

Correction

0 0 0 0 0 0 0
 1 1 1 1 1 1 1
 2 2 2 2 2 2 2
 3 3 3 3 3 3 3
 4 4 4 4 4 4 4
 5 5 5 5 5 5 5
 6 6 6 6 6 6 6
 7 7 7 7 7 7 7
 8 8 8 8 8 8 8
 9 9 9 9 9 9 9

Numéro étudiant : 1 2 3 4 5 6 7 8 9

QCM Modèle linéaire

Durée : 15 minutes. Documents et calculatrice interdits
Téléphone, montre connectées et autres objets connectés : interdits
Une réponse correcte par question

Question 1 Pour introduire une covariable catégorielle à K modalités dans un modèle linéaire, combien de variables binaires doit-on introduire dans le modèle ?

- $K - 1$ $K + 1$ K

Question 2 Un R^2 loin de 1 (par exemple, 0.2 ou 0.4) indique que le modèle de régression n'est pas utilisable.

- Faux Vrai

Question 3 Sous l'hypothèse gaussienne, le modèle linéaire $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$ s'écrit aussi

- $Y \sim \mathcal{N}(\beta_0 + \beta_1 x; \sigma^2)$ $[Y|X=x] \sim \mathcal{N}(\beta_0, \sigma^2)$
 $[Y|X=x] \sim \mathcal{N}(\beta_0 + \beta_1 x; \sigma^2)$ $Y \sim \mathcal{N}(\beta_0, \sigma^2)$

Question 4 Pour choisir/sélectionner des covariables, on peut utiliser

- ridge des tests de nullité des effets β_j lasso

Question 5 On se place dans le modèle linéaire sans covariable $Y = \beta_0 + \varepsilon$, où la variance de ε est σ^2 . On estime β_0 par moindre carré avec $\hat{\beta}_0$ sur un échantillon de taille n . On veut également prédire un nouvel individu Y^* . On a

- $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - \beta_0)^2] = \sigma^2(1 + \frac{1}{n})$ et $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - Y^*)^2] = \sigma^2$
 $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - \beta_0)^2] = \sigma^2/n$ et $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - Y^*)^2] = \sigma^2$
 $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - \beta_0)^2] = \sigma^2/n$ et $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - Y^*)^2] = \sigma^2(1 + \frac{1}{n})$
 $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - \beta_0)^2] = \sigma^2$ et $\mathbb{E}[(\hat{\beta}_0 - Y^*)^2] = \sigma^2/n$

Question 6 Un effet β_j en facteur d'une covariable binaire $X_j \in \{0, 1\}$ s'interprète comme une différence d'espérance entre des sous-population

- Faux Vrai

Question 7 Lorsque l'on introduit une covariable catégorielle Z à K modalités dans le modèle linéaire à côté d'une première covariable numérique X_1 , on obtient :

- des effets différents de X_1 pour chaque modalité de Z
 des ordonnées à l'origine différentes pour chaque modalité de Z ni l'un, ni l'autre

Correction

Question 8 Pour utiliser l'hypothèse gaussienne, il faut vérifier que

-
- Y est gaussienne les covariables X_1, \dots, X_p sont gaussiennes
 R^2 n'est pas trop proche de 0 aucun des trois précédents, mais autre chose

Question 9 On note \mathbf{X} la matrice de design et \mathbf{Y} le vecteur colonne des réponses observées. L'estimateur des moindres carrés $\hat{\beta}$ dans le modèle linéaire est donné par

- $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{XY}$ $(\mathbf{X}'\mathbf{Y})^{-1}\mathbf{XY}$ $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$ $(\mathbf{X}'\mathbf{X})\mathbf{X}'\mathbf{Y}$

Question 10 Avant d'utiliser le critère pénalisé Ridge, on doit

- vérifier l'hypothèse gaussienne centrer-réduire les covariables

Question 11 Dans le modèle linéaire simple, le $i^{\text{ème}}$ résidu est

- $e_i = y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i$ $e_i = y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i$ $\varepsilon_i = y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i$
 $\varepsilon_i = y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i$

Question 12 Si on a obtenu $R^2 \approx 0.22$ sur un jeu de données, l'hypothèse de linéaire a peu de chance d'être vraie

- Vrai Faux

Question 13 Comme graphique de diagnostic après l'inférence dans le modèle linéaire simple, on représente

- Les résidus e_i en fonction des valeurs observée de la covariable x_i
 Les résidus e_i en fonction des réponses prédictes $\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$
 Les résidus e_i en fonction des réponses observées y_i

Question 14 Dans la régression multiple, l'effet β_j en facteur d'une covariable X_j est toujours du même signe que la covariance entre X_j et Y .

- Faux Vrai

Question 15 En cas de sur-apprentissage,

- R^2 a tendance à être petit l'estimation $\hat{\beta}$ est une très bonne estimation de β
 l'estimation $\hat{\sigma}^2$ sous-estime σ^2 aucun des trois