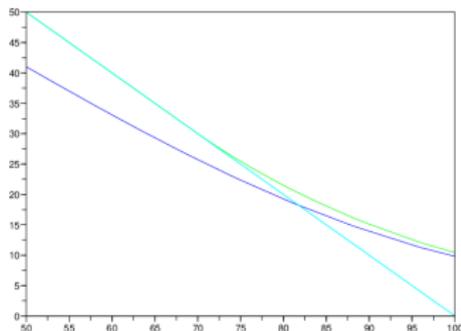


Temps d'arrêt, Arrêt optimal

Recrutement optimal, Options américaines



J.-P. Chancelier, B. Lapeyre

<http://cermics.enpc.fr/~jpc/decision-incertain>

Processus de Markov

- **Processus de Markov** et **propriété de Markov**

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n, X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_0 = x_0) \\ = \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n) \end{aligned}$$

- la **matrice de transition** : $(P(x, y), x, y \in \mathbb{X})$

$$P(x, y) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x)$$

- Loi de (X_0, \dots, X_n) pour $n \in \mathbb{N}$ déterminée par P et la loi de X_0 (notée μ_0).

$$\mathbb{P}(X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n) = \mu_0(x_0)P(x_0, x_1) \times \dots \times P(x_{n-1}, x_n)$$

- Loi de X_n pour $n \in \mathbb{N}$, μ_N donnée par

$$\mu_n = \mu_0 P^n = \mu_{n-1} P$$

Loi de X_n : une autre façon d'écrire les choses

- $(X_n, n \geq 0)$ chaîne de Markov de matrice de transition P sur \mathbb{X} .
- $\mathbb{P}(X_0 = x_0) = 1$ (i.e. $\mu_0(x_0) = 1, \mu_0(x) = 0$ si $x \neq x_0$.)
- $N \geq 0$ fixé. On sait exprimer $\mathbb{E}[f(X_N)]$:

$$\mathbb{E}[f(X_N)] = \mu_N f = \mu_0 P^N f = \sum_{x \in \mathbb{X}} \mu_0(x) (P^N f)(x) = (P^N f)(x_0)$$

Une formulation alternative plus algorithmique.

Theorem 1

Soit $(u_n(x), n \in [0, N], x \in \mathbb{X})$ la solution unique de

$$(1) \quad \begin{cases} u_n(x) = \sum_{y \in \mathbb{X}} P(x, y) u_{n+1}(y), \quad \forall x \in \mathbb{X}, \quad n < N \\ u_N(x) = f(x), \quad \forall x \in \mathbb{X} \end{cases}$$

Alors

$$\mathbb{E}[f(X_N)] = u_0(x_0)$$

Remarques

- La première équation de (1) peut aussi s'écrire

$$u_n = Pu_{n+1} \quad \text{ou} \quad u_n = P^{N-n}f = \overbrace{P \times \cdots \times P}^{N-n \text{ fois}} f$$

- Pour $x \in \mathbb{X}$, lorsque $\mathbb{P}(X_n = x) > 0$, on a

$$u_n(x) = \mathbb{E}[f(X_N) \mid X_n = x] = P^{N-n}f(x)$$

Preuve $\mathbb{P}(X_0 = x_0, \dots, X_n = x, X_{n+1} = x_{n+1}, \dots, X_N = x_N)$
 $= \mathbb{P}(X_0 = x_0)P(x_0, x_1) \times \cdots \times P(x, x_{n+1}) \times \cdots \times P(x_{N-1}, x_N)$

en sommant sur toutes les valeurs de $x_0, \dots, x_{n-1}, x_{n+1}, \dots, x_{N-1}$ on obtient
 $\mathcal{L}_{(X_n, X_N)} : \mathbb{P}(X_n = x_n, X_N = x_N) = \mathbb{P}(X_n = x_n)P^{N-n}(x_n, x_N)$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[f(X_N)1_{\{X_n = x_n\}}] &= \mathbb{P}(X_n = x_n) \sum_{x_N \in \mathbb{X}} P^{N-n}(x_n, x_N)f(x_N) \\ &= \mathbb{P}(X_n = x_n)(P^{N-n}f)(x_n) \end{aligned}$$

Remarques et notations

- (1) est une équation de programmation dynamique¹
- \mathbb{X} est fini, (1) est un algorithme qui termine.

Notations pour la suite

- $x_{0:n}$ plutôt que (x_0, \dots, x_n)
- $X_{0:n}$ plutôt que (X_0, \dots, X_n)
- $X_{0:n} = x_{0:n}$ plutôt que $(X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n)$

¹Sur l'origine du terme programmation dynamique voir [Dreyfus(2002)]. "It was something not even a congressman could object to" selon Bellman.

Une autre preuve

On va montrer que pour tout $n \in \{0, \dots, N-1\}$

$$\mathbb{E}[u_{n+1}(X_{n+1})] = \mathbb{E}[u_n(X_n)]$$

Et ainsi, on aura :

$$u_0(x_0) = \mathbb{E}[u_0(X_0)] = \dots = \mathbb{E}[u_N(X_N)] = \mathbb{E}[f(X_N)].$$

Par la propriété de Markov, on obtient

$$\mathbb{P}(X_{0:n+1} = x_{0:n+1}) = \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}, X_{n+1} = x_{n+1}) = \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) P(x_n, x_{n+1}).$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[u_{n+1}(X_{n+1})] &= \sum_{x_{0:n+1} \in \mathbb{X}^{n+2}} u_{n+1}(x_{n+1}) \mathbb{P}(X_{0:n+1} = x_{0:n+1}) \\ &= \sum_{x_{0:n} \in \mathbb{X}^{n+1}, x_{n+1} \in \mathbb{X}} u_{n+1}(x_{n+1}) \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) P(x_n, x_{n+1}) \\ &= \sum_{x_{0:n} \in \mathbb{X}^{n+1}} \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) \sum_{x_{n+1} \in \mathbb{X}} P(x_n, x_{n+1}) u_{n+1}(x_{n+1}) \\ &= \sum_{x_{0:n} \in \mathbb{X}^{n+1}} \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) u_n(x_n) = \mathbb{E}[u(n, X_n)] \end{aligned}$$

La question du jour

- $(X_n, n \geq 0)$ une chaîne de Markov de matrice de transition P sur \mathbb{X} .
 $\mathbb{P}(X_0 = x_0) = 1$.
- On cherche à calculer

$$\sup_{\tau \leq N} \mathbb{E}[f(X_\tau)]$$

- τ appartenant à une **famille de temps aléatoires**,
 - **plus grande** (au sens de l'inclusion) que les temps déterministes,
 - mais **plus petite** que tous les temps aléatoires
- **plus grande** que les temps déterministes : parce que l'on souhaite pouvoir tenir compte des valeurs de X_n observées au cours du temps.
- **plus petite** que tous les temps aléatoires : parce que à l'instant n on ne connaît pas la trajectoire future X_{n+1}, \dots, X_N

$$\tau = \operatorname{Argmax}\{f(X_n), 0 \leq n \leq N\}$$

est optimum, mais réclame de connaître le futur !

- Voir Pour la Sciences [Hill(2009)] pour une introduction à ce genre de problème.

Temps d'arrêt

La notion adéquate est celle de **temps d'arrêt** : on souhaite prendre la décision de s'arrêter au temps n avec l'information que l'on a au temps n .

Definition 2

τ est un **temps d'arrêt**, si, pour tout n , il existe $A_n \subset \mathbb{X}^{n+1}$ tel que

$$\{\tau = n\} = \{(X_0, X_1, \dots, X_n) \in A_n\}$$

- “Je peux déterminer si $\tau = n$ en ne considérant que la portion de trajectoire avant n ”.
- $\text{Argmax}\{f(X_n), 0 \leq n \leq N\}$ ne peut pas être un temps d'arrêt (sauf cas particulier).
- Le **temps d'atteinte d'un point z** de \mathbb{X} est un temps d'arrêt

$$\tau = \inf \{n \geq 0, X_n = z\}.$$

En effet $\{\tau = n\} = \{X_0 \neq z, X_1 \neq z, \dots, X_{n-1} \neq z, X_n = z\}$.

Formulation d'un problème d'arrêt optimal

- On se donne une chaîne de Markov $(X_n, n \geq 0)$ sur \mathbb{X} , de matrice de transition P , issue de x_0 en 0 ($\mathbb{P}(X_0 = x_0) = 1$).
- $f : \mathbb{N} \times \mathbb{X}$ donné, on cherche à calculer le sup suivant

$$\sup_{\tau \text{ t.a.} \leq N} \mathbb{E}[f(\tau, X_\tau)]$$

- et aussi à trouver un temps d'arrêt τ qui réalise ce sup.
- ... on sait répondre complètement à ces deux questions.

Les données : P, x_0, f .

Solution du problème d'arrêt optimal

Theorem 3

Si $(u_n(x), n = 0, \dots, N, x \in \mathbb{X})$ est la solution unique de

$$(2) \quad \begin{cases} u_n(x) = \max \left\{ \sum_{y \in \mathbb{X}} P(x, y) u_{n+1}(y), f(n, x) \right\}, & n < N, \quad \forall x \in \mathbb{X} \\ u_N(x) = f(N, x), & \forall x \in \mathbb{X}. \end{cases}$$

Alors

- $\sup_{\tau \leq N} \mathbb{E} [f(\tau, X_\tau)] = u_0(x_0)$
- $\tau_0 = \inf \{n \geq 0, u_n(X_n) = f(n, X_n)\}$ est un temps d'arrêt optimal.

- Lorsque la matrice de transition dépend de n il faut remplacer P par P_n (la matrice de transition entre les instants n et $n + 1$) dans l'équation.
- τ_0 est bien un temps d'arrêt $\leq N$.

$$\{\tau_0 = n\} = \{u(0, X_0) \neq f(0, X_0), \dots, u(n-1, X_{n-1}) \neq f(n-1, X_{n-1}), u(n, X_n) = f(n, X_n)\}$$

- Preuve formelle du théorème : transparent 18.

Commentaires

- (2) est une équation de **programmation dynamique**.
- Interprétation de u_n : $u_n(x) = \sup_{n \leq \tau \leq N} \mathbb{E}[f(\tau, X_\tau) \mid X_n = x]$.
- Preuve informelle ("**Principe d'optimalité**") :

Au temps n , si $X_n = x$

- *soit je m'arrête et je gagne $f(n, x)$*
- *soit j'attends le temps suivant $n+1$ où je peux gagner $u_{n+1}(X_{n+1})$.*
- *La moyenne de mes gains futurs si je passe à $n+1$ est donnée par*

$$\mathbb{E}[u_{n+1}(X_{n+1}) \mid X_n = x] = \sum_{y \in \mathbb{X}} P(x, y) u_{n+1}(y)$$

- *je m'arrête ou je continue en regardant*

$$\max(f(n, x), \sum_{y \in \mathbb{X}} P(x, y) u_{n+1}(y))$$

- On l'utilise (2) pour écrire un algorithme

- 1 Temps d'arrêt
- 2 Arrêt optimal
- 3 Option américaine**
- 4 Preuve du théorème
- 5 Un problème de recrutement
- 6 (bio et biblio)graphie

Exemple 1: Calcul du prix d'options américaines

- $(X_n, 0 \leq n \leq N)$ une chaîne de Markov de matrice de transition P décrivant l'évolution des prix des actifs (e.g. modèle de Cox-Ross).
- J'ai la possibilité si j'"exerce" mon option en $n \leq N$ de gagner $f(n, X_n)$.
- **Que vaut ce droit ?**. À quel moment dois-je exercer ce droit pour maximiser mon gain ?
- Pour calculer le prix (i.e. **la valeur de ce droit**), il est naturel de chercher à maximiser l'espérance du flux $\mathbb{E}[f(\tau, X_\tau)]$ parmi tous les temps d'arrêt de X .
- Justification complète : cours de Mathématiques Financière (2A) ou [Lamberton and Lapeyre(1997)].

Le “put américain” dans le modèle de Cox-Ross

- On cherche à calculer $\sup_{\tau \leq N} \mathbb{E}[f(\tau, X_\tau)]$, le prix de l'option et à déterminer le moment d'exercice optimum.
- $(X_n, 0 \leq n \leq N)$ est le processus de Cox-Ross

$$X_0 = 1, X_{n+1} = X_n \left(u 1_{\{U_{n+1} = P\}} + d 1_{\{U_{n+1} = F\}} \right).$$

$(U_n, n \geq 1)$ une suite de tirage à pile ou face indépendant,

$$0 \leq p \leq 1, \quad \mathbb{P}(U_n = P) = p = 1 - \mathbb{P}(U_n = F).$$

- r le taux d'intérêt sur une période, K le strike, $d < 1 + r < u$.

$$f(n, x) = \frac{1}{(1+r)^n} (K - x)_+$$

Solution

- On commence par calculer (cf TD) $(u_n(x), n = 0, \dots, N, x \in \mathbb{X})$ la solution de l'équation (2) du théorème 3, ici

$$(3) \quad \begin{cases} u_n(x) = \max \left(p u_{n+1}(xu) + (1-p) u_{n+1}(xd), \frac{(K-x)_+}{(1+r)^n} \right) \\ u_N(x) = \frac{(K-x)_+}{(1+r)^N}. \end{cases}$$

- Souvent on calcule $v_n(x) = (1+r)^n u_n(x)$ plutôt que $u_n(x)$.

$$\begin{cases} v_n(x) = \max \left(\frac{p v_{n+1}(xu) + (1-p) v_{n+1}(xd)}{1+r}, (K-x)_+ \right) \\ v_N(x) = (K-x)_+. \end{cases}$$

- $u_0(x) = v_0(x) = \sup_{\tau \leq N} \mathbb{E} [f(\tau, X_\tau)]$
- τ_0 le temps d'arrêt optimal

$$\begin{aligned} \tau_0 &= \inf \{ n \geq 0, u_n(X_n) = (K - X_n)_+ / (1+r)^n \} \\ &= \inf \{ n \geq 0, v_n(X_n) = (K - X_n)_+ \}. \end{aligned}$$

- 1 Temps d'arrêt
- 2 Arrêt optimal
- 3 Option américaine
- 4 Preuve du théorème**
- 5 Un problème de recrutement
- 6 (bio et biblio)graphie

Preuve du théorème 3 : τ temps d'arrêt quelconque

- u solution (2), on va voir que, pour tout τ t.a., $\mathbb{E}[u_{n \wedge \tau}(X_{n \wedge \tau})]$ décroît en n .
- En admettant la décroissance en n , on obtient pour tout τ t.a.

$$\begin{aligned} u_0(x_0) &= \mathbb{E}[u_0(X_0)] = \mathbb{E}[u_{0 \wedge \tau}(X_{0 \wedge \tau})] \\ &\geq \mathbb{E}[u_{N \wedge \tau}(X_{N \wedge \tau})] = \mathbb{E}[u_\tau(X_\tau)] \geq \mathbb{E}[f(\tau, X_\tau)]. \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \sup_{0 \leq \tau \leq N, \text{t.a.}} \mathbb{E}[f(\tau, X_\tau)] \leq u_0(x_0)$$

- Pour montrer la décroissance annoncée, on remarque que

$$\begin{aligned} \Delta_{n+1} &= \mathbb{E}[u_{(n+1) \wedge \tau}(X_{(n+1) \wedge \tau})] - \mathbb{E}[u_{n \wedge \tau}(X_{n \wedge \tau})] \\ &= \mathbb{E}[(u_{n+1}(X_{n+1}) - u_n(X_n))1_{\{\tau \geq n+1\}}] \end{aligned}$$

Et on montre que $\Delta_{n+1} \leq 0$

Preuve du théorème 3 : τ temps d'arrêt quelconque

- τ est un temps d'arrêt, $\{\tau \geq n+1\} = \{\tau \leq n\}^c$, s'écrit sous la forme

$$\{\tau \geq n+1\} = \{X_{0:n} \in \bar{A}_n\}$$

- La loi de $(X_{0:n}, X_{n+1})$ est donnée par (c'est la propriété de Markov)

$$\mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}, X_{n+1} = x_{n+1}) = \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) P(x_n, x_{n+1}).$$

$$\begin{aligned} \Delta_{n+1} &= \mathbb{E} \left[(u_{n+1}(X_{n+1}) - u_n(X_n)) 1_{\{X_{0:n} \in \bar{A}_n\}} \right] \\ &= \sum_{x_{0:n} \in \bar{A}_n, x_{n+1} \in \mathbb{X}} (u_{n+1}(x_{n+1}) - u_n(x_n)) \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) P(x_n, x_{n+1}) \\ &= \sum_{x_{0:n} \in \bar{A}_n} \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) \left(\sum_{x_{n+1} \in \mathbb{X}} u_{n+1}(x_{n+1}) P(x_n, x_{n+1}) - u_n(x_n) \right) \end{aligned}$$

$$u \text{ est sol. de (2), } \sum_{x_{n+1} \in \mathbb{X}} u_{n+1}(x_{n+1}) P(x_n, x_{n+1}) \leq u_n(x_n)$$

$$\leq 0$$

Preuve du théorème 3 : τ_0 temps d'arrêt optimal

- $\tau_0 = \inf \{n \geq 0, u_n(X_n) = f(n, X_n)\}$.
- On va montrer que $\mathbb{E}[u(n \wedge \tau_0, X_{n \wedge \tau_0})]$ est constant en n (i.e. $\Delta_{n+1} = 0$).
- En admettant ceci, il est facile de conclure

$$\begin{aligned} u_0(x_0) &= \mathbb{E}[u_0(X_0)] = \mathbb{E}[u_{0 \wedge \tau_0}(X_{0 \wedge \tau_0})] \\ &= \mathbb{E}[u_{N \wedge \tau_0}(X_{N \wedge \tau_0})] = \mathbb{E}[u_{\tau_0}(X_{\tau_0})] \end{aligned}$$

Mais, par définition de τ_0 , $u_{\tau_0}(X_{\tau_0}) = f(\tau_0, X_{\tau_0})$, donc

$$u_0(x_0) = \mathbb{E}[f(\tau_0, X_{\tau_0})]$$

- Ce qui finit la démonstration puisque τ_0 réalise alors le sup.
- Il nous reste à montrer que, pour ce temps d'arrêt $\Delta_{n+1} = 0$

Preuve du théorème 3 : τ_0 temps d'arrêt optimal

- τ_0 est un temps d'arrêt, $\{\tau_0 \geq n+1\} = \{X_{0:n} \in \bar{A}_n^0\}$ où

$$\bar{A}_n^0 = \{u_0(x_0) \neq f(0, x_0), \dots, u_n(x_n) \neq f(n, x_n)\}$$

- Sur l'événement $\{\tau_0 \geq n+1\}$, on a $u_n(X_n) \neq f(n, X_n)$ et comme u sol. de (2)

$$\sum_{x_{n+1} \in \mathbb{X}} u_{n+1}(x_{n+1})P(X_n, x_{n+1}) = u_n(X_n)$$

- On termine alors comme tout à l'heure, mais en tenant compte de cette égalité :

$$\begin{aligned} \Delta_{n+1} &= \mathbb{E} \left[(u_{n+1}(X_{n+1}) - u_n(X_n)) \mathbf{1}_{\{X_{0:n} \in \bar{A}_n^0\}} \right] \\ &= \sum_{x_{0:n} \in \bar{A}_n^0, x_{n+1} \in \mathbb{X}} (u_{n+1}(x_{n+1}) - u_n(x_n)) \mathbb{P}(X_{0:n} = x_{0:n}) P(x_n, x_{n+1}), \\ &= \mathbb{E} \left[\mathbf{1}_{\{X_{0:n} \in \bar{A}_n^0\}} \left(\sum_{x_{n+1} \in \mathbb{X}} u_{n+1}(x_{n+1}) P(X_n, x_{n+1}) - u_n(X_n) \right) \right] \\ &= 0. \end{aligned}$$

- 1 Temps d'arrêt
- 2 Arrêt optimal
- 3 Option américaine
- 4 Preuve du théorème
- 5 Un problème de recrutement**
- 6 (bio et biblio)graphie

Exemple 2: un problème de recrutement

- Il y a N candidats à un poste
- Je reçois les candidats consécutivement
- Les circonstances m'imposent de décider tout de suite du recrutement (soit je recrute la personne que je viens de recevoir, soit je la refuse définitivement).
- La **seule** information que j'ai sur les candidats est leur classement (je peux comparer un candidat à ceux que j'ai vu précédemment)
- Je souhaite maximiser la probabilité de recruter le meilleur candidat
- Quelle est la façon de s'y prendre ?

Le résultat

- Il faut recevoir (environ) 37% des candidats sans les recruter
- Puis, choisir le premier candidat qui suit qui est meilleur que tous les précédents (le dernier si cela n'arrive jamais).
- On obtient ainsi un temps d'arrêt optimal.
- La probabilité d'obtenir le meilleur candidat est (environ) de 37%.
- Les transparents qui suivent expliquent comment arriver à ces résultats à l'aide de la théorie précédente.

Le modèle

- $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_N)$ une permutation de $(1, \dots, N)$.
- ω_k le classement du $\#k$ -ième individu dans la permutation.

<i>Indice</i>	(#1	#2	...	#k	...	#N)
<i>Rang</i>	(ω_1	ω_2	...	ω_k	...	ω_N)

- Ω_N l'ensemble des permutations de $(1, \dots, N)$ muni de la probabilité uniforme.
- B_n l'événement "le n -ième candidat est le meilleur".
- On cherche un temps d'arrêt τ qui maximise $\mathbb{P}(B_\tau)$.

Où est la chaîne de Markov ?

- Un temps d'arrêt mais pour quel processus de Markov ?
- $R_k(\omega)$ le rang du k -ième individu parmi les k premiers individus.
- $B_n = \{R_n = 1, R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1\}$.
- Quelle est la loi de (R_1, \dots, R_N) ?

Un exemple de calcul de $R = (R_1, \dots, R_N)$

- $\omega = (2\ 3\ 1\ 4)$ donne $R = (1\ 2\ 1\ 4)$.
- $R = (1\ 2\ 1\ 4)$ donne $\#3 \leq \#1 \leq \#2 \leq \#4$ et donc ω

$(1) \rightarrow (\#1)$	$\#1$ est le premier puisqu'il est tout seul!
$(1\ 2) \rightarrow (\#1 \leq \#2)$	$\#2$ est le deuxième parmi les 2 premiers
$(1\ 2\ 1) \rightarrow (\#3 \leq \#1 \leq \#2)$	$\#3$ est le premier parmi les 3 premiers
$(1\ 2\ 1\ 4) \rightarrow (\#3 \leq \#1 \leq \#2 \leq \#4)$	$\#4$ est le quatrième parmi les 4 premiers

On obtient la permutation de départ $\omega = (2\ 3\ 1\ 4)$

<i>Indice</i>	(#1	#2	#3	#4)
<i>Rang</i>	(2	3	1	4)

En Python

Si vous avez un doute voici, deux fonctions Python qui font le job.

```
import numpy as np

def Omega2R(omega):
    # Calcule les rang d'insertion pour un omega donne
    R=np.zeros(np.size(omega), dtype=int)
    # dtype=int, pour specifier que l'on veut un tableau d'entier
    for n in range(np.size(omega)):
        # classe le vecteur omega[1,...,n] en croissant
        y=np.sort(omega[0:n+1]);
        # R[n] = le classement de omega[n] parmi les n premiers
        R[n]=np.where(y==omega[n])[0][0]+1
    return R

def R2Omega(R):
    # Calcule omega connaissant les rangs d'insertion
    iomega=np.zeros(0, dtype=int);
    for n in range(np.size(R)):
        # J'insère n à l'indice R[n]
        iomega=np.concatenate([iomega[0:int(R[n]-1)], [n+1], iomega[int(R[n]-1):n+1]])
    # On inverse la permutation
    omega=np.zeros(np.size(R), dtype=int)
    for n in range(np.size(omega)):
        omega[iomega[n]-1]=n+1
    return omega

Taille=6
omega=np.random.permutation(Taille)+1 # permutation aléatoire
print(omega)
print(R2Omega(Omega2R(omega))) # devrait être égal à omega
```

Calcul de lois

- À un R correspond **un et un seul** ω , **donc**, pour $\alpha_k \in \{1, \dots, k\}$

$$P(R_1 = \alpha_1, \dots, R_N = \alpha_N) = \mathbb{P}(\{\omega\}) = \frac{1}{N!}.$$

- (Par contraction) les R_k suivent des **lois uniformes sur $\{1, \dots, k\}$** . Elles sont **indépendantes**
- $S_k = 1_{\{R_k = 1\}}$ sont aussi des variables aléatoires indépendantes. Elles suivent des lois de **Bernoulli de paramètre $p_k = \mathbb{P}(S_k = 1) = 1/k$**
- La suite de variable **(S_1, \dots, S_N)** suffira pour traiter le problème.

Le critère

- B_n l'événement "le n -ième candidat est le meilleur".

$$B_n = \{R_n = 1, R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1\} = \{S_n = 1, S_{n+1} = 0, \dots, S_N = 0\}.$$

- τ un temps d'arrêt par rapport au processus $R = (R_1, \dots, R_N)$. À l'instant n , (R_1, \dots, R_n) "contient toute l'information disponible".
- Pour un temps d'arrêt² τ , on va voir que

$$\mathbb{P}(B_\tau) = \mathbb{E}\left[\frac{\tau}{N} S_\tau\right].$$

ce qui permettra de mettre le problème "sous forme markovienne".

²Ce n'est plus vrai sinon ... Exercice: trouver un contre-exemple.

Preuve

$$\{\tau = n\} = \{(R_1, \dots, R_{n-1}, R_n) \in A_n\} = \{R_{1:n} \in A_n\}.$$

Notation : $R_{1:n} = (R_1, \dots, R_{n-1}, R_n)$.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\tau = n, B_\tau) &= \mathbb{P}(\tau = n, B_n). \\ &= \mathbb{P}(\tau = n, R_n = 1, R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1) \\ &= \mathbb{P}(R_{1:n} \in A_n, R_n = 1, R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1) \\ &= \mathbb{P}(R_{1:n} \in A_n, R_n = 1) \mathbb{P}(R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1)\end{aligned}$$

car indépendance des vecteurs $R_{1:n}$ et $R_{n+1:N}$, puis par indépendance des R_n entre eux

$$\mathbb{P}(R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1) = \frac{n}{n+1} \frac{n+1}{n+2} \times \dots \times \frac{N-1}{N} = \frac{n}{N}$$

Preuve

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\tau = n, B_\tau) &= \frac{n}{N} \mathbb{P}(R_{1:n} \in A_n, R_n = 1) = \frac{n}{N} \mathbb{P}(\tau = n, R_n = 1) \\ &= \frac{n}{N} \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{\tau = n, R_n = 1\}}] = \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{\tau = n\}} \frac{n}{N} S_n] \\ &= \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{\tau = n\}} \frac{\tau}{N} S_\tau].\end{aligned}$$

En sommant pour n variant de 1 à N

$$\mathbb{P}(B_\tau) = \mathbb{E}\left[\frac{\tau}{N} S_\tau\right].$$

Résumons nous !

- (S_1, \dots, S_N) est une suite de variables aléatoires indépendantes de Bernoulli $1/k$,
donc une chaîne de Markov sur l'espace $\mathbb{X} = \{0, 1\}$, non homogène, de matrice de transition, dépendant du temps, P_n

$$P_n(0, 0) = P_n(1, 0) = 1 - \frac{1}{n+1} = \frac{n}{n+1}$$

$$P_n(0, 1) = P_n(1, 1) = \frac{1}{n+1}$$

- On cherche à maximiser $\mathbb{P}(B_\tau) = \mathbb{E}\left[\frac{\tau}{N} S_\tau\right] = \mathbb{E}[f(\tau, S_\tau)]$ parmi tous les temps d'arrêt plus petits que N .

Résolution

- On peut résoudre le problème grâce à (2)
- On calcule $(u_n(0)$ et $u_n(1)$ pour $1 \leq n \leq N$)
la solution du problème est donnée par $u_1(1)$ (noter que $S_1 = 1$)

$$\begin{cases} u_n(x) = \max \left\{ \frac{n}{n+1} u_{n+1}(0) + \frac{1}{n+1} u_{n+1}(1), \frac{n}{N} x \right\}, n < N, \forall x \in \{0, 1\} \\ u_N(x) = x, \forall x \in \{0, 1\} \end{cases}$$

- Deux suites à calculer $u_n(0)$ et $u_n(1)$ pour $1 \leq n \leq N$)
- Une fois ceci fait, un temps d'arrêt optimal est obtenu par

$$\tau = \inf \left\{ n \geq 0, u_n(S_n) = \frac{n}{N} S_n \right\}.$$

- Dans ce cas, on peut mener des calculs explicites (voir [Delmas and Jourdain(2006)] et TD) pour obtenir les résultats annoncés.

- En posant, $f_n(x) = \frac{n}{N}x$ on obtient pour $x \in \{0, 1\}$

$$u_n(x) = \max\left(\frac{n}{n+1}u_{n+1}(0) + \frac{1}{n+1}u_{n+1}(1), f_n(x)\right), \quad u_N(x) = f_N(x).$$

- Comme $u_n(x)$ est positive et $f_n(0) = 0$ on obtient

$$u_n(0) = \frac{1}{n+1}u_{n+1}(1) + \frac{n}{n+1}u_{n+1}(0), \quad u_n(1) = \max\left(u_n(0), \frac{n}{N}\right).$$

- Pour $N > 1$, $\exists \alpha \in [1, N)$ tel que $\max(u_\alpha(0), \frac{\alpha}{N}) = u_\alpha(0)$. **preuve par contradiction: on aurait sinon $u_n(1) = n/N > u_n(0)$ pour tout $n \in [1, N]$ ce qui donne**

$$u_n(0) = \frac{n}{N} \sum_{i=n}^{N-1} \frac{1}{i}$$

On aurait alors $u_1(0) \geq 1/N$ ce qui donne une contradiction.

- $\forall n \in [1, N)$, $u_n(1) = u_n(0) = \beta \geq n/N$
 $\implies \forall p \in [1, n-1] u_p(1) = u_p(0) = \beta > p/N$ La preuve se fait par récurrence
- On appelle α^* le plus grand α qui vérifie la propriété au dessus.

- La stratégie optimale

$$\tau = \inf\{n \geq 1 \mid u_n(S_n) = f_n(S_n)\}$$

- Si $S_n = 0$ comme $u_n(0) > f_n(0)$ pour $n \neq N$ et $u_N(0) > f_N(0)$
 \implies On ne s'arrête jamais quand $S_n = 0$ sauf si on est à la fin
- Si $S_n = 1$ et $u_n(1) = f_n(1)$ (n'arrive que si $n \geq \alpha^*$)
 \implies On s'arrête.
- α^* est caractérisé par :

$$\alpha^* = \max \left\{ n \geq 1 : \frac{n}{N} \sum_{i=n}^{N-1} \frac{1}{i} \geq \frac{n}{N} \right\}$$

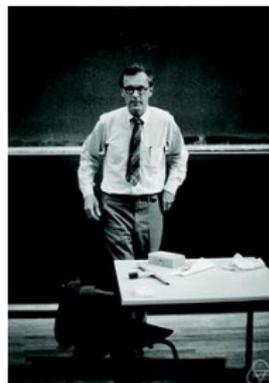
et $\lim_{N \rightarrow \infty} \alpha_N^*/N = e^{-1}$.

- On s'arrête après α^* , la première fois que $S_n = 1$

- 1 Temps d'arrêt
- 2 Arrêt optimal
- 3 Option américaine
- 4 Preuve du théorème
- 5 Un problème de recrutement
- 6 (bio et biblio)graphie

Snell, James Laurie

- La théorie de l'arrêt optimal porte le nom d'enveloppe de Snell (voir [Snell(1952)]), "so named by the Russian mathematician, Kolmogorov".
- Snell (1925-2011), mathématicien américain, élève de Doob.
- Il utilise la théorie des martingales pour traiter le problème d'arrêt optimal.



Bibliographie



Gely P. Basharin, Amy N. Langville, and Valeriy A. Naumov.

The life and work of A. A. Markov.
Linear Algebra Appl., 386:3–26, 2004.



Nathanaël Berestycki.

Notes on card shuffling.
Technical report, <http://www.statslab.cam.ac.uk/~beresty/Articles/shuffle.pdf>, 2007.



P.L. Bernstein.

Capital Ideas: The Improbable Origins of Modern Wall Street.
The Free Press, 1992.



P.L. Bernstein.

Capital Ideas Evolving.
Jhon Wiley and Son, 2007.



F. Thomas Bruss.

The art of a right decision.
from Oxford, page 15, 2006.



Jean-François Delmas and Benjamin Jourdain.

Modèles aléatoires.
Mathématiques & Applications. Springer-Verlag, Berlin, 2006.



Mark R. Dennis, Paul Glendinning, Paul A. Martin, Fadil Santosa, and Jared Tanner, editors.

The Princeton companion to applied mathematics.
Princeton University Press, Princeton, NJ, 2015.
p. 648–658.



Stuart Dreyfus.

Richard bellman on the birth of dynamic programming.