微积分与概率论基础

七月算法 **邹博** 2015年10月11日

主要内容

- □本课程示例概述
- □ 复习数学分析
- □概率论基础

什么是机器学习

- □ 对于某给定的任务T,在合理的性能度量方案P的前提下,某计算机程序可以自主学习任务T的经验E; 随着提供合适、优质、大量的经验E,该程序对于任务T的性能逐步提高。
- □ 这里最重要的是机器学习的对象:
 - 任务Task,T,一个或者多个
 - 经验Experience,E
 - 性能Performance,P
- □ 即:随着任务的不断执行,经验的累积会带来计算机性能的提升。
 - McGraw-Hill, 1997



换个表述

- □ 机器学习是人工智能的一个分支。我们使用计算机设计一个系统,使它能够根据提供的训练数据按照一定的方式来学习。随着训练次数的增加,这个系统可以在性能上不断学习和改进,通过优化该学习模型,能够基于先前学习得到的参数来预测相关问题的输出。
- □ 思考:
 - 如何设计无人驾驶机动车?

无人驾驶汽车



- □ 汽车的无人汽车模块已经成熟:全自动公共 交通工具已经出现在了世界上的多个城市。
- □ Lutz採路者/CYCAB/Google



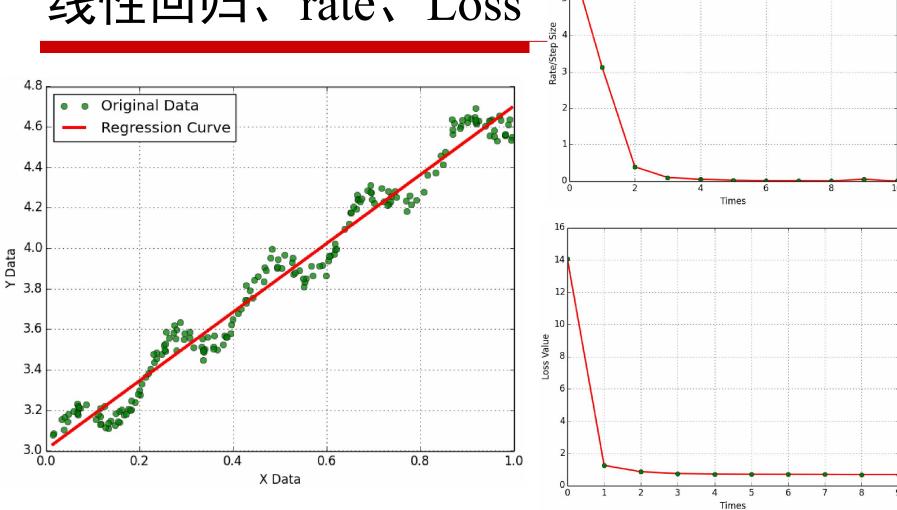


Python Code示例

```
→ TestLog.py ×

 # -*- coding:utf8 -*-
import math
∆import matplotlib.pyplot as plt
                                                                       log Curve
 if name == "__main__":
     x = [float(i)/100.0 \text{ for } i \text{ in } range(1,300)]
      y = [math.log(i) for i in x]
      plt.plot(x, y, 'r-', linewidth=3, label='log Curve')
      a = [x[20], x[175]]
      b = [y[20], y[175]]
      plt.plot(a, b, 'g-', linewidth=2)
      plt.plot(a, b, 'b*', markersize=15, alpha=0.75)
                                                              log(X)
      plt.legend(loc='upper left')
      plt.grid(True)
      plt.xlabel('X')
      plt.ylabel('log(X)')
      plt.show()
                                                                 -3
                                                                            0.5
                                                                                      1.0
                                                                                                1.5
                                                                                                          2.0
                                                                                                                    2.5
                                                                                                                              3.0
                                                                                                 X
```

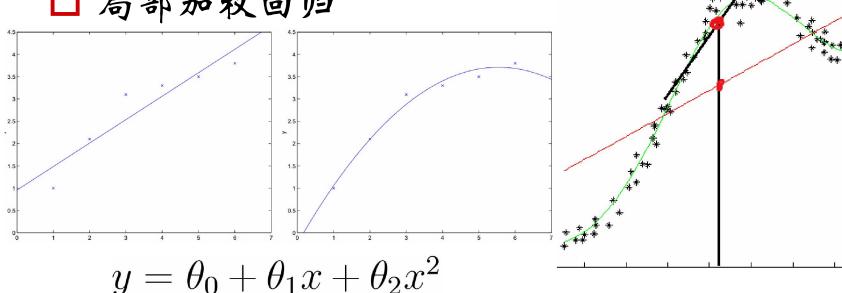
线性回归、rate、Loss



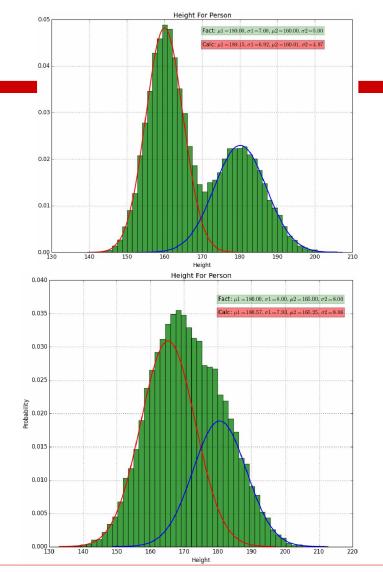
线性回归的进一步思考

- □ 误差假设: 高斯分布、两点分布
- □ 线性的含义:对参数 θ 线性

□局部加权回归



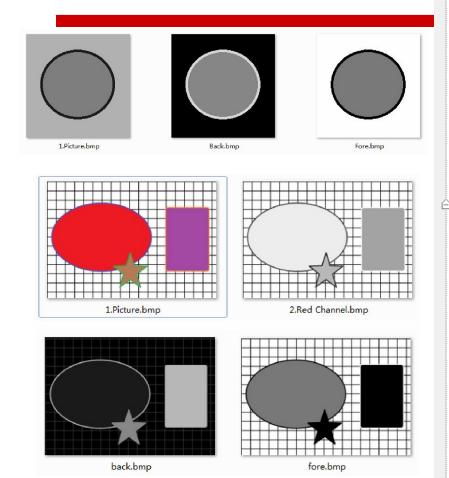
EM Code



```
em3.py ×
def calcEM(height):
     N = len(height)
     gp = 0.5
                 #girl probability
                 #boy probability
     bp = 0.5
     gmu,gsigma = min(height),1 #先验: 直接取最大和最小值
     bmu,bsigma = max(height),1
     ggamma = range(N)
     bgamma = range(N)
     cur = [gp, bp, gmu, gsigma, bmu, bsigma]
     now = []
     times = 0
     while times < 100:
         i = 0
         for x in height:
             ggamma[i] = gp * gauss(x, gmu, gsigma)
             bgamma[i] = bp * gauss(x, bmu, bsigma)
             s = ggamma[i] + bgamma[i]
             ggamma[i] /= s
             bgamma[i] /= s
             i += 1
         gn = sum(ggamma)
         gp = float(gn) / float(N)
         bn = sum(bgamma)
         bp = float(bn) / float(N)
         gmu = averageWeight(height, ggamma, gn)
         gsigma = varianceWeight(height, ggamma, gmu, gn)
         bmu = averageWeight(height, bgamma, bn)
         bsigma = varianceWeight(height, bgamma, bmu, bn)
         now = [gp, bp,gmu,gsigma,bmu,bsigma]
         if isSame(cur, now):
             break
         cur = now
         print "Times:\t", times
         print "Girl mean/gsigma:\t", gmu,gsigma
         print "Boy mean/bsigma:\t", bmu,bsigma
         print "Boy/Girl:\t", bn, gn, bn+gn
         print "\n\n"
         times += 1
     return now
```



GMM与图像

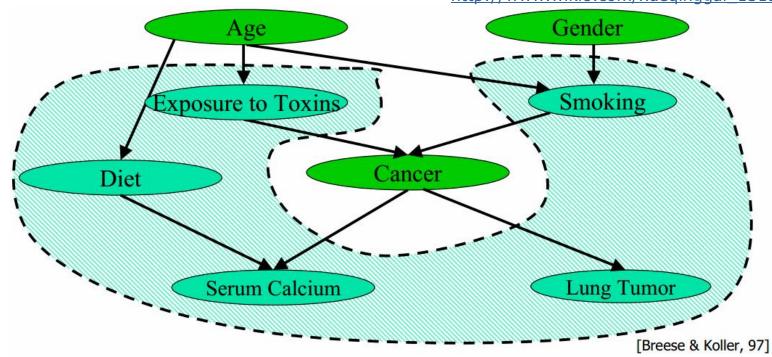


```
def composite(band, parameter):
    c1 = parameter[0]
    mu1 = parameter[2]
    sigma1 = parameter[3]
    c2 = parameter[1]
    mu2 = parameter[4]
    sigma2 = parameter[5]
    p1 = []
    p2 = []
    for pixel in band:
        p1.append(c1 * gauss(pixel, mu1, sigma1))
        p2.append(c2 * gauss(pixel, mu2, sigma2))
    scale(p1)
               #灰度均衡
    scale(p2)
    return [p1, p2]
if name == "__main__":
    im = Image.open('.\\Pic\\test.bmp')
    print im.format, im.size, im.mode
    im = im.split()[0] #只处理第一个通道
    nb = []
                        #处理后的新通道
    data = list(im.getdata())
    parameter = GMM(data)
    t = composite(data, parameter)
    im1 = Image.new('L', im.size)
    im1.putdata(t[0])
```

贝叶斯网络

背景知识: Serum Calcium(血清钙浓度)高于2.75mmo1/L即为高钙血症。许多恶性肿瘤可并发高钙血症。恶性肿瘤病人离子钙增高的百分比大于急钙,也许可用于肿瘤的过筛试验。当高钙血症的原因难于确定时,必须考虑到恶性肿瘤的存在。

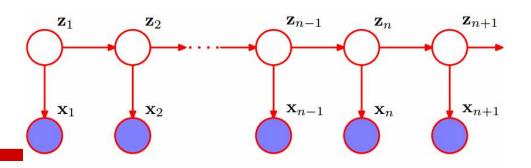
http://www.wiki8.com/xueqinggai 131584/



阴影部分的结点集合,是Cancer的"马尔科夫毯"(Markov Blanket)

条件独立: P(S,L|C) = P(S|C) * P(L|C)

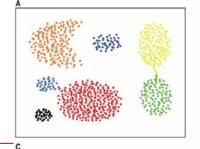
理解HMM框架



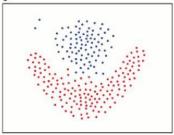
- □ 概率计算问题
 - 给定模型 $\lambda = (A, B, \pi)$ 和观测序列 $O = \{o_1, o_2, ...o_T\}$,计算模型 λ 下观测序列O出现的概率 $P(O|\lambda)$
 - 前向-后向算法——动态规划
- □ 学习问题
 - 己知观测序列 $O = \{o_1, o_2, ...o_T\}$,估计模型 $\lambda = (A, B, \pi)$ 的参数,使得在该模型下观测序列 $P(O|\lambda)$ 最大
 - 极大似然估计(给定状态序列), Baum-Welch算法 (状态序列未知)——EM算法
- □ 预测问题
 - 即解码问题: 已知模型 $\lambda = (A, B, \pi)$ 和观测序列 $O = \{o_1, o_2, \dots o_T\}$ 求对给定观测序列条件概率P(I|O)最大的状态序列I
 - Viterbi算法——动态规划

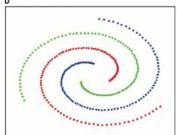
其他内容

- □ 最大熵模型
 - 自然语言处理解决标记问题
- □ 聚类
 - K-means/K-Mediods/密度聚类/谱聚类
- □ 降维
 - PCA/SVD/ICA
- □ SVM
 - 与核技术相结合
- □ 主题模型pLSA/LDA
 - 与聚类、标签传递算法相结合
- □ 条件随机场
 - **■** 无向图模型,链式条件随机场解决标记问题
- □ 变分推导Variation Inference
 - 与EM、贝叶斯相结合,参数、隐变量的学习
- □ 深度学习
 - 大规模人工神经网络



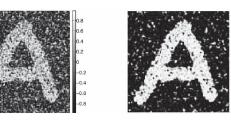




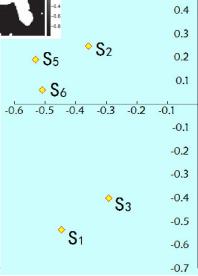


♦ S₄

0.6









julyedu.com

回忆知识

□ 求S的值:

$$S = \frac{1}{0!} + \frac{1}{1!} + \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} + \frac{1}{4!} + \dots + \frac{1}{n!} + \dots$$

复习微积分: 两边夹定理

旦 当 $x \in U(x_0,r)$ 时,有 $g(x) \le f(x) \le h(x)$ 成立, 并且 $\lim_{x \to x_0} g(x) = A$, $\lim_{x \to x_0} h(x) = A$, 那么

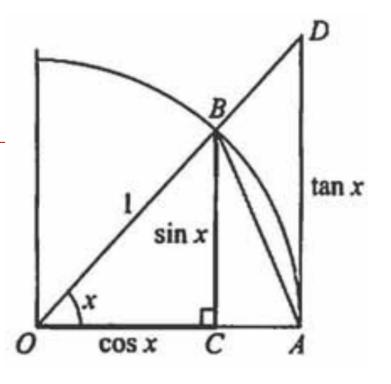
$$\lim_{x \to x_0} f(x) = A$$

极限

- □ 由右图: sinx < x < tanx, $x \in U(0, \epsilon)$
- □ 从而: 1< x/sinx < 1/cosx
- \square $p: \cos x < \sin x/x < 1$
- 口 因为: $\lim_{x \to 0} \cos x = \cos 0 = 1$
- □ 从而:

$$\lim_{x \to 0} \frac{\sin x}{x} = 1$$

■ 该式将三角函数和多项式建立了极限关系



思考

□ 该式的极限是多少?

$$\lim_{x\to 0} \frac{\sin^2 x}{x^2}$$

复习微积分: 极限存在定理

- □单调有界数列必有极限
 - 单增数列有上界,则其必有极限

构造数列{x_n}

$$x_{n} = \left(1 + \frac{1}{n}\right)^{n}$$

$$= 1 + C_{n}^{1} \frac{1}{n} + C_{n}^{2} \frac{1}{n^{2}} + C_{n}^{3} \frac{1}{n^{3}} + \dots + C_{n}^{n} \frac{1}{n^{n}}$$

$$= 1 + n \cdot \frac{1}{n} + \frac{n(n-1)}{2!} \cdot \frac{1}{n^{2}} + \frac{n(n-1)(n-2)}{3!} \cdot \frac{1}{n^{3}} + \dots + \frac{n(n-1)(n-2)\cdots 1}{n!} \cdot \frac{1}{n^{n}}$$

$$= 1 + 1 + \frac{1}{2!} \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) + \frac{1}{3!} \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) + \dots + \frac{1}{n!} \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{n-1}{n}\right)$$

$$< 1 + 1 + \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} + \dots + \frac{1}{n!}$$

$$< 1 + 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{2^{2}} + \dots + \frac{1}{2^{n-1}}$$

$$= 3 - \frac{1}{2^{n-1}}$$

$$< 3$$

自然常数

- □ 根据前文中 $a_n = \left(1 + \frac{1}{n}\right)^n$ 的二项展开式,已经证明数组 $\{a_n\}$ 单增有上界,因此,必有极限。
- 同时: $\left(1+\frac{1}{n+1}\right)^n < \left(1+\frac{1}{x}\right)^x < \left(1+\frac{1}{n}\right)^{n+1}$

$$\lim_{n \to \infty} \left(1 + \frac{1}{n+1} \right)^n = \lim_{n \to \infty} \frac{\left(1 + \frac{1}{n+1} \right)^{n+1}}{1 + \frac{1}{n+1}} = \frac{\lim_{n \to \infty} \left(1 + \frac{1}{n+1} \right)^{n+1}}{\lim_{n \to \infty} \left(1 + \frac{1}{n+1} \right)} = \frac{e}{1+0} = e$$

$$\lim_{n\to\infty} \left(1+\frac{1}{n}\right)^{n+1} = \lim_{n\to\infty} \left(\left(1+\frac{1}{n}\right)^n \left(1+\frac{1}{n}\right)\right) = \lim_{n\to\infty} \left(1+\frac{1}{n}\right)^n \cdot \lim_{n\to\infty} \left(1+\frac{1}{n}\right) = e \cdot \left(1+0\right) = e$$

 \square 根据两边夹定理,函数 $f(x) = \left(1 + \frac{1}{x}\right)^x$ 的极限存在,为e.

导数

- □ 简单的说,导数就是曲线的斜率,是曲线变化快慢的反应
- □ 二阶导数是斜率变化快慢的反应, 表征曲线 的凸凹性
 - 在GIS中,往往一条二阶导数连续的曲线,我们称之为"光顺"的。
 - 还记得高中物理老师肘常念叨的吗:加速度的 方向总是指向轨迹曲线凹的一侧



常用函数的导数

(2)
$$(x^n)' = nx^{n-1} (n \in Q);$$

$$(3) (\sin x)' = \cos x;$$

(4)
$$(\cos x)' = -\sin x$$
;

$$(5) (a^x)' = a^x \ln a;$$

(6)
$$(e^x)' = e^x$$
;

(7)
$$(\log_a x)' = \frac{1}{x} \log_a e$$
; (8) $(\ln x)' = \frac{1}{x}$.

(8)
$$(\ln x)' = \frac{1}{x}$$

$$(u+v)'=u'+v'$$
$$(uv)'=u'v+uv'$$



应用

- □ 已知函数f(x)=xx, x>0
- □ 求f(x)的最小值
 - 领会幂指函数的一般处理套路
 - 在信息熵章节中将再次遇到它
- 口 附: $N^{\overline{\log N}} = ?$
 - 在计算机算法跳跃表Skip List的分析中,用到了该常数。
 - 背景:跳表是支持增删改查的动态数据结构,能够达到 与平衡二叉树、红黑树近似的效率,而代码实现简单。



求解xx

Taylor公式 — Maclaurin公式

$$f(x) = f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{f''(x_0)}{2!}(x - x_0)^2 + \dots + \frac{f^{(n)}(x_0)}{n!}(x - x_0)^n + R_n(x)$$

$$f(x) = f(0) + f'(0)x + \frac{f''(0)}{2!}x^2 + \dots + \frac{f^{(n)}(0)}{n!}x^n + o(x^n)$$



Taylor公式的应用1

□ 数值计算:初等函数值的计算(在原点展开)

$$\sin x = x - \frac{x^3}{3!} + \frac{x^5}{5!} - \frac{x^7}{7!} + \frac{x^9}{9!} + \dots + (-1)^{m-1} \frac{x^{2m-1}}{(2m-1)!} + R_{2m}$$

$$e^{x} = 1 + x + \frac{x^{2}}{2!} + \frac{x^{3}}{3!} + \dots + \frac{x^{n}}{n!} + R_{n}$$

□ 在实践中,往往需要做一定程度的变换。

计算ex

- □ 给定正实数x, 计算ex=?
- □ 一种可行的思路:
- □ 求整数k和小数r, 使得
 - $x = k*ln2 + r, |r| \le 0.5*ln2$
- 以為: $e^x = e^{k \cdot \ln 2 + r}$ $= e^{k \cdot \ln 2} \cdot e^r$ $= 2^k \cdot e^r$

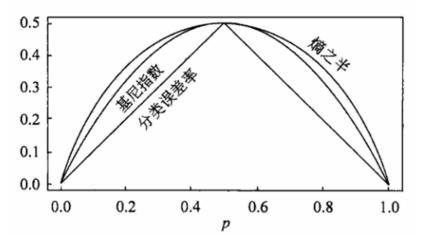
Taylor公式的应用2

- □ 考察基尼指数的图像、熵、分类误差率三者 之间的关系
 - 将f(x)=-lnx在x=1处一阶展开,忽略高阶无穷

小,得到
$$f(x) \approx 1-x$$

$$H(X) = -\sum_{k=1}^{K} p_k \ln p_k$$

$$\approx \sum_{k=1}^{K} p_k (1 - p_k)$$
0.4
0.3
0.2
0.1
0.0



■ 上述结论,在决策树章节中会进一步讨论

方向导数

□如果函数Z=f(x,y)在点P(x,y)是可微分的, 那么,函数在该点沿任一方向L的方向导数 都存在,且有:

$$\frac{\partial f}{\partial l} = \frac{\partial f}{\partial x} \cos \varphi + \frac{\partial f}{\partial y} \sin \varphi$$

□ 其中, ↓为X轴到方向L的转角。

梯度

 \square 设函数z=f(x,y)在平面区域D内具有一阶连续偏导数,则对于每一个点 $P(x,y)\in D$,向量

$$\left(\frac{\partial f}{\partial x}, \frac{\partial f}{\partial y}\right)$$

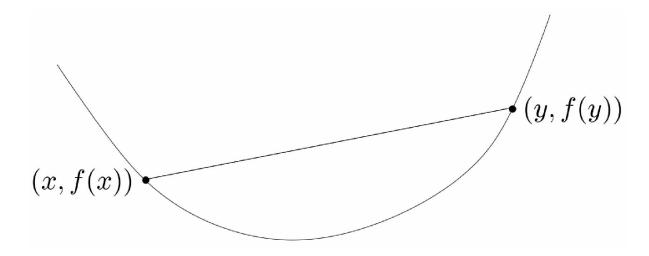
为函数z=f(x,y)在点P的梯度,记做gradf(x,y)

- □ 梯度的方向是函数在该点变化最快的方向
 - 考虑一座解析式为Z=H(x,y)的山,在 (x_0,y_0) 的梯度是在该点坡度变化最快的方向。
- □ 梯度下降法
 - 思考:若下山方向和梯度呈 θ 夹角,下降速度是多少?

30/83

凸函数

□ 若函数f的定义域domf为凸集,且满足



凸函数的判定

- □ 定理: f(x)在区问[a,b]上连续,在(a,b)内二阶可导,那么:
 - 若f''(x)>0,则f(x)是凸的;
 - 若f''(x)<0,则f(x)是凹的
- □ 即: 一元二阶可微的函数在区间上是凸的, 当且仅当它的二阶导数是非负的

凸函数

□ 凸函数的表述

$$f(\lambda x_1 + (1 - \lambda)x_2) \le \lambda f(x_1) + (1 - \lambda)f(x_2)$$

f为凸函数,则有:

$$f(\theta_1 x_1 + \dots + \theta_n x_n) \le \theta_1 f(x_1) + \dots + \theta_n f(x_n)$$

其中 $0 \le \theta_i \le 1, \theta_1 + \dots + \theta_n = 1.$

□ 意义:可以在确定函数的凸凹性之后,对函数进行不等式替换。

凸性质的应用

□ 设p(x)、q(x)是在X中取值的两个概率分布, 给定如下定义式:

$$D(p \| q) = \sum_{x} p(x) \log \frac{p(x)}{q(x)} = E_{p(x)} \log \frac{p(x)}{q(x)}$$

- □ 试证明: D(p||q) ≥0
 - ■上式在最大熵模型等内容中会详细讨论。

注意到y=-logx在定义域上是凸函数

$$D(p || q)$$

$$= \sum_{x} p(x) \log \frac{p(x)}{q(x)}$$

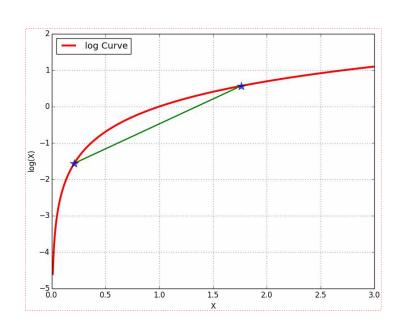
$$= -\sum_{x} p(x) \left(\log \frac{q(x)}{p(x)} \right)$$

$$\geq -\log \sum_{x} \left(p(x) \cdot \frac{q(x)}{p(x)} \right)$$

$$= -\log \sum_{x} q(x)$$

$$= -\log 1$$

$$= 0$$



概率论

- □ 对概率的认识: P(x) ∈ [0,1]
 - P=0:事件出现的概率为0→事件不会发生?
 - 若x为离散/连续变量,则P(x=x0)表示x0发生的概率/概率 密度
- □ 累计分布函数: $\Phi(x)=P(x \leq x0)$
 - Φ(x)一定为单增函数
 - = min($\Phi(x)$)=0, max($\Phi(x)$)=1
 - 将值域为[0,1]的某函数y=f(x)看成y事件的累积概率
 - 若y=f(x)可导,则p(x)=f'(x)为某概率密度函数
- P.S.
 - cumulative distribution function,CDF
 - Probability Density Function,pdf



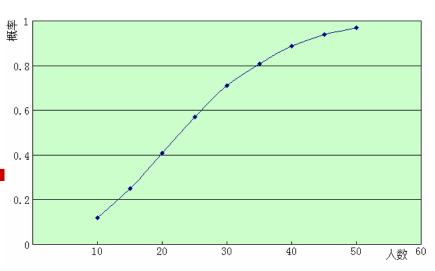
古典概型

□ 举例:将n个不同的球放入N(N≥n)介盒子中,假设盒子容量无限,求事件A={每个盒子至多有1个球}的概率。

解
$$P(A) = \frac{P_N^n}{N^n}$$

- □ 基本事件总数:
 - 第1个球,有N种放法;
 - 第2个球,有N种放法;
 -
 - 共:Nn种放法。
- □ 每个盒子至多放1个球的事件数:
 - 第1个球,有N种放法;
 - 第2个球,有N-1种放法;
 - 第3个球,有N-2种放法;
 -
 - **共**: $N(N-1)(N-2)\cdots(N-n+1)=P_N^n$

生日悖论



□ 某班上有50位同学,至少有2人生日相同的概率是多少?

n	10	15	20	25	30	35	40	45	50
P	0.12	0.25	0.41	0.57	0.71	0.81	0.89	0.94	0.97

装箱问题

□ 将12件正品和3件次品随机装在3个箱子中。 每箱中恰有1件次品的概率是多少?

解

- □ 将15件产品装入3个箱子, 每箱装5件, 共有 15!/(5!5!5!)种装法;
- □ 先把3件次品放入3个箱子,有3!种装法。对于这样的每一种装法,把其余12件产品装入3个箱子,每箱装4件,共有12!/(4!4!4!)种装法;
- \square P(A)= (3!*12!/(4!4!4!)) / (15!/(5!5!5!)) = 25/91

与组合数的关系

- □ 把n个物品分成k组,使得每组物品的个数分别为n1,n2...nk,(n=n1+n2+...+nk),则不同的分组分法有 $\frac{n!}{n_1!n_2!n_3!\cdots n_k!}$ 种。
- 口上述问题的简化版本,即n个物品分成2组,第一组m个,第二组n-m个,则分组方法有 $\frac{n!}{m!(n-m)!}$,即: C_n^m 。

商品推荐

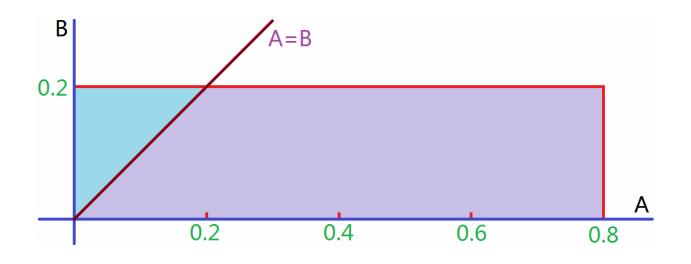
- □ 商品推荐场景中过于聚焦的商品推荐往往会损害用户的购物体验,在有些场景中,系统会通过一定程度的随机性给用户带来发现的惊喜感。
- □ 假设在某推荐场景中,经计算A和B两个商品与当前访问用户的匹配度分别为0.8分和0.2分,系统将随机为A生成一个均匀分布于0到0.8的最终得分,为B生成一个均匀分布于0到0.2的最终得分,试计算最终B的分数大于A的分数的概率。

商品推荐

□ A=B的直线上方区域,即为B>A的情况。

 \Box $S_{\underline{x}} = 0.02$ $S_{\underline{x}} = 0.16$

 \square p=0.02/0.16=0.125



概率公式

□ 条件概率:

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

□ 全概率公式:

$$P(A) = \sum_{i} P(A|B_{i})P(B_{i})$$

□ 贝叶斯(Bayes)公式:

$$P(B_i|A) = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{j} P(A|B_j)P(B_j)}$$

思考题

□ 8支步枪中有5支已校准过,3支未校准。一名射手用校准过的枪射击,中靶概率为0.8;用未校准的枪射击,中靶概率为0.3;现从8支枪中随机取一支射击,结果中靶。求该枪是已校准过的概率。

贝叶斯公式的应用

□ 8支步枪中有5支已校准过,3支未校准。一名射手用校准过的枪射击,中靶概率为0.8;用未校准的枪射击,中靶概率为0.3;现从8支枪中随机取一支射击,结果中靶。求该枪是已校准过的概率。

$$P(G=1) = \frac{5}{8} \qquad P(G=0) = \frac{3}{8}$$

$$P(A=1|G=1) = 0.8 \qquad P(A=0|G=1) = 0.2$$

$$P(A=1|G=0) = 0.3 \qquad P(A=0|G=0) = 0.7$$

$$P(G=1|A=1) = ?$$

$$P(G=1|A=1) = \frac{P(A=1|G=1)P(G=1)}{\sum_{i \in G} P(A=1|G=i)P(G=i)} = \frac{0.8 \times \frac{5}{8}}{0.8 \times \frac{5}{8} + 0.3 \times \frac{3}{8}} = 0.8163$$

47/83

两种认识

- □ 给定某系统的若干样本,求该系统的参数。
- □ 矩估计/MLE/MaxEnt/EM等:
 - 假定参数是某个/某些未知的定值,求这些参数如何取值,能 够使得某目标函数取极大/极小。
 - 频率学派
- □ 贝叶斯模型:
 - 假定参数本身是变化的,服从某个分布。求在这个分布约束下 使得某目标函数极大/极小。
 - 贝叶斯学派
- □ 无高低好坏之分,只是认识自然的手段。只是在当前人们掌握的数学工具和需解决的实践问题中,贝叶斯学派的理论体系往往能够比较好的解释目标函数、分析相互关系等。
 - 前面章节的内容,大多是频率学派的思想;下面的推理,使用贝叶斯学派的观点。

贝叶斯公式 $P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$

□ 给定某系统的若干样本X, 计算该系统的参数, 即

$$P(\theta \mid x) = \frac{P(x \mid \theta)P(\theta)}{P(x)}$$

- P(f) : 没有数据支持下, f 发生的概率: 先验概率。
- P(θ | x):在数据x的支持下,θ发生的概率:后验概率。
- $P(x|\theta)$: 给定某参数 θ 的概率分布: 似然函数。

□ 例如:

- 在没有任何信息的前提下,猜测某人姓氏:先猜李王张 刘.....猜对的概率相对较大:先验概率。
- 若知道某人来自"牛家村",则他姓牛的概率很大:后验概率——但不排除他姓郭、杨等情况。

贝叶斯公式带来的思考 $P(A|D) = \frac{P(D|A)P(A)}{P(D)}$

 \square 给定某些样本D,在这些样本中计算某结论 A_1 、 A_2 A_n 出现的概率,即 $P(A_i|D)$

$$\max P(A_i \mid D) = \max \frac{P(D \mid A_i)P(A_i)}{P(D)} = \max(P(D \mid A_i)P(A_i)) \to \max P(D \mid A_i)$$

$$\Rightarrow \max P(A_i \mid D) \to \max P(D \mid A_i)$$

- 第一个等式: 贝叶斯公式;
- 第二个等式: 样本给定,则对任何A_i,P(D)是常数;
- 第三个箭头: 若这些结论A₁、A₂.....A_n的先验概率相等 (或近似),则得到最后一个等式: 即第二行的公式。



分布

- □复习各种常见分布本身的统计量
- □ 在复习各种分布的同时,重温积分、Taylor 展式等前序知识
- □常见分布是可以完美统一为一类分布

两点分布

0-1分布

已知随机变量X的分布律为

则有
$$E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot q = p$$
,
 $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$
 $= 1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1 - p) - p^2 = pq$.

二项分布 Bernoulli distribution

设随机变量X服从参数为n,p二项分布,

(法一) 设 X_i 为第i 次试验中事件 A 发生的次数, $i=1,2,\dots,n$

则

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

显然, X_i 相互独立均服从参数为p的0-1分布,

所以
$$E(X) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = np$$
.

$$D(X) = \sum_{i=1}^{n} D(X_i) = np(1-p).$$

二项分布

(法二) X 的分布律为

$$P\{X = k\} = \binom{n}{k} p^{k} (1-p)^{n-k}, (k = 0,1,2,\dots,n),$$
则有 $E(X) = \sum_{k=0}^{n} k \cdot P\{X = k\} = \sum_{k=0}^{n} k \binom{n}{k} p^{k} (1-p)^{n-k}$

$$= \sum_{k=0}^{n} \frac{kn!}{k!(n-k)!} p^{k} (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^{n} \frac{np(n-1)!}{(k-1)![(n-1)-(k-1)]!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)}$$

$$= np \sum_{k=1}^{n} \frac{(n-1)!}{(k-1)![(n-1)-(k-1)]!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)}$$

$$= np[p+(1-p)]^{n-1} = np$$

9月机器学习礁

二项分布

$$E(X^{2}) = E[X(X-1)+X] = E[X(X-1)]+E(X)$$

$$= \sum_{k=0}^{n} k(k-1) \binom{k}{n} p^{k} (1-p)^{n-k} + np$$

$$= \sum_{k=0}^{n} \frac{k(k-1)n!}{k!(n-k)!} p^{k} (1-p)^{n-k} + np$$

$$= n(n-1) p^{2} \sum_{k=2}^{n} \frac{(n-2)!}{(n-k)!(k-2)!} p^{k-2} (1-p)^{(n-2)-(k-2)} + np$$

$$= n(n-1) p^{2} [p+(1-p)]^{n-2} + np = (n^{2}-n) p^{2} + np.$$

$$D(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2} = (n^{2}-n) p^{2} + np - (np)^{2}$$

$$= np(1-p)$$

考察Taylor展式

$$e^{x} = 1 + x + \frac{x^{2}}{2!} + \frac{x^{3}}{3!} + \dots + \frac{x^{k}}{k!} + R_{k}$$

$$1 = 1 \cdot e^{-x} + x \cdot e^{-x} + \frac{x^2}{2!} \cdot e^{-x} + \frac{x^3}{3!} \cdot e^{-x} + \dots + \frac{x^k}{k!} \cdot e^{-x} + R_n \cdot e^{-x}$$

$$\frac{x^k}{k!} \cdot e^{-x} \longrightarrow \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}$$

泊松分布

设 $X \sim \pi(\lambda)$, 且分布律为

$$P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}, \quad k = 0,1,2,\dots, \quad \lambda > 0.$$

则有

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \cdot \lambda$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda$$

泊松分布Poisson distribution

- 在实际事例中, 当一个随机事件, 以固定的平均瞬时速率 λ(或称 密度)随机且独立地出现时, 那么这个事件在单位时间(面积或体积) 内出现的次数或个数就近似地服从泊松分布P(λ)。
 - 某一服务设施在一定时间内到达的人数
 - 电话交换机接到呼叫的次数
 - 汽车站台的候客人数
 - 机器出现的故障数
 - 自然灾害发生的次数
 - 一块产品上的缺陷数
 - 显微镜下单位分区内的细菌分布数
 - 某放射性物质单位时间发射出的粒子数



9月机器学习避

泊松分布

$$E(X^{2}) = E[X(X-1) + X]$$

$$= E[X(X-1)] + E(X)$$

$$= \sum_{k=0}^{+\infty} k(k-1) \cdot \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda} + \lambda$$

$$= \lambda^{2} e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{+\infty} \cdot \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda = \lambda^{2} e^{-\lambda} e^{\lambda} + \lambda = \lambda^{2} + \lambda.$$

所以
$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$

泊松分布的期望和方差都等于参数 2.



均匀分布

设 $X \sim U(a,b)$,其概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

则有
$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{a}^{b} \frac{1}{b-a} x dx = \frac{1}{2} (a+b).$$

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

$$= \int_{a}^{b} x^{2} \frac{1}{b-a} dx - \left(\frac{a+b}{2}\right)^{2} = \frac{(b-a)^{2}}{12}$$



指数分布

设随机变量 X 服从指数分布,其概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases} \quad \sharp \oplus \theta > 0.$$

则有

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx$$

$$= -x e^{-x/\theta} \Big|_{0}^{+\infty} + \int_{0}^{+\infty} e^{-x/\theta} dx = \theta$$

$$D(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2} = \int_{0}^{+\infty} x^{2} \cdot \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx - \theta^{2}$$

$$= 2\theta^{2} - \theta^{2} = \theta^{2}$$

指数分布

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

- □ 其中 $\lambda > 0$ 是分布的一个参数,常被称为率参数(rate parameter)。即每单位时间内发生某事件的次数。指数分布的区间是 $[0,\infty)$ 。如果一个随机变量X呈指数分布,则可以写作: $X\sim Exponential(\lambda)$ 。
- □ 指数分布可以用来表示独立随机事件发生的时间间隔, 此如旅客进机场的时间间隔、软件更新的时间间隔等等。
- □ 许多电子产品的寿命分布一般服从指数分布。有的系统的寿命分布也可用指数分布来近似。它在可靠性研究中是最常用的一种分布形式。

指数分布的无记忆性

- □ 指数函数的一个重要特征是无记忆性(遗失记忆性, Memoryless Property)。
 - 如果一个随机变量呈指数分布, 当s,t≥0时有:

$$P(x > s + t | x > s) = P(x > t)$$

■ 即,如果X是某一元件的寿命,已知元件使用了S 小时,它总共使用至少S+t小时的条件概率,与 从开始使用时算起它使用至少t小时的概率相 等。

正态分布

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad \sigma > 0, \quad -\infty < x < +\infty.$$

则有
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

$$\diamondsuit \frac{x-\mu}{\sigma} = t \implies x = \mu + \sigma t,$$



正态分布

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{+\infty}(\mu+\sigma t)e^{-\frac{t^2}{2}}dt$$

$$= \mu \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$=\mu$$
.



正态分布

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

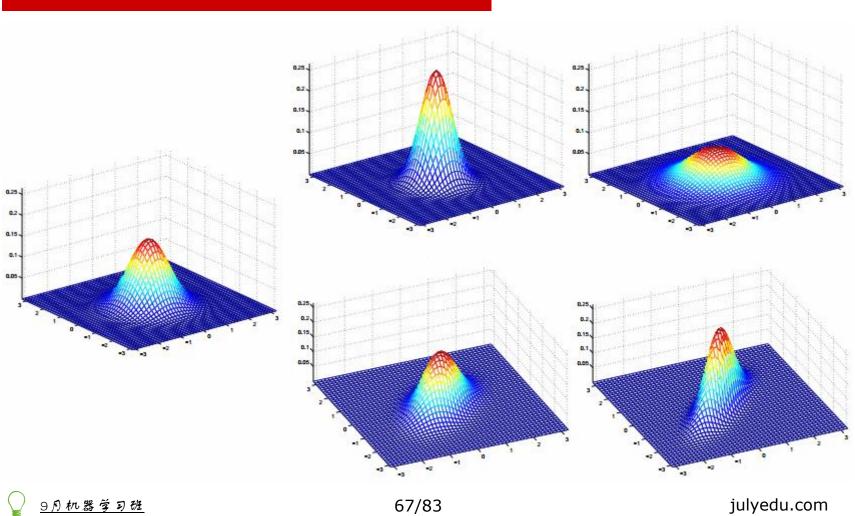
$$\Leftrightarrow \frac{x - \mu}{\sigma} = t, \stackrel{\text{def}}{\rightleftharpoons}$$

$$D(X) = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left(-t e^{-\frac{t^2}{2}} \right)_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= 0 + \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \sqrt{2\pi} = \sigma^2.$$

二元正态分布



集合Hash问题

□ 某Hash函数将任一字符串非均匀映射到正整数k, 概率为2-k, 如下所示。现有字符串集合S, 其元素经映射后, 得到的最大整数为10。试估计S的元素个数。

 $P\{Hash(< string >) = k\} = 2^{-k}, k \in Z^{+}$

问题分析 $P\{Hash(< string >) = k\} = 2^{-k}, k \in Z^+$

- □由于Hash映射成整数是指数级衰减的,"最大整数为10"这一条件可近似考虑成"整数10 曾经出现",继续近似成"整数10出现过一次"。
- □ 字符串被映射成10的概率为p=2-10=1/1024, 从而,一次映射即两点分布:

$$\begin{cases} P(X=1) = \frac{1}{1024} \\ P(X=0) = \frac{1023}{1024} \end{cases}$$

问题分析

□ 从而n个字符串的映射,即二项分布:

$$P{X = k} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad \not\perp + p = \frac{1}{1024}$$

- □ 二项分布的期望为: $E(P\{X=k\})=np$, 其中 $p=\frac{1}{1024}$
- □ 而期望表示n次事件发生的次数, 当前问题中发生了1次, 从而:

$$np = 1 \Rightarrow n = \frac{1}{p} \Rightarrow n = 1024$$

总结

分	布	参数	数学期望	方差
两点:	分布	0 < p < 1	p	p(1-p)
二项:	分布	$n \ge 1$, 0	np	np(1-p)
泊松	分布	$\lambda > 0$	λ	λ
均匀:	分布	a < b	(a+b)/2	$(b-a)^2/12$
指数:	分布	$\theta > 0$	θ	θ^2
正态	分布	$\mu, \sigma > 0$	μ	σ^2

指数族

The exponential family

To work our way up to GLMs, we will begin by defining exponential family distributions. We say that a class of distributions is in the exponential family if it can be written in the form

$$p(y;\eta) = b(y) \exp(\eta^T T(y) - a(\eta))$$
(6)

Here, η is called the **natural parameter** (also called the **canonical parameter**) of the distribution; T(y) is the **sufficient statistic** (for the distributions we consider, it will often be the case that T(y) = y); and $a(\eta)$ is the **log partition function**. The quantity $e^{-a(\eta)}$ essentially plays the role of a normalization constant, that makes sure the distribution $p(y; \eta)$ sums/integrates over y to 1.

A fixed choice of T, a and b defines a family (or set) of distributions that is parameterized by η ; as we vary η , we then get different distributions within this family.

如: Bernoulli分布和高斯分布

We now show that the Bernoulli and the Gaussian distributions are examples of exponential family distributions. The Bernoulli distribution with mean ϕ , written Bernoulli(ϕ), specifies a distribution over $y \in \{0, 1\}$, so that $p(y = 1; \phi) = \phi$; $p(y = 0; \phi) = 1 - \phi$. As we varying ϕ , we obtain Bernoulli distributions with different means. We now show that this class of Bernoulli distributions, ones obtained by varying ϕ , is in the exponential family; i.e., that there is a choice of T, a and b so that Equation (6) becomes exactly the class of Bernoulli distributions.

Bernoulli分布属于指数族

We write the Bernoulli distribution as:

$$p(y;\phi) = \phi^{y}(1-\phi)^{1-y}$$

$$= \exp(y\log\phi + (1-y)\log(1-\phi))$$

$$= \exp\left(\left(\log\left(\frac{\phi}{1-\phi}\right)\right)y + \log(1-\phi)\right).$$

Thus, the natural parameter is given by $\eta = \log(\phi/(1-\phi))$. Interestingly, if we invert this definition for η by solving for ϕ in terms of η , we obtain $\phi = 1/(1+e^{-\eta})$. This is the familiar sigmoid function! This will come up again when we derive logistic regression as a GLM. To complete the formulation of the Bernoulli distribution as an exponential family distribution, we also have

$$T(y) = y$$

$$a(\eta) = -\log(1 - \phi)$$

$$= \log(1 + e^{\eta})$$

$$b(y) = 1$$

考察参数Φ

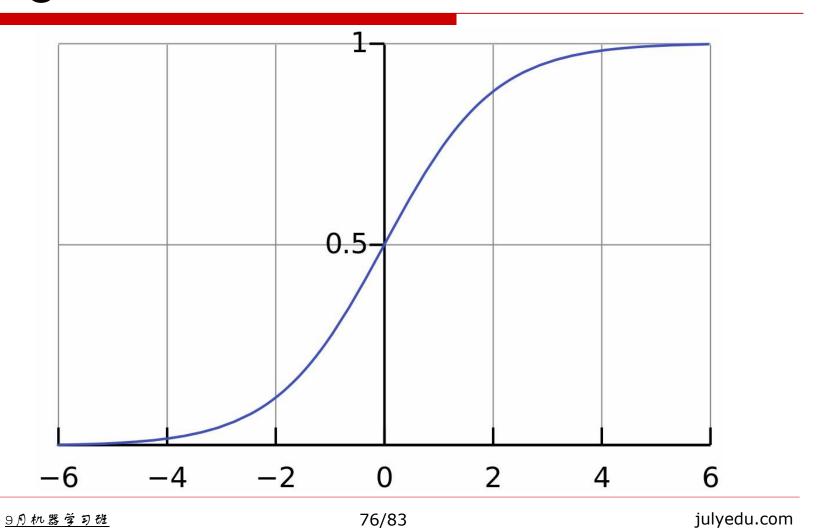
□ 注意在推导过程中,出现了Logistic方程。

$$\Phi = \frac{1}{1 + e^{-\eta}}$$

$$f(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}}$$

75/83

Logistic函数



Logistic函数的导数 $f(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$

77/83

$$f'(x) = \left(\frac{1}{1+e^{-x}}\right)'$$

$$= \frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2}$$

$$= \frac{1}{1+e^{-x}} \cdot \frac{e^{-x}}{1+e^{-x}}$$

$$= \frac{1}{1+e^{-x}} \cdot \left(1 - \frac{1}{1+e^{-x}}\right)$$

$$= f(x) \cdot (1 - f(x))$$

□ 该结论后面会用到

Gaussian分布也属于指数族分布

Lets now move on to consider the Gaussian distribution. Recall that, when deriving linear regression, the value of σ^2 had no effect on our final choice of θ and $h_{\theta}(x)$. Thus, we can choose an arbitrary value for σ^2 without changing anything. To simplify the derivation below, lets set $\sigma^2 = 1$. We then have:

$$p(y;\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y-\mu)^2\right)$$
$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}y^2\right) \cdot \exp\left(\mu y - \frac{1}{2}\mu^2\right)$$

$$\eta = \mu$$

$$T(y) = y$$

$$a(\eta) = \mu^2/2$$

$$= \eta^2/2$$

$$b(y) = (1/\sqrt{2\pi}) \exp(-y^2/2)$$



课下作业1

□ 查阅有关Gamma分布的相关内容:

□ Gamma函数:

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

□ Gamma分布的期望为:

$$E(X) = \frac{\alpha}{\beta}$$

□ 主题模型章节中将有所涉及

课下作业2

- □ A、B两国元首相约在首都机场晚20点至24 点交换一份重要文件。如果A国的飞机先 到,A会等待1个小时;如果B国的飞机先到 了,B会等待2个小时。假设两架飞机在20点 至24点降落机场的概率是均匀分布,试计算 能够在20点至24点完成交换的概率。
 - 假设交换文件本身不需要时间。

参考文献

- ☐ Prof. Andrew Ng, Machine Learning, Stanford University
- □ 同济大学数学教研室 主编,高等数学,高等教育出版社,1996
- □ 王松桂,程维虎,高旅端编,概率论与数理统计,科学出版社,2000

我们在这里

- 7 とり算法 http://www.julyedu.com/
 - 精品视频/直播课程/问答社区
- □ 七月题库APP
 - 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!

恩请大家批评指正!