求归一化因子:

$$p^*(y|x) = \frac{1}{Z_\lambda(x)} \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right)$$

$$\sum_y \frac{1}{Z_\lambda(x)} \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right) = 1 \Rightarrow Z_\lambda(x) = \sum_y \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right)$$



最大熵模型与Logistic/Softmax回归

□ Logistic/Softmax回归的后验概率：

$$\begin{cases} h(c=1|x;\theta) = \frac{1}{1+e^{-\theta^T x}} = \frac{e^{\theta^T x}}{e^{\theta^T x} + 1} \propto e^{\theta^T x} \\ h(c=0|x;\theta) = \frac{e^{-\theta^T x}}{1+e^{-\theta^T x}} = \frac{1}{e^{\theta^T x} + 1} \propto 1 \end{cases} \quad h(c=k|x;\theta) = \frac{e^{\theta_k^T x}}{\sum_{j=1}^K e^{\theta_j^T x}}, \quad k=1,2,\dots,K$$

□ 最大熵模型的后验概率

$$p^*(y|x) = \frac{1}{Z_\lambda(x)} \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right)$$



最大似然估计Maximum likelihood estimate

□ 找出与样本的分布最接近的概率分布模型。

□ 简单的例子

■ 10次抛硬币的结果是：正正反正正正反反正正

□ 假设 p 是每次抛硬币结果为正的概率。则：

□ 得到这样的实验结果的概率是：

$$\begin{aligned} P &= pp(1-p)ppp(1-p)(1-p)pp \\ &= p^7(1-p)^3 \end{aligned}$$



极大似然估计MLE

□ 目标函数: $\max P = \max_{0 \leq p \leq 1} p^7 (1-p)^3$

□ 最优解是: $p=0.7$

■ 思考: 如何求解?

□ 一般形式:

$$L_p = \prod_x p(x)^{\bar{p}(x)}$$

$p(x)$ 模型是估计的概率分布
 $\bar{p}(x)$ 是实验结果的分布

$$\log L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) = \sum_{i=1}^n \log f(x_i; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$$



取对数

□ 似然函数取对数：

$$L_{\bar{p}} = \log \left(\prod_x p(x)^{\bar{p}(x)} \right) = \sum_x \bar{p}(x) \log p(x)$$

$$\begin{aligned} L_{\bar{p}}(p) &= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \log p(x,y) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \log [\bar{p}(x) p(y|x)] \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \log p(y|x) + \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \bar{p}(x) \end{aligned}$$

□ 第二项是常数，可忽略



MLE与条件熵

□ 此目标式，与条件熵具有相同的形式。

$$L_{\bar{p}}(p) = \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \log p(y|x)$$

□ 既然函数式相同，极有可能二者殊途同归，目标函数是相同的。

■ 演示推导

$$L = \left(- \sum_{(x,y)} p(y|x) \bar{p}(x,y) \log p(y|x) \right) + \left(\sum_i \lambda_i \sum_{(x,y)} f_i(x,y) [p(y|x) \bar{p}(x,y) - \bar{p}(x,y)] \right) + v_0 \left[\sum_y p(y|x) - 1 \right]$$



求L的对偶函数

□ 最优解 $p_\lambda(y|x) = \frac{1}{Z_\lambda(x)} \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right)$ 代入L, 得到关于 λ 的函数 $L(\lambda)$

$$\begin{aligned} &= -\sum_{x,y} p(y|x) \bar{p}(x) \log p(y|x) + \sum_{i=1}^k \lambda_i \sum_{x,y} f_i(x, y) [p(y|x) \bar{p}(x) - \bar{p}(x, y)] + v_0 \left[\sum_y p(y|x) - 1 \right] \\ &= -\sum_{x,y} p_\lambda(y|x) \bar{p}(x) \log p_\lambda(y|x) + \sum_{i=1}^k \lambda_i \sum_{x,y} f_i(x, y) [p_\lambda(y|x) \bar{p}(x) - \bar{p}(x, y)] \\ &= -\sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) \log p_\lambda(y|x) + \sum_{i=1}^k \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) \lambda_i \sum_{x,y} f_i(x, y) - \sum_{i=1}^k \bar{p}(x, y) \lambda_i \sum_{x,y} f_i(x, y) \\ &= -\sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) \log p_\lambda(y|x) + \sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) \sum_{i=1}^k \lambda_i f_i(x, y) - \sum_{i=1}^k \bar{p}(x, y) \lambda_i \sum_{x,y} f_i(x, y) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) \log Z_\lambda(x) - \sum_{i=1}^k \bar{p}(x, y) \sum_{x,y} \lambda_i f_i(x, y) \end{aligned}$$



将最优解 $p_\lambda(y|x) = \frac{1}{Z_\lambda(x)} \exp\left(\sum_i \lambda_i f_i(x, y)\right)$ 带入MLE

$$\begin{aligned} L_{\bar{p}}(p) &= \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \log p(y|x) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i f_i(x, y) - \log Z_\lambda(x) \right) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \sum_{i=1}^n \lambda_i f_i(x, y) - \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \log Z_\lambda(x) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \sum_{i=1}^n \lambda_i f_i(x, y) - \sum_x \bar{p}(x) \log Z_\lambda(x) \\ &= - \sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) \log Z_\lambda(x) + \sum_{i=1}^k \bar{p}(x, y) \sum_{x,y} \lambda_i f_i(x, y) \end{aligned}$$



结论

- 可以看到，二者的右端具有完全相同的目标函数。
- 根据MLE的正确性，可以断定：最大熵的解(无偏的对待不确定性)同时是最符合样本数据分布的解，进一步证明了最大熵模型的合理性。
- 做点思考：
 - 熵：不确定度
 - 似然：与知识的吻合程度
 - 最大熵模型：对不确定度的无偏分配
 - 最大似然估计：对知识的无偏理解

知识 = 不确定度的补集



λ 的求解

- 因为没有显式的解析式，使用IIS计算最大熵模型的数值解
 - IIS是目前最大熵模型的最优化算法，优于梯度下降算法
 - IIS: Improved Iterative Scaling 改进的迭代尺度算法
 - 具体内容在本PPT最后篇末的附录中。
 - 但工业界使用最多的仍然是**梯度下降算法**。
 - Logistic回归/Softmax回归



Softmax参数求解

□ 目标函数:

$$J(\theta) = -\frac{1}{m} \left[\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k 1\{y^{(i)} = j\} \log \frac{e^{\theta_j^T x^{(i)}}}{\sum_{l=1}^k e^{\theta_l^T x^{(i)}}} \right]$$

□ 梯度:

$$\nabla_{\theta_j} J(\theta) = -\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [x^{(i)} (1\{y^{(i)} = j\} - p(y^{(i)} = j | x^{(i)}; \theta))]$$



IIS的思想

- 假设最大熵模型当前的参数向量是 λ ，希望找到新的参数向量 $\lambda + \delta$ ，使得模型的对数似然函数值 L 增加。重复这一过程，直至找到对数似然函数的最大值。



再次强调

- 熵是描述不确定度的
- 知识是不确定度的补集
 - 不确定度越小，模型越准确。

- 直观的过程：
 - 什么特征都不限定：熵最大
 - 加一个特征：熵少一点
 - Condition Reduces Entropy (C.R.E.)
 - 加的特征越多，熵越少



总结

- MaxEnt已经是比较成功的一个NLP模型，并获得广泛应用
- 从信息论获得启发(1948-)：自然语言处理也是信息处理的一种。
 - 词性标注也可以看作一种编码的过程？
 - 思考：身边的哪些问题，可以看做或类别编码过程？
- 求极值的技术手段：Lagrange对偶问题
- 最大熵模型，涉及了很多前序的数学知识
 - 事实上，机器学习本身就是多种手段的综合应用。



参考文献

- ❑ Elements of Information Theory (Cover & Thomas)
- ❑ <http://ufldl.stanford.edu/wiki/index.php/Softmax%E5%9B%9E%E5%BD%92>
- ❑ A maximum entropy approach to natural language processing (Adam Berger)
- ❑ A Brief MaxEnt Tutorial (Adam Berger)
- ❑ Learning to parse natural language with maximum entropy models (Adwait Ratnaparkhi)
- ❑ A simple Introduction to Maximum Entropy Models for Natural Language Processing (Adwait Ratnaparkhi)
- ❑ 统计学习方法，李航著，清华大学出版社，2012年



我们在这里

7 | 七月算法 <http://www.julyedu.com/>

- 视频/课程/社区

- 七月题库APP: Android/iOS

- <http://www.julyapp.com/>

- 微博

- @研究者July

- @七月题库

- @邹博_机器学习

- 微信公众号

- julyedu



感谢大家！

恳请大家批评指正！



附：IIS算法公式推导



改进的迭代尺度法IIS

$$p^*(y|x) = \frac{1}{Z_\lambda(x)} e^{\sum_i \lambda_i f_i(x,y)}$$

$$Z_\lambda(x) = \sum_y e^{\sum_i \lambda_i f_i(x,y)}$$

$$L_{\bar{p}}(p) = \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \lambda_i f_i(x,y) - \sum_x \bar{p}(x) \log Z_\lambda(x)$$



$$L_{\bar{p}}(p) = \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \lambda_i f_i(x,y) - \sum_x \bar{p}(x) \log Z_{\lambda}(x)$$

$$L(\lambda + \delta) - L(\lambda)$$

$$= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y) - \sum_x \bar{p}(x) \log \frac{Z_{\lambda+\delta}(x)}{Z_{\lambda}(x)}$$

$$\geq \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \frac{Z_{\lambda+\delta}(x)}{Z_{\lambda}(x)}$$

注: $-\ln x \geq 1-x, x > 0$

$$= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \frac{Z_{\lambda+\delta}(x)}{Z_{\lambda}(x)}$$

$$Z_{\lambda}(x) = \sum_y e^{\sum_i \lambda_i f_i(x,y)}$$

$$= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \exp\left(\sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y)\right)$$

$$= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \sum_y p_{\lambda}(y|x) \exp\left(\sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y)\right)$$



针对凸函数 $f(x)=e^x$ 使用Jensen不等式

$$f^\#(x, y) = \sum_i f_i(x, y)$$

$$\begin{aligned} A(\delta | \lambda) &= \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x, y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \sum_y p_\lambda(y | x) \exp\left(\sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x, y)\right) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x, y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \sum_y p_\lambda(y | x) \exp\left(f^\#(x, y) \sum_{i=1}^n \frac{\delta_i f_i(x, y)}{f^\#(x, y)}\right) \\ &\geq \sum_{x,y} \bar{p}(x, y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x, y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \sum_y p_\lambda(y | x) \sum_{i=1}^n \frac{f_i(x, y)}{f^\#(x, y)} \exp(\delta_i f^\#(x, y)) \end{aligned}$$



对该下界求偏导，令为0，求出 δ

$$B(\delta | \lambda) = \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) \sum_{i=1}^n \delta_i f_i(x,y) + 1 - \sum_x \bar{p}(x) \sum_y p_\lambda(y|x) \sum_{i=1}^n \frac{f_i(x,y)}{f^\#(x,y)} \exp(\delta_i f^\#(x,y))$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial B(\delta | \lambda)}{\partial \delta_i} &= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) f_i(x,y) - \sum_x \bar{p}(x) \sum_y p_\lambda(y|x) f_i(x,y) \exp(\delta_i f^\#(x,y)) \\ &= \sum_{x,y} \bar{p}(x,y) f_i(x,y) - \sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) f_i(x,y) \exp(\delta_i f^\#(x,y)) \\ &= E_{\bar{p}}(f_i) - \sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) f_i(x,y) \exp(\delta_i f^\#(x,y)) \end{aligned}$$

令梯度为0，得到：

$$\sum_{x,y} \bar{p}(x) p_\lambda(y|x) f_i(x,y) \exp(\delta_i f^\#(x,y)) - E_{\bar{p}}(f_i) = 0$$



δ 的求法：若 $f^\#(x,y)=M$ 为常数

$$\delta_i = \frac{1}{M} \log \frac{E_{\bar{p}}(f_i)}{E_p(f_i)}$$



δ 的求法：若 $f^\#(x,y)$ 不是常数

□ 令 $g(\delta_i) = \sum_{x,y} \bar{p}(x)p_\lambda(y|x)f_i(x,y)\exp(\delta_i f^\#(x,y)) - E_{\bar{p}}(f_i)$

■ 转换为求 $g(\delta) = 0$ 的根。

□ 牛顿法：

$$\delta_i^{(k+1)} = \delta_i^{(k)} - \frac{g(\delta_i^{(k)})}{g'(\delta_i^{(k)})}$$

□ 说明：

- 因为需要计算 $g(\delta) = 0$ 的根而不是求 $g(\delta)$ 的极小值，上式是函数值除以一阶导，而不是一阶导除以二阶导；
- 实践中，可采用拟牛顿BFGS或者L-BFGS的方法。



最终解

□ 上述求解过程中得到的权值 λ ，回代到下式中，即得到最大熵模型的最优估计。

$$p^*(y|x) = \frac{1}{Z_\lambda(x)} e^{\sum_i \lambda_i f_i(x,y)}$$

$$Z_\lambda(x) = \sum_y e^{\sum_i \lambda_i f_i(x,y)}$$

