A2DI: Apprentissage de politiques par épisodes

John Klein

Université de Lille - CRIStAL UMR CNRS 9189



John Klein (UdL)



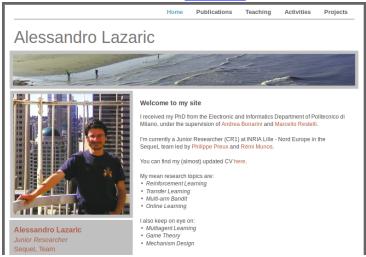
FACULTÉ
DES SCIENCES ET
TECHNOLOGIES
Département Informatique

1 / 37

- d'après un document d'Alessandro Lazaric -

A2DI

Visitez sa homepage



- MDP est un modèle puissant pour représenter un mécanisme d'apprentissage par renforcement.
- Une politique peut être évaluée à l'aide de sa fonction de valeur.
- Les fonctions de valeur obéissent aux équations de Bellman.
- La programmation dynamique permet de calculer une politique optimale.

- MDP est un modèle puissant pour représenter un mécanisme d'apprentissage par renforcement.
- Une politique peut être évaluée à l'aide de sa fonction de valeur.
- Les fonctions de valeur obéissent aux équations de Bellman.
- La programmation dynamique permet de calculer une politique optimale.

John Klein (UdL) A2DI 3 / 37

- MDP est un modèle puissant pour représenter un mécanisme d'apprentissage par renforcement.
- Une politique peut être évaluée à l'aide de sa fonction de valeur.
- Les fonctions de valeur obéissent aux équations de Bellman.
- La programmation dynamique permet de calculer une politique optimale.

John Klein (UdL) A2DI 3 / 37

- MDP est un modèle puissant pour représenter un mécanisme d'apprentissage par renforcement.
- Une politique peut être évaluée à l'aide de sa fonction de valeur.
- Les fonctions de valeur obéissent aux équations de Bellman.
- La programmation dynamique permet de calculer une politique optimale.

Problème : la prog. dynamique requiert une expression explicite des probabilités de transition et de la fonction de récompense.

- MDP est un modèle puissant pour représenter un mécanisme d'apprentissage par renforcement.
- Une politique peut être évaluée à l'aide de sa fonction de valeur.
- Les fonctions de valeur obéissent aux équations de Bellman.
- La programmation dynamique permet de calculer une politique optimale.

Problème : la prog. dynamique requiert une expression explicite des probabilités de transition et de la fonction de récompense.

 \rightarrow Dans ce chapitre, nous allons étudier des solutions pour effectuer un apprentissage par renforcement sans avoir recours à ces éléments!

Plan du chapitre

- Apprentissage par épisodes
- 2 Différences temporelles
- Q-learning
- 4 Conclusions

Idée de base :

 Apprendre à l'aide d'un modèle ré-utilisable à souhait : soit le simulateur f (boîte noire) de l'environnement. Pour tout (x, a), il fournit

$$f(x, a) = \{y, r\}$$
 with $y \sim p(\cdot | x, a), r = r(x, a)$.

 Apprentissage par épisodes : grâce à f, on génére plusieurs trajectoires débutant en l'état x et s'achevant quand une condtion d'arrêt est atteinte :

$$(x_0^{(i)} = x, x_1^{(i)}, \dots, x_{T_i}^{(i)})_{i=1}^n$$

• Apprentissage incrémental : à chaque temps t, l'agent est à l'état x_t , effectue l'action a_t , observe une transition vers l'état x_{t+1} , et reçoit une récompense r_t . On suppose que $x_{t+1} \sim p(\cdot|x_t, a_t)$ et $r_t = r(x_t, a_t)$ (hyp. MDP).

Idée de base :

 Apprendre à l'aide d'un modèle ré-utilisable à souhait : soit le simulateur f (boîte noire) de l'environnement. Pour tout (x, a), il fournit

$$f(x, a) = \{y, r\}$$
 with $y \sim p(\cdot | x, a), r = r(x, a)$.

 Apprentissage par épisodes : grâce à f, on génére plusieurs trajectoires débutant en l'état x et s'achevant quand une condtion d'arrêt est atteinte :

$$(x_0^{(i)} = x, x_1^{(i)}, \dots, x_{T_i}^{(i)})_{i=1}^n.$$

• Apprentissage incrémental : à chaque temps t, l'agent est à l'état x_t , effectue l'action a_t , observe une transition vers l'état x_{t+1} , et reçoit une récompense r_t . On suppose que $x_{t+1} \sim p(\cdot|x_t, a_t)$ et $r_t = r(x_t, a_t)$ (hyp. MDP).

Idée de base :

 Apprendre à l'aide d'un modèle ré-utilisable à souhait : soit le simulateur f (boîte noire) de l'environnement. Pour tout (x, a), il fournit

$$f(x, a) = \{y, r\}$$
 with $y \sim p(\cdot|x, a), r = r(x, a)$.

 Apprentissage par épisodes : grâce à f, on génére plusieurs trajectoires débutant en l'état x et s'achevant quand une condtion d'arrêt est atteinte :

$$(x_0^{(i)} = x, x_1^{(i)}, \dots, x_{T_i}^{(i)})_{i=1}^n.$$

• Apprentissage incrémental : à chaque temps t, l'agent est à l'état x_t , effectue l'action a_t , observe une transition vers l'état x_{t+1} , et reçoit une récompense r_t . On suppose que $x_{t+1} \sim p(\cdot|x_t, a_t)$ et $r_t = r(x_t, a_t)$ (hyp. MDP).

Rq: on se concentre sur

un problème à horizon infinie (sans affaiblissement) et avec états terminaux. Pour une politique donnée π , on cherche d'abord à déterminer sa fonction de valeur

$$V^{\pi}\left(x\right) = \mathbb{E}\left[\sum_{t=0}^{T-1} r^{\pi}\left(x_{t}\right) | x_{0} = x; \pi\right],$$

avec $r^{\pi}(x_t) = r(x_t, \pi(x_t))$ et T la date aléatoire où un état terminal est atteint.

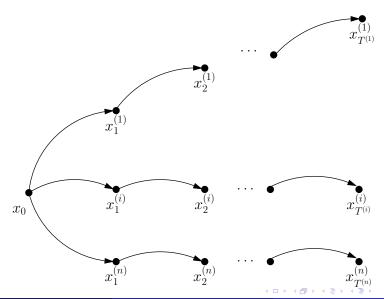
Générateur de trajectoires :

L'agent interagit avec f (protocole RL) selon l'algorithme suivant :

Générer *n* trajectoires

```
Initialiser t \leftarrow 0 et x_0 \leftarrow x [éventuellement aléatoirement]. for i de 1 à n do while x_t pas terminal [générer 1 traj.] do Effectuer l'action a_t. Appeler f et observer x_{t+1} et r_t. t \leftarrow t+1 end while end for
```

Générateur de trajectoires : résultats



Générateur de trajectoires *pour évaluer* π :

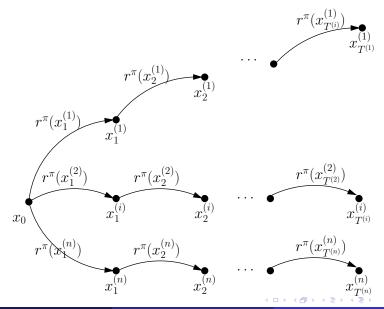
L'agent interagit avec f (protocole RL) selon l'algorithme suivant :

Générer *n* trajectoires

```
Initialiser t \leftarrow 0 et x_0 \leftarrow x [éventuellement aléatoirement]. for i de 1 à n do while x_t pas terminal [générer 1 traj.] do Effectuer l'action a_t = \pi(x_t). Appeler f et observer x_{t+1} et r_t = r^{\pi}(x_t). t \leftarrow t+1 end while end for
```

9 / 37

Générateur de trajectoires *pour évaluer* π : résultats





Pause stats!

Monte Carlo en 2 mots :

- Il s'agit d'un outil permettant de calculer une quantité I(X) où X est une variable aléatoire.
- Souvent I(X) ne peut être calculée (loi de X mal connue, compléxité déraisonnable, etc.).
- Si on peut tirer n échantillons indépendants $x^{(i)} \sim p_X$ alors

$$I(X) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(x^{(i)}).$$



Pause stats!

Monte Carlo en 2 mots :

- Il s'agit d'un outil permettant de calculer une quantité I(X) où X est une variable aléatoire.
- Souvent I(X) ne peut être calculée (loi de X mal connue, compléxité déraisonnable, etc.).
- Si on peut tirer n échantillons indépendants $x^{(i)} \sim p_X$ alors

$$I(X) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(x^{(i)}).$$



Pause stats!

Monte Carlo en 2 mots :

- Il s'agit d'un outil permettant de calculer une quantité I(X) où X est une variable aléatoire.
- Souvent I(X) ne peut être calculée (loi de X mal connue, compléxité déraisonnable, etc.).
- Si on peut tirer *n* échantillons indépendants $x^{(i)} \sim p_X$ alors

$$I(X) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(x^{(i)}).$$



Pause stats!

Monte Carlo en 2 mots :

- Il s'agit d'un outil permettant de calculer une quantité I(X) où X est une variable aléatoire.
- Souvent I(X) ne peut être calculée (loi de X mal connue, compléxité déraisonnable, etc.).
- Si on peut tirer *n* échantillons indépendants $x^{(i)} \sim p_X$ alors

$$I(X) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(x^{(i)}).$$

Monte Carlo dans notre cas:

- La quantité à estimer est $V^{\pi}(x_0)$.
- Récompense cumulée sur la trajectoire n°i :

$$\widehat{R}_{i}(x_{0}) = \sum_{t=0}^{T^{(i)}} \gamma^{t} r^{\pi}(x_{t}^{(i)})$$

• Fonction de valeur estimée :

$$V^{\pi}(x_0) \approx \widehat{V}_n^{\pi}(x_0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \widehat{R}_i(x_0)$$

Monte Carlo dans notre cas:

- La quantité à estimer est $V^{\pi}(x_0)$.
- Récompense cumulée sur la trajectoire n°i :

$$\widehat{R}_i(x_0) = \sum_{t=0}^{T^{(i)}} \gamma^t r^{\pi}(x_t^{(i)})$$

• Fonction de valeur estimée :

$$V^{\pi}(x_0) \approx \widehat{V}_n^{\pi}(x_0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \widehat{R}_i(x_0)$$

Monte Carlo dans notre cas:

- La quantité à estimer est $V^{\pi}(x_0)$.
- Récompense cumulée sur la trajectoire n°i :

$$\widehat{R}_i(x_0) = \sum_{t=0}^{T^{(i)}} \gamma^t r^{\pi}(x_t^{(i)})$$

Fonction de valeur estimée :

$$V^{\pi}(x_0) \approx \widehat{V}_n^{\pi}(x_0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \widehat{R}_i(x_0)$$

12 / 37

Monte-Carlo: propriétés

• Chaque récompense cumulée sur une trajectoire est un estimateur non-biaisé de $V^{\pi}(x)$

$$\mathbb{E}[\widehat{R}^{(i)}(x_0)] = \mathbb{E}[r^{\pi}(x_0^{(i)}) + \gamma r^{\pi}(x_1^{(i)}) + \dots + \gamma^{T^{(i)}}r^{\pi}(x_{T^{(i)}}^{(i)})] = V^{\pi}(x)$$

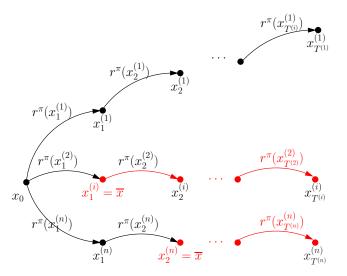
• d'où

$$\widehat{V}_n^{\pi}(x_0) \stackrel{\textit{p.s.}}{\longrightarrow} V^{\pi}(x_0) \text{ quand } n \longrightarrow \infty.$$

• Des garanties quand $n < \infty$ existent aussi.

John Klein (UdL) A2DI 13 / 37

Monte-Carlo: Sous-trajectoires



Sous-trajectoires débutant en $\overline{x} \to \text{utilisable pour estimer } V^{\pi}(\overline{x})!$

Toute trajectoire $(x_0, x_1, x_2, \ldots, x_T)$ contient aussi la sous-trajectoire $(x_t, x_{t+1}, \ldots, x_T)$ dont la récompense cumulée $\widehat{R}(x_t) = r^{\pi}(x_t) + \cdots + r^{\pi}(x_{T-1})$ pourrait être utilisée pour construire un estimateur de $V^{\pi}(x_t)$.

- First-visit MC: Pour chaque état x, on prend en compte seulement la sous-trajectoire quand x est atteint en 1^{er}. Estimateur non-biaisé, Seulement un échantillon par trajectoire.
- Every-visit MC: Etant donné une trajectoire $(x_0 = x, x_1, x_2, ..., x_T)$, on identifie les m sous-trajectoires débutant en x et se terminant en x_T , puis on les moyenne pour obtenir un estimé. Plusieurs échantillons par trajectoire, Estimateur biaisé.

John Klein (UdL) A2DI 15 / 37

Toute trajectoire $(x_0, x_1, x_2, \ldots, x_T)$ contient aussi la sous-trajectoire $(x_t, x_{t+1}, \ldots, x_T)$ dont la récompense cumulée $\widehat{R}(x_t) = r^{\pi}(x_t) + \cdots + r^{\pi}(x_{T-1})$ pourrait être utilisée pour construire un estimateur de $V^{\pi}(x_t)$.

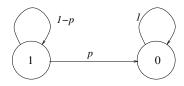
- First-visit MC: Pour chaque état x, on prend en compte seulement la sous-trajectoire quand x est atteint en 1^{er}. Estimateur non-biaisé, Seulement un échantillon par trajectoire.
- Every-visit MC: Etant donné une trajectoire $(x_0 = x, x_1, x_2, ..., x_T)$, on identifie les m sous-trajectoires débutant en x et se terminant en x_T , puis on les moyenne pour obtenir un estimé. Plusieurs échantillons par trajectoire, Estimateur biaisé.

Toute trajectoire $(x_0, x_1, x_2, \ldots, x_T)$ contient aussi la sous-trajectoire $(x_t, x_{t+1}, \ldots, x_T)$ dont la récompense cumulée $\widehat{R}(x_t) = r^{\pi}(x_t) + \cdots + r^{\pi}(x_{T-1})$ pourrait être utilisée pour construire un estimateur de $V^{\pi}(x_t)$.

- First-visit MC: Pour chaque état x, on prend en compte seulement la sous-trajectoire quand x est atteint en 1^{er}. Estimateur non-biaisé, Seulement un échantillon par trajectoire.
- Every-visit MC: Etant donné une trajectoire $(x_0 = x, x_1, x_2, ..., x_T)$, on identifie les m sous-trajectoires débutant en x et se terminant en x_T , puis on les moyenne pour obtenir un estimé. Plusieurs échantillons par trajectoire, Estimateur biaisé.

Qui préférer? rappel : \rightarrow un estimateur biaisé peut être plus efficace (à condition qu'il soit consistant)!

Exemple : chaîne de Markov à 2 états



La récompense est 1 tant qu'on est dans l'état 1 (elle vaut 0 dans l'état 0 terminal). Toutes les trajectoires sont $(x_0 = 1, x_1 = 1, \dots, x_T = 0)$. D'après les équations de Bellman, on a

$$V(1) = 1 + (1-p)V(1) + 0 \cdot p = \frac{1}{p}$$

puisque V(0) = 0.

On mesure la qualité de l'estimation de V au sens de la perte quadratique moyenne ou *mean square error* (MSE).

On obtient alors un résultat bien connu en ML, appelé décomposition Biais-Variance :

$$\mathbb{E}[(\widehat{V} - V)^{2}] = \underbrace{(\mathbb{E}[\widehat{V}] - V)^{2}}_{Biais^{2}} + \underbrace{\mathbb{E}[(\widehat{V} - \mathbb{E}[\widehat{V}])^{2}]}_{Variance}$$

John Klein (UdL) A2DI 18 / 37

Exemple : chaîne de Markov à 2 états

First-visit Monte-Carlo. Toutes les trajectoires débutent par l'état 1, donc la récompense cumulée sur une unique trajectoire est exactement T, i.e., $\hat{V} = T$.

On suppose que le temps final T suit une loi *géometrique* d'espérance

$$\mathbb{E}[\widehat{V}] = \mathbb{E}[T] = \frac{1}{p} = V^{\pi}(1) \Rightarrow \text{estimateur non-biais\'e}.$$

Ainsi, la MSE de \widehat{V} coincide avec la variance de T, qui vaut

$$\mathbb{E}\Big[\big(T-\frac{1}{p}\big)^2\Big]=\frac{1}{p^2}-\frac{1}{p}.$$

John Klein (UdL) A2DI 19 / 37

Exemple : chaîne de Markov à 2 états

Every-visit Monte-Carlo. Etant donné une trajectoire, nous pouvons construire T-1 sous-trajectoires (nombre de visites de l'état 1), où la $t^{\rm ème}$ trajectoire produit la récompense cumulée T-t.

$$\hat{V} = \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} (T-t) = \frac{1}{T} \sum_{t'=1}^{T} t' = \frac{T+1}{2}.$$

L'espérance est

$$\mathbb{E}\Big[\frac{T+1}{2}\Big] = \frac{1+p}{2p} \neq V^{\pi}(1) \Rightarrow \text{ estimateur biaisé}.$$

20 / 37

Soit *n trajectoires indépendantes*, chacune de longueur T_i . Le nombre total d'échantillons vaut $\sum_{i=1}^n T_i$ et l'estimateur \widehat{V}_n est

$$\begin{split} \widehat{V}_n &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=0}^{I_i-1} (T_i - t)}{\sum_{i=1}^n T_i} = \frac{\sum_{i=1}^n T_i (T_i + 1)}{2 \sum_{i=1}^n T_i} \\ &= \frac{1/n \sum_{i=1}^n T_i (T_i + 1)}{2/n \sum_{i=1}^n T_i} \\ &\xrightarrow{\textit{p.s.}} \frac{\mathbb{E}[T^2] + \mathbb{E}[T]}{2\mathbb{E}[T]} = \frac{1}{p} = V^{\pi}(1) \Rightarrow \text{estimateur consistant.} \end{split}$$

La MSE de l'estimateur est

$$\mathbb{E}\Big[\big(\frac{T+1}{2}-\frac{1}{p}\big)^2\Big] = \frac{1}{2p^2} - \frac{3}{4p} + \frac{1}{4} \leq \frac{1}{p^2} - \frac{1}{p}.$$

John Klein (UdL) A2DI 21 / 37

En général

- Every-visit MC : estimateur biaisé mais consistant.
- First-visit MC: estimateur non-biaisé avec potentiellement une plus grosse MSE.

Rq : quand l'espace d'état est grand, la probabilité de visiter plusieurs fois le même état est faible, alors les performances des 2 méthodes sont semblables.

En général

- Every-visit MC : estimateur biaisé mais consistant.
- First-visit MC: estimateur non-biaisé avec potentiellement une plus grosse MSE.

Rq : quand l'espace d'état est grand, la probabilité de visiter plusieurs fois le même état est faible, alors les performances des 2 méthodes sont semblables.

Plan du chapitre

- Apprentissage par épisodes
- 2 Différences temporelles
- Q-learning
- 4 Conclusions

Monte-Carlo: Limites

- Le problème majeur de l'approche MC est qu'il faut toutes les trajectoires pour calculer \hat{V} .
- Ne pourrait-on pas estimer V au fur et à mesure qu'on reçoit des trajectoires?
- Les algorithmes de type différences temporelles (TD) répondent à ce besoin.

John Klein (UdL) A2DI 24 / 37

Monte-Carlo: Limites

- Le problème majeur de l'approche MC est qu'il faut toutes les trajectoires pour calculer \hat{V} .
- Ne pourrait-on pas estimer V au fur et à mesure qu'on reçoit des trajectoires?
- Les algorithmes de type différences temporelles (TD) répondent à ce besoin.

Monte-Carlo: Limites

- Le problème majeur de l'approche MC est qu'il faut toutes les trajectoires pour calculer \hat{V} .
- Ne pourrait-on pas estimer V au fur et à mesure qu'on reçoit des trajectoires?
- Les algorithmes de type différences temporelles (TD) répondent à ce besoin.

Différences Temporelles : TD(1)

TD(1)

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et $\hat{R}^{(i)}$ la fonction de récompense cumulée correspondante. Pour tout état $x_t^{(i)}$ ($t < T^{(i)}$) appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la fonction de valeur estimée selon

$$\hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right)\right) \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \hat{R}^{(i)}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right).$$

John Klein (UdL) 25 / 37

Différences Temporelles: TD(1)

TD(1)

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et $\hat{R}^{(i)}$ la fonction de récompense cumulée correspondante. Pour tout état $x_t^{(i)}$ ($t < T^{(i)}$) appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la fonction de valeur estimée selon

$$\hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right)\right) \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \hat{R}^{(i)}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right).$$

→ même idée que SGD!! (même si ici pas de gradient)

John Klein (UdL) 25 / 37

Différences Temporelles: TD(1)

ullet Chaque récompense cumulée est un estimateur non-biaisé de $V^\pi(x_t)$

$$\mathbb{E}[\widehat{R}^{(i)}(x_t)] = \mathbb{E}\Big[r^{\pi}(x_t^{(i)}) + r^{\pi}(x_{t+1}^{(i)}) + \cdots + r^{\pi}(x_{T^{(i)}}^{(i)})\Big] = V^{\pi}(x_t)$$

• Si en plus, les coefficients η vérifient les conditions de Robbins-Monroe pour tout état x

$$\sum_{i=1}^{\infty} \frac{\eta}{\eta}(x) = \infty \text{ et } \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\eta}{\eta}(x)^2 < \infty,$$

alors

$$\hat{V}(x_t) \stackrel{\textit{p.s.}}{\longrightarrow} V^{\pi}(x_t) \text{ quand } n \longrightarrow \infty.$$

John Klein (UdL) A2DI 26 / 37

Différences Temporelles: TD(0)

ullet Soit l'opérateur de Bellman bruité $\hat{\mathcal{T}}^{\pi}$:

$$\hat{\mathcal{T}}^{\pi}V(x_t)=r^{\pi}(x_t)+V(x_{t+1}).$$

• $\hat{\mathcal{T}}^{\pi}V(x_t)$ est un estimateur non-biaisé de $\mathcal{T}^{\pi}V(x_t)$:

$$\mathbb{E}\left[\hat{\mathcal{T}}^{\pi}V(x_t)|x_t=x\right] = \mathbb{E}\left[r^{\pi}(x_t) + V(x_{t+1})|x_t=x\right],$$

$$= r^{\pi}(x_t) + \sum_{y} p(y|x,\pi(x)) V(y),$$

$$= \mathcal{T}^{\pi}V(x_t).$$

Le bruit est borné :

$$|\hat{\mathcal{T}}^{\pi}V(x_t)-\mathcal{T}^{\pi}V(x_t)|\leq ||V||_{\infty}$$
.

Différences Temporelles : TD(0)

TD(0)

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et $\hat{R}^{(i)}$ la fonction de récompense cumulée correspondante. Pour tout état $x_t^{(i)}$ ($t < T^{(i)}$) appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la fonction de valeur estimée selon

$$\hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right)\right) \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \frac{\hat{\boldsymbol{T}}^{\pi}}{V} \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right).$$

John Klein (UdL) 28 / 37

Différences Temporelles : TD(0)

TD(0)

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et $\hat{R}^{(i)}$ la fonction de récompense cumulée correspondante. Pour tout état $x_t^{(i)}$ ($t < T^{(i)}$) appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la fonction de valeur estimée selon

$$\hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right)\right) \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \frac{\hat{\boldsymbol{\mathcal{T}}}^{\pi}}{\hat{V}}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right).$$

→ Toujours la même idée que SGD!

Différences Temporelles : TD(0)

TD(0)

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et $\hat{R}^{(i)}$ la fonction de récompense cumulée correspondante. Pour tout état $x_t^{(i)}$ ($t < T^{(i)}$) appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la fonction de valeur estimée selon

$$\hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right)\right) \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \frac{\hat{\mathcal{T}}^{\pi}}{l} \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right).$$

- → Toujours la même idée que SGD!
- → Si Robbins-Monroe ok, alors convergence ok!

John Klein (UdL) 28 / 37

Différences Temporelles : définition

Définition

A l'itération i, étant donné l'estimateur actuel \hat{V} (obtenu en i-1), on définit la différence temporelle pour la paire (x_t, x_{t+1}) par

$$\mathbf{d}^{i}(x_{t}, x_{t+1}) = r^{\pi}(x_{t}) + \hat{V}(x_{t+1}) - \hat{V}(x_{t}).$$

John Klein (UdL) 29 / 37

Différences Temporelles : définition

Définition

A l'itération i, étant donné l'estimateur actuel \hat{V} (obtenu en i-1), on définit la différence temporelle pour la paire (x_t, x_{t+1}) par

$$\frac{d^{i}}{d}(x_{t}, x_{t+1}) = r^{\pi}(x_{t}) + \hat{V}(x_{t+1}) - \hat{V}(x_{t}).$$

On note que cette définition évalue la cohérence de l'estimateur pour la transition $x_t \to x_{t+1}$ vis à vis des équations de Bellman.

John Klein (UdL) 29 / 37

Différences Temporelles: TD(1) vs TD(0)

• TD(1) tient compte des dépendances à long terme :

$$\hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \hat{V}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}\right) \left(d^{(i)}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}, \boldsymbol{x}_{t+1}^{(i)}\right) + \ldots + d^{(i)}\left(\boldsymbol{x}_{T-1}^{(i)}, \boldsymbol{x}_{T}^{(i)}\right)\right)$$

TD(0) tient compte des dépendances à court terme :

$$\hat{V}\left(x_{t}^{(i)}\right) \longleftarrow \hat{V}\left(x_{t}^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(x_{t}^{(i)}\right)\left(d^{(i)}\left(x_{t}^{(i)}, x_{t+1}^{(i)}\right)\right)$$

John Klein (UdL) A2DI 30 / 37

Différences Temporelles : $TD(\lambda)$

L'algorithme $TD(\lambda)$ offre une solution intermédiaire entre TD(1) et TD(0).

TD(\(\lambda\)

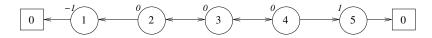
Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et $d^{(i)}$ les différences temporelles. Pour tout état $x_t^{(i)}$ ($t < T^{(i)}$) appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la fonction de valeur estimée selon

$$\hat{V}\left(x_t^{(i)}\right) \longleftarrow \hat{V}\left(x_t^{(i)}\right) + \frac{\eta}{\eta}\left(x_t^{(i)}\right) \sum_{s=-t}^{T^{(i)}-1} \lambda^{s-t} d^{(i)}\left(x_s^{(i)}, x_{s+1}^{(i)}\right).$$

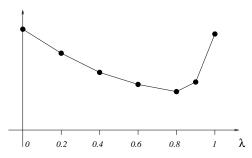
John Klein (UdL) A2DI 31 / 3

Différences Temporelles : $TD(\lambda)$

Exemple : chaîne linéaire



La MSE de \hat{V} par rapport à V^{π} après n=100 trajectoires :



Plan du chapitre

- Apprentissage par épisodes
- Différences temporelles
- Q-learning
- 4 Conclusions

Les algorithmes TD ont encore un gros problème :

- ullet Grâce à eux, je calcule incrémentalement \hat{V}^{π_k} .
- Pour faire évoluer ma politique, le choix naturel est la politique gloutonne vis à vis de \hat{V}^{π_k} :

$$\pi_{k+1}(x) \in \underset{a}{\operatorname{arg\,max}} \left[r(x,a) + \sum_{y} p(y|x,a) \, \hat{V}^{\pi_{k}}(y) \right].$$

34 / 37

Les algorithmes TD ont encore un gros problème :

- Grâce à eux, je calcule incrémentalement \hat{V}^{π_k} .
- Pour faire évoluer ma politique, le choix naturel est la politique gloutonne vis à vis de \hat{V}^{π_k} :

$$\pi_{k+1}(x) \in \underset{a}{\operatorname{arg max}} \left[r(x,a) + \sum_{y} p(y|x,a) \hat{V}^{\pi_{k}}(y) \right].$$

... mais les p(y|x, a) sont inconnues!

John Klein (UdL) A2DI 34 / 37

Les algorithmes TD ont encore un gros problème :

- Grâce à eux, je calcule incrémentalement \hat{V}^{π_k} .
- Pour faire évoluer ma politique, le choix naturel est la politique gloutonne vis à vis de \hat{V}^{π_k} :

$$\pi_{k+1}(x) \in \underset{a}{\operatorname{arg max}} \left[r(x,a) + \sum_{y} p(y|x,a) \hat{V}^{\pi_{k}}(y) \right].$$

- ... mais les p(y|x, a) sont inconnues!
- → On va utiliser les Q-fonctions.

John Klein (UdL) A2DI 34 / 37

Q-learning

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et \hat{Q} notre estimée actuelle de Q. Pour toute paire état-action $\left(x_t^{(i)},a_t\right)$ $(t< T^{(i)})$ appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la Q-fonction estimée selon

$$\begin{split} \hat{Q}\left(x_{t}^{(i)}, a_{t}\right) &\longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(x_{t}^{(i)}, a_{t}\right)\right) \hat{Q}\left(x_{t}^{(i)}, a_{t}\right) \\ &+ \frac{\eta}{\eta}\left(x_{t}^{(i)}, a_{t}\right) \left[r + \max_{b \in A} \hat{Q}\left(x_{t+1}^{(i)}, b\right)\right]. \end{split}$$

John Klein (UdL) A2DI 35 / 3

Q-learning

Soit $\left(x_0^{(i)},...,x_{T^{(i)}}^{(i)}\right)$ la $i^{\text{ème}}$ trajectoire échantillonnée et \hat{Q} notre estimée actuelle de Q. Pour toute paire état-action $\left(x_t^{(i)},a_t\right)$ $(t< T^{(i)})$ appartenant à cette trajectoire, mettre à jour la Q-fonction estimée selon

$$\begin{split} \hat{Q}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}, \boldsymbol{a}_{t}\right) &\longleftarrow \left(1 - \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}, \boldsymbol{a}_{t}\right)\right) \hat{Q}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}, \boldsymbol{a}_{t}\right) \\ &+ \frac{\eta}{\eta}\left(\boldsymbol{x}_{t}^{(i)}, \boldsymbol{a}_{t}\right) \left[r + \max_{b \in A} \hat{Q}\left(\boldsymbol{x}_{t+1}^{(i)}, b\right)\right]. \end{split}$$

Si Robbins-Monroe ok et que toute paire (x, a) est visitée infiniment souvent, alors convergence ok!

John Klein (UdL) A2DI 35 / 3

Plan du chapitre

- Apprentissage par épisodes
- 2 Différences temporelles
- Q-learning
- 4 Conclusions

Messages importants du chapitre

 Les solutions de type Monte Carlo permettent d'apprendre une fonction de valeur sans avoir besoin explicitement des valeurs des probabilités de transition ou de l'équation de la fonction de récompense.

- Les algorithmes de type TD offrent en plus la possible d'apprendre la fonction de valeur de manière plus incrémentale.
- Q-learning fait de même et permet d'en déduire la politique gloutonne associée.

Messages importants du chapitre

 Les solutions de type Monte Carlo permettent d'apprendre une fonction de valeur sans avoir besoin explicitement des valeurs des probabilités de transition ou de l'équation de la fonction de récompense.

- Les algorithmes de type TD offrent en plus la possible d'apprendre la fonction de valeur de manière plus incrémentale.
- Q-learning fait de même et permet d'en déduire la politique gloutonne associée.

Messages importants du chapitre

 Les solutions de type Monte Carlo permettent d'apprendre une fonction de valeur sans avoir besoin explicitement des valeurs des probabilités de transition ou de l'équation de la fonction de récompense.

- Les algorithmes de type TD offrent en plus la possible d'apprendre la fonction de valeur de manière plus incrémentale.
- Q-learning fait de même et permet d'en déduire la politique gloutonne associée.