Understanding Machine Learning

Yuyang Zhang

2017年7月29日

目录

1	why	can machine learn	4
	1.1	基本符号	4
		1.1.1 输入	4
		1.1.2 输出	4
		1.1.3 数据生成模型	4
		1.1.4 衡量标准	4
	1.2	经验风险最小化	5
		1.2.1 过拟合	5
	1.3	归纳偏好	5
	1.4	为什么可以学习到东西	6
	1.5	思路总结	8
	_		
2		bably Approximately Correct	10
	2.1	PAC学习理论	10
		2.1.1 PAC可学习	10
		2.1.2 采样复杂度	10
	2.2	泛化PAC理论	10
	2.3	不可知PAC学习	11
	2.4	学习问题建模	11
		2.4.1 广义损失函数	12
	2.5	思路总结	12
3	Lea	rning via Uniform Convergence	13
	3.1	学习的一致收敛性	13
	3.2	有限假设是不可知PAC可学习的	13
4	The	Bias-Complexity Tradeoff	15
5	附录	1: 不等式证明	16
	5.1	Markov Inequality	16
	5.2	引理1	16
	5.3	Chebyshev Inequality	16
	5 4	引理2	17

目录	3	
日求	3	

5.5	Chernoff Bound	17
5.6	引理3	18
5.7	Hoeffding Inequality	19

1 why can machine learn

1.1 基本符号

1.1.1 输入

Domain Set: 一个任意集合X,也作领域集。可以理解为所有样本的集合,其中每个样本通常以一个能够表征其特征的向量表示。

Label Set: 标签集 \mathcal{Y} 。样本所属于的类别,通常二分类问题,标签集为 $\{0,1\}$ 或者是 $\{-1,+1\}$ 。

Training Data: 训练数据 $S = \{(x_1, y_1), ..., (x_m, y_m)\}$,也叫训练集,样本集。

1.1.2 输出

Predicting Rule: 预测规则, $h: \mathcal{X} \to \mathcal{Y}$ 。该规则是一个由样本集合到标签集的映射,可以理解为预测器(predictor),**假设(hypothesis)**,分类器(classifier),等等。

1.1.3 数据生成模型

我们假定样本 \mathcal{S} 是由概率分布 \mathcal{D} 生成,并且根据一个标记函数 $f: \mathcal{X} \to \mathcal{Y}$,来标记样本的类别,对于任意i=1,...,m都有 $y_i=f(x_i)$,然而我们并不知道概率分布 \mathcal{D} 与标记函数f,我们的目标就是找一个合适的假设h,令其与标记函数f可以对样本做出相同的标记。

1.1.4 衡量标准

我们定义分类误差为:未能成功预测随机数据点正确标签的概率,即对于随机的一个 $x \in \mathcal{X}$, $h(x) \neq f(x)$ 的概率。

定义 $A \subseteq \mathcal{X}$ 为一个领域子集, A中的任意实例 $x \in A$ 的出现概率由 $\mathcal{D}(A)$ 所决定。通常,我们称A为一个事件, $A = \{x \in \mathcal{X} : \pi(x) = 1\}$,其 中 $\pi: \mathcal{X} \to \{0,1\}$,表示样本是否被观测到。我们也将 $\mathcal{D}(A)$ 写作 $\mathbb{P}_{x \sim \mathcal{D}}[\pi(x)]$ 。此时我们可以定义假设h的错误率为:

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h) \stackrel{def}{=\!=\!=\!=} \mathbb{P}_{x \sim \mathcal{D}}[h(x) \neq f(x)] \stackrel{def}{=\!=\!=\!=} \mathcal{D}(\{x|h(x) \neq f(x)\})$$

其中误差的测量是基于概率分布 \mathcal{D} 和标记函数f的, $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h)$ 也称为泛化误差, 损失 或者h的真实误差。

1.2 经验风险最小化

机器学习的过程都是基于训练集S的,训练集S由未知分布D从领域集X中采样得出,并由标记函数f标记,机器学习的输出是一个基于训练集S的假设, $h_S: X \to Y$ 。

由于我们并不知道分布 \mathcal{D} 与标记函数f,所以我们只能根据训练集 \mathcal{S} 来判断我们所选择假设的表现,定义训练误差为:

$$\mathcal{L}_{\mathcal{S}} \stackrel{def}{=} \frac{|\{x_i|h(x_i) \neq y_i, i = 1, ..., m\}|}{m}$$

训练误差也称作经验误差和经验风险。

因为训练集 \mathcal{S} 是领域 \mathcal{X} 的一个子集,所以训练样本是真实世界的一个缩影,正如概率统计的一个核心思想,通过样本反映总体。所以我们认为利用样本集寻找一个较好的假设是可行的,即最小化训练误差 $\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)$,这称之为经验风险最小化, ERM(Experience Risk Minimize)。

1.2.1 过拟合

一个假设在训练集上效果优异,但在真实世界中表现却糟糕,这种现象称之为过拟合。当我们过度追求经验风险最小化原则时,我们就有可能面临过拟合的风险。

1.3 归纳偏好

虽然经验风险最小化会有过拟合的风险,相比于抛弃这个原则,我们更愿意去修正这个原则,考虑我们对于假设的归纳偏好。我们通常的解决方案是根据我们定好的归纳偏好,在有限的假设空间中去搜索所要用的假设,这些假设的集合成为假设类,记为H,则我们的学习过程可以记为:

$$ERM_{\mathcal{H}}(\mathcal{S}) \in \arg\max_{h \in \mathcal{H}} \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)$$

我们常见的正则化,就是一种归纳偏好, L1正则化表明我们的归纳偏好是 更喜欢参数稀疏的假设。

1.4 为什么可以学习到东西

本节旨在说明: 当拥有足够多样本时,在有限假设空间 \mathcal{H} 中,经验风险最小化 $ERM_{\mathcal{H}}$ 原则不会出现过拟合,即我们通过训练样本,可以找到一个足够好的假设 h_s ,在真实世界中表现也足够好。

定义1.1 可实现性假设 存在 $h^* \in \mathcal{H}$,使得 $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h^*) = 0$ 。:

该假设意味着,对于随机样本集 \mathcal{S} ,由概率分布 \mathcal{D} 采样,由标记函数f标记,以概率1使得 $L_{\mathcal{S}}(h^*)=0$,其中样本集 \mathcal{S} 中的样本是独立同分布的。我们定义 $h_{\mathcal{S}}$ 为对 \mathcal{S} 利用 $ERM_{\mathcal{H}}$ 得到的结果:

$$h_{\mathcal{S}} \in \operatorname*{arg\,max}_{h \in \mathcal{H}} \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)$$

因为样本集S仍是领域集X的子集,是根据分布随机得到的实例集合,会有一定概率使得采样得到的样本不具有代表性,并不能反映真实的总体情况,所以根据样本集S得到的假设 h_S 并不一定准确,在真实世界中的表现有可能很差。因此,我们选择一定程度的容忍,容忍会有一定几率采样到不具有代表性的样本,一般来说,我们定义采样得到不具有代表性样本的概率之多为 δ ,则 $1-\delta$ 为置信参数。同时对于假设的预测效果,我们能容忍的损失上限为 ϵ ,称为精度参数,如果 $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_S) > \epsilon$,那么这是一个差的假设,反之,则是一个好的假设。

对于我们的样本集 \mathcal{S} ,最好的假设 $h_{\mathcal{S}}$ 仍有 $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon$,则这组样本采样失败,因为我们的 $ERM_{\mathcal{H}}$ 无法从 \mathcal{S} 中学到有用的东西。当样本集中所有样本 $(x_1,...,x_m)$,都不具有代表性,我们记为:

$$\{x_i|x_i \in \mathcal{S}, i = 1, ...m, \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon\}$$

则采样失败的概率上界为:

$$\mathcal{D}^m(\{x_i|x_i\in\mathcal{S}, i=1,...m, \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}})>\epsilon\})$$

因为每个样本都是不具有代表性的样本,所以是采样失败的概率的上界。 设 \mathcal{H}_B 为差的假设的集合:

$$\mathcal{H}_B = \{h | \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h) > \epsilon, h \in \mathcal{H}\}$$

同时设:

$$M = \{x | x \in \mathcal{S}, \exists h \in \mathcal{H}_B, \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) = 0\}$$

为误导集,误导集使差的假设在训练样本S上表现良好,但在真实世界中表现较差。因为有可实现假设

$$\exists h^*, \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h^*) = 0$$

且有

$$h_{\mathcal{S}} \in \operatorname*{arg\,max}_{h \in \mathcal{H}} \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)$$

产生 $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon$ 是因为样本集不好,样本集采样失败,所以,当且仅当 $\mathcal{S} \subseteq M$ 时,才会出现 $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon$,我们将其表示为:

$$\{x_i|x_i \in \mathcal{S}, i = 1, ...m, \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon\} \subseteq M$$

所以我们有

$$\mathcal{D}^{m}(\{x_{i}|x_{i}\in\mathcal{S}, i=1,...m,\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}})>\epsilon\})\leq\mathcal{D}^{m}(M)$$

而M又可以写作:

$$M = \bigcup_{h \in \mathcal{H}_B} \{x | x \in \mathcal{S}, \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) = 0\}$$

则:

$$\mathcal{D}^{m}(\{x_{i}|x_{i} \in \mathcal{S}, i = 1, ...m, \mathcal{L}_{\mathcal{D}, f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon\}) \leq \mathcal{D}^{m}(\bigcup_{h \in \mathcal{H}_{B}} \{x|x \in \mathcal{S}, \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) = 0\})$$

由 $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$ 得:

$$\mathcal{D}^m(\bigcup_{h\in\mathcal{H}_B}\{x|x\in\mathcal{S},\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)=0\})\leq\sum_{h\in\mathcal{H}_B}\mathcal{D}^m(\{x|x\in\mathcal{S},\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)=0\})$$

其中我们将S拆开,

$$\mathcal{D}^{m}(\{x|x \in \mathcal{S}, \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) = 0\} = \mathcal{D}^{m}(\{x_{i}|h(x_{i}) = f(x_{i}), x_{i} \in \mathcal{S}, i = 1, ...m\})$$

$$\mathcal{D}^m(\{x|x\in\mathcal{S},\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)=0\}=\prod_{i=1}^m\mathcal{D}(\{x_i|h(x_i)=f(x_i),x_i\in\mathcal{S}\})$$

根据 $1 - \epsilon \le e^{-\epsilon}$,对于等号右边的连乘的每一项都有:

$$\mathcal{D}(\{x_i|h(x_i) = y_i, x_i \in \mathcal{S}\}) = 1 - \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h) \le 1 - \epsilon$$

对于所有的 $h \in \mathcal{H}_B$:

$$\mathcal{D}^m(\{x|x\in\mathcal{S},\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)=0\}\leq (1-\epsilon)^m\leq e^{-\epsilon m}$$

可得:

$$\mathcal{D}^{m}(\{x_{i}|x_{i}\in\mathcal{S}, i=1,...m, \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}})>\epsilon\})\leq |\mathcal{H}_{B}|e^{-\epsilon m}\leq |\mathcal{H}|e^{-\epsilon m}$$

所以,若我们对采样失败概率的容忍大于采样失败的概率上限,我们认为 是最后得到的*hs*学到了有用的的东西的,记为:

$$|\mathcal{H}|e^{-\epsilon m} \le \delta$$

借此我们可以推断出我们所需要拥有的样本数量为:

$$m \geq \frac{\ln(|\mathcal{H}|/\delta)}{\epsilon}$$

推论1.1 设 \mathcal{H} 为一个有限假设集合, $\delta \in (0,1)$, $\epsilon > 0$, 当

$$m \ge \frac{\ln(|\mathcal{H}|/\delta)}{\epsilon}$$

成立时,从而对于任何标记函数f、任何分布D,可实现性假设最少以 $1 - \delta$ 的概率,对于每个ERM假设 h_S ,有以下不等式成立:

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) \leq \epsilon$$

上述推论表明,对于足够大的m,由 $ERM_{\mathcal{H}}$ 规则生成的有限假设会以1 – δ 概率得到小于误差 ϵ 的近似正确解,概率在于容忍采样失败概率 δ ,近似在于容忍误差 ϵ ,即我们的算法,可能(容忍了失败概率)会学到令我们基本满意(容忍了一定误差)的东西。而概率近似正确,即PAC理论,将在第二章详述。

1.5 思路总结

- 1. 为什么不能有效学习? 为什么会 $\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h) > \epsilon$?
- 2. 因为样本不具有代表性,学到的东西有问题,采样失败。
- 3. 怎么解决?

- 4. 降低采样失败概率至我们可以容忍的范围,小于 δ 。
- 5. 采样失败的概率上限小于 δ 。
- 6. $\sup \mathcal{D}^m(\{x_i|x_i \in \mathcal{S}, i=1,...m, \mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h_{\mathcal{S}}) > \epsilon\}) = |\mathcal{H}|e^{-\epsilon m} \leq \delta$
- 7. $m \ge \frac{\ln(|\mathcal{H}|/\delta)}{\epsilon}$
- 8. 当样本足够充足时,学习到的假设概率近似正确。

2 Probably Approximately Correct

2.1 PAC学习理论

2.1.1 PAC可学习

接着上一章继续说,在经验风险最小化准则下,对于一个有限假设类,如果有足够多的训练样本,则我们输出的学习算法在真实世界中,是概率 近似正确的。我们做以下定义:

定义2.1 PAC可学习 若存在一个函数 $m_{\mathcal{H}}: (0,1)^2 \to \mathcal{N}$ 和一个学习 算法,使得对于给定的 $\epsilon, \delta \in (0,1)$ 和任一分布 \mathcal{D} 、任一标记函数 $f: \mathcal{X} \to \{0,1\}$,可实现假设成立时,那么当样本数量 $m \geq m_{\mathcal{H}}(\epsilon, \delta)$ 时,算法将以不小于 $1-\delta$ 的概率返回一个使

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D},f}(h) \leq \epsilon$$

的假设h。

2.1.2 采样复杂度

函数 $m_{\mathcal{H}}:(0,1)^2\to\mathcal{N}$ 决定了假设的采样复杂度,即可以学到东西时所需要的样本数量。采样复杂度不仅依赖于 ϵ 和 δ ,同样还依赖于假设空间中的假设数量:

$$m_{\mathcal{H}} = \frac{\ln(|\mathcal{H}|/\delta)}{\epsilon}$$

其与假设数量的对数成正比。

推论2.1 当采样复杂度满足:

$$m_{\mathcal{H}}(\epsilon, \delta) \le \lceil \frac{\ln(|\mathcal{H}|/\delta)}{\epsilon} \rceil$$

则任一有限类假设是PAC可学习的。

 $m_{\mathcal{H}}(\epsilon,\delta)$ 被称为假设结合 \mathcal{H} 的采样复杂度的最小函数。由上述定义我们可知,一个假设是否是PAC可学习的,还依赖于假设空间的大小,而假设空间则与VC维相关,将会在后几章说明。

2.2 泛化PAC理论

为了让该理论更贴近实际,则我们考虑将理论的前提约束放宽,进行 泛化。

- 1. 去掉可实现性假设。
- 2. 考虑多分类、回归等问题。

2.3 不可知PAC学习

当我们放弃可实现假设时,我们称之为不可知,具体可以理解为:完 全一样的样本,却又不同的标记,这种情况下,我们的算法如何学到东西。

从此处开始,为了简写,我们将 D定义为 $\mathcal{X} \times \mathcal{Y}$ 上的概率分布,即将之前 \mathcal{D} 和f简写在一起,作为领域集和标签集的联合概率分布,定义真实误差为:

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h) \xrightarrow{def} \mathbb{P}_{(x,y) \sim \mathcal{D}}[h(x) \neq y] \xrightarrow{def} \mathcal{D}(\{(x,y) : h(x) \neq y\})$$

在面对不可知的情况下,最好的预测器为贝叶斯预测器:

$$f_{\mathcal{D}}(x) = \begin{cases} 1 & \mathbb{P}[y=1|x] \ge \frac{1}{2} \\ 0 & else \end{cases}$$

我们易证贝叶斯预测器是最优的:对于每个领域集的实例 $x \in \mathcal{X}$ 都选择数量较多的类别,即每个实例的分类正确概率都大于1/2,没有其他分类器可以达到比它更低的错误率,对于任意预测器g都有 $\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(f_{\mathcal{D}}) \leq \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(g)$,所以该预测器最优。但我们并不知道实际的概率分布 \mathcal{D} ,所以我们并没法使用这样的预测器。

所以对于不可知问题,我们只能选择容忍(看来统计的机器学习就是一个容忍的过程Orz):

定义2.2 不可知PAC可学习 若存在一个函数 $m_{\mathcal{H}}: (0,1)^2 \to \mathcal{N}$ 和一个学习算法,使得对于给定的 $\epsilon, \delta \in (0,1)$ 和任一分布 \mathcal{D} ,当样本数量 $m \geq m_{\mathcal{H}}(\epsilon, \delta)$ 时,算法将以不小于 $1-\delta$ 的概率返回一个使

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h) \le \min_{h' \in \mathcal{H}} \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h') + \epsilon$$

成立的假设h。

2.4 学习问题建模

此节我们讨论学习问题建模,总的来说,除了二分类问题,学习任务 还分为以下几种:

- 多分类
- 回归

虽然说学习任务分为多种,但主要区别只在于损失函数不同。

2.4.1 广义损失函数

给定任意集合 \mathcal{H} 和定义域 $\mathcal{Z} = \mathcal{X} \times \mathcal{Y}$,令 ℓ 为 $\mathcal{H} \times \mathcal{Z}$ 到非负实数的映射,记为 $\ell: \mathcal{H} \times \mathcal{Z} \to \mathbb{R}_+$, ℓ 就是损失函数。现在我们重新定义真实误差和经验误差:

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h) \xrightarrow{def} \mathbb{E}_{z \sim \mathcal{D}}[\ell(h, z)]$$

$$\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) \xrightarrow{def} \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \ell(h, z_i)$$

同时我们定义常用的损失函数:

• 0-1损失

$$\ell_{0-1}(h,(x,y)) \stackrel{def}{=} \begin{cases} 0 & h(x) = y \\ 1 & h(x) \neq y \end{cases}$$

• 平方损失

$$\ell_{sq}(h,(x,y)) \stackrel{def}{=} (h(x) - y)^2$$

定义2.3 广义损失函数下的不可知PAC可学习 对于集合 \mathcal{Z} 和损失函数 $\ell:\mathcal{H}\times\mathcal{Z}\to\mathbb{R}_+$,若存在一个函数 $m_{\mathcal{H}}:(0,1)^2\to\mathcal{N}$ 和一个学习算法,使得对于给定的 $\epsilon,\delta\in(0,1)$ 和任一分布 \mathcal{D} ,当样本数量 $m\geq m_{\mathcal{H}}(\epsilon,\delta)$ 时,算法将以不小于 $1-\delta$ 的概率返回一个使

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h) \le \min_{h' \in \mathcal{H}} \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h') + \epsilon$$

成立的假设h, 其中 $\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h) = \mathbb{E}_{z \sim \mathcal{D}}[\ell(h, z)]$ 。

2.5 思路总结

本章主要在于泛化PAC学习的试用范围,通过更改假设来让这个理论 更具有普适性,更贴近生活现实。(通俗来说就是通过不断的容忍,放缩范 围,看来搞统计的都是受啊XD)

3 Learning via Uniform Convergence

3.1 学习的一致收敛性

我们希望我们所得到的假设集合H不仅仅只在训练集S上表现良好,同样希望它能在真实情况也有相似的表现,既不是好一些也不是差一些,是 具有相近的性能,即

$$\forall h \in \mathcal{H}, \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) \approx \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)$$

当我们的学习到的假设集合 \mathcal{H} 能达到上述期望时,我们称该学习到的的假设集合 \mathcal{H} 具有一致收敛性,同时,当经验误差和泛化误差的差异小于我们容忍限度 ϵ 时,我们称这时的训练样本为 ϵ 代表性的。

定义 $3.1~\epsilon$ 代表性样本 当训练样本满足以下不等式时

$$\forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| \leq \epsilon$$

这时训练样本S被称为 ϵ 代表性样本。

引理3.1 假设一个训练集 \mathcal{S} 是 $\epsilon/2$ 代表性的,那么任何一个根据 $\mathbf{E}\mathbf{R}\mathbf{M}$ 准则输出的假设集合 \mathcal{H} ,都满足

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h_{\mathcal{S}}) \le \min_{h \in \mathcal{H}} \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h) + \epsilon$$

证明如下:对于 $\forall h \in \mathcal{H}$

$$\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h_{\mathcal{S}}) \leq \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h_{\mathcal{S}}) + \frac{\epsilon}{2} \leq \mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) + \frac{\epsilon}{2} \leq \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h_{\mathcal{S}}) + \epsilon$$

其中第一和第三个不等式由 $\epsilon/2$ 代表性的样本保证,第二个不等式是对假设h损失的放缩。

定义3.2 一致收敛 存在一个函数 $m_{\mathcal{H}}^{UC}:(0,1)^2\to\mathbb{N}$,使得对于所有 $\epsilon,\delta\in(0,1)$ 和任意概率分布 \mathcal{D} ,都有当 $m\geq m_{\mathcal{H}}^{UC}$ 时,至少在 $1-\delta$ 的概率下,训练集 \mathcal{S} 是 ϵ 代表性的,假设集合 \mathcal{H} 具有一致收敛性。

3.2 有限假设是不可知PAC可学习的

给定 ϵ 和 δ ,我们需要找一个样本大小m保证: 对于任何分布 \mathcal{D} ,至少在 $1-\delta$ 的概率下,从 \mathcal{D} 中采样得到的独立同分布样本 $\mathcal{S}=(z_1,...,z_m)$,对于 $\forall h\in\mathcal{H}$,有 $|\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h)-\mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)|\leq\epsilon$ 成立,即

$$\mathcal{D}^{m}(\{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| \leq \epsilon\}) \geq 1 - \delta$$

根据之前的推导逐步放缩

$$\begin{split} \{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\} &= \bigcup_{h \in \mathcal{H}} \{\mathcal{S}: |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\} \\ \mathcal{D}^{m}(\{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\}) &\leq \sum_{h \in \mathcal{H}} \mathcal{D}^{m}(\{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\}) \end{split}$$

根据大数定律,样本均值会随着样本数量增加,逐渐收敛至总体均值,但是大数定律并没有明确说明有多接近,只是说明了收敛的趋势,所以我们用Hoeffding Inequality来度量,令 θ_i 为随机变量 $\ell(h, z_i)$,假定 $\ell \in [0, 1]$,有

$$\mathcal{D}^{m}(\{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\}) = \mathbb{P}[|\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \theta_{i} - \mu| > \epsilon] \le 2 \exp(-2m\epsilon^{2})$$

所以

$$\mathcal{D}^{m}(\{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\}) \leq \sum_{h \in \mathcal{H}} 2 \exp(-2m\epsilon^{2})$$
$$= 2|\mathcal{H}|2 \exp(-2m\epsilon^{2})$$

当我们令

$$m \ge \frac{\log(2|\mathcal{H}|/\delta)}{2\epsilon^2}$$

时就会有

$$\mathcal{D}^m(\{\mathcal{S}: \forall h \in \mathcal{H}, |\mathcal{L}_{\mathcal{S}}(h) - \mathcal{L}_{\mathcal{D}}(h)| > \epsilon\}) < \delta$$

推论3.1 升具有一致收敛性,则其样本复杂度函数是

$$m_{\mathcal{H}}^{UC}(\epsilon, \delta) \le \lceil \frac{\log(2|\mathcal{H}|/\delta)}{2\epsilon^2} \rceil$$

4 The Bias-Complexity Tradeoff

5 附录1:不等式证明

5.1 Markov Inequality

马尔科夫不等式:

$$\mathbb{P}(X \ge a) \le \frac{\mathbb{E}(Z)}{a}$$

其中X是非负的随机变量。

证:

$$\begin{split} \mathbb{E}(X) &= \int_0^{+\infty} x f(x) dx \\ &= \int_0^a x f(x) dx + \int_a^{+\infty} x f(x) dx \\ &\leq \int_0^a 0 f(x) dx + \int_a^{+\infty} a f(x) dx \\ &\leq 0 + \int_a^{+\infty} a f(x) dx = a \int_a^{+\infty} f(x) dx = a \mathbb{P}(X > a) \end{split}$$

移动一下a的位置,不等式得证,其中第二行到第三行是将积分中的x换成积分下限。

5.2 引理1

设Z是一个取值[0,1]的随机变量,假定 $\mathbb{E}[Z]=\mu$,那么对于任意 $a\in(0,1)$,都有

$$\mathbb{P}[Z > 1 - a] \ge \frac{\mu - (1 - a)}{a}$$

证: 令Y=1-Z,则Y是非负随机变量,且 $\mathbb{Y}=1-\mathbb{Z}=1-\mu$,根据马尔科夫不等式

$$\mathbb{P}[Z \le 1 - a] = \mathbb{P}[1 - Z \ge a] = \mathbb{P}[Y \ge a] \le \frac{\mathbb{E}[Y]}{a} = \frac{1 - \mu}{a}$$

所以

$$\mathbb{P}[Z>1-a]\geq 1-\frac{1-\mu}{a}=\frac{a+\mu-1}{a}$$

5.3 Chebyshev Inequality

切比雪夫不等式:

$$\forall a > 0, \mathbb{P}[|Z - \mathbb{E}[Z]| \ge a] = \mathbb{P}[(Z - \mathbb{E}[Z])^2 \ge a^2] \le \frac{Var[Z]}{a^2}$$

其中 $Var[Z] = \mathbb{E}[(Z - \mathbb{E}[Z])^2]$ 是Z的方差。

证明: $\Diamond Y = (Z - \mathbb{E}[Z])^2$ 带入马尔科夫不等式即可得证。

5.4 引理2

设 $Z_1,...,Z_m$ 是独立同分布的随机变量,假定 $\mathbb{E}[Z]=\mu$ 且 $Var[Z]\leq 1$,那么对于任意的 $\delta\in(0,1)$ 有

$$\left|\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}Z_{i}-\mu\right|\leq\sqrt{\frac{1}{\delta m}}$$

成立的概率大于 $1-\delta$ 。

证:由切比雪夫不等式,对于a>0,我们有

$$\mathbb{P}[|\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} Z_i - \mu| > a] \le \frac{Var[Z_1]}{ma^2} \le \frac{1}{ma^2}$$

令等式右边等于δ即可得证。

5.5 Chernoff Bound

切尔诺夫界: 假设 $Z_1, ..., Z_m$ 是独立的伯努利变量,其中任意的i都有 $\mathbb{P}[Z_i = 1] = p_i$ 。令 $p = \sum_{i=1}^m p_i$ 和 $Z = \sum_{i=1}^m Z_i$,对于t > 0有

$$\mathbb{P}[Z > (1+\delta)p] = \mathbb{P}[e^{tZ} > e^{t(1+\delta)p}] \leq \frac{\mathbb{E}[e^{tZ}]}{e^{t(1+\delta)p}}$$

其中,第一个等号成立是因为 e^x 单调递增,之后的不等关系成立是因为马尔科夫不等式。

5.6 引理3

根据之前的切尔诺夫界,对于 $\mathbb{E}[e^{tZ}]$ 有

$$\mathbb{E}[e^{tZ}] = \mathbb{E}[e^{t\sum_{i}Z_{i}}] = \mathbb{E}[\prod_{i}e^{tZ_{i}}]$$

$$= \prod_{i}\mathbb{E}[e^{tZ_{i}}]$$

$$= \prod_{i}(p_{i}e^{(1\times t)} + (1-p_{i})e^{0\times t})$$

$$= \prod_{i}(1+p_{i}(e^{t}-1))$$

$$\leq \prod_{i}e^{p_{i}(e^{t}-1)}$$

$$= e^{\sum_{i}p_{i}(e^{t}-1)}$$

$$= e^{p(e^{t}-1)}$$

其中不等式成立因为 $e^x \approx 1 + x + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$,根据不同情况更改t的值可以得到不同的概率上界。

取
$$t = \log(1 + \delta)$$
,则

$$\mathbb{P}[Z > (1+\delta)p] \le e^{-h(\delta)p}$$

其中

$$h(\delta) = (1 + \delta)\log(1 + \delta) - \delta$$

根据 $h(\delta) \ge \frac{\delta^2}{(2+2\delta/3)}$ 有

$$\mathbb{P}[Z > (1+\delta)p] \le e^{-p\frac{\delta^2}{2+2a/3}}$$

取 $t = -log(1 - \delta)$ 则有

$$\mathbb{P}[Z < (1-\delta)p] \leq \frac{e^{-\delta p}}{e^{(1-\delta)\log(1-\delta)p}} = e^{-ph(-\delta)}$$

根据 $h(-\delta) \ge h(\delta)$ 有

$$\mathbb{P}[Z<(1-\delta)p] \leq e^{-ph(\delta)} \leq e^{ph(\delta)} \leq e^{-p\frac{\delta^2}{2+2a/3}}$$

5.7 Hoeffding Inequality

霍夫丁不定式: 假设 $Z_1,...,Z_m$ 是独立同分布的随机变量,令 $\overline{Z}=\frac{1}{m}\sum_{i=1}^m Z_i$,假定 $\mathbb{E}[\bar{Z}]=\mu$ 且 $\mathbb{P}[a\leq Z_i\leq b]=1$ 对于所有i成立,那么对于任意 ϵ 有

$$\mathbb{P}[|\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} Z_i - \mu| > \epsilon] \le 2e^{\left(-\frac{-2m\epsilon^2}{(b-a)^2}\right)}$$

证:记 $X_i = Z_i - \mathbb{E}[Z_i]$ 且 \bar{X} ,且 $\bar{X} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_i$,对于任意的 $\lambda, \epsilon > 0$ 有

$$\mathbb{P}[\bar{X} - \epsilon] = \mathbb{P}[e^{-\lambda \bar{X}} - e^{-\lambda \epsilon}] \le e^{-\lambda \epsilon} \mathbb{E}[e^{-\lambda \bar{X}}]$$

其中

$$\mathbb{E}[e^{-\lambda \bar{X}}] = \mathbb{E}[\prod_{i} e^{-\lambda X_i/m}] = \prod_{i} \mathbb{E}[e^{-\lambda X_i/m}]$$

对于凸函数 $f(x) = e^x$,对于任意 $\alpha \in [0,1]$ 和 $x \in [a,b]$ 都有满足

$$f(x) \le \alpha f(a) + (1 - \alpha)f(b)$$

令 $\alpha = \frac{b-x}{b-a} \in [0,1]$,则

$$e^{\lambda x} \le \frac{b-x}{b-a}e^{\lambda a} + \frac{x-a}{b-a}e^{\lambda b}$$

当 $\mathbb{E}[X] = 0$ 时,对两边同时取期望

$$\mathbb{E}[e^{\lambda x}] \leq \frac{b - \mathbb{E}[X]}{b - a}e^{\lambda a} + \frac{\mathbb{E}[X] - a}{b - a}e^{\lambda b} = \frac{b}{b - 1}e^{\lambda a} - \frac{b}{b - 1}e^{\lambda b}$$

记 $h=\lambda(b-a)$ 和 $p=\frac{-a}{b-a}$,可以将上式右边写作 $e^{-hp+\log(1-p+pe^h)}$,记为 $e^{L(h)}$ 。我们将L(h)作泰勒展开

$$L(h) = \frac{L(0)}{0!}(x-0)^0 + \frac{L'(0)}{1!}(x-0)^1 + \frac{L''(0)}{2!}(x-0)^2 + o(x^2)$$

易得L(0) = L'(0) = 0,而

$$L''(h) = \frac{(1-p)pe^h}{(1-p+pe^h)^2}$$

得 $L''(0) = (1-p)p \le 1/4$, 将其放缩后得到

$$L(h) = \frac{L''(0)}{2!}(x-0)^2 + o(x^2) \le \frac{1/4}{2!}(x-0)^2 = \frac{h^2}{8}$$

将其回带,对于任意i有

$$\mathbb{E}[e^{\lambda X_i/m}] \le e^{\frac{\lambda^2(b-a)^2}{8m^2}}$$

因此

$$\mathbb{E}[\bar{X} \geq \epsilon] \leq e^{-\lambda \epsilon} \prod_i e^{\frac{\lambda^2(b-a)^2}{8m^2}} = e^{-\lambda \epsilon + \frac{\lambda^2(b-a)^2}{8m}}$$

此时我们令 $\lambda = 4m\epsilon/(b-a)^2$

$$\mathbb{E}[\bar{X} \ge \epsilon] \le e^{-4m\epsilon/(b-a)^2\epsilon + \frac{(4m\epsilon/(b-a)^2)^2(b-a)^2}{8m}}$$

$$\mathbb{E}[\bar{X} \ge \epsilon] \le e^{-\frac{2m\epsilon^2}{(b-a)^2}}$$

将 $\bar{X}_i = Z_i - \mathbb{E}[Z_i]$ 带回,不等式得证。