Modèles Linéaires Appliqués

Arthur Charpentier

Automne 2Q20

OLS #14 (sélection de variables)



- ▶ ξ un sous-ensemble d'indices $\subseteq \{1, ..., p\}$ de cardinal $|\xi|$.
- ▶ $\mathbf{X}_{\mathcal{E}}$ sous-matrice des covariables $\mathbf{x}_i, j \in \mathcal{E}$.
- Dans le modèle ξ sélectionnant $|\xi|$ variables, les paramètres associés sont notés β_{ε} .
- $[\hat{\beta}]_{\xi}$: coordonnées ξ du vecteur $\hat{\beta}$; $[\hat{\beta}]_{\xi} \neq \hat{\beta}_{\xi}$ sauf si $\mathcal{V}(\mathbf{X}_{\mathcal{E}}) \perp \mathcal{V}(\mathbf{X}_{\mathcal{E}^c}).$
- ▶ soit une nouvelle observation $\mathbf{x'}^* = (\mathbf{x'}_{\varepsilon}^*, \mathbf{x'}_{\varepsilon c}^*)$, on note $\hat{Y}^* = \mathbf{x}'^* \hat{oldsymbol{eta}}$ et $\hat{Y}^*_{arepsilon} = \mathbf{x}'_{arepsilon}^* \hat{oldsymbol{eta}}_{arepsilon}$.
- ightharpoonup si n^* nouvelles observations: $\hat{\mathbf{Y}}^* = \mathbf{X}^*\hat{oldsymbol{eta}}$ et $\hat{\mathbf{Y}}^*_{\mathcal{E}} = \mathbf{X}^*_{\mathcal{E}}\hat{oldsymbol{eta}}_{\mathcal{E}}$.



 \triangleright supposons disposer de p=3 covariables et que le vrai modèle soit le modèle linéaire homoscédastique suivant:

$$\mathbf{Y} = \beta_1 \mathbf{x}_1 + \beta_2 \mathbf{x}_2 + \boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{X}_{12} \boldsymbol{\beta}_{12} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad \boldsymbol{\xi} = \{1, 2\}.$$

(pour alléger on supprime les "," et les $\{\}$, ainsi $\mathbf{X}_{12} = \mathbf{X}_{\{1,2\}}$).

- ▶ 7 modèles sont potentiellement envisageables: $\xi = \{1\}, \{2\}, \{3\}, \{1, 2\}, \{1, 3\}, \{2, 3\}, \{1, 2, 3\}.$
- choix incorrect= trop peu ou trop de covariables!
- **Examinons** simplement ce qui se passe si $\xi = \{1\}$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 = (\mathbf{X}_1^{\top}\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}_1^{\top}\mathbf{Y}, \quad \hat{\mathbf{Y}}_1 = \mathcal{P}_{\mathbf{X}_1}\mathbf{Y}, \quad \hat{\sigma}_1^2 = \|\mathcal{P}_{\mathbf{X}_1^{\perp}}\mathbf{Y}\|^2/(n-1).$$



$$\begin{split} \blacktriangleright \ \mathbb{E}\mathbf{Y} &= \beta_1\mathbf{x}_1 + \beta_2\mathbf{x}_2 = \boldsymbol{\beta}_1\mathbf{X}_1 + \boldsymbol{\beta}_2\mathbf{X}_2 \text{ donc} \\ & \mathbb{E}\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 = \beta_1 + (\mathbf{X}_1^{\top}\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}_1^{\top}\mathbf{X}_2\beta_2 \\ & \mathbb{E}\hat{Y}_1 = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_1}\mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 = \mathbb{E}Y - \boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_2^{\perp}}\mathbf{X}_2\beta_2. \end{split}$$

et pour l'estimateur de la variance

$$\mathbb{E}\hat{\sigma}_{1}^{2} = \frac{1}{n-1}\mathbb{E}\mathrm{tr}\left(\mathbf{Y}^{\top}\boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp}}\mathbf{Y}\right) = \frac{1}{n-1}\mathrm{tr}\left(\boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp}}\mathbb{E}(\mathbf{Y}\mathbf{Y}^{\top})\right)$$

$$= \frac{1}{n-1}\mathrm{tr}\left(\boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp}}\left(\sigma^{2}\mathbb{I}_{n} + \mathbb{E}(\mathbf{Y})\mathbb{E}(\mathbf{Y})^{\top}\right)\right)$$

$$= \sigma^{2} + \frac{1}{n-1}\boldsymbol{\beta}_{12}^{\top}\mathbf{X}_{12}^{\top}\boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp}}\mathbf{X}_{12}\boldsymbol{\beta}_{12}$$

$$= \sigma^{2} + \frac{1}{n-1}\boldsymbol{\beta}_{2}^{2}\|\boldsymbol{\mathcal{P}}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp}}\mathbf{X}_{2}\|^{2}.$$

- $ightharpoonup \hat{eta}_{\mathcal{E}}$ et $\hat{Y}_{\mathcal{E}}$ sont en général biaisés.
- $ightharpoonup \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ est en général positivement biaisé.

modèle	estimations	propriétés
$Y_1 = X_1 \beta_1 + \varepsilon$	$\hat{Y}_1 = X_1 \hat{\beta}_1$	$B(\hat{Y}_1) = P_{X_1^{\perp}} X_2 \beta_2$
1, 1, 1	$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{\ P_{X_1^{\perp}}Y\ ^2}{n-1}$	$B(\hat{\sigma}_1^2) = \frac{1}{n-1}\beta_2^2 \ P_{X_1^{\perp}} X_2\ ^2$
$Y = X_2\beta_2 + \varepsilon$	$\hat{Y}_2 = X_2 \hat{\beta}_2$	$B(\hat{Y}_2) = P_{X_2^{\perp}} X_1 \beta_1$
2/-2 ! -	$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{\ P_{X_2^{\perp}}Y\ ^2}{n-1}$	$B(\hat{\sigma}_2^2) = \frac{1}{n-1}\beta_1^2 \ P_{X_2^{\perp}} X_1\ ^2$
$Y = X_3\beta_3 + \varepsilon$	$\hat{Y}_3 = X_3 \hat{\beta}_3$	$B(\hat{Y}_3) = P_{X_3^{\perp}} X_{12} \beta_{12}$
1 113/23 0	$\hat{\sigma}_3^2 = \frac{\ P_{X_3^{\perp}}Y\ ^2}{n-1}$	$B(\hat{\sigma}_3^2) = \frac{1}{n-1} \beta_{12}' X_{12}' P_{X_{12}^{\perp}} X_{12} \beta_{12}$
$Y = X_{12}\beta_{12} + \varepsilon$	$\hat{Y}_{12} = X_{12}\beta_{12}$	$B(\hat{Y}_{12}) = 0$
1 1112/212 0	$\hat{\sigma}_{12}^2 = \frac{\ P_{X_{12}^{\perp}}Y\ ^2}{n-2}$	$B(\hat{\sigma}_{12}^2) = 0$
$Y = X_{13}\beta_{13} + \varepsilon$	$\hat{Y}_{13} = X_{13}\hat{\beta}_{13}$	$B(\hat{Y}_{13}) = P_{X_{13}^{\perp}} X_{12} \beta_{12}$
1 113/213 0	$\hat{\sigma}_{13}^2 = \frac{\ P_{X_{13}^{\perp}}Y\ ^2}{n-2}$	$B(\hat{\sigma}_{13}^2) = \frac{1}{n-2} \beta_{12}' X_{12}' P_{X_{13}^{\perp}} X_{12} \beta_{12}$
$Y = X_{23}\beta_{23} + \varepsilon$	$\hat{Y}_{23} = X_{23}\hat{\beta}_{23}$	$B(\hat{Y}_{23}) = P_{X_{23}^{\perp}} X_{12} \beta_{12}$
	$\hat{\sigma}_{23}^2 = \frac{\ P_{X_{23}^{\perp}}Y\ ^2}{n-2}$	$B(\sigma_{23}^2) = \frac{1}{n-2} \beta_{12}' X_{12}' P_{X_{23}^{\perp}} X_{12} \beta_{12}$
$Y = X_{123}\beta_{123} + \varepsilon$	$\hat{Y}_{123} = X_{123}\hat{\beta}_{123}$	$B(\hat{Y}_{123}) = 0$
$T = M_{123}\rho_{123} + \varepsilon$	$\hat{\sigma}_{123}^2 = \frac{\ P_{X_{123}^{\perp}}Y\ ^2}{n-3}$	$B(\hat{\sigma}_{123}^2) = 0$

(via Cornillon & Matzner-Løober (2007)

$$\operatorname{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1}) = \sigma^{2}(\mathbf{X}_{1}^{\top}\mathbf{X}_{1})^{-1}, \quad \operatorname{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{12}) = \sigma^{2}\begin{pmatrix} \mathbf{X}_{1}^{\top}\mathbf{X}_{1} & \mathbf{X}_{1}^{\top}\mathbf{X}_{2} \\ \mathbf{X}_{2}^{\top}\mathbf{X}_{2} \end{pmatrix}^{-1}$$
$$\operatorname{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{123}) = \sigma^{2}\begin{pmatrix} \mathbf{X}_{1}^{\top}\mathbf{X}_{1} & \mathbf{X}_{1}^{\top}\mathbf{X}_{2} & \mathbf{X}_{1}^{\top}\mathbf{X}_{3} \\ & \mathbf{X}_{2}^{\top}\mathbf{X}_{2} & \mathbf{X}_{2}^{\top}\mathbf{X}_{3} \\ & & \mathbf{X}_{2}^{\top}\mathbf{X}_{3} \end{pmatrix}^{-1}.$$

De même

$$\operatorname{Var}(\hat{\mathbf{Y}}_{1}) = \sigma^{2} \mathcal{P}_{\mathbf{X}_{1}}, \quad \operatorname{Var}(\hat{\mathbf{Y}}_{12}) = \sigma^{2} \mathcal{P}_{\mathbf{X}_{12}} = \sigma^{2} \mathcal{P}_{\mathbf{X}_{1}} + \sigma^{2} \mathcal{P}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp} \cap \mathbf{X}_{2}},$$
$$\operatorname{Var}(\hat{\mathbf{Y}}_{123}) = \sigma^{2} \mathcal{P}_{\mathbf{X}_{1}} + \sigma^{2} \mathcal{P}_{\mathbf{X}_{1}^{\perp} \cap \mathbf{X}_{23}}.$$

- ▶ $Var([\hat{\beta}]_{\mathcal{E}}) Var(\hat{\beta}_{\mathcal{E}})$ est une matrice semi-définie positive.
- ▶ $Var(\hat{\mathbf{Y}}) \ge Var(\hat{\mathbf{Y}}_{\varepsilon})$.

$$\mathrm{EQM}(\hat{\theta}) = \mathrm{MSE}(\hat{\theta}) = \mathbb{E}((\hat{\theta} - \theta)^2) = (\mathbb{E}(\hat{\theta}) - \theta))^2 + \mathrm{Var}(\hat{\theta})$$

(quantitité pertinente également si $\hat{\theta}$ est un vecteur, mais on regardera $tr(EQM(\hat{\theta}))$

$$\operatorname{tr}(\mathrm{EQM}(\hat{\mathbf{Y}}_{\xi})) = |\xi|\sigma^2 + ||\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}||^2.$$

(si nouvelles données sont indépendantes des observations)

$$\operatorname{tr}(\operatorname{EQMP}(\hat{\mathbf{Y}}_{\xi}^*)) = n^* \sigma^2 + \operatorname{tr}(\operatorname{EQM}(\mathbf{X}_{\xi}^* \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\xi}))$$







ightharpoonup Concernant $\hat{\mathbf{Y}}_{\mathcal{E}}$

$$\operatorname{tr}(\mathrm{EQM}(\hat{\boldsymbol{Y}}_{\xi})) = |\xi|\sigma^2 + ||\mathcal{P}_{\boldsymbol{X}_{\xi}^{\perp}}\boldsymbol{X}_{12}\boldsymbol{\beta}_{12}||^2, \ \xi = 1, 2, 3, 23, 13,$$

$$\operatorname{tr}(\mathrm{EQM}(\hat{\mathbf{Y}}_{12})) = 2\sigma^2 \text{ et } \operatorname{tr}(\mathrm{EQM}(\hat{\mathbf{Y}}_{123})) = 3\sigma^2.$$

(si quantités calculables, on pourrait sélectionner, selon σ^2 un modèle qui ne soit pas le bon modèle mais pour lequel l'EQM plus faible)

ightharpoonup Concernant $\hat{\mathbf{Y}}_{\xi}^*$

$$\operatorname{tr}(\operatorname{EQMP}(\hat{\mathbf{Y}}_{\xi}^*)) = (n^* + |\xi|)\sigma^2 + ||\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}\mathbf{X}_{12}^*\boldsymbol{\beta}_{12}||^2, \ \xi = 1, 2, 3, 13, 23,$$

$$\operatorname{tr}(\operatorname{EQMP}(\hat{\mathbf{Y}}_{12}^*)) = (n^* + 2)\sigma^2 \text{ et } \operatorname{tr}(\operatorname{EQMP}(\hat{\mathbf{Y}}_{123}^*)) = (n^* + 3)\sigma^2.$$

▶ On peut montrer que $tr(EQMP(\hat{\mathbf{Y}}_{\xi}))$ est un très mauvais critère, qui sélectionne le modèle ayant le plus de covariables!

- > si les modèles concurents sont emboîtés les uns dans les autres, il est possible d'utiliser une procédure de test.
- ▶ notation: modèle ξ à $|\xi|$ variables et ξ_{+1} modèle ξ auquel on a rajouté une variable.
- ▶ dire que le modèle ξ est le bon $\leftrightarrow \mathbb{E}(\mathbf{Y}) \in \mathcal{V}(\mathbf{X}_{\mathcal{E}})$.
- $ightharpoonup SCR(\xi)$ somme des carrés des résidus du modèle ξ , $=\|\mathcal{P}_{\mathbf{X}^{\perp}}\mathbf{Y}\|^2.$

On veut tester $H_0: \mathbb{E}(\mathbf{Y}) \in \mathcal{V}(\mathbf{X}_{\xi})$ contre $H_1: \in \mathcal{V}(\mathbf{X}_{\xi_{\perp 1}})$ au seuil α . La statistique de test est

$$F = \frac{\mathrm{SCR}(\xi) - \mathrm{SCR}(\xi_{+1})}{\hat{\sigma}_\bullet^2} \text{ où } \hat{\sigma}_a^2 = \frac{\mathrm{SCR}(\xi_{+1})}{n - |\xi| - 1} \text{ ou } \hat{\sigma}_b^2 = \frac{\mathrm{SCR}(2:p)}{n - p}.$$

Le modèle ξ est rejeté au profit de ξ_{+1} si $f_{obs} > f_{1-\alpha,1,n-d_{\bullet}-1}$ avec $d_a = |\xi|$ et $d_b = p$



- $Arr R^2(\xi) = 1 SCR(\xi)/||\mathbf{Y} \overline{Y}||^2.$
- $ightharpoonup R^2(\xi)$ croît avec $|\xi|$ (lorsque les modèles sont emboîtés).
- $\xi_1, \xi_2, |\xi_1| = |\xi_2|$, pertinent de comparer $R^2(\xi_1)$ à $R^2(\xi_2)$.
- Maximiser $R_a^2(\xi)$ revient à minimiser $SCR(\xi)$ puisque

$$R_a^2(\xi) = 1 - \frac{n-1}{n-|\xi|} (1 - R^2(\xi)) = 1 - \frac{n-1}{||\mathbf{Y} - \overline{Y}||^2} \frac{\mathrm{SCR}(\xi)}{n-|\xi|}.$$

Le $C_p(\xi)$ de Mallows d'un modèle à $|\xi|$ variables explicatives est

$$C_p(\xi) = \frac{\text{SCR}(\xi)}{\hat{\sigma}^2} - n + 2|\xi|, \text{ où } \hat{\sigma}^2 = \text{SCR}(\{2:p\})/(n-p)$$

$$\mathbb{E}(\mathrm{SCR}(\xi)) = \mathbb{E}\|\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}\mathbf{Y}\|^{2} = \mathbb{E}\|\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon})\|^{2}$$
$$= \|\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\| + \sigma^{2}\mathrm{tr}(\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}) = \|\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\| + (n - |\xi|)\sigma^{2}.$$

Rappelons que $\operatorname{tr}(\mathrm{EQM}(\hat{\mathbf{Y}}_{\xi})) = \|\mathcal{P}_{\mathbf{X}_{\xi}^{\perp}}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\|^2 + |\xi|\sigma^2$ implique

$$\mathbb{E}(\hat{\sigma}^2 C_p(\xi)) = \operatorname{tr}(\mathrm{EQM}(\hat{\mathbf{Y}}_{\xi})).$$



- ▶ Pour que $\hat{\sigma}^2 C_p$ soit un bon estimateur de l'EQM, il faut que l'estimation des paramètres et le choix des modèles ne dépendent pas des données, ce qui est rarement le cas.
- \triangleright L'estimateur du C_p est biaisé: biais de sélection.

Rappel: sous l'hypothèse de normalité du bruit additif, la log-vraisemblance du modèle à ξ variables explicatives évaluée à l'EMV vaut

$$\log \mathcal{L}(\xi) = -\frac{n}{2} \log \frac{\mathrm{SCR}(\xi)}{n} - \frac{n}{2} \left(1 + \log 2\pi \right).$$

Maximiser la vraisemblance revient à minimiser $SCR(\xi)$, un terme de pénalisation doit être introduit de la forme

$$-2\log \mathcal{L}(\xi) + 2|\xi|f(n)$$

où f(n) est une pénalisation dépendant de n.



AIC & BIC

Critère d'information d'Akaike (1973),

$$AIC(\xi) = -2\log \mathcal{L}(\xi) + 2|\xi| = n\log \frac{SCR(\xi)}{n} + 2|\xi| + cte.$$
(autrement dit $f(n) = 1$).

Bayesain Information Criterion (Schwarz, 1978)

$$BIC(\xi) = -2\log \mathcal{L}(\xi) + |\xi| \log n = n \log \frac{SCR(\xi)}{n} + |\xi| \log n + cte.$$

(autrement dit $f(n) = .5 \log n$).

 \blacktriangleright dès que n > 7, $\log(n) > 2$ donc le critère BIC a tendance à sélectionner des modèles plus petits que l'AIC.



 \triangleright Par les tests de Fisher, on conservera ξ si (en notant $f = f_{.95.1.n-|\mathcal{E}|-1}$) si

$$\frac{\mathrm{SCR}(\xi) - \mathrm{SCR}(\xi_{+1})}{\mathrm{SCR}(\xi_{+1})/(n-|\xi|-1)} < f \simeq 4.$$

 \triangleright Pour le R_2^2

$$R_a^2(\xi) > R_a^2(\xi_{+1}) \Longleftrightarrow \frac{\operatorname{SCR}(\xi) - \operatorname{SCR}(\xi_{+1})}{\operatorname{SCR}(\xi_{+1})/(n - |\xi| - 1)} < 1$$

 \triangleright Pour le C_p

$$C_p(\xi) < C_p(\xi_{+1}) \Longleftrightarrow \frac{\mathrm{SCR}(\xi) - \mathrm{SCR}(\xi_{+1})}{\mathrm{SCR}(2:p)/(n-p)} < 2$$

▶ Pour les critères de vrais. pénalisés: AIC,

$$AIC(\xi) < AIC(\xi_{+1}) \Longleftrightarrow \frac{SCR(\xi) - SCR(\xi_{+1})}{SCR(\xi_{+1})/(n - |\xi| - 1)} \le 2f(n) \left(1 - \frac{|\xi| + 1}{n}\right)$$

Première possibilité, tester tous les modèles (exhaustif)

```
1 > library(leaps)
2 > models = regsubsets(Fertility~., data = swiss, nvmax
       = 5)
3 > summary(models)
4 Subset selection object
5 1 subsets of each size up to 5
6 Selection Algorithm: exhaustive
            Agricult Examinat Education Catholic Infant
8 1 (1) " "
                                11 * 11
9 2 (1) ""
                                " * "
                                          " * "
10 3 (1) " "
                                11 🛂 11
                                           11 🕌 11
                                                     11 🕌 11
11 4 ( 1 ) "*" " "
                                11 * 11
                                           11 * 11
                                                     11 * 11
12 5 (1)
                                           11 🕌 11
            " * "
                     "*"
                                " * "
                                                     11 🕌 11
13 > res.sum = summary(models)
14 > Adj.R2 = which.max(res.sum$adjr2),
15 > CP = which.min(res.sum$cp),
16 > BIC = which.min(res.sum$bic)
    Adj.R2 CP BIC
          5
18 1
```

Autre possiblie, les approches hiérarchiques (e.g. backward)

```
> step(lm(Fertility ~., data = swiss))
2 Start: AIC=190.69
3 Fertility ~ Agriculture + Examination + Education +
     Catholic +
   Infant.Mortality
4
5
6
                    Df Sum of Sq RSS
                                           AIC
7 - Examination
                           53.03 2158.1 189.86
                                 2105.0 190.69
8 <none>
                     1 307.72 2412.8 195.10
9 - Agriculture
10 - Infant.Mortality 1 408.75 2513.8 197.03
11 - Catholic
                  1 447.71 2552.8 197.75
                         1162.56 3267.6 209.36
12 - Education
```

(à suivre)

```
1 Step: AIC=189.86
2 Fertility ~ Agriculture + Education + Catholic +
     Infant.Mortality
3
                    Df Sum of Sq
                                    RSS
                                           AIC
4
 <none>
                                 2158.1 189.86
6 - Agriculture
                       264.18 2422.2 193.29
7 - Infant.Mortality 1 409.81 2567.9 196.03
8 - Catholic
                     1 956.57 3114.6 205.10
9 - Education
                         2249.97 4408.0 221.43
```

Les meilleur modèle selon le AIC est celui avec les 4 dernières variables.

```
1 Step: AIC=189.86
2 Fertility ~ Agriculture + Education + Catholic +
     Infant.Mortality
3
                    Df Sum of Sq
                                    RSS
                                           AIC
4
 <none>
                                 2158.1 189.86
6 - Agriculture
                       264.18 2422.2 193.29
7 - Infant.Mortality 1 409.81 2567.9 196.03
8 - Catholic
                     1 956.57 3114.6 205.10
9 - Education
                         2249.97 4408.0 221.43
```

Les meilleur modèle selon le AIC est celui avec les 4 dernières variables.

voir aussi

```
1 > model = lm(Fertility ~., data = swiss)
2 > step.model = stepAIC(model, direction = "backward")
3 Start: AIC=190.69
4 Fertility ~ Agriculture + Examination + Education +
     Catholic +
5
   Infant.Mortality
6
                    Df Sum of Sq RSS AIC
7
                           53.03 2158.1 189.86
8 - Examination
                                 2105.0 190.69
9 <none>
                     1 307.72 2412.8 195.10
10 - Agriculture
11 - Infant.Mortality 1 408.75 2513.8 197.03
12 - Catholic
                  1 447.71 2552.8 197.75
13 - Education
                   1 1162.56 3267.6 209.36
```

(à suivre)

voir aussi

```
1 Step: AIC=189.86
2 Fertility ~ Agriculture + Education + Catholic +
     Infant.Mortality
3
                    Df Sum of Sq RSS
                                           AIC
4
                                 2158.1 189.86
 <none>
6 - Agriculture
                        264.18 2422.2 193.29
7 - Infant.Mortality 1 409.81 2567.9 196.03
8 - Catholic
                   1 956.57 3114.6 205.10
9 - Education
                         2249.97 4408.0 221.43
```

Là encore, le meilleur modèle selon le AIC est celui avec les 4 dernières variables.

On peut aussi regarder une approche forward

```
1 > model0 = lm(Fertility ~1, data = swiss)
> stepAIC(model0, direction="forward", scope=list(
     lower=model0, upper=model))
3 Start: AIC=238.35
4 Fertility ~ 1
5
6
                    Df Sum of Sq RSS AIC
7 + Education
                          3162.7 4015.2 213.04
                     1 2994.4 4183.6 214.97
8 + Examination
                  1 1543.3 5634.7 228.97
9 + Catholic
10 + Infant. Mortality 1 1245.5 5932.4 231.39
                       894.8 6283.1 234.09
11 + Agriculture
                                 7178.0 238.34
12 <none>
```

(à suivre)

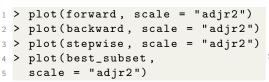
```
1 Step: AIC=213.04
2 Fertility ~ Education
3
                    Df Sum of Sq RSS AIC
4
5 + Catholic
                    1 961.07 3054.2 202.18
6 + Infant.Mortality 1 891.25 3124.0 203.25
7 + Examination 1 465.63 3549.6 209.25
                                4015.2 213.04
8 <none>
              1 61.97 3953.3 214.31
9 + Agriculture
10
11 Step: AIC=202.18
12 Fertility ~ Education + Catholic
13
                    Df Sum of Sq RSS AIC
14
15 + Infant.Mortality 1 631.92 2422.2 193.29
              1 486.28 2567.9 196.03
16 + Agriculture
17 <none>
                                3054.2 202.18
18 + Examination
                     1 2.46 3051.7 204.15
  (à suivre)
```

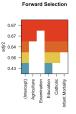
```
1 Step: AIC=193.29
2 Fertility ~ Education + Catholic + Infant.Mortality
3
                Df Sum of Sq RSS AIC
4
5 + Agriculture 1 264.176 2158.1 189.86
6 <none>
                             2422.2 193.29
7 + Examination 1 9.486 2412.8 195.10
8
9 Step: AIC=189.86
10 Fertility ~ Education + Catholic + Infant.Mortality +
     Agriculture
11
                Df Sum of Sq RSS AIC
12
                             2158.1 189.86
13 <none>
14 + Examination 1 53.027 2105.0 190.69
15
16 Call:
17 lm(formula = Fertility ~ Education + Catholic + Infant
     .Mortality + Agriculture, data = swiss)
```

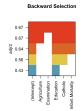
```
1 > library(leaps)
2 forward =regsubsets(Fertility ~.,data = swiss, method
     = "forward", nbest=1)
3 backward = regsubsets(Fertility ~.,data = swiss,
     method = "backward", nbest=1)
4 stepwise = regsubsets(Fertility ~., data = swiss,
     method = "segrep", nbest=1)
5 best_subset = regsubsets(Fertility ~., data = swiss,
     method = "exhaustive", nbest=1)
```

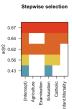
On peut utiliser le R^2 ajusté, R_a^2

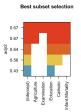
$$R_a^2(\xi) = 1 - \frac{n-1}{n-|\xi|} (1 - R^2(\xi))$$







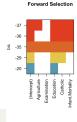


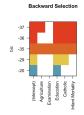


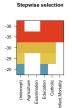
On peut utiliser le BIC

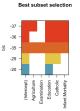
$$BIC(\xi) = -2\log \mathcal{L}(\xi) + |\xi|\log n$$

- 1 > plot(forward, scale = "bic")
 2 > plot(backward, scale = "bic")
 3 > plot(stepwise, scale = "bic")
 4 > plot(best_subset,
- scale = "bix")









On peut utiliser le C_n

$$C_p(\xi) = \frac{\mathrm{SCR}(\xi)}{\hat{\sigma}^2} - n + 2|\xi|$$

