

$$6. \quad X\beta(1) = X_{A2} (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - n t_{A2})$$

$$= X_{A2} (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} X_{A2}^T Y - n \Delta X_{A2} (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} t_{A2}$$

u_{A2}

$$X_{A2} = [X_{A1} \ X_{A2}]$$

$$\Rightarrow (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} X_{A2}^T Y = \hat{\beta}_{A2}$$

$$7. \quad X_{A2}^T u_{A2} = X_{A2}^T X_{A2} (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} t_{A2} = t_{A2} \leftarrow \text{vecteur de signe } (+1, -1) \text{ (donc de } +1)$$

$$8. \quad \|Y - X\beta(1)\|^2 = \|Y - X_{A2} \hat{\beta}_{A2}\|^2 + \|n \Delta u_{A2}\|^2 = 2 < \|Y - X_{A2} \hat{\beta}_{A2}\| + \|n \Delta u_{A2}\|$$

mean $Y - X_{A2} \hat{\beta}_{A2} \in \text{Vect}(X_{A2})^\perp$ par définition de $\hat{\beta}_{A2}$.

et $u_{A2} = X_{A2} (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} t_{A2}$ or une CI des colonnes de $X_{A2} \Rightarrow \text{Vect}(X_{A2})$

ou a $X_{A2}^T (Y - X\beta(1)) = X_{A2}^T (Y - X_{A2} \hat{\beta}_{A2} - n \Delta u_{A2}) = X_{A2}^T (Y - X_{A2} \hat{\beta}_{A2}) - X_{A2}^T n \Delta u_{A2}$

$$\Rightarrow 0 + n \Delta X_{A2}^T u_{A2} \quad \text{même chose que 8)} \quad = + n \Delta t_{A2}$$

$$9. \quad \text{En } d_2 \quad \beta_{A2}^*(1_{A2}) =$$

$$\beta_{A2}^*(1_{A2}) = 0$$

$$\beta_{A2}^*(1_{A2}) = (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - n \Delta t_{A2})$$

$$= (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - n t_{A2} \frac{1}{n})$$

$$= (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - \frac{1}{n} t_{A2} X_{A2}^T X_{A2})$$

En $d_2 +$
 $S. t_{A2} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$
 $t_{A1} = 1$
 questions

$$= (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - \frac{1}{n} t_{A2} X_{A2}^T X_{A2})$$

$$= (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - \frac{1}{n} t_{A2} X_{A2}^T X_{A2})$$

$$= (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - \frac{1}{n} t_{A2} X_{A2}^T X_{A2})$$

$$= (X_{A2}^T X_{A2})^{-1} (X_{A2}^T Y - \frac{1}{n} t_{A2} X_{A2}^T X_{A2})$$

clear from column en d_2

Exercice 2:

1) $\text{corr}(y, X) = \frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})(X_i - \bar{X}) = \frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})^2 \frac{1}{\sqrt{\sum (y_i - \bar{y})^2}} \frac{1}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2}}$
 par définition $\frac{1}{n} \sum y_i^2 \propto \frac{1}{n} |Y^T X|$
 variables centrées $\downarrow \frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})^2 = \frac{1}{n} \sum y_i^2 - \bar{y}^2$

2) Si $X^T X = I_d$, on sait cf cours, que la solution du problème du moindres carrés est donnée par $\hat{\beta}(1) = S_n^{-1} (Y^T X)$

soit $\hat{\beta}(1) = \text{sign}(Y^T X) \left(|Y^T X| - d_n \right)^+$

$= n \cdot \text{sign}(Y^T X) \left(\frac{1}{n} |Y^T X| - 1 \right)^+$

Pour tout $d \geq d_n = \frac{1}{n} |Y^T X|$ $\hat{\beta}(d) = 0$

3) $d \in [d_1, d_2] \rightarrow [P(d)]_{j_1} = (X_{d_1}^T X_{d_1})^{-1} (X_{d_1}^T y - n d_1 x_1)$

linéaire donc continue en d .

Il est à vérifier que la fonction est bien continue en $d \neq d_1$. Elle vaut 0 en d_1 (cf question précédente)

En d_1^+ , elle vaut $(X_{d_1}^T X_{d_1})^{-1} (X_{d_1}^T y - n d_1 \text{sign}(X_{d_1}^T y))$

$= (X_{d_1}^T X_{d_1})^{-1} (X_{d_1}^T y - n \frac{1}{n} |Y^T X_{d_1}| \text{sign}(X_{d_1}^T y)) = 0$

Pour $k \neq j_1, d \in [P(d)]_k$ est constante par définition de d_1

4) $X_{d_1}^T (y - X_{j_1} \beta(d)) = X_{d_1}^T (y - X_{j_1} (X_{j_1}^T X_{j_1})^{-1} (X_{j_1}^T y - n d_1 x_1))$
 $= X_{d_1}^T y - X_{d_1}^T X_{j_1} (X_{j_1}^T X_{j_1})^{-1} X_{j_1}^T y + n d_1 x_1 = n d_1 x_1$
 et mille

5) $X_{d_1}^T (y - X_{j_1} \beta(d)) = n d_2 x_1 \geq 0$ car $d_2 \geq 0$
 $X_{d_1}^T (y - X_{j_1} \beta(d_2)) = X_{d_1}^T y - X_{d_1}^T X_{j_1} (X_{j_1}^T X_{j_1})^{-1} X_{j_1}^T y$

$+ \frac{1}{n} X_{d_1}^T X_{j_1} n d_2 x_1 = n d_2$

$\rightarrow d_2 = 1$

$\frac{1}{n} = \frac{1}{n} \frac{1 + X_{d_1}^T X_{j_1} \frac{1}{n} x_1}{X_{d_1}^T (y - X_{j_1} (X_{j_1}^T X_{j_1})^{-1} X_{j_1}^T y)} = \frac{1 - \frac{1}{n} x_1^T X_{d_1} X_{j_1} X_{j_1}^{-1} X_{d_1}^T}{X_{d_1}^T (y - X_{j_1} (X_{j_1}^T X_{j_1})^{-1} X_{j_1}^T y)}$