CHAPITRE 3 - ESTIMATION

Marouane | L | DRISS| il_idrissi.marouane@uqam.ca

STT 1000 - Automne 2025

Département de Mathématiques, Université du Québec à Montréal



Estimation

Dans le Chapitre 1, on a défini des variables aléatoires pour modéliser des phénomènes

Dans le Chapitre 2, on a analysé des échantillons de données observées

Dans ce chapitre, on va combiner ce que l'on a vu jusqu'à présent, en supposant que les données observées sont des réalisations de variables aléatoires

Cette supposition va nous permettre d'estimer la valeur des paramètres de la loi de ces v.a.s à partir d'un échantillon observé

Par exemple:

Supposons que **notre échantillon observé** provient de **réalisations d'une v.a.** de loi $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ et que je ne connaisse ni la valeur de μ ni celle de σ^2 .

- regretation is Est-il possible de calculer "une bonne estimation de μ et σ^2 "?
- Comment savoir si cette estimation est bonne?
- Sur quelle base puis-je comparer deux estimations de μ ? Sur Comment construire des estimation?

Plan du chapitre

1. Estimation ponctuelle

- 2. Propriétés des estimateurs
- 3. Illustrations
- 4. Méthodes d'estimation

Sommaire

- 1. Estimation ponctuelle
- 1.1 Échantillon i.i.d.
- 1.2 Loi et paramètres de la population
- 1.3 Estimateur et estimation
- 1.4 Notations
- Propriétés des estimateurs
- 3. Illustrations
- 4. Méthodes d'estimation

Estimation - Échantillon i.i.d.

Un échantillon est une collection X_1, \dots, X_n de <u>variables aléatoires</u> \star Un échantillon observé (Chap2) est une réalisation de cette collection de variables aléatoire

 \square Dans la suite, on notera n la taille de l'échantillon

Dans tout ce cours, nous allons supposer que:

- 1. Les variables aléatoires X_1, \ldots, X_n sont (mutuellement) indépendantes ;
- Toutes les variables qui composent l'échantillon ont la même loi, avec les mêmes paramètres.

Si ces deux conditions sont respectées, on parle d'échantillon indépendant et identiquement distribué (i.i.d.) *

Estimation - Loi et paramètre de la population

Dans la suite de ce cours, on va toujours supposer que la taille de la population est infinie

Chaque v.a. qui compose l'échantillon représente un individu de la population

La **loi de ces v.a.s** est appelée la **loi de la population ★**Ou **loi-mère**, ou encore **loi populationnelle**

Dans ce cours, on ne va s'intéresser **qu'à des lois populationnelles à paramètres** μ et σ pour une normale, [a,b] pour une uniforme, λ pour une exponentielle

Les paramètres de la loi de la population s'appellent les paramètres de la population ★

Problématique de l'estimation (paramétrique):

Les paramètres de la population sont <u>inconnus</u> et on cherche à les estimer

Estimation - Estimateur et estimation

Pour estimer un paramètre, on va faire appel à un estimateur de ce paramètre

L'estimateur d'un paramètre, c'est une fonction de l'échantillon $X_1, \ldots, X_n \bigstar$

un estimateur d'un paramètre est une variable aléatoire

Un **échantillon observé** x_1, \ldots, x_n est la **réalisation d'un échantillon** \bigstar x_1 est une réalisation de X_1, x_2 de X_2 ...

L'estimation d'un paramètre, c'est une fonction de l'échantillon observé $x_1, \ldots, x_n \bigstar$

Une estimation d'un paramètre est un nombre

Exemple: Qui peut être un estimateur, qui peut être une estimation? 🖾

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

Estimation - Notations

Pour formaliser le problème de l'estimation de paramètre, on va d'abord introduire quelques notations:

- Échantillon: $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n) \bigstar$
- Échantillon observé: $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \bigstar$
- Paramètre (générique): θ ★
- Ensemble de définition du paramètre: ⊖ ★
- Densité de la loi de la population; $f(s; \theta)$
- Estimateur (générique) d'un paramètre: $\widehat{\theta}(\mathbf{X})$
- Estimation d'un paramètre: $\widehat{\theta}(x)$

Donnez θ et Θ pour les lois de la population suivantes:

■ Loi de Bernoulli $\mathcal{B}(p)$
■ Loi exponentielle $\mathcal{E}(\lambda)$
■ Loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

Estimation - Pour fixer les idées

Soit un **échantillon i.i.d** X_1, \ldots, X_5 de **loi populationnelle** $\mathcal{B}(p)$

On cherche à estimer le paramètre de la population $\theta=\rho\in\Theta=[0,1]$

On propose un **estimateur pour** p

$$\widehat{\theta}(\mathbf{X}) = \frac{1}{5} (X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5)$$

Si on observe un échantillon x = (1, 0, 1, 1, 0) alors

$$\widehat{\theta}(\mathbf{x}) = \frac{1}{5} (1 + 0 + 1 + 1 + 0) = 3/5$$

qui est une estimation de p

regretation Est-ce que $\widehat{\theta}$ est un bon estimateur de p?

Est-ce qu'on peut faire confiance a l'estimation?

Sommaire

- 1. Estimation ponctuelle
- 2. Propriétés des estimateurs
- 2.1 Biais
- 2.2 Erreur quadratique moyenne
- 3. Illustrations
- Méthodes d'estimation

Propriétés des estimateurs - Biais

Le biais d'un estimateur $\widehat{\theta}(\mathbf{X})$ permet de jauger si cet estimateur vise juste en moyenne

Intuition "avec les mains":

- 1. Supposons que l'on ait accès a plusieurs échantillons observés d'un même échantillon
- 2. On calcule une estimation par échantillon observé
- 3. La moyenne de ces estimations doit être "proche" de la vraie valeur de heta

Définition (Biais d'un estimateur). ★

Soit $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ un échantillon i.i.d. et $\widehat{\theta}(\mathbf{X})$ un estimateur d'un paramètre de population $\theta \in \Theta$. Le biais de $\widehat{\theta}$ pour θ est défini par:

$$\mathrm{biais}_{\theta}\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right) = \mathbb{E}\left[\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right] - \theta.$$

Si biais $_{\theta}\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right)=0$, on dit que $\widehat{\theta}(\mathbf{X})$ est un estimateur sans biais pour θ .

Supposons que
$$\mathbb{E}\left[X_1\right] = \mu$$

$$\square$$
 Quel est le biais de $\widehat{\mu}_1(\mathbf{X}) = \frac{3}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$ pour μ ?

Biais - Estimateur de la variance

Supposons maintenant que $\mathbb{E}\left[X_{1}\right]=\mu$ et $\mathbb{V}\left(X_{1}\right)=\sigma^{2}$

Montrons que, pour i = 1, ..., n

$$\mathbb{E}\left[\left(X_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right)^2\right] = \sigma^2 \frac{n-1}{n}$$

1. Calculez le biais de 🖾

$$\widehat{\sigma}_1^2(\mathbf{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2$$

2. Calculez le biais de 🖾

$$\widehat{\sigma}_2^2(\mathbf{X}) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2 = S^2$$

 \blacksquare Maintenant on sait d'où vient le "n-1"!

Erreur quadratique moyenne - Comparer deux estimateurs

Comment faire pour comparer deux estimateurs sans biais pour le même paramètre de la population?

© Comparer leur erreur quadratique moyenne!

Définition (Erreur quadratique moyenne (EQM) d'un estimateur). ★

On appelle erreur quadratique moyenne d'un estimateur $\widehat{\theta}(\mathbf{X})$ du paramètre θ la quantité

$$\mathrm{EQM}_{\theta}\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right) = \mathbb{E}\left[\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X}) - \theta\right)^{2}\right]$$

On dira que $\widehat{\theta}_1(X)$ est un meilleur estimateur que $\widehat{\theta}_2(X)$ pour θ au sens de l'EQM si \star

$$\mathrm{EQM}_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})\right) \leq \mathrm{EQM}_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{2}(\mathbf{X})\right)$$

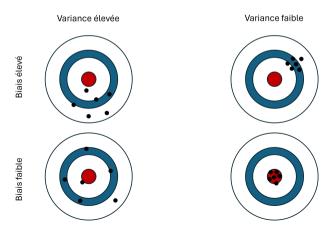
Résultat (Compromis biais-variance). *

$$\mathrm{EQM}_{\theta}\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right) = \mathbb{V}\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right) + \mathrm{biais}_{\theta}\left(\widehat{\theta}(\mathbf{X})\right)^{2}$$

Erreur quadratique moyenne - Compromis biais-variance

Ainsi, ce qui importe pour l'EQM est:

- Le biais de l'estimateur (si on vise juste)
- La variance de l'estimateur (si on vise dispersé)



Erreur quadratique moyenne - Efficacité relative

Définition (Efficacité relative entre deux estimateurs). *

Soient $\hat{\theta}_1(\mathbf{X})$ et $\hat{\theta}_2(\mathbf{X})$ deux estimateurs de θ . L'efficacité relative entre $\hat{\theta}_1(\mathbf{X})$ et $\hat{\theta}_1(\mathbf{X})$ est donnée par le ratio

$$\mathrm{e}_{ heta}\left(\widehat{ heta}_{1}(\mathbf{X}),\widehat{ heta}_{2}(\mathbf{X})
ight) = rac{\mathrm{EQM}_{ heta}\left(\widehat{ heta}_{2}(\mathbf{X})
ight)}{\mathrm{EQM}_{ heta}\left(\widehat{ heta}_{1}(\mathbf{X})
ight)}$$

$$\mathbb{R}^{2}$$
 Si $e_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X}),\widehat{\theta}_{2}(\mathbf{X})\right) < 1$, $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$ est moins efficace pour θ que $\widehat{\theta}_{2}(\mathbf{X})$

Si
$$e_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X}), \widehat{\theta}_{2}(\mathbf{X})\right) = 1$$
, $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$ et $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$ ont la même efficacité pour θ Si $e_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X}), \widehat{\theta}_{2}(\mathbf{X})\right) > 1$, $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$ est plus efficace pour θ que $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$

Si
$$e_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X}),\widehat{\theta}_{2}(\mathbf{X})\right) > 1$$
, $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$ est plus efficace pour θ que $\widehat{\theta}_{1}(\mathbf{X})$

Résultat (Efficacité relative d'estimateurs sans biais).

Si
$$\widehat{\theta}_1(\mathbf{X})$$
 et $\widehat{\theta}_2(\mathbf{X})$ sont sans biais pour θ , alors

$$e_{\theta}\left(\widehat{\theta}_{1}(\boldsymbol{\mathsf{X}}),\widehat{\theta}_{2}(\boldsymbol{\mathsf{X}})\right) = \frac{\mathbb{V}\left(\widehat{\theta}_{2}(\boldsymbol{\mathsf{X}})\right)}{\mathbb{V}\left(\widehat{\theta}_{1}(\boldsymbol{\mathsf{X}})\right)}$$

Efficacité relative - Exemple

Soit X_1, \ldots, X_n un échantillon i.i.d. de taille n pair, tel que $\mathbb{E}[X_1] = \mu$ et $\mathbb{V}(X_1) = \sigma^2$ On propose les deux estimateurs suivants pour μ

$$\widehat{\mu}_1(\mathbf{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$
 et $\widehat{\mu}_2(\mathbf{X}) = \frac{1}{n/2} \sum_{i=1}^{n/2} X_i$

- 1. Quel est l'EQM de $\widehat{\mu}_1(\mathbf{X})$?
- 2. Quel est l'EQM de $\widehat{\mu}_2(\mathbf{X})$?
- 3. Quelle est l'efficacité relative entre $\widehat{\mu}_1(\mathbf{X})$ et $\widehat{\mu}_2(\mathbf{X})$?
- 4. Est-ce un résultat intuitif? Pourquoi? 🖾

Sommaire

- 1. Estimation ponctuelle
- 2. Propriétés des estimateurs
- 3. Illustrations
- 3.1 Échantillon Bernoulli
- 3.2 Échantillon Gaussien
- 3.3 Deux estimateurs notables
- Méthodes d'estimation

Échantillon de loi de Bernoulli

Soit un échantillon i.i.d X_1,\ldots,X_5 de loi populationnelle $\mathcal{B}(\rho)$ On cherche à estimer le paramètre de la population $\rho\in[0,1]$

On propose trois estimateurs:

$$\widehat{p}_1(\mathbf{X}) = \overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \qquad \widehat{p}_2(\mathbf{X}) = 1 - \overline{X}_n = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \qquad \widehat{p}_3(\mathbf{X}) = \frac{1}{2} \left(X_1 + X_n \right)$$

- 1. Quel est le biais de chaque estimateur? 🖾
- 2. Quelle est la variance de chaque estimateur? 🖾
- 3. Quel est l'EQM de chaque estimateur? 🖾
- 4. Quelle sont les efficacités relatives de chaque estimateur par rapport à $\widehat{\rho}_1(\mathbf{X})$?
- 5. Pour quelle valeur du paramètre de la population p est-ce que \hat{p}_1 et \hat{p}_2 ont la même efficacité?
- 6. Quel est le meilleur estimateur de p? 🖾

Échantillon Gaussien - Estimateur de la moyenne de la population

Soit un échantillon i.i.d X_1, \ldots, X_5 de loi de la population $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ Pour commencer, on cherche à estimer le paramètre de la population $\mu \in \mathbb{R}$

On propose deux estimateurs:

$$\widehat{\mu}_1(\mathbf{X}) = \overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \qquad \widehat{\mu}_2(\mathbf{X}) = \frac{1}{2} (X_1 + X_n)$$

- 1. Quel est le biais de chaque estimateur? 🙇
- 2. Quelle est la variance de chaque estimateur? 🖾
- 3. Quel est l'EQM de chaque estimateur? 🖾
- 4. Quelle est l'efficacité relative entre $\widehat{\mu}_1(\mathbf{X})$ et $\widehat{\mu}_2(\mathbf{X})$?
- 5. Quel est le meilleur estimateur de μ ?

Deux estimateurs notables

Focus sur **deux estimateurs notables** qu'il est important de connaître On les a déjà croisés leur version pour **échantillon observé** au chapitre précédent

1. L'estimateur de la moyenne empirique *

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

🖙 Sans biais pour estimer l'espérance de la loi de la population

2. L'estimateur de la variance empirique 🛨

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(X_1 - \overline{X}_n \right)$$

🖙 Sans biais pour estimer la variance de la loi de la population

© Ces estimateurs sont même les meilleurs estimateurs sans biais au sens de l'EQM! Plus de détails au cours de STT2000!

Sommaire

- 1. Estimation ponctuelle
- 2. Propriétés des estimateurs
- 3. Illustrations
- 4. Méthodes d'estimation
- 4.1 Méthode des moments
- 4.2 Méthode du maximum de vraisemblance

Méthodes d'estimation

Jusqu'à présent, on a étudié les propriétés d'estimateurs qui vous ont été donnés

Mais existe-t-il des méthodes systématiques pour construire des estimateurs?

Il en existe plusieurs, dont deux principales que nous allons étudier dans ce cours:

- 1. La méthode des moments
- 2. La méthode du maximum de vraisemblance

Ces deux méthodes offrent une manière générique de construire des estimateurs quelle que soit la loi de la population

Mais elles ne produisent pas forcément les mêmes estimateurs

Méthodes des moments - Notations et définitions

Définition (Moments d'une variable aléatoire). *

Soit X une variable aléatoire à densité f_{θ} pour $\theta \in \Theta$. On appelle le **moment d'ordre** k, pour $k \in \mathcal{N}$, la quantité $\mathbb{E}\left[X^{k}\right]$.

Définition (Moments empiriques (ou échantillonaux)). ★

Soit X_1, \ldots, X_n un échantillon i.i.d. de loi populationnelle a densité f_θ pour $\theta \in \Theta$. On appelle le **moment empirique de l'échantillon à l'ordre** k, pour $k \in \mathcal{N}$, la quantité:

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

Pour k = 1, le moment est **l'espérance**, et le moment empirique est **la moyenne empirique**

Méthodes des moments - Recette

Supposons que l'ont ait accès à un échantillon i.i.d X_1, \ldots, X_n Étapes pour **construire un estimateur par la méthode des moments**: \star

- 1. Compter combien de paramètres on souhaite estimer (la dimension de Θ) Supposons que l'on ait m paramètres à estimer
- 2. Calculer (ou reconnaître) tous les moments d'ordre 1 à m

Poser les m équations à m inconnues

$$\begin{cases} \mathbb{E}[X] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_{i} \\ \vdots \\ \mathbb{E}[X^{m}] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_{i}^{m} \end{cases}$$

On va "matcher" les *m* premiers moments aux moments empiriques

- Trouver le θ qui résout ces équations
 C'est l'estimateur par la méthode des moments!
- Généralement, on note l'estimateur obtenu par la méthode des moments $\widehat{\theta}_{MM}(\mathbf{X})$

Méthodes des moments - Échantillon de Bernoulli

Soit un échantillon i.i.d $X_1, ..., X_5$ de loi populationnelle $\mathcal{B}(p)$ On cherche à estimer par la méthode des moments le paramètre de la population $p \in [0, 1]$

- 1. Combien de paramètres a-t-on a estimer? 💪
- 2. Quelles sont les valeurs des moments nécessaires? 🙇
- 3. Quel est le système d'équation à résoudre? 🖾
- 4. En déduire un estimateur par la méthode des moments? 🙇
- 5. Est-il biaisé? Quelle est sa variance? Quel est son EQM? 🙇

Méthodes des moments - Échantillon Gaussien

Soit un échantillon i.i.d X_1,\ldots,X_5 de loi populationnelle $\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)$ On cherche à estimer par la méthode des moments les paramètres de la population $(\mu,\sigma^2)\in\mathbb{R}\times(0,\infty)$

- 1. Combien de paramètres a-t-on a estimer? 🙇
- 2. Quelles sont les valeurs des moments nécessaires? 🖾
- 3. Quel est le système d'équation à résoudre? 🖾
- 4. En déduire un estimateur par la méthode des moments? 🙇
- 5. Est-il biaisé? Quelle est sa variance? Quel est son EQM? 🙇

Méthodes du maximum de vraisemblance - Principes et notations

La **vraisemblance**, c'est ce que mesure la **densité de probabilité** Rappel: La densité de la population s'écrit $f(s; \theta)$

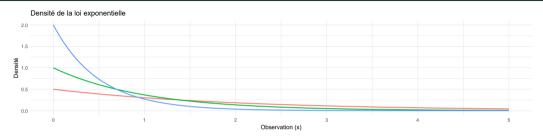
Si on fixe un θ , et qu'on regarde $f(s;\theta)$ comme fonction de s: Indique la vraisemblance d'observer la valeur s

Si on fixe une observation x_1 , et qu'on regarde $f(x_1; \theta)$ comme une valeur de θ :

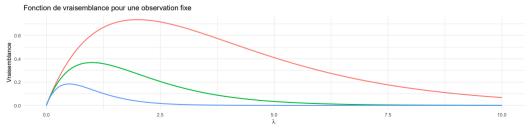
Indique la vraisemblance que le choix θ ait pu produit x_1 comme observation

C'est cette deuxième interprétation qui va nous intéresser!

Méthodes du maximum de vraisemblance - Loi exponentielle



Paramètre — $\lambda = 0.5$ — $\lambda = 1$ — $\lambda = 2$



Méthodes du maximum de vraisemblance - Vraisemblance de l'échantillon

Définition (Vraisemblance d'un échantillon). ★

Soit $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ un échantillon i.i.d. de loi populationnelle admettant comme densité $f(s; \theta)$. On appelle fonction de vraisemblance de l'échantillon la fonction

$$L(\theta; \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta)$$

 \square C'est la loi joint du vecteur aléatoire X, vu comme une fonction de θ !

Intuition: Trouver le θ qui aura la plus grande vraisemblance d'avoir produit cet échantillon!

C'est exactement la définition de l'estimateur du maximum de vraisemblance (EMV):

$$\widehat{\theta}_{MV}(\mathbf{X}) = \operatorname*{argmax}_{\theta \in \Theta} L(\theta; \mathbf{X})$$

Méthodes du maximum de vraisemblance - En pratique

Maximiser un produit de densités, c'est compliqué...

Maximiser une somme de densités, c'est plus facile!

On préfère travailler avec la log-vraisemblance de l'échantillon 🛨

$$\ell(\theta; \mathbf{X}) = \log (L(\theta; \mathbf{X})) = \sum_{i=1}^{n} \log (f(x_i; \theta))$$

Comme le log est une fonction croissante, optimiser L ou ℓ donne le même résultat!

Recette: *

- 1. Calculer la vraisemblance puis la log-vraisemblance de l'échantillon;
- 2. Calculer la dérivée **par rapport à** θ , puis l'annuler ;
- 3. Vérifier que la **dérivée seconde de la log-vraisemblance est négative** pour s'assurer la solution trouvée est un maximum.

Rappel: Dérivée seconde négative indique que la fonction est concave 縙

Méthodes du maximum de vraisemblance - Échantillon Bernoulli

Soit un échantillon i.i.d X_1, \ldots, X_5 de loi populationnelle $\mathcal{B}(p)$ On cherche à estimer par la méthode des moments le paramètre de la population $p \in [0, 1]$

- 1. Quelle est la fonction de masse de probabilité f(t;p) de la loi populationnelle? \triangle
- 2. Quelle est la vraisemblance de l'échantillon? Sa log-vraisemblance? 🙇
- 3. Quelle est la dérivée de la log-vraisemblance? Annulez-là pour trouver l'estimateur du maximum de vraisemblance. 🙇
- 4. Quelle est dérivée seconde de la log-vraisemblance? 🙇
- 5. L'EMV est-il biaisé? Quelle est sa variance? Quel est son EQM? 🗀

Méthodes du maximum de vraisemblance - Échantillon Gaussien

Soit un échantillon i.i.d X_1, \ldots, X_5 de loi populationnelle $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ On cherche à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance les paramètres de la population $(\mu, \sigma^2) \in \mathbb{R} \times (0, \infty)$

- 1. Quelle est la fonction de densité $f(t; \mu, \sigma^2)$ de la loi populationnelle? \triangle
- 2. Quelle est la vraisemblance de l'échantillon? Sa log-vraisemblance? 🙇
- 3. Quel est le gradient de la log-vraisemblance? Annulez-le pour trouver l'estimateur du maximum de vraisemblance. 🙇
- 4. Quelle est la matrice Hessienne de la log-vraisemblance? 🖾
- 5. L'EMV est-il biaisé? Quelle est sa variance? Quel est son EQM? 縙