

Stochastic Processes and Reinforcement Learning

2025-02-05

Pu Fanyi Nanyang Technological University

Contents

| 1. Stochastic Process | 3 |
|--|----|
| 1.1. Markov Chains | 3 |
| 1.2. Martingales | 13 |
| 2. Reinforcement Learning | 14 |
| 2.1. Definition | 14 |
| 2.2. Types of Algorithms | |
| 2.3. Policy Gradient Algorithms | |
| 2.4. Actor Critic Methods | |
| 2.5. Generalized Advantage Estimation | 19 |
| 2.6. Trust Region Policy Optimization | |
| 2.7. Proximal Policy Optimization | |
| 2.8. Direct Preference Optimization | |
| 2.9. Reward Hacking | |
| 2.10. Group Relative Policy Optimization | |
| 2.11. Paper Reading | 23 |
| Bibliography | |

1. Stochastic Process

教材 (Privault, 2013) / 划了重点的教材捏 / Berkeley EECS126

1.1. Markov Chains

1.1.1. Gambling Problems

有 S 块钱,A 有 K 块钱,B 有 S-K 块。每次有 p 的概率 A 从 B 拿走一块,q=1-p 的概率 B 从 A 拿走一块。谁拿到 S 块钱就算赢。

$$X_{n+1} = \begin{cases} X_n + 1 & \text{if } p \\ X_n - 1 & \text{if } q \end{cases}$$

 $f_S(k)$ 表示 A 赢的概率。很显然我们有:

$$f_S(k) = pf_S(k+1) + qf_S(k-1)$$

不难解出

$$f_S(k) = \frac{(p/q)^{S-k} - 1}{(p/q)^S - 1}$$

 $T_{0.S}$ 表示一个游戏啥时候结束, $h_S(k) = \mathbb{E}[T_{0.S} \mid X_0 = K]$ 。

很显然

$$h_S(k) = 1 + ph_S(k+1) + qh_S(k-1)$$

这个方程的特解比较难搞,注意到 p+q=1,我们可以改写成差分方程:

$$-1 = p(h_S(k+1) - h_S(k)) + q(h_S(k) - h_S(k-1))$$

观察出方程在 $p \neq q$ 的时候一个特解为 $\frac{k}{q-p}$ 。

不难解出齐次方程 $h_S(k)=ph_S(k+1)+qh_S(k-1)$ 的解,最终可以得到在 $p\neq q$ 时

$$h_s(k) = \frac{1}{q-p} \Bigg(k - S \cdot \frac{1-(q/p)^k}{1-(q/p)^S}\Bigg)$$

当 $p=q=\frac{1}{2}$ 时,我们有特解 $-k^2$ 。所以说 p=q 时

$$h_S(k) = k(S-k) \\$$

1.1.2. Random Walks

Bernoulli Random Walks: X_n 相互独立,其中

$$\begin{cases} \mathbb{P}(X_k = +1) = p \\ \mathbb{P}(X_k = -1) = q \end{cases}$$

p+q=1,然后我们定义

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

很显然 $\mathbb{P}(S_{2n}=2k+1)=\mathbb{P}(S_{2n+1}=2k)=0$,然后

$$\begin{cases} \mathbb{P}(S_{2n}=2k) = \binom{2n}{n+k} p^{n+k} q^{n-k} \\ \mathbb{P}(S_{2n+1}=2k+1) = \binom{2n+1}{n+k+1} p^{n+k+1} q^{n-k} \end{cases}$$

难度在我们怎么计算他啥时候回到 0。我们令

$$T_0^r = \inf\{n \ge 1 : S_n = 0\}$$

表示第一次回到 0 的时间。

然后我们设

$$g(n) = \mathbb{P}(T_0^r = n \,|\, S_0 = 0)$$

也就是在第 n 步第一次回到 0 的概率。那很显然 g(2k+1)=0。

接下来是一个比较神奇的套路,就是我们假设 h(n) 为第 n 步回到 0 的概率,那我们可以得到一个卷积式子:

$$h(n) = \sum_{k=0}^{n-2} g(n-k)h(k)$$

也就是先走 n-k 步第一次回到 0,然后继续走 k 步回到 0。所以我们现在只要解决 k 就可以了。

我们考虑 h(n) 的生成函数

$$H(s) = \mathbb{E} \big[s^{T_0^r} \cdot \mathbb{1}_{T_0^r < \infty} \big] = \sum_{n=0}^{\infty} h(n) s^n$$

大概推推:

$$\begin{split} H(s) &= \sum_{n=0}^{\infty} h(n) s^n \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \binom{2n}{n} p^n q^n s^{2n} \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(2n)!}{(n!)^2} (pqs^2)^n \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\left(\prod_{i=1}^n 2i\right) \left(\prod_{i=1}^n (2i-1)\right)}{(n!)^2} (pqs^2)^n \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\prod_{i=1}^n (2i-1)}{n!} (2pqs^2)^n \end{split}$$

$$\begin{split} &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-2)^n \prod_{i=1}^n \left(-\frac{1}{2} - (i-1)\right)}{n!} \left(2pqs^2\right)^n \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\left(-\frac{1}{2}\right)^i}{n!} \left(-4pqs^2\right)^n \\ &= \left(1 - 4pqs^2\right)^{-\frac{1}{2}} \end{split}$$

又考虑到:

$$\begin{split} G(s)H(s) &= \left(\sum_{i=1}^{\infty} s^i g(i)\right) \left(\sum_{j=0}^{\infty} s^j h(j)\right) \\ &= \sum_{i=2}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} s^{i+j} g(i) h(j) \\ &= \sum_{k=2}^{\infty} s^k \sum_{i=2}^{\infty} g(i) h(k-i) \\ &= \sum_{k=2}^{\infty} s^k h(k) \\ &= -1 + \sum_{k=0}^{\infty} s^k h(k) \\ &= -1 + H(s) \end{split}$$

于是乎

$$G(s) = 1 - \frac{1}{H(s)} = 1 - \sqrt{1 - 4pqs^2}$$

所以

$$\begin{split} \mathbb{P}(T_0^r = \infty \, | \, S_0 = 0) &= 1 - \mathbb{P}(T_0^r < \infty \, | \, S_0 = 0) \\ &= 1 - G(1) = \sqrt{1 - 4pq} \\ &= \sqrt{4p^2 - 4p + 1} \\ &= |2p - 1| \\ &= |p - q| \end{split}$$

而根据前面的 Gambling Problems,其实我们已经解出当 $k \neq 0$ 时:

$$\mathbb{P}(T_0^r = \infty \,|\, S_0 = k) = 1 - \lim_{S \to \infty} f_S(k) = \max \left\{0, 1 - \left(\frac{q}{p}\right)^k\right\}$$

然后我们来计算 $\mathbb{E}[T_0^r \mid S_0 = 0]$ 的时候会发现如果 $\mathbb{P}(T_0^r \mid S_0 = 0) > 0$ 的时候这个期望肯定是 ∞ 。而 $\mathbb{P}(T_0^r \mid S_0 = 0)$ 只有在 $p = q = \frac{1}{2}$ 的时候才会为 0。然鹅当 $p = q = \frac{1}{2}$ 时:

$$\mathbb{E}[T_0^r \mid S_0 = 0] = \mathbb{E}\left[T_0^r \cdot \mathbb{1}_{\{T_0^r < \infty\}} \mid S_0 = 0\right] = \frac{\partial G}{\partial s} \bigg|_{s=1} = \infty$$

所以我们不管 p,q 都有:

$$\mathbb{E}[T_0^r \mid S_0 = 0] = \infty$$

关于 first time 的 distribution 的话,我们不难算出

$$\mathbb{P}(T_0^r = 2k \,|\, S_0 = 0) = \frac{1}{(2k)!} \frac{\partial^{2k} G}{\partial s^{2k}} \bigg|_{s=0} = \frac{1}{2k-1} \binom{2k}{k} (pq)^k$$

1.1.3. Discrete-Time Markov Chains

Markov property 指的是下一步的 distribution 只跟当前有关:

$$\mathbb{P}(Z_{n+1} = j \mid Z_n = i_n, \dots, Z_0 = i_0) = \mathbb{P}(Z_{n+1} = j \mid Z_n = i_n)$$

 π_n 是行向量,转移方程

$$\pi_{n+1}=\pi_n P$$

首先研究 hitting probabilities。假设状态空间为 $\mathbb S$,现在有一个点集 $A\subset \mathbb S$ 是吸收点。也就是说 $\forall s\in \mathbb S, P_{s,s}=1$ 。我们康康从 k 开始被 A 中哪个点吸收的分布:

$$g_l(k) = \mathbb{P} \Big(Z_{T_A} = l \, \Big| \, Z_0 = k \Big)$$

其中 T_A 表示第一次撞到 A 的概率。

显然

$$g_l(k) = P_{k,l} + \sum_{m \in \mathbb{S} \backslash A} P_{k,m} g_l(m)$$

然后我们研究从一个点开始期望多久被吸收,我们定义:

$$h_A(k) = \mathbb{E}[T_A \,|\, Z_0 = k]$$

显然

$$h_A(k) = 1 + \sum_{m \in \mathbb{S} \backslash A} P_{k,m} h_A(m)$$

当然很多事会我们会钦定最后 d 个为吸收点,也就是:

$$P = \begin{pmatrix} Q & R \\ 0 & I_d \end{pmatrix}$$

酱一来我们就可以简单地写成

$$h_A = \mathbb{1}_{n-d} + Qh_A$$

当然很多时候我们每个点都是有个 utility 的,也就是说:

$$h_A(k) = \mathbb{E}\left[\left. \sum_{n=0}^{T_A} r(Z_n) \, \right| \, Z_0 = k \right]$$

那酱的话就把 1 换成 r 就可以了。

接下来是 return times。我们定义 T_j^r 为第一次到 j 的时间(但不是 Z_0):

$$T_i^r = \inf\{n \ge 1 : Z_n = j\}$$

然后 $\mu_i(i)$ 表示从 i 开始第一次回到 j 的期望时间:

$$\mu_j(i) = \mathbb{E} \left[T_j^r \, \big| \, Z_0 = i \right]$$

酱紫 $\mu_i(i)$ 就成功定义了"return times"。

显然:

$$\mu_j(i) = 1 + \sum_{m \in \mathbb{S}} P_{i,m} \mu_j(m)$$

我们接下来定义 $p_{i,j}$ 为从 i 能走到 j 的概率,当然一开始不算:

$$p_{i,j} = \mathbb{P} \big(T_i^r < \infty \, \big| \, Z_0 = i \big)$$

我们定义 $f_{i,j}^{(n)}$ 为从 i 开始走 n 步恰好第一次走到 j 的概率:

$$f_{i,j}^{(n)} = \mathbb{P} \big(T_j^r = n \, \big| \, Z_0 = i \big)$$

显然

$$p_{i,j} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{i,j}^{(n)}$$

Number of returns 被定义为:

$$R_j = \sum_{n=1}^\infty \mathbb{1}_{\{Z_n = j\}}$$

那么 R_j 的分布其实是:

$$\mathbb{P}\big(R_j=m \,\big|\, Z_0=i\big) = \begin{cases} 1-p_{i,j} & \text{if } m=0\\ p_{i,j}\cdot p_{j,j}^{m-1}\cdot \left(1-p_{j,j}\right) & \text{if } m\geq 1 \end{cases}$$

那期望也好算:

$$\mathbb{E}\big[R_j\,\big|\,Z_0=i\big] = \sum_{m=1}^\infty m\cdot p_{i,j}\cdot p_{j,j}^{m-1}\cdot \left(1-p_{j,j}\right) = \frac{1}{1-p_{j,j}}$$

所以说我们得到一个性质就是,如果要

$$\mathbb{E}[R_i\,|\,Z_0=i]=\frac{1}{1-p_{i.i}}$$

这个东西有穷,当且仅当 $p_{i,i} < 1$ 。

而还有一个意义比较明确而且封闭的式子是:

$$\mathbb{E}\big[R_j \, \big| \, Z_0 = i\big] = \mathbb{E}\big[\mathbb{1}_{\{X_n = j\}} \, \big| \, X_0 = i\big] = \sum_{n=1}^{\infty} \left[P^n\right]_{i,j} = -\mathbb{1}_{\{i = j\}} + \left[(I - P)^{-1}\right]_{i,j}$$

1.1.4. Branching Processes

一开始我有一个东西,然后没过一段时间这个东西随机分裂成 Y 个一样的东西,然后一直这样分裂下去。

$$X_0 = 1, X_{n+1} = \sum_{k=1}^{X_n} Y_k$$

其中

$$\mathbb{P}(Y<\infty) = \sum_{n>0} \mathbb{P}(Y=n) = 1$$

考虑转移矩阵 P, $P_{i,j}$ 表示 i 个东西分裂成 j 个的概率。显然 $P_{0,0}=1$,没有东西就无法分裂。 $P_{1,j}=\mathbb{P}(Y=j)$,指的是从一个东西分裂开来。

酱紫的话是个树状结构,所以叫 Branching Process。

考虑生成函数 $G_n(s) = \mathbb{E}[s^{X_n} \mid X_0 = 1]$ 表示第 n 代的概率生成函数,我们有:

$$G_{n+1}(s) = G_n(G_1(s)) = G_1(G_n(s))$$

证明的话:

$$\begin{split} G_{n+1}(s) &= \mathbb{E}\big[s^{X_{n+1}} \, \big| \, X_0 = 1\big] \\ &= \mathbb{E}\Big[s^{\sum_{l=1}^{X_n} Y_l} \, \Big| \, X_0 = 1\Big] \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{E}\left[\prod_{l=1}^k s^{Y_l} \, \bigg| \, X_n = k\right] \mathbb{P}(X_n = k \, | \, X_1 = 1) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{E}\big[s^Y\big]^k \mathbb{P}(X_n = k \, | \, X_1 = 1) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} G_1(s)^k \mathbb{P}(X_n = k \, | \, X_1 = 1) \\ &= G_n(G_1(s)) \end{split}$$

于是平对于 n 轮后的期望值我们有:

$$\mu_n = \mathbb{E}[X_n \,|\, X_0 = 1]$$

$$\begin{split} &= \left.\frac{\partial G_n(s)}{\partial s}\right|_{s=1} \\ &= \left.\frac{\partial G_{n-1}(G_1(s))}{\partial G_1(s)} \cdot \frac{\partial G_1(s)}{\partial s}\right|_{s=1} \\ &= \left.\frac{\partial G_{n-1}(G_1(s))}{\partial G_1(s)}\right|_{s=1} \cdot \lim_{s \to 1^-} \left.\frac{\partial G_1(s)}{\partial s}\right|_{s=1} \\ &= \left.\frac{\partial G_{n-1}(s)}{\partial s}\right|_{s=1} \cdot \left.\frac{\partial G_1(s)}{\partial s}\right|_{s=1} \\ &= \left.\mu_{n-1}\mu_1\right|_{s=1} \\ &= \mu_1^n \end{split}$$

对于一个 branching process $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$:

- Supercritical: $\mu_1 > 1$, $\mu_n \to \infty$
- Critical: $\mu_1=1$, $\mu_n \to \infty$
- Subcritical: $\mu_1 < 1$, $\mu_n \to 0$

同样的,我们考虑方差

$$\begin{split} &\sigma_n^2 = \operatorname{Var}[X_n \,|\, X_0 = 1] \\ &= \frac{1}{2} \frac{\partial^2 G_n(s)}{\partial s^2} \bigg|_{s=1} \\ &= \frac{1}{2} \frac{\partial}{\partial s} \left(\frac{\partial}{\partial s} G_{n-1}(s) \cdot \frac{\partial}{\partial s} G_1(s) \right) \bigg|_{s=1} \\ &= \left(\frac{\partial^2}{\partial s^2} G_{n-1}(s) \cdot \frac{\partial}{\partial s} G_1(s) \right) \bigg|_{s=1} + \left(\frac{\partial}{\partial s} G_{n-1}(s) \cdot \frac{\partial^2}{\partial s^2} G_1(s) \right) \bigg|_{s=1} \\ &= \sigma_{n-1}^2 \mu_1 + \mu_{n-1} \sigma_1^2 \\ &= \sigma_{n-1}^2 \mu_1 + \mu_1^{n-1} \sigma_1^2 \\ &= \begin{cases} n \sigma_1^2 & \text{if } \mu = 1 \\ \sigma_1^2 \mu_1^{n-1} \frac{1-\mu_1^n}{1-\mu_1} & \text{if } \mu \neq 1 \end{cases} \end{split}$$

接下来我们要研究的是, X_n 能延续多久,也就是"time to extinction"。我们定义

$$T_0 = \inf\{n \ge 0 : X_n = 0\}$$

以及最终的 extinction probability

$$\alpha_k = \mathbb{P}(T_0 < \infty \,|\, X_0 = k)$$

首先显然我们有:

$$\mathbb{P}(T_0 = n \,|\, X_0 = 1) = \mathbb{P}(X_n = 0 \,|\, X_0 = 1) - \mathbb{P}(X_{n-1} = 0 \,|\, X_0 = 1)$$

$$= G_n(0) - G_{n-1}(0)$$

= $G_1(G_{n-1}(0)) - G_{n-1}(0)$

而我们来考虑 α_k ,首先显然这 k 个是独立的:

$$\alpha_k = \alpha_1^k$$

而我们考虑了 α_1 :

$$\begin{split} \alpha_1 &= \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(T_0 < n \,|\, X_0 = 1) \\ &= \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(X_n = 0 \,|\, X_0 = 1) \\ &= \lim_{n \to \infty} G_n(0) \end{split}$$

另一个神奇的性质是 α_1 一定是方程 $G_1(\alpha) = \alpha$ 的解:

$$\begin{split} \alpha_1 &= \sum_{k=0}^\infty \alpha_k \mathbb{P}(X_1 = k \,|\, X_0 = 1) \\ &= \sum_{k=0}^\infty \alpha_1^k \mathbb{P}(X_1 = k \,|\, X_0 = 1) \\ &= G_1(\alpha_1) \end{split}$$

当然考虑到

$$\alpha = G_1(\alpha) = G_1(G_1(\alpha)) = \cdots$$

所以

$$\forall k \in \mathbb{N}, \alpha = G_k(\alpha)$$

我们可以进一步证明 α_1 一定是方程 $G_1(\alpha) = \alpha$ 最小的正解。

首先因为 $\frac{\partial}{\partial s}G_1(s)>0$,这个函数肯定是递增的,所以说对于任意 k, G_k 肯定是递增的。 而考虑到上面已经论证过只要满足 $\alpha=G_1(\alpha)$,肯定对于任意 k,能满足 $\alpha=G_k(\alpha)$,于是乎:

$$\alpha_1 = \lim_{n \to \infty} G_n(0) \le \lim_{n \to \infty} G_n(\alpha) = \alpha$$

也就是说对于任意符合条件的 α ,他肯定是大于等于 α_1 的。于是乎 α_1 一定是最小的正解。

1.1.5. Continuous-Time Markov Chains

首先是 Poisson Process。就是隔一段时间往上 +1。 N_t 表示 t 时刻是多少,其中 $N_0=0$ 。我们定义 T_k 为第一次到达 k 的时间。

$$N_t = \sum_{k > 1} k \cdot \mathbb{1}_{t \in [T_{k-1}, T_k)} = \sum_{k > 1} \mathbb{1}_{t \in [T_{k-1}, \infty)}$$

我们需要这种过程满足两个性质:

- 1. Independence of increments: 对于任意的 $0 \le t_1 < t_2 < \cdots < t_n$, $N_{t_1} N_{t_0}, N_{t_2} N_{t_1}, \cdots, N_{t_n} N_{t_{n-1}}$ 是相互独立的。
- 2. Stationarity of increments: $N_{t+s} N_s \sim N_{t}$

那其实很显然这就是一个 poison distribution 嘛:

$$\mathbb{P}(N_t - N_s = k) = e^{-\lambda(t-s)} \frac{(\lambda(t-s))^k}{k!}$$

其中

$$\lambda = \lim_{h \to 0^+} \frac{1}{h} \mathbb{P}(N_h = 1)$$

然后还有就是 T_1 个 exp distribution 有关, T_n 跟 gamma distribution 有关。

$$T_n \sim \Gamma(n,\lambda): f_{T_n}(t) = \lambda^n e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n-1}}{\Gamma(n)}$$

然后我们把他一般化一下,得到 continuous-time Markov chain。其实核心也就是 "Memoryless"。

只不过这次的转移矩阵是一个关于时间的函数了:

$$P_{i,j}(t) = \mathbb{P}(Z_{s+t} = j \mid Z_s = i)$$

而显然 $P(0) = I_{\circ}$

很显然的性质是:

$$P(s+t) = P(s)P(t) = P(t)P(s)$$

学习 Poisson process,我们来研究类似 λ 的一个跟"平均"有关的东西,我们考虑:

$$Q = \lim_{t \to 0^+} \frac{1}{t} (P(t) - P(0)) = \frac{\partial}{\partial t} P(t) \bigg|_{t=0}$$

而其实我们有(这个叫"backward Kolmogorov equation"):

$$\begin{split} \frac{\partial}{\partial t}P(t) &= \lim_{h \to 0^+} \frac{1}{h}(P(t+h) - P(t)) \\ &= \lim_{h \to 0^+} \frac{1}{h}(P(h)P(t) - P(t)) \\ &= \lim_{h \to 0^+} \frac{1}{h}(P(h) - I)P(t) \\ &= QP(t) \end{split}$$

当然同理我们还可以得到(这个叫"forward Kolmogorov equation"):

$$\frac{\partial}{\partial t}P(t) = P(t)Q$$

解这个微分方程我们有:

$$P(t) = e^{Qt} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!} Q^n = I + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{t^n}{n!} Q^n$$

我们记 $\lambda_{i,j} = Q_{i,j}$,其实这个 $\lambda_{i,j}$ 就和 Poisson process 那个一样了:

$$P(h) = I + hQ + \mathcal{O}(h^2)$$

也就是:

$$\mathbb{P}(X_{x+h} = j \, \big| \, X_t = i) = P_{i,j}(h) = \begin{cases} \lambda_{i,j}h + \mathcal{O}(h^2) & \text{if } i \neq j \\ 1 + \lambda_{i,i}h + \mathcal{O}(h^2) & \text{if } i = j \end{cases}$$

根据这个,我们对于 $i \neq j$,如果我们已经知道它下一步会到 j。我们定义停留在 i 的时间为 $\tau_{i,j}$,我们可以有:

$$\mathbb{P} \big(\tau_{i,j} > t \, \big| \, i \to j \big) = e^{-\lambda_{i,j} t}$$

以及

$$\mathbb{E} \big[\tau_{i,j} \, \big| \, i \to j \big] = \int_0^\infty t \lambda_{i,j} e^{-\lambda_{i,j} t} \mathrm{d}t = \frac{1}{\lambda_{i,j}}$$

当然另外还有一个性质是:

$$\sum_{i\in\mathbb{S}} \lambda_{i,j} = 0$$

就是每个点要么出去要么留在原地嘛。

然后我们考虑 τ_i ,也就是停留在 i 的时间:

$$\tau_i = \min_{j \neq i} \tau_{i,j}$$

我们可以计算概率:

$$\begin{split} \mathbb{P}(\tau_i > t) &= \mathbb{P}\Big(\min_{j \neq i} \tau_{i,j}\Big) \\ &= \prod_{j \neq i} \mathbb{P}\big(\tau_{i,j} > t\big) \\ &= \exp\left(-\sum_{j \neq i} \lambda_{i,j} t\right) \\ &= e^{\lambda_{i,i} t} \end{split}$$

于是乎

$$\mathbb{E}[\tau_i] = \frac{1}{\sum_{i \neq i} \lambda_{i,j}} = -\frac{1}{\lambda_{i,i}}$$

1.2. Martingales

$$\mathbb{E}[Z_{n+1}\,\big|\,\mathcal{F}_n]=Z_n$$

坑,待填

2. Reinforcement Learning

Berkeley CS285 / Stanford CS224R / Yezhen 学长推荐嘟 / Li Bo 学长推荐嘟

2.1. Definition

我们把 $\langle s_t, a_t \rangle$ 打包起来,其实他就构成了一个 Markov chain:

$$p_{\theta}(\tau) = p_{\theta}(s_1) \prod_{t=1}^T \pi_{\theta}(a_t \,|\, s_t) \cdot \mathbb{P}\big(s_{t+1} \,\big|\, s_t, a_t\big)$$

对于 learning objective:

$$\theta^* = \arg\max_{\theta} \mathcal{J}(\theta) = \arg\max_{\theta} \mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)}[r(\tau)]$$

我们定义我现在在 s_t ,做了 action a_t ,然后按照 π 所得到的期望 reward 为

$$\mathcal{Q}^{\pi}(\boldsymbol{s}_t, \boldsymbol{a}_t) = \sum_{t'=t}^T \mathbb{E}_{(\boldsymbol{s}_{t'}, \boldsymbol{a}_{t'}) \sim \pi}[r(\boldsymbol{s}_{t'}, \boldsymbol{a}_{t'}) \,|\, \boldsymbol{s}_t, \boldsymbol{a}_t]$$

然后我们定义 \mathcal{V} 表示现在我在 s_t 的时候遵循 π 所得到的期望 reward:

$$\mathcal{V}^{\pi}(s_t) = \sum_{t'=t}^{T} \mathbb{E}_{(s_{t'}, a_{t'}) \sim \pi}[r(s_{t'}, a_{t'}) | s_t] = \mathbb{E}_{a_t \sim \pi(a_t | s_t)}[\mathcal{Q}^{\pi}(s_t, a_t)]$$

2.2. Types of Algorithms

Policy Gradients 跟往常一样,就是求导然后去做优化

Value-based 去直接计算最优解的 $\mathcal Q$ 和 $\mathcal V$,然后通过这个推出 π

Actor-critic 通过计算当前 $\hat{\theta}$ 的 \hat{Q} 和 \hat{V} ,然后通过这个去进行优化,得到最终的 π **Model-based RL** 使用模型来代表各种参数,然后进行优化

2.3. Policy Gradient Algorithms

2.3.1. Direct policy differentiation

Direct policy differentiation (REINFORCE Algorithm (Williams, 1992)):

$$\begin{split} \nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) &= \int \nabla_{\theta} \pi_{\theta}(\tau) r(\tau) \, \mathrm{d}\tau \\ &= \mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(r)} [r(\tau) \cdot \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau)] \\ &= \mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(r)} \Bigg[\left(\sum_{t=1}^{T} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_{t} \, | \, s_{t}) \right) \left(\sum_{t=1}^{T} r(s_{t}, a_{t}) \right) \Bigg] \end{split}$$

所以说 $r(\tau) \cdot \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(r)$ 是 $\nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta)$ 的无偏估计,可惜这玩意儿的 variance 很高。

2.3.2. Reduce Variance

仔细观察这个式子,其实这玩意儿是 MLE 那个梯度对 $r(s_t, a_t)$ 加权了:

$$\nabla_{\theta} \mathcal{J}(\pi_{\theta}) = \mathbb{E}_{r \sim \pi_{\theta}(\tau)} \left[\sum_{t=0}^{T} \Psi_{t} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_{t} \, | \, s_{t}) \right]$$

当前我们是有:

$$\Psi_t = \sum_{t'=0}^T r(s_{t'}, a_{t'})$$

2.3.3. Don't Let the Past Distract You

一种简单的方法来减小 varience, 是我们令

$$\Psi_t = \sum_{t'=t}^T r(s_{t'}, a_{t'})$$

因为其实对于 a_t 来说,他做啥对于 t 之前的 reward 来说是不具有参考价值的。因此我们主要考虑后面的 reward。这玩意儿直觉上挺清楚的,但数学上想了半天才想明白为啥是对的。主要参考了这篇文章 (Achiam, 2018)。

证明的不造为啥让我想起了 MLE。主要用到的就是一个叫做 EGLP lemma 的东西 (其实好像用这个 lemma 需要积分和导数的可交换性, 貌似这个在这本书 (Hogg et al., 2013) 里写挺详细的):

$$\begin{split} \mathbb{E}_{x \sim \mathbb{P}_{\theta}} [\nabla_{\theta} \log \mathbb{P}_{\theta}(x)] &= \int \mathbb{P}(x) \nabla_{\theta} \log \mathbb{P}_{\theta}(x) \, \mathrm{d}x \\ &= \int \mathbb{P}(x) \left(\frac{\nabla_{\theta} \mathbb{P}(x)}{\mathbb{P}(x)} \right) \mathrm{d}x \\ &= \nabla_{\theta} \int \mathbb{P}(x) \, \mathrm{d}x = 0 \end{split}$$

其实跟 MLE 是一样的嘛:

$$\mathbb{E}\left[\frac{\partial}{\partial \theta} \log \mathcal{L}(x \mid \theta)\right] = 0$$

其实我们是要证明嘟是:

$$\mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} \left[\sum_{t=0}^T \sum_{t' < t} r(s_{t'}, a_{t'}) \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_t \,|\, s_t) \right] = 0$$

也就是要证明当 t' < t 这个时候:

$$\mathbb{E}_{s_t, a_t, s_{t'}, a_{t'} \sim \pi_{\theta}}[r(s_{t'}, a_{t'}) \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_t \,|\, s_t)] = 0$$

那么中心思想其实就是咋来区分 t' < t 捏,我们考虑 t' < t 是先 reward,再选择:

$$\mathbb{E}_{s_{t'}, a_{t'} \sim \pi_{\theta}} \left[r(s_{t'}, a_{t'}) \cdot \mathbb{E}_{s_{t}, a_{t} \sim \pi_{\theta}(\cdot \mid s_{t'}, a_{t'})} [\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_{t} \mid s_{t}) \mid s_{t'}, a_{t'}] \right]$$

其实也就是当 $r(s_{t'},a_{t'})$ 不依赖于 s_t,a_t 的时候,本身这个 $\mathbb{E}[\nabla_{\theta}\log\pi_{\theta}(a_t\,|\,s_t)]$ 他就是 0。

所以说最终结果是整个期望 0。

2.3.4. Introducing Baselines

另一个优化是我们考虑加入 baseline。这个直觉就更对了。就是我们考虑把 r(s,a) 替换成 r(s,a)-b。因为 reward 这种东西,大家一起加多少减多少肯定都是无所谓的。

当然从数学上来讲也是 EGLP 用用易证的,这里就不多写了。但是我们 baseline 设多少最好呢?从直觉上来讲,是这个 b 让整个 r 尽量居中。接下来我们从数学上进行考虑。

我们考虑

$$\nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) = \mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} [\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \cdot (r(\tau) - b)]$$

的方差

$$\begin{split} \sigma^2 &= \mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} \Big[(\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \cdot (r(\tau) - b))^2 \Big] - \Big(\mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} [\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \cdot (r(\tau) - b)] \Big)^2 \\ &= \mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} \Big[(\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \cdot (r(\tau) - b))^2 \Big] - \Big(\mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} [\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \cdot r(\tau)] \Big)^2 \end{split}$$

我们解

$$\frac{\partial}{\partial b}\sigma^2 = \frac{\partial}{\partial b}\mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} \Big[\big(\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \cdot (r(\tau) - b)\big)^2 \Big] = 0$$

可以得到

$$b = \frac{\mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} \left[\left(\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \right)^2 \cdot r(\tau) \right]}{\mathbb{E}_{\tau \sim \pi_{\theta}(\tau)} \left[\left(\nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) \right)^2 \right]}$$

这啥捏,这其实是 reward 的加权期望。

但其实这个 baseline 挺难算的,所以我们通常不会用这个最优的 baseline。而是去找一个相对比较好的。

2.3.5. Off-Policy Policy Gradients

之前我们做的都是 on-policy 的。但真实在训练的时候,我们很难做到稍稍改一点 θ ,就重新生成一堆新的 τ 。这样是非常 inefficient 的。

所以现在可能的问题是,我们没有关于 $\tau \sim \pi_{\theta}$ 的数据,但是我们可能有一个其他的 distribution,通过这个 distribution 来 sample 出的数据。也就是 $\tau \sim \pi$ 。

我们需要使用的一个 trick 叫做 importance sampling:

$$\mathbb{E}_{x \sim p(x)}[f(x)] = \int p(x)f(x)\,\mathrm{d}x = \int q(x)\frac{p(x)}{q(x)}f(x)\,\mathrm{d}x = \mathbb{E}_{x \sim q(x)}\left[\frac{p(x)}{q(x)}f(x)\right]$$

所以说我们的 RL objective 可以改成:

$$\mathcal{J}(\theta) = \mathbb{E}_{\tau \sim \overline{\pi}(\tau)} \bigg[\frac{\pi_{\theta}(\tau)}{\overline{\pi}(\tau)} r(\tau) \bigg]$$

$$\begin{split} &= \mathbb{E}_{\tau \sim \overline{\pi}(\tau)} \left[\frac{p(s_1) \prod_{t=1}^T \pi_{\theta}(a_t|s_t) p(s_{t+1}|s_t, a_t)}{p(s_1) \prod_{t=1}^T \overline{\pi}(a_t|s_t) p(s_{t+1}|s_t, a_t)} r(\tau) \right] \\ &= \mathbb{E}_{r \sim \overline{\pi}(\tau)} \left[r(\tau) \prod_{t=1}^T \frac{\pi_{\theta}(a_t|s_t)}{\overline{\pi}(a_t|s_t)} \right] \end{split}$$

所以说我们可以推导梯度

$$\begin{split} \nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) &= \mathbb{E}_{\tau \sim \overline{\pi}} \bigg[\frac{\pi_{\theta}(\tau)}{\overline{\pi}(\tau)} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(\tau) r(\tau) \bigg] \\ &= \mathbb{E}_{r \sim \overline{\pi}} \bigg[\left(\prod_{t=1}^{T} \frac{\pi_{\theta}(a_{t} \mid s_{t})}{\overline{\pi}(a_{t} \mid s_{t})} \right) \left(\sum_{t=1}^{T} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_{t} \mid s_{t}) \right) \left(\sum_{t=1}^{T} r(s_{t}, a_{t}) \right) \bigg] \\ &= \mathbb{E}_{r \sim \overline{\pi}} \bigg[\sum_{t=1}^{T} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_{t} \mid s_{t}) \left(\prod_{t'=1}^{t} \frac{\pi_{\theta}(a_{t'} \mid s_{t'})}{\overline{\pi}(a_{t'} \mid s_{t'})} \right) \left(\sum_{t'=t}^{T} r(s_{t'}, a_{t'}) \left(\prod_{t''=t}^{t'} \frac{\pi_{\theta}(a_{t''} \mid s_{t''})}{\overline{\pi}(a_{t''} \mid s_{t''})} \right) \right) \bigg] \end{split}$$

2.4. Actor Critic Methods

2.4.1. General Idea

我们回到式子

$$\nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \Psi_{i,t} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta} \big(a_{i,t} \, \big| \, s_{i,t} \big)$$

我们观察这个 Ψ_t (先不考虑 baseline):

$$\Psi_t = \sum_{t=1}^T r(s_t, a_t)$$

我们发现一件事情,就是他其实是在估计 $Q^{\pi}(s_t, a_t)$ 。也就是我做了这个 policy,会得到一个什么样的结果。也就是其实这个和是 $Q^{\pi}(s_t, a_t)$ 的一个无偏估计。

于是我们可以尝试 $\Psi_t = \mathcal{Q}^{\pi}(s_t, a_t)$ 。我的理解是,这样做可以更稳定,从而降低方差。

然后我们考虑 baseline。我们大概这么想,就是某个操作比我现在的效果好,那么 Ψ_t 要大于 0,这样子让他有梯度往下优化。如果比我现在的 π 还要垃圾,那不应该优化。

所以我们考虑 $b = \mathcal{V}^{\pi}(s_t)$,于是我们定义:

$$\mathcal{A}^{\pi}(s_t, a_t) = \mathcal{Q}^{\pi}(s_t, a_t) - \mathcal{V}^{\pi}(s_t)$$

也就是做了这个操作,能优化多少。

然后

$$\nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \mathcal{A}^{\pi}(s_{t}, a_{t}) \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta} \big(a_{i,t} \, \big| \, s_{i,t} \big)$$

在 $\mathcal{A}^\pi(s_t,a_t)$ 无偏的情况下,这东西是无偏的。那我们考虑怎么算这个 $\mathcal{A}^\pi(s_t,a_t)$ 。

我们考虑

$$\mathcal{Q}^{\pi}(s_t, a_t) = r(s_t, a_t) + \mathbb{E}_{s_{t+1} \sim p(s_{t+1} \mid s_t, a_t)} [\mathcal{V}^{\pi}(s_{t+1})]$$

所以说

$$\mathcal{A}^{\pi}(s_t, a_t) = \mathbb{E}_{s_{t+1} \sim p(s_t, a_t)} \big[r(s_t, a_t) + \mathcal{V}^{\pi} \big(s_{t+1}\big) - \mathcal{V}^{\pi}(s_t) \big]$$

也就是说 $r(s_t,a_t) + \mathcal{V}^{\pi}(s_{t+1}) - \mathcal{V}^{\pi}(s_t)$ 他其实是对 $\mathcal{A}^{\pi}(s_t,a_t)$ 的一个无偏估计。

也就是我们现在的问题来到了怎么搞这个 \mathcal{V}^{π} ,最直接的方法是大力去做,然后求平均。

当然,更成熟的想法是我们可以训一个模型 ϕ 去预测这个额 \mathcal{V}^{π} 。我们考虑 loss,一种直接的方法是:

$$\mathcal{L}(\phi) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left\| \hat{\mathcal{V}}_{\phi}^{\pi} \big(s_{i,t} \big) - \sum_{t'=t}^{T} r \big(s_{i,t'}, a_{i,t'} \big) \right\|^2$$

但是我们考虑有没有更稳定一些的方法,就是我们考虑用 $r(s_t,a_t)+\hat{\mathcal{V}}_\phi^\pi(s_{t+1})$ 来代替整个求和,这样其实我们会发现就是要 minimize \mathcal{A}_ϕ^π :

$$\mathcal{L}(\phi) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left\| \hat{\mathcal{V}}_{\phi}^{\pi} \big(s_{i,t} \big) - r \big(s_{i,t} \big) - \hat{\mathcal{V}}_{\phi}^{\pi} \big(s_{i,t+1} \big) \right\|^2$$

2.4.2. Introducing Discount Factors

有时候我们会考虑 $T \to \infty$ 的情况,我们就为了让 reward 是有穷的,我们会考虑增加一个 factor。这个其实是比较直觉的,因为现在给你一块钱和以后给你一块钱,肯定选马上要。

$$r(\tau) = \sum_{t=1}^T \gamma^{t-1} r(s_t, a_t)$$

那么我们就需要稍稍改一改式子:

$$\mathcal{A}^{\pi}(s_t, a_t) = \mathbb{E}_{s_{t+1} \sim p(s_t, a_t)} \big[r(s_t, a_t) + \gamma \mathcal{V}^{\pi} \big(s_{t+1}\big) - \mathcal{V}^{\pi}(s_t) \big]$$

这时候其实我们在估计导数的时候是有点问题的:

$$\begin{split} \nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) &\approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \gamma^{t-1} r \big(s_{i,t}, a_{i,t} \big) \right) \left(\sum_{t=1}^{T} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_t \, | \, s_t) \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t'=t}^{T} \gamma^{t-1} \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta} \big(a_{i,t} \, | \, s_{i,t} \big) \left(\sum_{t'=t}^{T} \gamma^{t'-t} r \big(s_{i,t}, a_{i,t} \big) \right) \end{split}$$

(Thomas, 2014) 专门讨论了这个问题,有空填坑。

2.4.3. Implementation Details

在真正写代码的时候,肯定不能直接用 $\mathcal{J}(\theta)$,因为否则我们这些求导的计算就白做了。 我们考虑定义一个看似无意义的函数

$$\tilde{\mathcal{J}}(\theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{\mathcal{A}}_{\phi}(s_t, a_t) \log \pi_{\theta}(s_t, a_t)$$

因为 $\hat{\mathcal{A}}_{\phi}(s_t,a_t)$ 是和 θ 无关的的常数,所以其实这个 $\nabla_{\theta}\tilde{\mathcal{J}}(\theta)$ 就是我们想要的 $\nabla_{\theta}\mathcal{J}(\theta)$ 。也就是说,我们其实是欺骗了自动求导程序去快速的求导。

也就是说我们要训练两个网络 θ 和 ϕ ,使得

$$\begin{split} \phi &= \arg\min_{\phi} \mathbb{E}_{s_{t+1} \sim p(s_t, a_t)} \bigg[\frac{1}{2} \Big\| r(s_t, a_t) + \gamma \hat{\mathcal{V}}_{\phi} \big(s_{t+1} \big) - \hat{\mathcal{V}}_{\phi} \big(s_t \big) \Big\|^2 \bigg] \\ \theta &= \arg\max_{\theta} \mathbb{E}_{(s_t, a_t) \sim \pi_{\theta}} \Big[\hat{\mathcal{A}}_{\phi} \big(s_t, a_t \big) \log \pi_{\theta} \big(a_t \, | \, s_t \big) \Big] \end{split}$$

2.5. Generalized Advantage Estimation

(Schulman et al., 2015a)

我们考虑

$$\nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta) = \mathbb{E}_{(s_t, a_t) \sim \pi_{\theta}} [\Psi_t \nabla_{\theta} \log \pi_{\theta}(a_t \,|\, s_t)]$$

其中如果 $\Psi_t = \mathcal{A}^{\pi_\theta,\gamma}(s_t,a_t)$ 的话,是对的。那我们有没有啥其他更好的 Ψ_t 是对的呢? 我们考虑把这一类函数 $\hat{\mathcal{A}}_t$ 叫做 γ -just 的。

首先很显然 $r(s_t, a_t) + \gamma \mathcal{V}(s_t) - V(s_{t+1})$ 肯定是 γ -just 的,因为这玩意儿

2.6. Trust Region Policy Optimization

(Schulman et al., 2015b) / tutorial (Achiam, 2018)

$$\begin{aligned} \theta_{k+1} &= \arg\max_{\theta} \mathcal{L}_{\theta_k}(\theta) \\ &\text{s.t.} \, \bar{\mathbb{D}}_{\text{KL}}(\theta_k \, \| \, \theta) \leq \delta \end{aligned}$$

其中

$$\begin{split} \mathcal{L}_{\theta_k}(\theta) &= \mathbb{E}_{(s,a) \sim \pi_{\theta_k}} \left[\frac{\pi_{\theta}(a|s)}{\pi_{\theta_k}(a|s)} \hat{\mathcal{A}}^{\pi_{\theta_k}}(s,a) \right] \\ \bar{\mathbb{D}}_{\mathrm{KL}}(\theta_k \, \| \, \theta) &= \mathbb{E}_{s \sim \pi_{\theta_k}} \left[\mathbb{D}_{\mathrm{KL}} \Big(\pi_{\theta_k}(\cdot \, | \, s) \, \Big\| \, \pi_{\theta}(\cdot \, | \, s) \Big) \right] \end{split}$$

2.6.1. Kullback-Leibler Divergence

学过一遍忘一遍 😝 再记一下千万别忘了。

但是对比了半天发现用 $\bar{\mathbb{D}}_{\mathrm{KL}}(\theta_k \parallel \theta)$ 还是用 $\bar{\mathbb{D}}_{\mathrm{KL}}(\theta \parallel \theta_k)$ 没啥区别?我看 deepseek math 那篇文章甚至写反了。受不了了亏我研究了那么久为啥要用 $\bar{\mathbb{D}}_{\mathrm{KL}}(\theta_k \parallel \theta)$ 。

所以说

$$\begin{split} \mathbb{D}_{\mathrm{KL}}(p \, \| \, q) &= \mathcal{H}(p,q) - \mathcal{H}(p) \\ &= \mathbb{E}_{x \sim p(x)}[-\log q(x)] - \mathbb{E}_{x \sim p(x)}[-\log p(x)] \\ &= \mathbb{E}_{x \sim p(x)}\bigg[\log \frac{p(x)}{q(x)}\bigg] \end{split}$$

那为啥说其实是差不多的呢?看到这篇文章我总算是明白了

2.7. Proximal Policy Optimization

PPO Paper (Schulman et al., 2017) / <u>OpenAI Tutorial</u> (Achiam, 2018) / <u>Hugging Face</u> Tutorial (Simonini & Sanseviero, 2023)

TRPO 这么复杂,主要是因为他的限制和 $\mathcal L$ 是分开的。文章提出了两种方法将限制加入 到 $\mathcal L$ 中:PPO-Penalty 和 PPO-Clip。

2.7.1. PPO-Clip

我们对式子略加修改:

$$\theta_{k+1} = \arg\max_{\theta} \mathbb{E}_{(s,a) \sim \theta_k} \left[\min\left(\frac{\pi_{\theta}(a \,|\, s)}{\pi_{\theta_k}(a \,|\, s)} \hat{\mathcal{A}}(s,a), \operatorname{clip}\left(\frac{\pi_{\theta}(a \,|\, s)}{\pi_{\theta_k}(a \,|\, s)}, 1 - \epsilon, 1 + \epsilon\right) \hat{\mathcal{A}}(s,a) \right) \right]$$

其中

$$\operatorname{clip}(x, l, r) = \begin{cases} l & \text{if } x < l \\ x & \text{if } l \le x \le r \\ r & \text{if } x > r \end{cases}$$

大概感性理解是这样的,正常情况下的 $\frac{\pi_{\theta}(a \mid s)}{\pi_{\theta_k}(a \mid s)}$ $\hat{\mathcal{A}}(s,a)$,如果我们发现 $\hat{\mathcal{A}}$ 很大,那我们考虑去增大这个 π_{θ} ,如果很小,那么我们考虑去减小 π_{θ} 。但是当 $\frac{\pi_{\theta}(a \mid s)}{\pi_{\theta_k}(a \mid s)}$ 太大或太小,意味着可能优化过多了。这时候我们就需要选择把这个权重 clip 掉。继续增大或减小 π_{θ} 将不再能够优化 \mathcal{L} 。

2.7.2. PPO-Penalty

非常直觉的式子:

$$\theta_{k+1} = \arg\min_{\theta} \mathbb{E}_{(s,a) \sim \theta_k} \left[\frac{\pi_{\theta}(a \,|\, s)}{\pi_{\theta_k}(a \,|\, s)} \hat{\mathcal{A}}(s,a) - \beta \cdot \bar{\mathbb{D}}_{\mathrm{KL}}(\theta_k \parallel \theta) \right]$$

但是捏,这样做肯定是不好的。因为你肯定是要优化前面那部分的嘛。那咋搞呢,就是 我们考虑让 β 动起来。就是我们跑一段时间,就去康康这个

$$d = \hat{\mathbb{E}}_t \big[\bar{\mathbb{D}}_{\mathrm{KL}}(\theta_k \parallel \theta) \big]$$

直觉上就是这玩意儿如果大了,就说明太远了,那我们得稍微调高一下 β ; 否则的话,我们需要做更细致的优化,那么我们得把 β 搞低。

所以说我们可以定一个阈值 d_{targ}

$$\beta \leftarrow \begin{cases} \frac{\beta}{2} & \text{if } d < \frac{d_{\text{targ}}}{1.5} \\ \beta & \text{if } \frac{d_{\text{targ}}}{1.5} \leq d \leq d_{\text{targ}} \times 1.5 \\ 2\beta & \text{if } d > d_{\text{targ}} \times 1.5 \end{cases}$$

2.7.3. Learning to summarize from human feedback

paper (Ouyang et al., 2022a) / demo

TL;DR Dataset(Völske et al., 2017): 一个 summarize 任务,主要是要对 reddit 的 summarize。

Reward model: $r_\phi(x,y)$ 只对最终的结果给 reward。所以说其实 γ 就没啥意义了,我们直接大力 $\gamma=1$ 。 Reward model 的数据是一大堆 preference data $\langle x,y_0,y_1\rangle$,其中 y_0 更被喜欢。

$$\mathcal{L}(\phi) = -\mathbb{E}_{(x,y_0,y_1)\sim\mathcal{D}} \left[\log \sigma \left(r_\phi(x,y_0) - r_\phi(x,y_1)\right)\right]$$

最终我们训练模型的时候,是用 PPO-Penalty, 也就是

$$R(x,y) = r(x,y) - \beta \log \frac{\pi_{\theta}(y \,|\, x)}{\pi_{\mathrm{ref}}(y \,|\, x)}$$

然后我们就发现为啥这个 $\mathbb{E}_{y\sim\pi_{\theta}}\left[\log\frac{\pi_{\theta}(y\mid x)}{\pi_{\mathrm{ref}}(y\mid x)}\right]$ 外面这个期望咋被吞掉了。思考了一下大概知道为啥了,就是好像两个确实是等价的。因为其实我们有个隐形条件,就是 $y\sim\pi_{\theta}$,也就是说,其实这个 R 应该是:

$$\begin{split} R(\theta) &= \mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}, y \sim \pi_{\theta}} \bigg[r(x, y) - \beta \log \frac{\pi_{\theta}(y \mid x)}{\pi_{\text{ref}}(y \mid x)} \bigg] \\ &= \mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}, y \sim \pi_{\theta}} [r(x, y)] - \beta \cdot \mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}} [\mathbb{D}_{\text{KL}}(\pi_{\theta} \parallel \pi_{\text{ref}})] \end{split}$$

对于这个 reward model,文中没有提及,但是联想到有篇文章叫做 Bradley-Terry Model (Bradley & Terry, 1952)。这个在 DPO 那篇文章里提了很多。这个 <u>notes</u> 写的感觉非常好。

n 个球队,每个球队有个 strength β_i ,i 跟 j 打的赢率

$$p_{ij} = \frac{e^{\beta_i - \beta_j}}{1 + e^{\beta_i - \beta_j}} = \frac{e^{\beta_i}}{e^{\beta_i} + e^{\beta_j}}$$

但是有时候 (i,j) 并不是可交换嘟,所以说我们定义

$$p_{ij} = \frac{e^{\alpha + \beta_i - \beta_j}}{1 + e^{\alpha + \beta_i - \beta_j}}$$

当然咱这儿没有 α 。其实这个 r 预测的就是这个 β 嘛。

2.7.4. InstructGPT

paper (Ouyang et al., 2022b)

对于 reward model,他把两个改成了 K 个。就是他直接让排 K 个 y。这样的话

$$\mathcal{L}(\phi) = -\frac{1}{\binom{K}{2}} \mathbb{E}_{(x,y_w \succ y_l) \sim \mathcal{D}} \left[\log \sigma \left(r_\phi(x,y_w) - r_\phi(x,y_l) \right) \right]$$

然后 RL 部分,

2.8. Direct Preference Optimization

paper (Rafailov et al., 2024) / HF Docs / HF Tutorial

2.8.1. Key Ideas

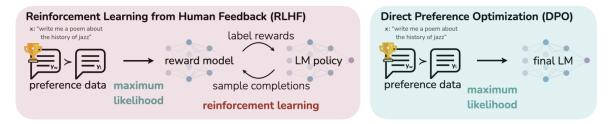


Figure 1: **DPO** optimizes for human preferences while avoiding reinforcement learning. Existing methods for fine-tuning language models with human feedback first fit a reward model to a dataset of prompts and human preferences over pairs of responses, and then use RL to find a policy that maximizes the learned reward. In contrast, DPO directly optimizes for the policy best satisfying the preferences with a simple classification objective, fitting an *implicit* reward model whose corresponding optimal policy can be extracted in closed form.

我的大概猜测是,作者主要有两个 key observation:

- 1. Preference data 本身可以体现一种 reward function(BT model)
- 2. π 可以——对应到 r,使得这个 r 能够训练出的最优 policy 是 π

整条线大概是 $\pi \leftrightarrow r \rightarrow p_{\searrow} \rightarrow \mathcal{L}$ 。

也就是说,我们其实可以通过调整 π 来保证这个与 π ——对应的 r 去吻合数据。

具体地,对于我们的 learning objective:

$$\arg\max_{\theta} \mathbb{E}[]$$

2.8.2. Paper Details

2.8.3. Other Details

In eq 12,

$$\begin{split} & \min_{\pi} \mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}} \mathbb{E}_{y \sim \pi(y \mid x)} \bigg[\log \bigg(\frac{\pi(y \mid x)}{\pi_{\text{ref}}(y \mid x)} \bigg) - \frac{1}{\beta} r(x, y) \bigg] \\ &= \min_{\pi} \mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}} \mathbb{E}_{y \sim \pi(y \mid x)} \bigg[\log \bigg(\frac{\pi(y \mid x)}{\pi_{\text{ref}}(y \mid x) \exp \left(\frac{1}{\beta} r(x, y) \right)} \bigg) \bigg] \\ &= \min_{\pi} \mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}} \mathbb{E}_{y \sim \pi(y \mid x)} \bigg[\log \bigg(\frac{\pi(y \mid x)}{\frac{1}{Z(x)} \pi_{\text{ref}}(y \mid x) \exp \left(\frac{1}{\beta} r(x, y) \right)} \bigg) - \log Z(x) \bigg] \end{split}$$

While

$$Z(x) = \sum_{y} \pi_{\text{ref}}(y \,|\, x) \exp\biggl(\frac{1}{\beta} r(x,y)\biggr)$$

比较有意思的点是,他把外面的 $\frac{1}{\beta}r(x,y)$ 强行塞进了 \log 里面来构造一个新的 policy:

$$\pi^*(y\,|\,x) = \frac{1}{Z(x)} \pi_{\mathrm{ref}}(y\,|\,x) \exp\biggl(\frac{1}{\beta} r(x,y)\biggr)$$

酱紫的话,里面的 $\log\left(\frac{\pi(y\,|\,x)}{\pi^*(y\,|\,x)}\right)$ 就构成了一个新的 \mathbb{D}_{KL}

$$\mathbb{E}_{x \sim \mathcal{D}} \mathbb{E}_{y \sim \pi(y \,|\, x)} \bigg[\log \bigg(\frac{\pi(y \,|\, x)}{\pi^*(y \,|\, x)} \bigg) \bigg] = \mathbb{D}_{\mathrm{KL}}(\pi \,\|\, \pi^*)$$

2.9. Reward Hacking

https://lilianweng.github.io/posts/2024-11-28-reward-hacking/

2.10. Group Relative Policy Optimization

Deepseek Math (Shao et al., 2024) / Deepseek R1 (Guo et al., 2025)

$$\mathcal{J}(\theta) = \mathbb{E}_{\boldsymbol{x} \sim \mathcal{D}, \left\{\boldsymbol{y}_{i}\right\}_{i=1}^{G} \sim \pi_{\theta_{\mathrm{old}}}} \left[\frac{1}{G} \sum_{i=1}^{G} \frac{1}{\|\boldsymbol{y}_{i}\|} \sum_{t=1}^{\|\boldsymbol{y}_{i}\|} \left(f \left(\frac{\pi_{\theta} \left(\boldsymbol{y}_{i,t} \mid \boldsymbol{q}, \boldsymbol{y}_{i,1...t}\right)}{\pi_{\theta_{\mathrm{old}}} \left(\boldsymbol{y}_{i,t} \mid \boldsymbol{q}, \boldsymbol{y}_{i,1...t}\right)}, \hat{\mathcal{A}}_{i,t} \right) - \beta \cdot \mathbb{D}_{\mathrm{KL}} (\pi_{\theta} \parallel \pi_{\mathrm{ref}}) \right) \right]$$

其中

$$f\!\left(w,\hat{\mathcal{A}}_{i,t}\right) = \min\!\left\{w\hat{\mathcal{A}}_{i,t}, \operatorname{clip}(w,1-\varepsilon,1+\varepsilon)\hat{\mathcal{A}}_{i,t}\right\}$$

欸为啥看着这么像 offline learning 捏。冷静分析发现他式子里居然有 $\pi_{\theta_{\mathrm{old}}}$ 和 π_{ref} 两个东西。所以他其实是

$$\theta_{\text{new}} \leftarrow \theta_{\text{old}} - \eta \nabla_{\theta} \mathcal{J}(\theta, \theta_{\text{old}})$$

酱紫一个 update。而初始模型是 $heta_{
m ref}$ 。这俩确实应该是不一样的。

欸那为啥就他要这么写呢? 所以他好像想 fix 两个事情:

- 1. $\theta_{\mathrm{old}} o \theta_{\mathrm{new}}$ 也就是单步不要变太多,这个用 clip 维护
- 2. $\theta_{\mathrm{ref}} \to \theta_{\mathrm{new}}$ 也就是全局不要变太多,这个用 KL 维护

我超那这个 clip 的效果和直接修改学习率会有啥影响吗? 其实有点没想明白 qaq 我大概毛猜猜好像是确实 clip 会好一点,就是因为他对微小的变化察觉好像确实会明显一点。因为调 learning rate 的话,你这个小的梯度一乘好像确实就丢了。但其实他现在就是对大的变化做了个 clip,所以细微的差异还是会进行一定修改的。

2.11. Paper Reading

一些读了但是没有归类的论文

2.11.1. A Comparative Study of Foundation Model Post-training

paper (Chu et al., 2025) / twitter

Bibliography

- Achiam, J. (2018). Spinning Up in Deep Reinforcement Learning.
- Bradley, R. A., & Terry, M. E. (1952). Rank analysis of incomplete block designs: I. The method of paired comparisons. *Biometrika*, *39*(3/4), 324–345.
- Chu, T., Zhai, Y., Yang, J., Tong, S., Xie, S., Schuurmans, D., Le, Q. V., Levine, S., & Ma, Y. (2025). SFT Memorizes, RL Generalizes: A Comparative Study of Foundation Model Post-training. *Arxiv Preprint Arxiv:2501.17161*.
- Guo, D., Yang, D., Zhang, H., Song, J., Zhang, R., Xu, R., Zhu, Q., Ma, S., Wang, P., Bi, X., & others. (2025). DeepSeek-R1: Incentivizing Reasoning Capability in LLMs via Reinforcement Learning. *Arxiv Preprint Arxiv:2501.12948*.
- Hogg, R. V., McKean, J. W., Craig, A. T., & others. (2013). *Introduction to mathematical statistics*. Pearson Education India.
- Ouyang, L., Wu, J., Jiang, X., Almeida, D., Wainwright, C., Mishkin, P., Zhang, C., Agarwal, S., Slama, K., Ray, A., & others. (2022a). Training language models to follow instructions with human feedback. *Advances in Neural Information Processing Systems*, *35*, 27730–27744.
- Ouyang, L., Wu, J., Jiang, X., Almeida, D., Wainwright, C., Mishkin, P., Zhang, C., Agarwal, S., Slama, K., Ray, A., Schulman, J., Hilton, J., Kelton, F., Miller, L., Simens, M., Askell, A., Welinder, P., Christiano, P. F., Leike, J., & Lowe, R. (2022b). Training language models to follow instructions with human feedback. In S. Koyejo, S. Mohamed, A. Agarwal, D. Belgrave, K. Cho, & A. Oh (Eds.), *Advances in Neural Information Processing Systems: Vol. 35. Advances in Neural Information Processing Systems*. https://proceedings.neurips.cc/paper_files/paper/2022/file/b1efde53be364a73914f58805a001731-Paper-Conference.pdf
- Privault, N. (2013). Understanding markov chains. *Examples and Applications, Publisher Springer-Verlag Singapore*, *357*, 358.
- Rafailov, R., Sharma, A., Mitchell, E., Manning, C. D., Ermon, S., & Finn, C. (2024). Direct preference optimization: Your language model is secretly a reward model. *Advances in Neural Information Processing Systems*, *36*.
- Schulman, J., Levine, S., Moritz, P., Jordan, M., & Abbeel, P. (2015b). Trust region policy optimization. *Proceedings of the 32nd International Conference on International Conference on Machine Learning Volume 37*, 1889–1897.
- Schulman, J., Moritz, P., Levine, S., Jordan, M., & Abbeel, P. (2015a). High-dimensional continuous control using generalized advantage estimation. *Arxiv Preprint Arxiv:1506.02438*.
- Schulman, J., Wolski, F., Dhariwal, P., Radford, A., & Klimov, O. (2017). Proximal policy optimization algorithms. *Arxiv Preprint Arxiv:1707.06347*.

- Shao, Z., Wang, P., Zhu, Q., Xu, R., Song, J., Bi, X., Zhang, H., Zhang, M., Li, Y., Wu, Y., & others. (2024). Deepseekmath: Pushing the limits of mathematical reasoning in open language models. *Arxiv Preprint Arxiv:2402.03300*.
- Simonini, T., & Sanseviero, O. (2023,). *The Hugging Face Deep Reinforcement Learning Class*. GitHub.
- Thomas, P. (2014). Bias in natural actor-critic algorithms. *International Conference on Machine Learning*, 441–448.
- Völske, M., Potthast, M., Syed, S., & Stein, B. (2017). TL;DR: Mining Reddit to Learn Automatic Summarization. In L. Wang, J. C. K. Cheung, G. Carenini, & F. Liu (Eds.), *Proceedings of the Workshop on New Frontiers in Summarization: Proceedings of the Workshop on New Frontiers in Summarization*. https://doi.org/10.18653/v1/W17-4508
- Williams, R. J. (1992). Simple statistical gradient-following algorithms for connectionist reinforcement learning. *Machine Learning*, *8*, 229–256.