

---

### Sujet 4

---

• **Brefs rappels sur la régression linéaire:**

Lorsque  $(X^{(1)}, \dots, X^{(p)})$  est un vecteur de covariables quantitatives, le modèle de régression linéaire correspondant à l'observation de  $(Y, X^{(1)}, \dots, X^{(p)})$  s'écrit:

$$Y = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k X^{(k)} + \varepsilon \quad (1)$$

où  $\mathbb{E}[\varepsilon] = 0$ ,  $\text{Var}(\varepsilon) < \infty$  et  $\varepsilon \perp (X^{(1)}, \dots, X^{(p)})$ .

Le modèle de régression linéaire est dit gaussien lorsqu'on rajoute l'hypothèse  $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ .

Le modèle de régression linéaire est dit homoscedastique lorsqu'on rajoute l'hypothèse que la variance de l'erreur résiduelle est constante d'un individu à l'autre.

• **Cas des covariables qualitatives (appelées aussi facteurs):**

L'écriture (1) est générique. Il faut prendre garde au fait que l'on ne rentre en réalité sous cette forme **que** les variables quantitatives. Supposons ici que  $X^{(1)}$  est ici une variable qualitative à  $J$  modalités que l'on peut encoder comme suit:

$$X^{(1)} = \begin{cases} 1 & \text{si } X^{(1)} \text{ prend la modalité n}^\circ 1, \\ \vdots & \vdots \\ J & \text{si } X^{(1)} \text{ prend la modalité n}^\circ J. \end{cases}$$

Si une modalité se dégage naturellement comme variable de référence, on prend soin de l'encoder avec 1 lorsqu'on utilise le logiciel R, qui prend la 1<sup>ère</sup> modalité comme modalité de référence. Par exemple, considérons la covariable qui encode le statut d'un individu relatif au fait d'avoir des antécédents familiaux d'hypertension artérielle, on l'encode comme suit:

$$X^{(1)} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu n'a pas d'antécédents familiaux d'hypertension artérielle} \\ & \text{(modalité de référence),} \\ 2 & \text{dans le cas contraire.} \end{cases}$$

Lorsque  $X^{(1)}$  est ici une variable qualitative à  $J$  modalités, l'équation (1) est modifiée comme suit. Ce n'est pas  $X^{(1)}$  qui est incluse avec un coefficient multiplicateur dans l'équation (1) mais des indicatrices (*dummy variables*) avec autant de coefficients multiplicateurs. Inclure  $J$  indicatrices sans précaution particulière surparamètrerait le modèle et entraînerait un problème d'identifiabilité au sens où l'on n'aurait plus l'injectivité de  $\beta \rightarrow \mathbb{E}_\beta[\mathbb{Y}|X] = \mathbb{X}.\beta$ . Imposer la nullité d'un coefficient de sorte que l'on inclut seulement  $(J - 1)$  indicatrices est une façon de rétablir l'identifiabilité du modèle. La modalité non-incluse dans l'équation sert alors de modalité de référence dans l'interprétation des coefficients. Le logiciel R prend par défaut la 1<sup>ère</sup> modalité comme modalité de référence. Cela donne la nouvelle équation:

$$Y = \beta_0 + \beta_{1,2}I(X^{(1)} = 2) + \dots + \beta_{1,J}I(X^{(1)} = J) + \sum_{k=2}^p \beta_k X^{(k)} + \varepsilon.$$

Pour  $j = 1, \dots, J$ , le coefficient  $\beta_{1,j}$  s'interprète alors comme l'effet sur la valeur moyenne de  $Y$  dû au niveau  $j$  de la variable  $X^{(1)}$  par rapport à la valeur moyenne pour  $Y$  avec la modalité 1 de  $X^{(k_0)}$ , toutes les autres covariables étant fixées quelconques le temps de la comparaison. On parle d'effet différentiel.

Noter qu'il n'y a pas unicité de la manière de rétablir l'identifiabilité. Selon les logiciels, d'autres choix par défaut sont adoptés.

• **ANOVA(1) = analyse de la variance à un facteur présentant  $J$  modalités:**

Lorsque le modèle de régression inclut une seule covariable qualitative, on parle d'analyse de la variance à un facteur à  $J$  modalités. Supposons que l'on dispose d'un échantillon  $(Y_i, X_i)$  pour  $i = 1, \dots, n$  où  $X_i$  représente un facteur à  $J$  modalités. L'équation du modèle de régression linéaire ou d'ANOVA(1) correspondant est alors:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_2 I(X_i^{(1)} = 2) + \dots + \beta_J I(X_i^{(1)} = J) + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

Comme son nom ne l'indique pas, ce modèle permet de comparer les moyennes des  $J$  différents sous-groupes d'une population identifiés par les  $J$  modalités du facteur en question. Au lieu de numéroter les individus de 1 à  $n$ , on peut les renuméroter de manière équivalente pour indiquer la modalité exprimée par chacun. Notons  $n_j \in \mathbb{N}^*$  le nombre d'individus exprimant la modalité

$j$  du facteur en question de sorte que l'on a forcément  $\sum_{j=1}^J n_j = n$ . Notons  $Y_{i,j}$  l'observation

réalisée sur le  $i^{\text{ème}}$  individu présentant la  $j^{\text{ème}}$  modalité du facteur  $X^{(1)}$ . Le modèle d'analyse de la variance à un facteur est souvent ré-écrit de la façon suivante:

$$Y_{i,j} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{i,j}, \quad \begin{cases} j = 1, \dots, J, \\ i = 1, \dots, n_j, \end{cases} \quad \text{avec } \alpha_1 = 0.$$

L'écriture matricielle de la forme  $Y_{i,j} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{i,j}$  pour  $j = 1, \dots, J$  et  $i = 1, \dots, n_j$  avec  $\alpha_1 = 0$  est

$$\begin{pmatrix} Y_{1,1} \\ \vdots \\ Y_{n_1,1} \\ Y_{1,2} \\ \vdots \\ Y_{n_2,2} \\ \vdots \\ Y_{1,J} \\ \vdots \\ Y_{n_J,J} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ \hline 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \hline \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \hline 1 & \dots & \dots & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \dots & \dots & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_J \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n_1,1} \\ \varepsilon_{1,2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n_2,2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{1,J} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n_J,J} \end{pmatrix}$$

Lorsque  $n_j = n_1$  pour tout  $j = 2, \dots, J$ , on dit que le *design* est équilibré. Dans le cas contraire, on dit que le *design* est déséquilibré.

• **Exercice:**

Notons  $\beta$  le vecteur des paramètres de régression à estimer dans le cadre d'un modèle d'analyse de la variance à un facteur et  $\hat{\beta}$  son estimateur.

1. Proposer des simulations de Monte-Carlo permettant d'évaluer le biais empirique de  $\widehat{\beta}$  et son écart-type estimé.  
Le biais et l'écart-type estimés sont-ils sensibles à l'hypothèse de normalité? à l'hypothèse d'homoscédasticité? à la taille de l'échantillon? au fait que le *design* soit équilibré ou non? au nombre de coefficients du modèle?
2. Proposer des simulations de Monte-Carlo permettant d'illustrer la convergence asymptotique de  $\widehat{\beta}$  vers  $\beta$ . La convergence est-elle sensible à l'hypothèse de normalité? à l'hypothèse d'homoscédasticité? au fait que le *design* soit équilibré ou non? au nombre de coefficients du modèle?
3. Le test de Fligner-Killeen est un test d'homoscédasticité dans le cadre de l'ANOVA. Pour  $j = 1, \dots, J$ , notons  $\sigma_j^2$  la variance conditionnelle de la réponse d'un individu du  $j^{\text{ème}}$  groupe i.e. on pose

$$\sigma_j^2 = \text{Var}(\varepsilon_{i,j}) = \text{Var}(Y_{i,j}|X_{i,j}), \quad i = 1, \dots, n_j.$$

L'hypothèse nulle est  $H_0: \sigma_1^2 = \dots = \sigma_J^2$  tandis que l'hypothèse alternative est  $H_1: \exists k \neq j \in \{1, \dots, J\}$  tel que  $\sigma_k^2 \neq \sigma_j^2$ . Ce test est implémenté dans le logiciel R au moyen de la fonction `fligner.test` ou bien fonction `homog.test` du package `onewaytests` avec l'option `method="Fligner"`.

Présenter ce test. Proposer des simulations de Monte-Carlo permettant d'évaluer l'erreur empirique de 1<sup>ère</sup> espèce et la puissance empirique de ce test. Les résultats obtenus sont-ils sensibles à l'hypothèse de normalité? à la taille de l'échantillon? au fait que le *design* soit équilibré ou non? au nombre de coefficients du modèle?