## Chap III - Estimation ponctuelle

Soit X une variable aléatoire dont la loi, de forme connue, dépend d'un paramètre  $\theta$  inconnu,  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ . On suppose que l'on dispose de n observations  $x_1, x_2, \dots, x_n$  qui sont les réalisations de variables aléatoires  $X_1, X_2, \dots, X_n$  indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.), de même loi que X. On dit que  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  est un  $\underline{n}$ -échantillon de la loi de X.

On cherche à estimer  $\theta$  à partir des *n*-observations  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ . Pour tout  $\theta \in \Theta$ ,  $\theta$  représente en général une valeur caractéristique de la loi de X telle que son espérance, sa variance, son étendue...

#### 1 Définition d'un estimateur

**Définition 1** Soit  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  un n-échantillon d'une loi  $\mathbb{P}_{\theta}$  dépendant d'un paramètre inconnu  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ . On appelle <u>estimateur de  $\theta$ </u> une variable aléatoire  $T_n$  obtenue comme fonction du n-échantillon aléatoire  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ; autrement dit  $T_n = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$ .

**Définition 2** Soit  $T_n$  un estimateur de  $\theta$ . On appelle <u>estimation de  $\theta$ </u>, la réalisation  $t_n$  de la v.a.  $T_n$ , obtenue à partir de la réalisation  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  du n-échantillon  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ;  $t_n = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ .

### 2 Propriétés d'un estimateur

#### 2.1 Biais

Si  $T_n$  est un estimateur de  $\theta$ , une première propriété est l'absence ou non de biais :

**Définition 3** On dit que  $T_n$  est un estimateur sans biais de  $\theta$  si  $\mathbb{E}_{\theta}(T_n) = \theta$  où  $\mathbb{E}_{\theta}$  désigne l'espérance sous la loi  $\mathbb{P}_{\theta}$ .

Sinon  $T_n$  est dit <u>biaisé</u> et le biais de  $T_n$  est donné par  $B_n(\theta) = \mathbb{E}_{\theta}(T_n) - \theta$ . Si  $B_n(\theta)$  tend vers 0 quand n tend vers l'infini, alors  $T_n$  est un estimateur de  $\theta$  <u>asymptotiquement</u> sans biais.

### 2.2 Risque quadratique

**Définition 4** Soit  $T_n$  un estimateur de  $\theta$ . On appelle risque quadratique, ou erreur quadratique moyenne, de  $T_n$  (comme estimateur de  $\theta$ ) la quantité  $EQM(T_n) = \mathbb{E}_{\theta} [(T_n - \theta)^2]$ .

Théorème 1 On a l'égalité

$$\mathbb{E}_{\theta} \left[ (T_n - \theta)^2 \right] = \mathbb{V}_{\theta}(T_n) + \left[ B_n(\theta) \right]^2$$

où  $V_{\theta}(T_n)$  est la variance de  $T_n$  et  $B_n(\theta)$  est le biais de  $T_n$  pour estimer  $\theta$ .

Pour un estimateur sans biais, le risque quadratique est égal à la variance de l'estimateur. Si  $T_n^1$  et  $T_n^2$  sont deux estimateurs de  $\theta$  (avec ou sans biais), on choisira celui qui a le plus petit risque quadratique. Si  $T_n^1$  et  $T_n^2$  sont sans biais, choisir l'estimateur ayant le plus petit risque quadratique revient bien sûr à choisir celui de plus petite variance.

#### 2.3 Consistance

Une autre propriété requise est la convergence de l'estimateur vers la valeur  $\theta$  à estimer, quand la taille n de l'échantillon tend vers l'infini. Cette propriété s'appelle la <u>consistance</u> de l'estimateur. L'estimateur  $T_n$  étant une variable aléatoire, il existe plusieurs façons de définir la convergence de  $T_n$  vers  $\theta$ . Nous définissons ici :

**Définition 5**  $T_n$  est un estimateur consistant de  $\theta$  si pour tout  $\varepsilon > 0$  on a

$$\mathbb{P}_{\theta}(|T_n - \theta| \ge \varepsilon) \to 0$$

quand  $n \to \infty$ .

Lorsque le risque quadratique  $EQM(T_n)$  tend vers 0 quand n tend vers l'infini, on dit que  $T_n$  converge en moyenne quadratique.

La convergence en moyenne quadratique implique la consistance.

### 3 Estimation d'une proportion

Soit  $(X_1, \dots, X_n)$  un n-échantillon de la loi  $\mathcal{B}(p), p \in [0, 1]$ . On estime p par l'estimateur intuitif

$$\hat{p}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

qui représente la proportion aléatoire dans l'échantillon. C'est un estimateur sans biais de p car  $\mathbb{E}_p(\hat{p}_n) = p$  et de variance  $\mathbb{V}_p(\hat{p}_n) = \frac{p(1-p)}{n}$ . Son risque quadratique vaut donc  $\frac{p(1-p)}{n}$  et tend vers 0 quand n tend vers l'infini. Par conséquent,  $\hat{p}_n$  converge en moyenne quadratique vers p et est donc un estimateur consistant de p.

### 4 Estimation d'une espérance

Soit  $(X_1, \dots, X_n)$  un n-échantillon. On note  $\mathbb{E}(X_i) = m$  et  $\mathbb{V}(X_i) = \sigma^2$ . On estime m par l'estimateur intuitif

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

qui représente la moyenne empirique dans l'échantillon. C'est un estimateur sans biais de m car  $\mathbb{E}(\bar{X}_n) = m$  et de variance  $\mathbb{V}(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}$ . Son risque quadratique vaut donc  $\frac{\sigma^2}{n}$  et tend vers 0 quand n tend vers l'infini. Par conséquent,  $\bar{X}_n$  converge en moyenne quadratique vers m et est donc un estimateur consistant de m.

# 5 Estimation d'une variance

Soit  $(X_1, \dots, X_n)$  un n-échantillon. On note  $\mathbb{V}(X_i) = \sigma^2$ . On estime  $\sigma^2$  par l'estimateur

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\bar{X}_n)^2$$

qui représente la variance empirique dans l'échantillon.  $\hat{\sigma}_n^2$  est un estimateur consistant de  $\sigma^2$