Optimisation d'un laminoir

1. Y désigne la longueur de barres perdue, qui est de X (la totalité de la barre) si la barre est trop courte, ou de X-l si la barre est trop longue.

$$Y = \begin{cases} X & \text{si } X < l \\ X - l & \text{si } X > l \end{cases}$$

2.

$$m_Y = E_Y[Y] = E_X[Y]$$

$$= \int_0^l x f_X(x) dx + \int_l^\infty (x - l) f_X(x) dx$$

$$= \int_0^\infty x f_X(x) dx - \int_l^\infty l f_X(x) dx$$

$$m_Y = m_X - l \int_l^\infty f_X(x) dx$$

3. On suppose que X est une variable aléatoire gaussienne, alors

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma_X \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m_X)^2}{2\sigma_X^2}}$$

- m_X représente la moyenne de X, c'est-à-dire la valeur sur laquelle la gaussienne est centrée
- σ_X représente la dispersion des valeurs autour de m_X . En effet, à $m_X \pm \sigma_X$, on a $f_X(x) = 0.6 \frac{1}{\sigma_X \sqrt{2\pi}}$.

$$\int_{m_X - \sigma_X}^{m_X + \sigma_X} f_X(x) dx = 0.68$$

$$\int_{m_X - 2\sigma_X}^{m_X + 2\sigma_X} f_X(x) dx = 0.95$$

$$\int_{m_X - 3\sigma_X}^{m_X + 3\sigma_X} f_X(x) dx = 0.99$$

Le modèle est valable si la probabilité d'avoir des événements "non-physiques" reste faible, c'est-à-dire si $m_X - 3\sigma_X > 0$ de sorte à ce que P(X < 0) < 0.5%.

4. Sans contrainte sur l'intervalle de variation de m_X , une condition nécessaire à l'obtention d'un minimum m_X^{opt} est $\frac{dm_Y}{dm_X} = 0$.

$$\frac{dm_Y}{dm_X} = 1 - l \int_l^{+\infty} \frac{\partial f_X(x, m_X)}{\partial m_X} dx$$
 Or, on a ici une gaussienne, donc
$$\frac{\partial f_X}{\partial m_X} = -\frac{\partial f_X}{\partial x}$$

$$\frac{dm_Y}{dm_X} = 1 + l \int_l^{\infty} \frac{df_X(x, m_X)}{dx} dx$$

$$= 1 + l(f_X(+\infty) - f_X(l)) = 1 - lf_X(l)$$
 Ainsi,
$$\frac{dm_Y}{dm_X} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad f_X(l) = \frac{1}{l}$$

$$f_X(l) = \frac{1}{l} \Leftrightarrow 1 = \frac{l}{\sqrt{2\pi}\sigma_X} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-m_X}{\sigma_X})^2}$$
$$\Leftrightarrow m_X = l \pm \sigma_X \sqrt{-2\ln\frac{l}{\sqrt{2\pi}\sigma_X}} \text{ avec } l > \sqrt{2\pi}\sigma_X$$

Pour qu'il s'agisse d'un minimum, il faut que $\frac{d^2m_Y}{d_X^m}>0.$

$$\begin{split} \frac{d^2m_Y}{d_X^m} &= -l\frac{df_X(l)}{dm_X}\\ &= \frac{-l}{\sqrt{2\pi}\sigma_X^3}(l-m_X)e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-m_X}{\sigma_X})^2}\\ \text{et on obtient } \frac{d^2m_Y}{d_X^m}|_{m_X+} &> 0 \text{ et } \frac{d^2m_Y}{d_X^m}|_{m_X-} &< 0 \end{split}$$

Le minimum de m_Y est donc bien atteint pour $m_{Xopt} = l + \sigma_X \sqrt{-2 \ln \frac{l}{\sqrt{2\pi}\sigma_X}}$

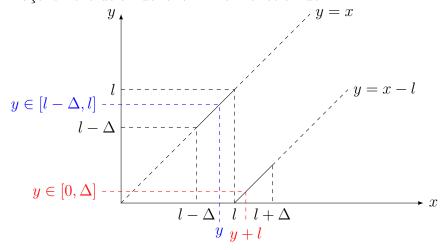
5. Application numérique:

$$m_X = 1 + 0.01 \sqrt{2 \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}0.01}} = 1.027m$$

Remarque : on obtient $l \approx l + 3\sigma_X$, donc le modèle est valable, en accord avec la question 4

Changement de variable aléatoire

1. Traçons l'évolution de la VA Y en fonction de X:



Avec l'aide du dessin, on voit immédiatement que :

- si $y \in [0, \Delta[$, alors $F_Y(y) = P[0 \le Y < y] = P[l \le x < y + l] = F_X(y + l) F_X(l)$
- si $y \in [l-\Delta, \Delta]$, alors $F_Y(y) = P[0 \le Y < y] = F_X(l+\Delta) F_X(l) + F_X(y) F_X(l-\Delta)$
- sinon, $F_Y(y) =$ cste.

Ainsi, on en déduit la densité de probabilité en dérivant par rapport à y:

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(y) & \text{si } y \in [l - \Delta, \Delta] \\ f_X(y+l) & \text{si } y \in [0, \Delta[\\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2. On a le changement de variable $g: X \Rightarrow Y = g(X)$ où :

$$g(X) = \begin{cases} X+l & \text{si } Y = X-l \in [0,\Delta] \\ X & \text{si } Y = X \in [l-\Delta,\Delta] \end{cases}$$

On utilise la formule générale du changement de variables :

$$f_Y(y) = F_X(x) \left| \frac{dx}{dy} \right|_{x,g(x)=y}$$

On retrouve ainsi le résultat précédent.

3. On considère que la variable X est uniformément répartie sur l'intervalle $[l-\Delta, l+\Delta]$. Ainsi, $f_X(x) = C$ (constante) sur cet intervalle et comme on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)dx = \int_{l-\Delta}^{l+\Delta} f_X(x)dx = 2\Delta C = 1$$

alors

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2\Delta} & \text{si } x \in [l - \Delta, l + \Delta] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

d'où

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\Delta} & \text{si } y \in [0, \Delta] \cup [l - \Delta, l] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Propriété importante : Si une densité de probabilité a une symétrie en x_0 et que sa moyenne existe, sa moyenne est sur l'axe de symétrie, donc vaut x_0 . Preuve :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} (y + x_0) f_X(y + x_0) dy$$
$$= x_0 \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(y + x_0) dy + \int_{-\infty}^{+\infty} y f_X(y + x_0) dy$$
$$= x_0 \times 1 + 0 = x_0$$

Ainsi, on obtient $m_Y = \frac{l}{2}$

4. On considère le changement de variable : $\Phi \to Y = \cos(\Phi)$. Comme $\cos(\Phi) \in [-1, 1]$, on a pour y < -1, $F_Y(y) = 0$ et pour $y \ge 1$, $F_Y(y) = 1$. Pour $y \in [-1, 1]$,

$$F_{Y}(y) = P(\cos(\Phi) < y)$$

$$= P(-pi \le \Phi < -\arccos(y)) + P(\arccos(y) \le \Phi < \pi)$$

$$= F_{\Phi}(-\arccos(y)) - F_{\Phi}(\arccos(y)) + F_{\Phi}(\pi) - F_{\Phi}(-\pi)$$

$$= F_{\Phi}(-\arccos(y)) - F_{\Phi}(\arccos(y)) + 1$$

$$f_{Y}(y) = \frac{1}{\sqrt{1 - y^{2}}} f_{\Phi}(-\arccos(y)) + \frac{1}{\sqrt{1 - y^{2}}} f_{\Phi}(\arccos(y))$$

5. On utilise le résultat général sur les changements de VA avec $\phi=\arccos(y)$ si y>0 et $\phi=-\arccos(y)$ si y<0

$$f_{Y}(y) = f_{\Phi}(\phi) \left| \frac{d\phi}{dy} \right|_{\phi,g(\phi)=y}$$

$$= \begin{cases} 0 & \text{si } y \notin [-1,1] \\ f_{\Phi}(\phi) \left| \frac{d\phi}{dy} \right|_{\phi=\arccos(y)} + f_{\Phi}(\phi) \left| \frac{d\phi}{dy} \right|_{\phi=-\arccos(y)} & \text{si } y \in [-1,1] \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0 & \text{si } y \notin [-1,1] \\ \frac{1}{\sqrt{1-y^{2}}} f_{\Phi}(-\arccos(y)) + \frac{1}{\sqrt{1-y^{2}}} f_{\Phi}(\arccos(y)) & \text{si } y \in [-1,1] \end{cases}$$

6. Si la VA Φ est uniformément répartie sur $[-\pi, \pi]$, alors on a

$$f_{\Phi}(\phi) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi} & \text{si } \phi \in [-\pi, \pi] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{1-y^{2}}} & \text{si } y \in [-1, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$