# Ejercicio 1

Considere un proceso de decisión de Markov (MDP) con dos estados: uno terminal y otro no-terminal. Existe sólo una acción que lleva del estado no-terminal al estado terminal con probabilidad  $1 - \rho$  y del estado no-terminal a si mismo con probabilidad  $\rho$ . La recompensa es +1 en todas las transiciones y el factor de descuento es  $\gamma = 1$ . Suponga que observa un episodio con 10 iteraciones y un retorno de 10.

- ¿Cuáles son las estimaciones Monte Carlo de primer-visita y de cada-visita del valor del estado no-terminal basadas en ese episodio?
- Compare los valores de estado obtenidos con el teórico si  $\rho = 0.9$ .

Saque conclusiones.

### Solución

**Primer-Visita** Para la estimación Monte Carlo de primer-visita, es el retorno recolectado al final del episodio después de haber visitado el primer paso.

Suponiendo una inicialización de G=0: G=10

Cada-Visita El estimador Monte Carlo de cada-visita es el promedio de los retornos recibidos en cada estado.

Suponiendo una inicialización de G=0 : G=10

$$G = \frac{1+2+3+4+5+6+7+8+9+10}{10}$$
$$= \frac{55}{10}$$
$$= 5.5$$

Por otro lado, el valor teórico del estado no-terminal es  $V(S_1) = \sum_{s'} P(s'|S_1) \cdot [R(S_1, s') + \gamma V(s')].$ 

$$V(S_1) = \rho \cdot [1 + V(S_1)] + (1 - \rho) \cdot 1 [1 + V(S_2)]$$
  
= \rho \cdot [1 + V(S\_1)] + (1 - \rho) \cdot 1  
= \rho + \rho V(S\_1) + (1 - \rho)

Despejando  $V(S_1)$ ,

$$V(S_1) - \rho V(S_1) = \rho + (1 - \rho)$$

$$V(S_1) (1 - \rho) = 1$$

$$V(S_1) = \frac{1}{1 - \rho}$$

Considerando  $\rho = 0.9$ ,

$$V(S_1) = \frac{1}{1 - 0.9}$$
$$= \frac{1}{0.1}$$
$$= 10$$

### Conclusión

Se observa que el valor teórico del estado no-terminal es 10, mientras que el valor estimado por Monte Carlo de primer-visita es 10 y el valor estimado por Monte Carlo de cada-visita es 5.5.

Por lo tanto, se concluye que el valor estimado por Monte Carlo de primer-visita es igual al valor teórico, mientras que el valor estimado por Monte Carlo de cada-visita es menor al valor teórico.

Por otro lado, la estimación Monte Carlo de cada-visita subestima el valor teórico del estado no-terminal, debido a la naturaleza decreciente de los retornos en cada iteración.

# Ejercicio 2

Demostrar que la política  $\varepsilon$  - Greedy, definida de la siguiente manera

$$\pi(a|s) = \begin{cases} 1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|} & si \quad a = a^* \\ \frac{\varepsilon}{|A(s)|} & si \quad a \neq a^* \end{cases}$$
 (1)

es una distribución de probabilidad válida, donde |A(s)| es el número de acciones para el estado  $s,\ \varepsilon<1$  es un número positivo pequeño, y  $a^*$  es la acción óptima (decisión greedy) para el estado s. ¿Hay que pedir alguna condición sobre  $\varepsilon$ ?

### Solución

Para la demostración en cuestión, la política  $\pi(a|s)$  es:

$$\pi(a|s) = \begin{cases} 1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|} & si \quad a = a^* \\ \frac{\varepsilon}{|A(s)|} & si \quad a \neq a^* \end{cases}$$
 (2)

 $a = a^*$  La probabilidad corresponde a:

$$\pi\left(a^{*}\mid s\right) = 1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$$

Considerando que  $0 \le \varepsilon < 1$  y  $\frac{\varepsilon}{|A(s)|} \ge 0$ , se tiene que:

$$\pi\left(a^* \mid s\right) \ge 1 - \varepsilon > 0$$

 $a \neq a^*$  La probabilidad corresponde a:

$$\pi\left(a\mid s\right) = \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$$

Considerando que  $\varepsilon \ge 0$  y |A(s)| > 0, se tiene que:

$$\pi\left(a\mid s\right)\geq0$$

Por lo tanto, la política  $\pi(a|s) \ge 0$  para toda acción.

Suma de probabilidades La suma de las probabilidades para todas las acciones es:

$$\sum_{a \in A(s)} \pi \left( a \mid s \right) = \pi \left( a^* \mid s \right) + \sum_{a \neq a^*} \pi \left( a \mid s \right)$$

Si  $a = a^*$ , entonces:

$$\pi\left(a^{*}\mid s\right) = 1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$$

Para  $a \neq a^*$ , existen |A(s)| - 1 acciones no óptimas, por lo que:

$$\sum_{a \neq a^*} \pi \left( a \mid s \right) = \left( |A(s)| - 1 \right) \cdot \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$$

Por lo tanto, la suma de las probabilidades es:

$$\sum_{a \neq a^*} \pi\left(a \mid s\right) = 1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|} + (|A(s)| - 1) \cdot \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$$

Al separar el término  $\frac{\varepsilon}{|A(s)|}$ , se tiene:

$$\sum_{a \in A(s)} \pi (a \mid s) = 1 - \varepsilon + \varepsilon$$
$$\sum_{a \in A(s)} \pi (a \mid s) = 1$$

Por lo tanto, la política  $\pi(a|s)$  es una distribución de probabilidad válida ya que suman 1.

Condición sobre  $\varepsilon$  La condición sobre  $\varepsilon$  es que  $\varepsilon \ge 0$  y  $\varepsilon < 1$ . De tal manera se garantiza:

- $\blacksquare$  Que la probabilidad de la acción óptima  $a^*$ ,  $1-\varepsilon+\frac{\varepsilon}{|A(s)|}$  sea mayor a 0.
- $\blacksquare$  Las probabilidades de las acciones no óptimas,  $\frac{\varepsilon}{|A(s)|}$ , sean mayores a 0.

### Ejercicio 3

Se dice que una política  $\pi$  es  $\varepsilon$  - soft si  $\pi(a \mid s) \geq \frac{\varepsilon}{|A(s)|} \, \forall a \neq a^*$  y  $\forall s$ . Demostrar que la política  $\varepsilon$  -  $Greedy \, \pi'(a \mid s) \geq \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$  (definida en el Ejercicio 1) es igual o mejor que cualquier política  $\varepsilon$  - soft, es decir  $v_{\pi'}(s) \geq v_{\pi}(s) \, \forall s$ .

### Solución

El valor de un estado s bajo una política  $\pi$  es:

$$v_{\pi}(s) = \mathbb{E}_{\pi} \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^{t} R(s_{t}, a_{t}) \mid s_{0} = s \right]$$

donde,

 $\gamma$ : factor de descuento,

 $a_t$ : acciones elegidas según la política  $\pi(a_t \mid s_t)$ ,

**Política**  $\varepsilon - soft$  Una política  $\pi$  es  $\varepsilon - soft$  si [1]:

$$\pi(a \mid s) \ge \frac{\varepsilon}{|A(s)|} \ \forall a \ne a^* \ y \ \forall s$$

**Política**  $\varepsilon$  – *Greedy* La política  $\varepsilon$  – *Greedy* es:

$$\pi'(a \mid s) = \begin{cases} 1 - \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|} & si \quad a = a^* \\ \frac{\varepsilon}{|A(s)|} & si \quad a \neq a^* \end{cases}$$
 (3)

La política  $\pi'(a\mid s)$  favorece la acción Greedy, y las demás acciones tienen una probabilidad uniforme  $\frac{\varepsilon}{|A(s)|}$ .

Comparación de políticas Para comparar las políticas  $\pi$  y  $\pi'$ , se considera el valor de un estado s bajo la política  $\pi$  y  $\pi'$ .

$$v_{\pi}(s) = \sum_{a \in A(s)} \pi(a \mid s) \left[ R(s, a) + \gamma \sum_{s'} P(s' \mid s, a) v_{\pi}(s') \right]$$

Se analizarán los valores de  $v_{\pi'}(s)$  y  $v_{\pi}(s)$  a fin de comparar si  $\pi'$  o  $\pi$  maximizan el valor, respectivamente.

Valor de  $v_{\pi'}(s)$  La política  $\pi'$  favorece la acción *Greedy*, que maximiza la recompensa inmediata y el valor futuro,

- Para  $a = a^*$ ,  $\pi'(a \mid s) = 1 \varepsilon + \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$ , es mayor que la probabilidad mínima de una política  $\varepsilon soft$ .
- Para  $a \neq a^*$ ,  $\pi'(a \mid s) = \frac{\varepsilon}{|A(s)|}$ , es igual a la probabilidad mínima de una política  $\varepsilon soft$ .

Para cualquier estado s, el valor de  $v_{\pi'}(s)$  es mayor o igual al valor de  $v_{\pi}(s)$  ya que:

- La recompensa inmediata asociada con a\* es mínimamente el valor el valor de cualquier otra acción.
- El valor futuro descontado con  $a^*$  es mayor que el de cualquier otra acción, ya que  $a^*$  es Greedy.

Si se comparan las ecuaciones de Bellman para  $v_{\pi'}(s)$  y  $v_{\pi}(s)$ :

$$v_{\pi'}(s) = \sum_{a \in A(s)} \pi'(a \mid s) \left[ R(s, a) + \gamma \sum_{s'} P(s' \mid s, a) v_{\pi'}(s') \right]$$
$$v_{\pi}(s) = \sum_{a \in A(s)} \pi(a \mid s) \left[ R(s, a) + \gamma \sum_{s'} P(s' \mid s, a) v_{\pi}(s') \right]$$

Teniendo en cuenta que  $\pi'(a^* \mid s) > \pi(a^* \mid s) \ge \pi(a \mid s)$  para  $a \ne a^*$  y que  $a^*$  maximiza la recompensa y el valor futuro, se concluye que:

$$v_{\pi'}(s) \ge v_{\pi}(s) \ \forall s$$

Se requieren las siguientes condiciones para  $\varepsilon$ :

- $\blacksquare \ \pi$  debe ser  $\varepsilon \mathit{soft},$  es decir,  $\pi(a \mid s) \geq \frac{\varepsilon}{|A(s)|} \forall a$
- $\bullet$   $\varepsilon \geq 0$ y corresponde a un valor pequeño:  $0 \leq \varepsilon < 1.$

# Ejercicio 4

Dada una trayectoria de acciones y estados  $A_t$ ,  $S_t$ ,  $A_{t+1}$ ,  $S_{t+1}$ , ...,  $A_T$ ,  $S_T$ , en un proceso de decisión Markoviano (MDP) bajo la política  $\pi(a \mid s)$ , demostrar que la probabilidad conjunta de esa trayectoria se puede escribir como:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = P[S_t] \prod_{k=t}^{T-1} \pi(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$$

Nota: considere  $P[S_t] = 1$ .

### Solución

Sea,

 $\pi(a \mid s)$ : política que determina la probabilidad de tomar una acción  $A_k = a$  en el estado  $S_k = s$ ,  $p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$ : Modelo de transición que determina la probabilidad de pasar al estado  $S_{k+1}$  desde el estado  $S_k$  al tomar la acción  $A_k$ ,

 $P[S_t]$ : Probabilidad de estar en el estado  $S_t$  al inicio de la trayectoria. En este caso, se considera  $P[S_t] = 1$ . Sea una trayectoria de acciones y estados  $A_t$ ,  $S_t$ ,  $A_{t+1}$ ,  $S_{t+1}$ , ...,  $A_T$ ,  $S_T$  en un proceso de decisión Markoviano (MDP) bajo la política  $\pi(a \mid s)$ . Se expande la probabilidad conjunta de la trayectoria como:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = P[S_t] \cdot P[A_t \mid S_t] \cdot P[S_{t+1} \mid S_t, A_t] \cdot P[A_{t+1} \mid S_{t+1}] \dots P[S_T \mid S_{T-1}, A_{T-1}] P[S_T]$$

En el proceso de decisión Markoviano (MDP), se tiene que la pólitica y el modelo de transición corresponden a, respectivamente:

$$P[A_K \mid S_K] = \pi(A_K \mid S_K)$$
  
 
$$P[S_{t+1} \mid S_k, A_k] = p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$$

Al sustituir la política y el modelo de transición en la probabilidad conjunta de la trayectoria, se obtiene:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = P[S_t] \cdot \pi(A_t \mid S_t) \cdot p(S_{t+1} \mid S_t, A_t) \cdot \pi(A_{t+1} \mid S_{t+1}) \dots$$

Se expresa como un producto:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = P[S_t] \prod_{k=t}^{T-1} \pi(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$$

Teniendo en cuenta que  $P[S_t] = 1$ , la probabilidad conjunta se simplifica a:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = \prod_{k=t}^{T-1} \pi(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$$

#### Ejercicio 5

Usando el resultado del *Ejercicio 4*, demostrar que el *importance-sampling ratio* correspondiente a la aplicación del método *off-policy* es:

$$\rho_{t:T-1} = \prod_{k=t}^{T-1} \frac{\pi(A_k \mid S_k)}{b(A_k \mid S_k)}$$

### Solución

Sea,

 $\pi(a \mid s)$ : Política objetivo a evaluar,

 $p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$ : Modelo de transición del entorno,

 $b(A_k \mid S_k)$ : Política de comportamiento utilizada para generar la trayectoria,

Del Ejercicio 4 se tiene que la probabilidad conjunta de una trayectoria bajo la política  $\pi(a \mid s)$  es:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = P[S_t] \prod_{k=t}^{T-1} \pi(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$$

Por otro lado, la probabilidad conjunta de la trayectoria bajo la política  $b(a \mid s)$  es:

$$P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T] = P[S_t] \prod_{k=t}^{T-1} b(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)$$

El *importance-sampling ratio* mide la relación entre la probabilidad de una trayectoria bajo la política objetivo  $\pi$  y la políticia de comportamiento b.

$$\rho_{t:T-1} = \frac{P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T]}{P[S_t, A_t, S_{t+1}, A_{t+1}, \dots, S_T, A_T]}$$

Tras sustituir las expresiones de las probabilidades conjuntas se obtuvo:

$$\rho_{t:T-1} = \frac{P[S_t] \prod_{k=t}^{T-1} \pi(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)}{P[S_t] \prod_{k=t}^{T-1} b(A_k \mid S_k) p(S_{k+1} \mid S_k, A_k)}$$

Tras simplificar el término  $P[S_t]$  se obtuvo:

$$\rho_{t:T-1} = \prod_{k=t}^{T-1} \frac{\pi(A_k \mid S_k)}{b(A_k \mid S_k)}$$

## Ejercicio 6

Demostrar la fórmula de la implementación incremental de un promedio ponderado. Es decir, el promedio ponderado

$$V_n = \frac{\sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k}{\sum_{k=1}^{n-1} W_k}$$

puede calcularse incrementalmente con la fórmula:

$$V_{n+1} = V_n + \frac{W_n}{C_n} [G_n - V_n],$$

$$\operatorname{con} C_{n+1} = C_n + W_{n+1}$$

### Solución

Considerando  $C_n = \sum_{k=1}^{n-1} W_k$  se escribe  $V_n$  como:

$$V_n = \frac{\sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k}{C_n}$$

Para  $V_{n+1}$ , se tiene:

$$V_{n+1} = \frac{\sum_{k=1}^{n} W_k G_k}{\sum_{k=1}^{n} W_k}$$

De la expresión anterior, el numerador y el demoninador corresponden a, respectivamente:

$$\sum_{k=1}^{n} W_k G_k = \sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k + W_n G_n$$

$$\sum_{k=1}^{n} W_k = \sum_{k=1}^{n-1} W_k + W_n$$

Sustituyendo en  $V_{n+1}$ , se obtiene:

$$V_{n+1} = \frac{\sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k + W_n G_n}{\sum_{k=1}^{n-1} W_k + W_n}$$

El denominador se puede escribir como  $C_n + W_n$ , por lo que:

$$V_{n+1} = \frac{\sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k + W_n G_n}{C_n + W_n}$$

Se remplaza en el numerador por  $\sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k = V_n C_n$ :

$$V_{n+1} = \frac{V_n C_n + W_n G_n}{C_n + W_n}$$

Tras dividir el numerador entre  $C_n + W_n$ , se obtuvo:

$$V_{n+1} = \frac{C_n V_n}{C_n + W_n} + \frac{W_n G_n}{C_n + W_n}$$

Se simplifica la expresión:

$$V_{n+1} = V_n \frac{C_n}{C_n + W_n} + G_n \frac{W_n}{C_n + W_n}$$

En el primer término  $\frac{C_n}{C_n+W_n}$  corresponde a:

$$\frac{C_n}{C_n + W_n} = 1 - \frac{W_n}{C_n + W_n}$$

Tras sustituir en  $V_{n+1}$ , se obtiene:

$$V_{n+1} = V_n \left( 1 - \frac{W_n}{C_n + W_n} \right) + G_n \frac{W_n}{C_n + W_n}$$

Se simplifica la expresión:

$$V_{n+1} = V_n - V_n \frac{W_n}{C_n + W_n} + G_n \frac{W_n}{C_n + W_n}$$

Se agrupa los términos que contienen  $\frac{W_n}{C_n+W_n}$ :

$$V_{n+1} = V_n + \frac{W_n}{C_n + W_n} (G_n - V_n)$$

Del enunciado del ejercicio, se tiene que  $C_{n+1}=C_n+W_{n+1}$ , por lo que:

$$C_{n+1} = C_n + W_{n+1}$$

Por lo tanto, la fórmula de la implementación incremental de un promedio ponderado es:

$$V_{n+1} = V_n + \frac{W_n}{C_n} \left[ G_n - V_n \right]$$

Conclusión El promedio ponderado:

$$V_n = \frac{\sum_{k=1}^{n-1} W_k G_k}{\sum_{k=1}^{n-1} W_k}$$

Puede calcularse incrementalmente con la fórmula:

$$V_{n+1} = V_n + \frac{W_n}{C_n} [G_n - V_n],$$

 $\operatorname{con} C_{n+1} = C_n + W_{n+1}.$ 

# Referencias

[1] R. S. Sutton and A. G. Barto, *Reinforcement Learning: An Introduction*. The MIT Press, second ed., 2018.