

下面是拟合的函数

$$h_{\theta}(x) = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2$$

$$h_{\theta}(x) = \sum_{i=0}^n \theta_i x_i = \theta^T x$$

其中 ϵ 是残差

$$y^{(i)} = \theta^T x^{(i)} + \epsilon^{(i)}$$

假设残差服从正态分布

误差 $\epsilon^{(i)} (1 \leq i \leq m)$ 是独立同分布的，服从均值为0，方差为某定值 σ^2 的**高斯分布**。

■ 原因：**中心极限定理**

实际问题中，很多随机现象可以看做**众多因素**的独立影响的综合反应，往往近似服从正态分布。

似然函数 $y^{(i)} = \theta^T x^{(i)} + \epsilon^{(i)}$

可以得到残差的密度函数即为均值为 0（均值的其他部分可以放到截距项 θ_1 里面），方差为 σ^2 的正态分布

$$p(\epsilon^{(i)}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(\epsilon^{(i)})^2}{2\sigma^2}\right)$$

其中残差等于真实值减去预测值，代换得到 $y^{(i)} - \theta^T x^{(i)}$ 的密度函数为

$$p(y^{(i)} | x^{(i)}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(y^{(i)} - \theta^T x^{(i)})^2}{2\sigma^2}\right)$$

那么似然函数即为所有样本出现的概率乘积，也就是同时看到 $y_1 y_2 y_3 \dots y_m$ 的概率

$$\begin{aligned} L(\theta) &= \prod_{i=1}^m p(y^{(i)} | x^{(i)}; \theta) \\ &= \prod_{i=1}^m \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(y^{(i)} - \theta^T x^{(i)})^2}{2\sigma^2}\right) \end{aligned}$$

我们将乘积改成加和，于是取对数

$$\begin{aligned}\ell(\theta) &= \log L(\theta) \\ &= \log \prod_{i=1}^m \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(y^{(i)} - \theta^T x^{(i)})^2}{2\sigma^2}\right)\end{aligned}$$

其中 \log 里面的乘积可以展开为加和的形式

$$= \sum_{i=1}^m \log \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(y^{(i)} - \theta^T x^{(i)})^2}{2\sigma^2}\right)$$

再把其中的包含 π 和 σ 的常数项展开

$$= m \log \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} - \frac{1}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (y^{(i)} - \theta^T x^{(i)})^2.$$

然后去掉其中的常数项，是不是看到了熟悉的公式

$$J(\theta) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (h_{\theta}(x^{(i)}) - y^{(i)})^2$$