

21/03/2013

Borne inférieure de Lai et Robbins

GdT Séquentiel
Ch. Garivier

Récompenses linéaires, K bras.

Preuve fine dans [Bubeck etesa-Bianchi 2012], origine: [Lai et Robbins '85]
extension [Bennett & Kotechkis '96].

Cadre: $\theta = (p_a)_{1 \leq a \leq K} \in]0, 1[^K$

$$p^* = \max_{1 \leq a \leq K} p_a$$

- $(X_{a,t})_{\substack{1 \leq a \leq K \\ t \geq 1}}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$ et t.g.

$$\forall 1 \leq a \leq K, \forall t \geq 1, X_{a,t} \sim \mathcal{B}(p_a).$$

- Stratégie π (règle dynamique d'allocation)

$$\pi = (\pi_t)_{t \geq 1} \quad \text{où} \quad \pi_t: (\{1, \dots, K\} \times \{0, 1\})^{t-1} \rightarrow \{1, \dots, K\}.$$

On définit par récurrence: $A_t = t$ -ième bras choisi

$N_a(t) =$ nb de fois que le bras a a été tiré jusqu'à t

$Y_t =$ t -ième récompense reçue

de la façon suivante:

$$\begin{cases} A_t = \pi_t(A_{t-1}, Y_{t-1}, \dots, A_{t-1}, Y_{t-1}) \\ N_a(t) = N_a(t-1) + \mathbb{1}_{\{A_t = a\}} \\ Y_t = X_{A_t, N_a(t)} \end{cases}$$

Récompense cumulée: $S(t) = \sum_{s=1}^t Y_s$

$$\mathcal{F}_t = \sigma(Y_1, \dots, Y_t)$$

Regret: pour $T \in \mathbb{N}^*$,

$$R_T \triangleq T p^* - \mathbb{E}[S(T)]$$

$$= T p^* - \sum_{t=1}^T \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y_t | \mathcal{F}_{t-1}]]$$

$$= T p^* - \sum_{a=1}^K p_a \mathbb{E}[\sum_{t=1}^T \mathbb{1}_{\{A_t = a\}}]$$

$$= T p^* - \sum_{a=1}^K p_a \mathbb{E}[\sum_{t=1}^T \mathbb{1}_{\{A_t = a\}}]$$

$$= T p^* - \sum_{a=1}^K p_a \mathbb{E}[N_a(T)]$$

Donc $R_T = \sum_{a: p_a < p^*} (p^* - p_a) E[N_a(T)]$ en $T = \sum_{a=1}^K N_a(T)$

Def: la stratégie π est dite

⊗ existante si $\forall \theta, R_T = o(T)$, i.e. $\frac{R_T}{T} \rightarrow 0 \Leftrightarrow \frac{E[S_T]}{T} \rightarrow p^*$

⊗ efficace si $\forall \theta, \forall \eta > 0, R_T = o(T^\eta)$.

analogie avec la "super-efficacité" en statistique

Théorème [Zai & Robbins '85]

Si π est une stratégie efficace, alors, $\forall \theta \in]0, 1[^K$,

liminf $\frac{R_T}{\log T} \geq \sum_{a: p_a < p^*} \frac{p^* - p_a}{kl(p_a, p^*)}$ si $kl(p, q) = p \ln \frac{p}{q} + (1-p) \ln \frac{1-p}{1-q} = KL(B(p), B(q))$.

C'est une sup de: $\forall a: p_a < p^*$,

liminf $\frac{E[N_a(T)]}{\log T} \geq \frac{1}{kl(p_a, p^*)}$ (*)

Preuve de (*): $\theta = (p_a)_{1 \leq a \leq K}$ fixé. Soit a tq $p_a < p^*$.

Soit $\epsilon > 0$.

En vo m.g. $\frac{E[N_a(T)]}{\log T} \geq \frac{1-\epsilon}{(1+\epsilon)kl(p_a, p^*)} (1-o(1))$

Par cela, il suffit de mg

$P(N_a(T) < \frac{(1-\epsilon) \log T}{(1+\epsilon)kl(p_a, p^*)}) \xrightarrow{T \rightarrow +\infty} 0$ en $E[N_a(T)] \geq x P(N_a(T) \geq x)$
 par $x = \frac{(1-\epsilon) \log T}{(1+\epsilon)kl(p_a, p^*)}$

En définit $\theta' = (p'_a)_{1 \leq a \leq K}$ t.q. $p'_a = p_a$ si $a \neq a$

$p'_a = p^* + \delta$ avec $\delta > 0$ tq.

$kl(p_a, p'_a) \leq kl(p_a, p^*) (1+\epsilon)$

En pose $\hat{kl}_a = \sum_{t=1}^a \log \frac{p_a X_{a,t} + (1-p_a)(1-X_{a,t})}{p'_a X_{a,t} + (1-p'_a)(1-X_{a,t})}$

$= \sum_{t=1}^a (\mathbb{1}_{\{X_{a,t}=1\}} \log \frac{p_a}{p'_a} + \mathbb{1}_{\{X_{a,t}=0\}} \log \frac{1-p_a}{1-p'_a})$

Prop: si A événement $\in \sigma(X_{a,1}, \dots, X_{a,a})$,
 alors $P^a(A) = E[\mathbb{1}_A \exp(-\hat{kl}_a)]$.

$$\underline{\text{Def}}: C_T = \left\{ N_2(T) < \frac{1-\varepsilon}{\ln(p_1/p_2')} \log T \right\} \cap \left\{ \widehat{\ln} N_2(T) \leq (1-\frac{\varepsilon}{2}) \log T \right\}$$

$$P'(C_T) = E \left[1_{C_T} \exp(-\widehat{\ln} N_2(T)) \right]$$

$$\geq \exp(-(1-\varepsilon/2) \log T) P(C_T)$$

$$\text{donc } P(C_T) \leq T^{1-\varepsilon/2} P'(C_T)$$

$$\leq T^{1-\varepsilon/2} P'(N_2(T) < \frac{1-\varepsilon}{\ln(p_1/p_2')} \log T)$$

$$= T^{1-\varepsilon/2} P'(T - N_2(T) > T - \frac{1-\varepsilon}{\ln(p_1/p_2')} \log T)$$

$$\stackrel{\text{Markov}}{\leq} T^{1-\varepsilon/2} \frac{E[T - N_2(T)]}{T - \frac{(1-\varepsilon) \log T}{\ln(p_1/p_2')}} = o(T^{\varepsilon/4}) \text{ car } T \text{ est efficace.}$$

$$\xrightarrow{T \rightarrow +\infty} 0$$

$$\text{Il reste à mg. } P(N_2(T) < \frac{1-\varepsilon}{\ln(p_1/p_2')} \log T) \xrightarrow{T \rightarrow +\infty} 0$$

$$\text{Soit } f_T = \frac{1-\varepsilon}{\ln(p_1/p_2')} \log T$$

$$P(C_T) \geq P(N_2(T) < f_T \text{ et } \max_{0 \leq t \leq f_T} \widehat{\ln} S_t \leq (1-\frac{\varepsilon}{2}) \log T)$$

$$= P(N_2(T) < f_T \text{ et } \frac{\ln(p_1/p_2')}{(1-\varepsilon) \log T} \max_{0 \leq t \leq f_T} \widehat{\ln} S_t \leq \frac{1-\varepsilon/2}{1-\varepsilon} \ln(p_1/p_2'))$$

Lemme: Z_n iid ≥ 0 d'espérance μ .

$$\text{Si } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \mu, \text{ alors } \frac{1}{n} \max_{0 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k Z_i \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \mu.$$

D'après le lemme:

$$P\left(\frac{1}{f_T} \max_{0 \leq t \leq f_T} \widehat{\ln} S_t \leq \frac{1-\varepsilon/2}{1-\varepsilon} \ln(p_1/p_2')\right) \xrightarrow{T \rightarrow +\infty} 1$$

$$\text{car } \frac{1}{n} \widehat{\ln} S_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\mathbb{1}_{\{X_t=1\}} \ln \frac{p_1}{p_2'} + \mathbb{1}_{\{X_t=0\}} \ln \frac{1-p_1}{1-p_2'} \right) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{p.s.}} p_1 \ln \frac{p_1}{p_2'} + (1-p_1) \ln \frac{1-p_1}{1-p_2'}$$

$$= \ln(p_1/p_2')$$

Hennistique : $H_0 : "p = p_0"$ versus $H_1 : "p = p^*"$

On veut $\alpha \leq \frac{1}{T}$

Remarque de Stein : $\alpha_n \leq \frac{1}{n}$

$$\frac{1}{n} \log \beta_n \geq -\log(p_0/p^*) \implies \beta_n \geq e^{-n \log(p_0/p^*)}$$

↑

On ne peut avoir $\beta_n \approx \frac{1}{T}$

que si $n \approx \frac{\log T}{\log(p_0/p^*)}$