线性分类模型(2)

回顾

* 概率生成模型

- □ 两类分类问题,类后验概率写成 x 线性函数的Logistic sigmoid函数
- □ 多类分类问题, 类后验概率写成 x 线性函数的 Softmax 变换
- 工 类条件密度 $p(\mathbf{x}|c_k)$ 的参数使用最大似然估计及先验概率 $p(c_k)$,然后使用Bayes定理得到后验概率。

* 可选方法

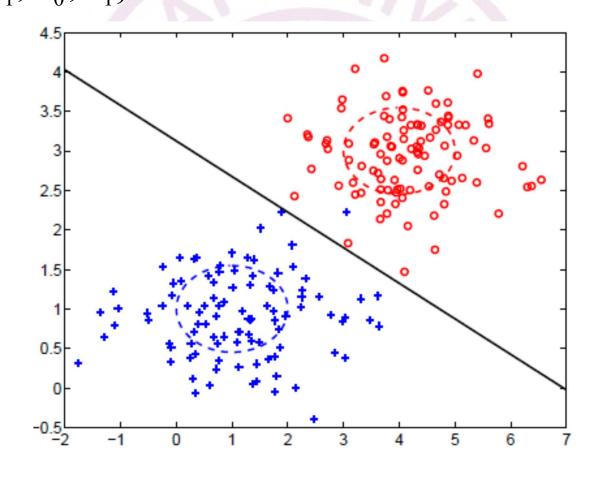
单 使用广义线性模型函数形式,直接使用最大似然确定函数的参数,如迭代再加权最小平方(iterative reweighted least squares, IRLS) 方法

* 直接方法

- \square 最大化通过条件分布 $p(c_k \mid \mathbf{x})$ 定义的似然函数,表示判别式训练的形式。
- □ 优点:一般只需确定少量自适应参数
- 适应: 类条件密度假设对真实分布近似很差的情形

判别式分类

- 如果只对分类决策感兴趣,为什么要在输入样本上建模呢?
- * 对于给定样本,直接估计类标签的条件分布 $P(c_k | \mathbf{x}, \theta)$,其中: $\theta = \{\mathbf{\mu}_0, \mathbf{\mu}_1, \Sigma_0, \Sigma_1\}$



判别式分类

ightharpoonup 如果各个类别有相等的先验概率,那么给定样本 m x 的标签 $m c_1$ 的后验概率为

$$P(c_{1} | x, \theta) = \frac{p(x | \mu_{1}, \sigma_{1}^{2})}{p(x | \mu_{1}, \sigma_{1}^{2}) + p(x | \mu_{0}, \sigma_{0}^{2})}$$

$$= \frac{1}{1 + \frac{p(x | \mu_{0}, \sigma_{0}^{2})}{p(x | \mu_{1}, \sigma_{1}^{2})}}$$

$$= \frac{1}{1 + \exp\left\{-\log\frac{p(x | \mu_{1}, \sigma_{1}^{2})}{p(x | \mu_{0}, \sigma_{0}^{2})}\right\}}$$

其中:
$$\theta = \{\mu_0, \mu_1, \sigma_1^2, \sigma_2^2\}$$

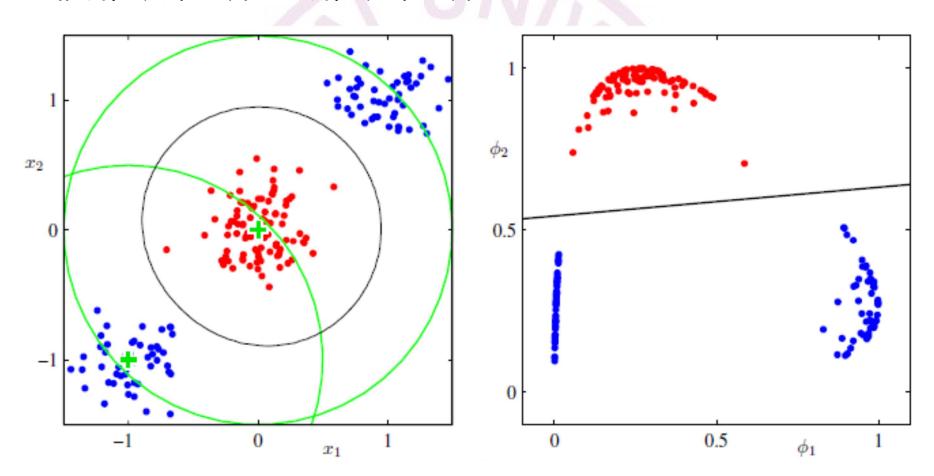
后验概率的形式

❖ 因为决策边界是线性的或二次型的,对某些参数 w,有

固定基函数

* 分类模型

- μ 在輸入矢量 x 空间求解 \Rightarrow 应用于基函数 $\phi(x)$ 张开的非线性变换空间
- 耳 非线性决策边界 ⇒ 线性决策边界



固定基函数

* 在实际应用中

- 二 后验概率 $p(c_k | \mathbf{x})$ 在某些 \mathbf{x} 处可能就是非 0 或非 1
- 最优解:对后验概率准确建模,然后利用决策理论

* 非线性变换 $\phi(\mathbf{x})$

- □ 不能除去类别重叠, 甚至加大重叠
- \Box 合适选择 $\phi(\mathbf{x})$ 可以使后验概率建模更容易

逻辑回归模型

 \star 在两类问题中,类别 c_1 的后验概率通常简化为参数 w 的逻辑 回归模型(logistic regression model)

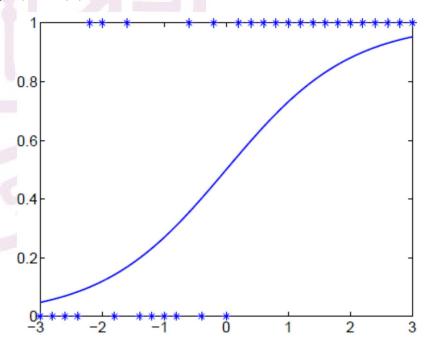
$$p(c_1|\phi,\mathbf{w}) = y(\phi) = \sigma(\mathbf{w}^{\mathrm{T}}\phi)$$

其中 $p(c_2 | \phi) = 1 - p(c_1 | \phi)$ 。

❖ Logistic sigmoid函数 (挤压函数)

$$\sigma(z) = (1 + \exp(-z))^{-1}$$

将线性预测转换为概率。



逻辑回归模型

❖ 可以像线性回归模型一样,使用最大对数似然方法

$$l(\mathcal{D}; \mathbf{w}) = \sum_{i=1}^{n} \log p(c_i \mid \phi, \mathbf{w})$$

来拟合逻辑回归模型

$$p(c_1 | \phi, \mathbf{w}) = \sigma(\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \phi)$$

- ❖ 使用最大对数似然方法拟合高斯类条件密度分布和先验概率, 需要 M(M+5)/2 + 1 个参数。
 - □ 2M 个均值参数,M(M+1)/2 个共享协方差矩阵参数和先验概率

❖ 提示: 尽管可以将得到的参数与类条件均值和协方差矩阵有关, 但是它们的数值与生成式方法中它们的数值会有很大不同。

最大似然确定逻辑回归模型参数

- * 数据集 $\{\phi_n, t_n\}$, 其中 $t_n \in \{0,1\}$ 且 $\phi_n = \phi(\mathbf{x}_n), n = 1,..., N$
- * 似然函数

$$p(\mathbf{t} \mid \mathbf{w}) = \prod_{n=1}^{N} y_n^{t_n} \{1 - y_n\}^{1 - t_n}$$

其中 $\mathbf{t} = \{t_1, \dots, t_N\}^T$ 且 $y_n = p(c_1 | \phi_n)$.

交叉熵误差函数(负对数似然)

$$E(\mathbf{w}) = -\ln p(\mathbf{t} \mid \mathbf{w}) = -\sum_{n=1}^{N} \{t_n \ln y_n + (1 - t_n) \ln(1 - y_n)\}$$

其中
$$y_n = \sigma(a_n)$$
且 $a_n = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \phi_n$ 。

最大似然确定逻辑回归模型参数

❖ 误差函数对矢量 w 的梯度

$$\nabla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} (y_n - t_n) \phi_n$$

其中 $d\sigma / da = \sigma(1-\sigma)$

* 迭代更新参数

$$\mathbf{w}^{(\tau+1)} = \mathbf{w}^{\tau} - \eta \nabla E_n$$

其中: τ是迭代次数, η是学习率参数。

- 对线性可分数据集,最大似然解表现出严重的过拟合现象。
 - $\sigma = 0.5$ 等价于使用超平面 $\mathbf{w}^{\mathsf{T}} \phi = 0$ 分开两个类别, \mathbf{w} 的幅值为无穷大
 - 工 在特征空间中,对应logistic sigmoid函数非常陡,每类 k 每个样本的后验概率 $p(c_{\nu} | \mathbf{x}) = 1$ 。
 - □ 解决办法:引入先验概率寻找 w 的MAP解,或添加正则项。

- * 最大似然解
 - 耳 高斯噪声模型假设下,线性回归模型的最大似然解是闭合的
 - □ 非线性Logistic sigmoid函数使得逻辑回归模型最大似然解不是闭合的
- ❖ 逻辑回归模型的误差函数是凹的,具有唯一最小值
 - I Newton-Raphson迭代优化方法使用局部二项式近似对数似然函数
- * 参数更新公式

$$\mathbf{w}^{\text{(new)}} = \mathbf{w}^{\text{(old)}} - \mathbf{H}^{-1} \nabla E(\mathbf{w})$$

其中,H是 Hessian 矩阵。

❖ 误差函数的梯度

$$\nabla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} (\mathbf{w}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\phi}_{n} - t_{n}) \boldsymbol{\phi}_{n} = \boldsymbol{\Phi}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\Phi} \mathbf{w} - \boldsymbol{\Phi}^{\mathsf{T}} \mathbf{t}$$

❖ 误差函数的 Hessian 矩阵

$$\mathbf{H} = \nabla \nabla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} \phi_n \phi_n^{\mathrm{T}} = \Phi^{\mathrm{T}} \Phi$$

其中, Φ 是 N x M 维设计矩阵, 第 n 行是 ϕ_n^{T} 。

❖ Newton-Raphson更新公式

$$\mathbf{w}^{(\text{new})} = \mathbf{w}^{(\text{old})} - (\Phi^{T}\Phi)^{-1} \{\Phi^{T}\Phi\mathbf{w}^{(\text{old})} - \Phi\mathbf{t}\}$$
$$= (\Phi^{T}\Phi)^{-1}\Phi^{T}\mathbf{t}$$

这是一个标准的最小二乘解。

- ❖ 对于逻辑回归模型,将 Newton-Raphson 更新公式作用在交 叉熵误差函数上。
- ❖ 交叉熵误差函数的梯度和 Hessian 矩阵

$$\nabla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} (y_n - t_n) \phi_n = \Phi^{\mathrm{T}}(\mathbf{y} - \mathbf{t})$$

$$\mathbf{H} = \nabla \nabla E(\mathbf{w}) = \sum_{n=1}^{N} y_n (1 - y_n) \phi_n \phi_n^{\mathrm{T}} = \Phi^{\mathrm{T}} \mathbf{R} \Phi$$

其中, R是NxN维的对角矩阵 $R_{nn} = y_n(1-y_n)$

◆ 使用性质 $0 < y_n < 1$,对于任意矢量 u,存在 $\mathbf{u}^T \mathbf{H} \mathbf{u} > 0$,即 Hessian矩阵 H 是正定的。故,误差函数是凹的,具有唯一最小值。

❖ 逻辑回归模型的 Newton-Raphson 更新公式

$$\mathbf{w}^{(\text{new})} = \mathbf{w}^{(\text{old})} - (\Phi^{T} \mathbf{R} \Phi)^{-1} \Phi^{T} (\mathbf{y} - \mathbf{t})$$

$$= (\Phi^{T} \mathbf{R} \Phi)^{-1} \{\Phi^{T} \mathbf{R} \Phi \mathbf{w}^{(\text{old})} - \Phi^{T} (\mathbf{y} - \mathbf{t})\}$$

$$= (\Phi^{T} \mathbf{R} \Phi)^{-1} \Phi^{T} \mathbf{R} \mathbf{z}$$

其中, z是一个N维矢量

$$\mathbf{z} = \Phi \mathbf{w}^{(\text{old})} - \mathbf{R}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{t})$$

- 更新公式是加权最小二乘问题的正规方程组
- 耳 R 与参数矢量 w 有关, 每次 w 更新都需要计算新值
- ❖ 由此得名,迭代再加权最小二乘法(iterative reweighted least squares, IRLS)

❖ 从逻辑回归模型中 t 的均值和方差,可以将对角加权矩阵 R 解释为方差。

$$\mathbb{E}[t] = \sigma(\mathbf{x}) = y$$

$$\operatorname{var}[t] = \mathbb{E}[t^2] - \mathbb{E}[t]^2 = \sigma(\mathbf{x}) - \sigma(\mathbf{x})^2 = y(1 - y)$$

$$\Leftrightarrow$$

$$R_{nn} = y_n(1 - y_n)$$

其中,上述推导利用到性质:对 $t \in \{0,1\}$,存在 $t^2 = t$ 。

❖ IRLS 可以看作在变量 $a = \mathbf{w}^{\mathsf{T}} \phi$ 空间中的线性问题。

❖ 矢量 z 的第 n 个分量

$$a_n(\mathbf{w}) \approx a_n(\mathbf{w}^{(\text{old})}) + \frac{da_n}{dy_n}\Big|_{\mathbf{w}^{(\text{old})}} (t_n - y_n)$$
$$= \phi_n^{\text{T}} \mathbf{w}^{(\text{old})} - \frac{(y_n - t_n)}{y_n(1 - y_n)} = z_n$$

解释:在围绕当前操作点 w^(old) 周围利用局部线性近似 logistic sigmoid 函数获得的空间中的有效目标值。

多类逻辑回归问题

❖ 对于最大的类分布,后验概率由特征变量线性函数的 Softmax 变换给出:

$$p(c_k | \phi) = y_k(\phi) = \frac{\exp(a_k)}{\sum_{j} \exp(a_j)}$$

其中,激活值为 $a_k = \mathbf{w}_k^T \phi$ 。

单 使用最大似然分别确定类条件密度和先验概率,然后,使用 Bayes 定理得到对应的后验概率,由此隐含地确定参数 $\{\mathbf{w}_k\}$ 。

最大似然方法多类模型确定参数

 y_k 对激活值 a_i 的偏导数

$$\frac{\partial y_k}{\partial a_j} = y_k (I_{kj} - y_j)$$

其中, I_{kj} 是单位矩阵的元素。

* 似然函数

$$p(\mathbf{T} \mid \mathbf{w}_1, ..., \mathbf{w}_K) = \prod_{n=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} p(c_k \mid \phi_n)^{t_{nk}} = \prod_{n=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} y_{nk}^{t_{nk}}$$

其中 $y_{nk} = y_k(\phi_n)$, T是NxK维目标变量矩阵,元素为 t_{nk} 。

最大似然方法多类模型确定参数

* 负对数似然

$$E(\mathbf{w}_1, ..., \mathbf{w}_K) = -\ln p(\mathbf{T} | \mathbf{w}_1, ..., \mathbf{w}_K) = -\sum_{n=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} t_{nk} \ln y_{nk}$$

即, 多类分类问题的交叉熵误差函数

❖ 误差函数对参数矢量 w₁的梯度

$$\nabla_{\mathbf{w}_j} E(\mathbf{w}_1, \dots, \mathbf{w}_K) = \sum_{n=1}^N (y_{nj} - t_{nj}) \phi_n$$

其中 $\sum_{k} t_{nk} = 1$ 。

* 权矢量迭代更新公式

$$\mathbf{w}_{j}^{(\tau+1)} = \mathbf{w}_{j}^{\tau} - \eta \nabla_{\mathbf{w}_{j}} E_{n}$$

最大似然方法多类模型确定参数

❖ 多类问题 Newton-Raphson 更新公式中 Hessian 矩阵为

$$\mathbf{H} = \nabla_{\mathbf{w}_k} \nabla_{\mathbf{w}_j} E(\mathbf{w}_1, \dots, \mathbf{w}_K) = -\sum_{n=1}^N y_{nk} (I_{kj} - y_{nj}) \phi_n \phi_n^{\mathrm{T}}$$

□ 与两类问题一样,多类逻辑回归模型的Hessian矩阵是正定的,误差函数是凹的,具有唯一最小值。

- ❖ 一般求解步骤
 - 使用指数族函数描述类条件分布
 - □ 类后验概率就是对特征变量线性函数的 logistic (或 softmax) 变换结果
- ❖ 问题提出
 - 得到类后验概率的形式并不都是简单的
 - 希望探索其它类型的离散概率模型
- ❖ 两类问题的广义线性模型

$$p(t=1|a) = f(a)$$

其中: $a = \mathbf{w}^{\mathsf{T}} \phi$, $f(\cdot)$ 是激活函数。

❖ 噪声阈值模型

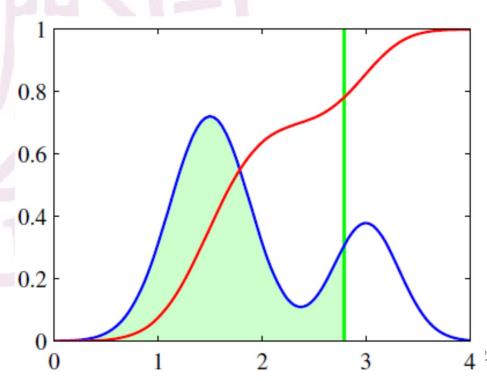
 \square 对每个输入 ϕ_n , 计算 $a_n = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \phi_n$, 然后,目标值为

$$t_n = \begin{cases} 1 & \text{if } a_n \ge \theta \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

 μ 如果 θ 的取值满足概率密度 $\mu(\theta)$, 那么对应的激活函数将有累计分布 给出:

$$f(a) = \int_{-\infty}^{a} p(\theta) d\theta$$

- ◆蓝色曲线: 概率密度 $p(\theta)$
- \diamondsuit 红色曲线:累计分布函数f(a)
- ◇ 蓝色曲线任一点取值是红色曲线相同点的斜率
- ◆红色曲线任─点取值等于蓝色曲 线绿色阴影的面积



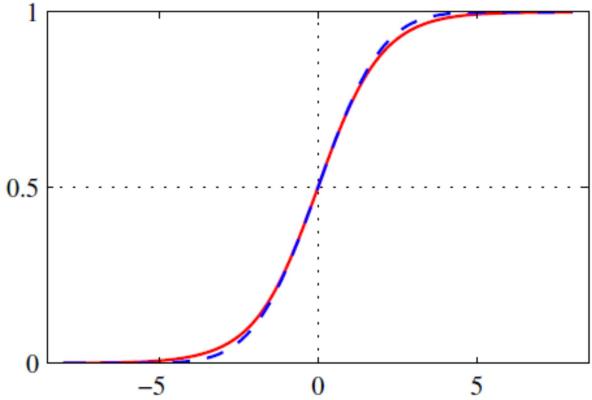
* 如果 $p(\theta)$ 是零均值单位方差高斯函数,则累积分布函数为

$$\Phi(a) = \int_{-\infty}^{a} \mathcal{N}(\theta \mid 0, 1) d\theta$$

称为 probit 函数。

红色曲线: logistic sigmoid $\sigma(a)$

¤ 蓝色虚线: scaled probit function $\Phi(\lambda a)$, $\lambda^2 = \pi/8$



- ❖ 使用更一般高斯分布不会改变模型,原因是等价于线性系数 w 的缩放。
- ❖ 定义: erf 函数

$$\operatorname{erf}(a) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^a \exp(-\theta^2/2) d\theta$$

与 probit 函数的关系:

$$\Phi(a) = \frac{1}{2} \left\{ 1 + \frac{1}{\sqrt{2}} \operatorname{erf}(a) \right\}$$

- ❖ 基于 probit 激活函数的广义线性模型称为 probit 回归。
 - 使用早期讨论的思路,可以使用最大似然求解这个模型的参数。

- ❖ 对于离群点, probit 回归模型比 logistic sigmoid模型具有更好的鲁棒性。
 - □ 对于 $x \to \infty$, logistic sigmoid 渐进衰减尾部相似于 $\exp(-x)$; 而 probit 激活函数的衰减相似于 $\exp(-x^2)$ 。
- ightharpoonup 通过引入目标值 t 翻转到错误数值的概率 ε ,很容易将错误标签的影响纳入概率模型。
 - □ 对数据点 x ,目标值分布为

$$p(t|\mathbf{x}) = (1-\varepsilon)\sigma(\mathbf{x}) + \varepsilon(1-\sigma(\mathbf{x}))$$
$$= \varepsilon + (1-2\varepsilon)\sigma(\mathbf{x})$$

其中 $\sigma(x)$ 是输入矢量 x 的激活函数。

- ❖ 正则连接函数(canonical link function): 目标变量是指数族条件分布假设,以及激活函数的相应选择。
- * 目标变量的条件分布

$$p(t \mid \eta, s) = \frac{1}{s} h\left(\frac{t}{s}\right) g(\eta) \exp\left\{\frac{\eta t}{s}\right\}$$

* 目标变量的条件均值

$$y = \mathbb{E}[t \mid \eta] = -s \frac{d}{d\eta} \ln g(\eta)$$

因此, y 和 η 一定相关, 这种关系表示为 $\eta = \psi(y)$

❖ 广义线性模型(generalized linear model): 输入(或特征)变量线性组合的非线性函数

$$y = f(\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\phi})$$

其中 $f(\cdot)$ 是机器学习中的激活函数(activation function), $f^{-1}(\cdot)$ 称为统计学中的连接函数(link function)。

模型的似然函数 (η的函数)

$$\ln p(\mathbf{t} \mid \boldsymbol{\eta}, s) = \sum_{n=1}^{N} \ln p(t_n \mid \boldsymbol{\eta}, s) = \sum_{n=1}^{N} \left\{ \ln g(\boldsymbol{\eta}_n) + \frac{\boldsymbol{\eta}_n t_n}{s} \right\} + \text{const}$$

假设所有观测量共享通常的比例参数(对应于实例高斯分布的噪声方差), s 独立于 n 。

❖ 对模型参数 w 的对数似然导数为

$$\nabla_{\mathbf{w}} \ln p(\mathbf{t}|\eta, s) = \sum_{n=1}^{N} \left\{ \frac{d}{d\eta_{n}} \ln g(\eta_{n}) + \frac{t_{n}}{s} \right\} \frac{d\eta_{n}}{dy_{n}} \frac{dy_{n}}{da_{n}} \nabla a_{n}$$
$$= \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{s} \left\{ t_{n} - y_{n} \right\} \psi'(y_{n}) f'(a_{n}) \phi_{n}$$

其中 $a_n = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \phi_n$ 。

* 选择连接函数为

$$f^{-1}(y) = \psi(y)$$

有 $f(\psi(y)) = y 且 f'(\psi)\psi'(y) = 1$ 。也因为 $a = f^{-1}(y)$,有 $a = \psi 和 f'(a)\psi'(y) = 1$ 。

* 误差函数的梯度化简为

$$\nabla \ln E(\mathbf{w}) = \frac{1}{S} \sum_{n=1}^{N} \{ y_n - t_n \} \phi_n$$

* 假设,单个连续变量 z 的分布为

$$p(z) = \frac{1}{Z}f(z)$$

其中 $Z = \int f(z)$ 是归一化系数。

- * 目标: 寻找以分布 p(z) 的众数为中心的高斯近似 q(z)
- ❖ p(z) 的众数:点 z₀满足

$$\left. \frac{df(z)}{dz} \right|_{z=z_0} = 0$$

❖ 性质: 随机变量高斯函数的对数函数是二次函数

 $\ln f(z)$ 在众数 z_0 上的 Taylor 展开

$$\ln f(z) \approx \ln f(z_0) - \frac{1}{2}A(z - z_0)^2$$

其中

$$A = -\frac{d^2}{dz^2} \ln f(z) \bigg|_{z=z_0}$$

- □ 因为 z₀ 是分布的局部最大值,故展开中没有一次项。
- * 表示为指数形式

$$f(z) \simeq f(z_0) \exp\left\{-\frac{A}{2}(z-z_0)^2\right\}$$

* 规范化分布

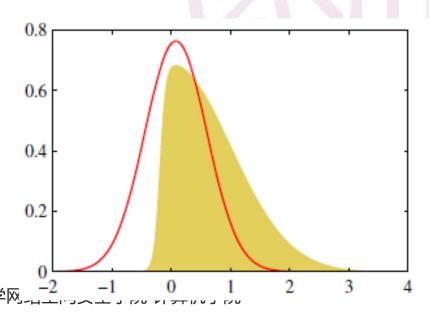
$$q(z) = \left(\frac{A}{2\pi}\right)^{1/2} \exp\left\{-\frac{A}{2}(z-z_0)^2\right\}$$

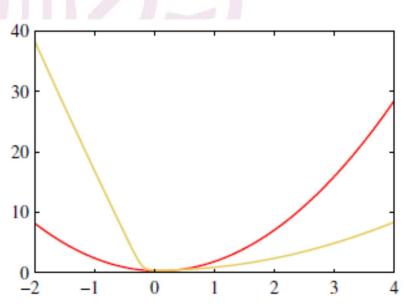
* 分布示意图

□ 分布 p(z) ≡ exp $(-z^2/2)\sigma(20z+4)$

耳 左图: 黄色曲线为p(z), 红色为在众数 z_0 的Laplace近似

□ 右图: 左边曲线对应的负对数曲线





❖ 定义在 M 维空间 z 上的分布 $p(\mathbf{z}) = f(\mathbf{z}) / Z$, 驻点 \mathbf{z}_0 周围展 开为

$$\ln f(\mathbf{z}) \simeq \ln f(\mathbf{z}_0) - \frac{1}{2} (\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)^{\mathrm{T}} \mathbf{A} (\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)$$

其中, MxM维的 Hessian 矩阵A定义为

$$\mathbf{A} = -\nabla\nabla \ln f(\mathbf{z})\big|_{\mathbf{z}=\mathbf{z}_0}$$

* 两边取指数

$$f(\mathbf{z}) \simeq f(\mathbf{z}_0) \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)^{\mathrm{T}} \mathbf{A} (\mathbf{z} - \mathbf{z}_0) \right\}$$

* 近似分布

$$q(\mathbf{z}) = \frac{|\mathbf{A}|^{1/2}}{(2\pi)^{M/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)^{\mathrm{T}} \mathbf{A}(\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)\right\} = \mathcal{N}(\mathbf{z}|\mathbf{z}_0, \mathbf{A}^{-1})$$

其中 |A| 表示矩阵 A 的行列式。

- □ A 是正定的
- □ 驻点 Z₀必须是局部最大值点,不是最小值点和鞍点

❖ 步骤

- □ 寻找众数
 - →可通过数值优化算法发现
 - ◆针对实践中的多模分布,根据考虑的众数不同会有不同的近似

❖ 特点

- 立 在相对大量数据点的情形下,是最有用的。
- 因为基于高斯分布,所以只能直接应用在实数变量上。
- 由于纯粹基于变量某个特定值的真实分布上,所以缺乏全局视角。



模型比较

* 归一化常数

$$Z = \int f(\mathbf{z}) d\mathbf{z}$$

$$\approx f(\mathbf{z}_0) \int \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)^{\mathrm{T}} \mathbf{A}(\mathbf{z} - \mathbf{z}_0)\right\} d\mathbf{z}$$

$$= f(\mathbf{z}_0) \frac{(2\pi)^{M/2}}{|\mathbf{A}|^{1/2}}$$

* 问题:

- \square 数据集合 \mathcal{D} 和参数为 $\{\theta_i\}$ 的一组模型 $\{\mathcal{M}_i\}$
- oxdot 对于每个模型,定义似然函数 $p(\mathcal{D} | heta_i, \mathcal{M}_i)$
- $\ \ \square$ 引入参数的先验概率 $p(\theta_i | \mathcal{M}_i)$

模型比较

$$p(\mathcal{D}) = \int p(\mathcal{D} \mid \theta) p(\theta) d\theta$$

❖ 应用归一化常数近似,有

$$\bowtie f(\theta) = p(\mathcal{D} \mid \theta) p(\theta) \not\exists \exists Z = p(\mathcal{D})$$

$$\ln p(\mathcal{D}) \simeq \ln p(\mathcal{D}|\theta_{\text{MAP}}) + \ln p(\theta_{\text{MAP}}) + \frac{M}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln|\mathbf{A}|$$
Occam factor

其中 θ_{MAP} 是在后验概率众数处的 θ 值,A 是负对数后验概率 二阶导数的 Hessian 矩阵

$$\mathbf{A} = -\nabla\nabla \ln p \left(\mathcal{D} \middle| \theta_{\text{MAP}} \right) p \left(\theta_{\text{MAP}} \right) = -\nabla\nabla \ln p \left(\theta_{\text{MAP}} \middle| \mathcal{D} \right)$$

- □ 右边第一项: 使用优化参数计算的对数似然
- □ 右边后三项:惩罚模型复杂度的"奥坎姆因子"

模型比较

❖ 贝叶斯信息准则(Bayesian Information Criterion, BIC)

□ 假设:参数的高斯先验概率是宽阔的,且 Hessian 矩阵是满秩的

$$\ln p(\mathcal{D}) \simeq \ln p(\mathcal{D}|\theta_{\text{MAP}}) - \frac{1}{2}M \ln N$$

其中: N 是数据点数, M 是参数 θ 的数目

特点

- □ 容易计算,但可能导致错误结果
- 工在实践中,因为参数不是唯一确定的,所以 Hessian 矩阵是满秩的假设通常无效。
- □ 带有 "奥坎姆因子" 的近似计算会更加准确

- ❖ 对逻辑回归的准确贝叶斯推理是棘手的(intractable)
 - □ 将 Laplace 近似应用在贝叶斯逻辑回归问题
- ❖ 高斯先验概率

$$p(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{m}_0, \mathbf{S}_0)$$

其中 \mathbf{m}_0 和 \mathbf{S}_0 是固定超参数。

❖ 后验概率

$$p(\mathbf{w}|\mathbf{t}) \propto p(\mathbf{w}) p(\mathbf{t}|\mathbf{w})$$

其中
$$\mathbf{t} = (t_1, ..., t_N)^{\mathrm{T}}$$
。

* 两边取对数

$$\ln p(\mathbf{w}|\mathbf{t}) = -\frac{1}{2}(\mathbf{w} - \mathbf{m}_0)^{\mathrm{T}} \mathbf{S}_0^{-1}(\mathbf{w} - \mathbf{m}_0)$$
$$+ \sum_{n=1}^{N} \left\{ t_n \ln y_n + (1 - t_n) \ln (1 - y_n) \right\} + \text{const}$$

其中:

$$\mathbf{x} \quad \mathbf{y}_n = \boldsymbol{\sigma}(\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\phi}_n)$$

□ 似然函数

$$p(\mathbf{t}|\mathbf{w}) = \prod_{n=1}^{N} y_n^{t_n} \left\{ 1 - y_n \right\}^{1 - t_n}$$

* 贝叶斯逻辑回归

- oxdot 最大化后验概率分布得到最大后验概率解 $\mathbf{w}_{\mathrm{MAP}}$,做为高斯分布的均值
- □ 协方差矩阵

$$\mathbf{S}_{N} = -\nabla\nabla \ln p\left(\mathbf{w} \middle| \mathbf{t}\right) = \mathbf{S}_{0}^{-1} + \sum_{n=1}^{N} y_{n} \left(1 - y_{n}\right) \phi_{n} \phi_{n}^{\mathrm{T}}$$

□ 后验概率高斯近似

$$q(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{w}_{\text{MAP}}, \mathbf{S}_{N})$$

□ 根据分布边缘化结果,做出预测。

 \bullet 已知新特征矢量 $\phi(\mathbf{x})$, 类别 c_1 的预测分布为

$$p(c_1|\phi,\mathbf{t}) = \int p(c_1|\phi,\mathbf{w})p(\mathbf{w}|\mathbf{t})d\mathbf{w} \simeq \int \sigma(\mathbf{w}^T\phi)q(\mathbf{w})d\mathbf{w}$$

对应类别 c_2 的概率为 $p(c_2|\phi,\mathbf{t})=1-p(c_1|\phi,\mathbf{t})$

* 函数 $\sigma(\mathbf{w}^{\mathsf{T}}\phi)$ 与 w 的关系表现在 ϕ 的投影上,故

$$\sigma(\mathbf{w}^{\mathrm{T}}\phi) = \int \delta(a - \mathbf{w}^{\mathrm{T}}\phi)\sigma(a)da$$

其中: $a = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \phi$, $\delta(\cdot)$ 表示 Dirac 函数

❖ 获得

$$\int \sigma(\mathbf{w}^{\mathsf{T}}\phi)q(\mathbf{w})d\mathbf{w} = \int \sigma(a)p(a)da$$

其中

$$p(a) = \int \delta(a - \mathbf{w}^{\mathsf{T}} \phi) q(\mathbf{w}) d\mathbf{w}$$

- ❖ p(a) 计算
 - □ Delta函数对 w 施加线性约束
 - μ $q(\mathbf{w})$ 的边缘分布通过所有与 ϕ 正交方向上积分获得
 - μ $q(\mathbf{w})$ 是高斯分布, 所以边缘分布也是高斯分布
- ❖ 均值和方差

$$\mu_{a} = \mathbb{E}[a] = \int p(a)ada = \int q(\mathbf{w})\mathbf{w}^{\mathrm{T}}\phi d\mathbf{w} = \mathbf{w}_{\mathrm{MAP}}^{\mathrm{T}}\phi$$

$$\sigma_{a}^{2} = \mathrm{var}[a] = \int p(a)\left\{a^{2} - \mathbb{E}[a]^{2}\right\} da$$

$$= \int q(\mathbf{w})\left\{\left(\mathbf{w}^{\mathrm{T}}\phi\right)^{2} - \left(\mathbf{m}_{N}^{\mathrm{T}}\phi\right)^{2}\right\} d\mathbf{w} = \phi^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{N}\phi$$

- * 预测分布的变分近似
 - 苹 积分表示为高斯函数和 logistic sigmoid函数的卷积,不能解析计算。

$$p(c_1|\mathbf{t}) = \int \sigma(a) p(a) da = \int \sigma(a) \mathcal{N}(a|\mu_a, \sigma_a^2) da$$

- � 使用 probit 函数 $\Phi(\lambda a)$ 近似 $\sigma(a)$,其中 $\lambda^2 = \pi/8$ 。
- ❖ Probit 函数与高斯函数的卷积可以有解析表达

$$\int \Phi(\lambda a) \mathcal{N}(a|\mu_a, \sigma_a^2) da = \Phi\left[\frac{\mu_a}{\left(\lambda^{-2} + \sigma_a^2\right)^{1/2}}\right]$$

❖ Logistic sigmoid与高斯函数卷积的近似

$$\int \sigma(a) \mathcal{N}\left(a \middle| \mu_a, \sigma_a^2\right) da \simeq \sigma\left(\kappa\left(\sigma_a^2\right) \mu_a\right)$$

其中

$$\kappa(\sigma_a^2) = \left(1 + \pi \sigma_a^2 / 8\right)^{-1/2}$$

* 预测分布近似

$$p(c_1|\phi,\mathbf{t}) = \sigma(\kappa(\sigma_a^2)\mu_a)$$

