

project

Yue Zhang et G  r  mi Bridonneau

Introduction

On va   tudier une transformations non lin  aires et en particulier la transformation de Box-Cox r  guli  rement utilis   pour stabiliser la variance et corriger les asym  tries des donn  es. On va dans un premier temps   tudier th  oriquement cette transformation et comment obtenir les param  tres optimaux de cette transformation. Dans un second temps on testera notre transformation sur des donn  es simul  es puis nous terminerons par un cas pratique sur l'  tude du nombre de cycles    rupture d'un fil peign   en fonction de certains param  tres.

1 La transformation de Box-Cox

On s'int  resse au mod  le d'observation (x_i, Y_i) :

$$h_\lambda(Y_i) = Z_i = x_i\theta + \varepsilon_i, \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (1)$$

o   (h_λ) est une famille de transformations param  tr  es par λ .

Etude de la tranformation de Box-Cox.

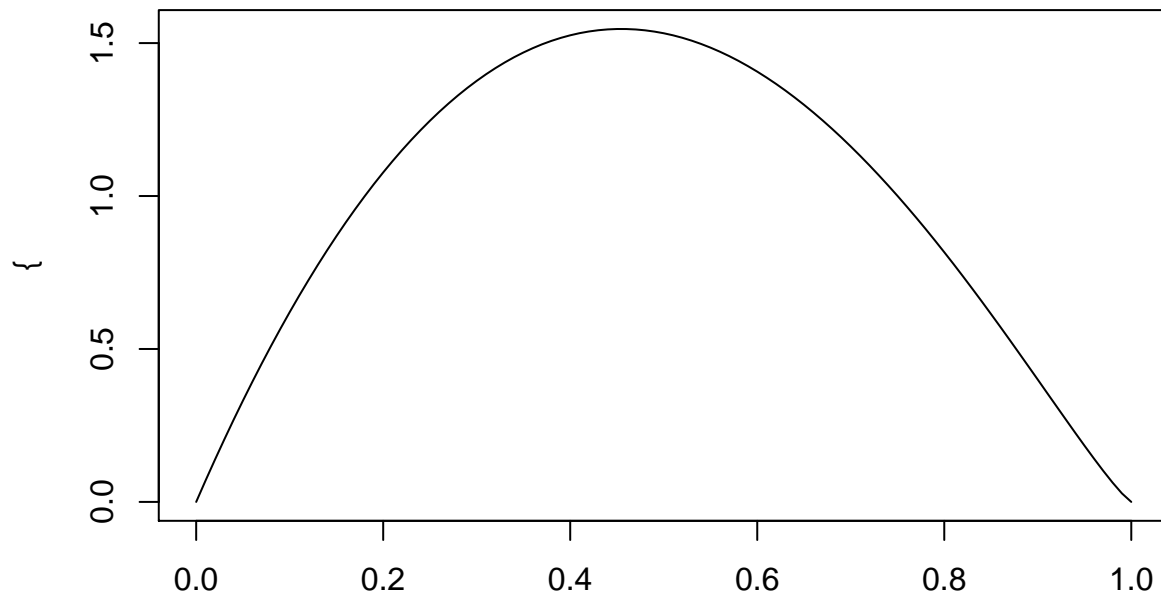
Ici on s'int  resse    la transformation de Box-Cox d  finie par

$$\forall \lambda \in \mathbb{R}, \forall y > 0, \tilde{h}_\lambda(y) = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \log y & \lambda = 0 \end{cases}$$

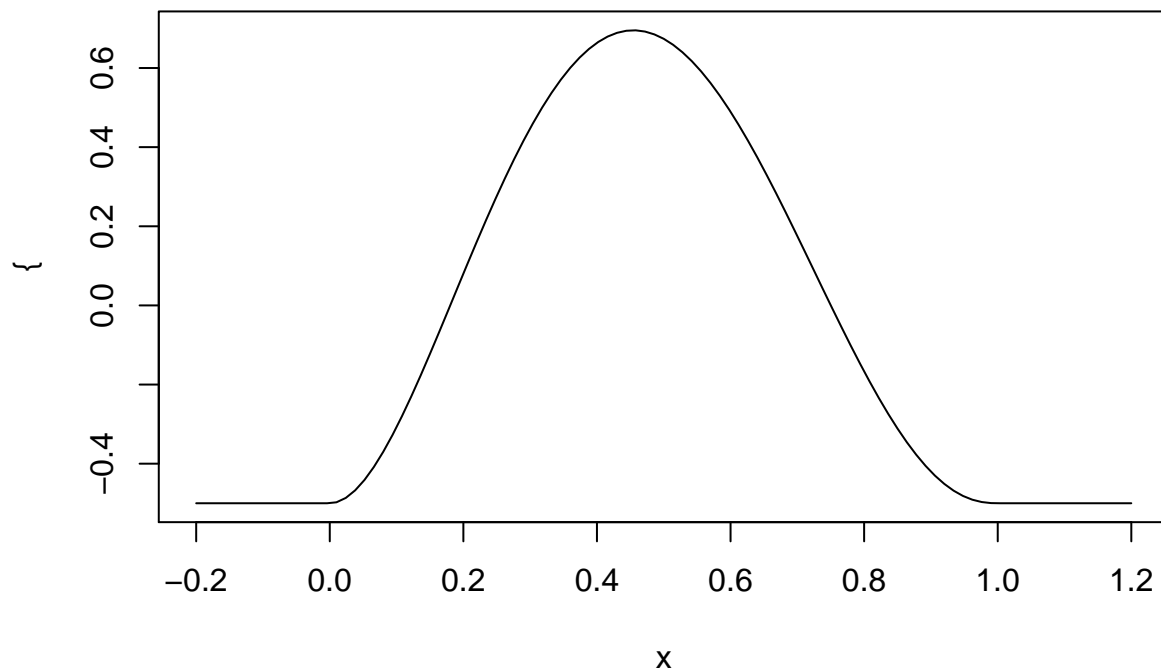
On remarque que th  oriquement cette transformation est incompatible avec le mod  le 1. En effet la transformation \tilde{h}_λ est valable seulement pour $y > 0$. De plus pour tout $\lambda \neq 0$, la transformation \tilde{h}_λ est born   et donc la transformation ne peut pas   tre gaussienne. Pour $\lambda = 0$ on n'a pas ce probl  me gr  ce    la surjectivit   du logarithme.

Si toute les observations sont positives on peut quand m  me utiliser cette transformation car on perdra qu'une faible partie des donn  es normalement dans la queue    gauche de la r  partition. Par exemple si les donn  es ne suivent pas une loi normale mais une loi beta de param  tre $\alpha = 2, \beta = 2.2$ et qu'on utilise la transformation de Box et Cox avec $\lambda = 2$ on obtient:

Loi beta de paramètres $\alpha=2$, $\beta=2.2$



La même loi beta après une transformation de Box et Cox avec λ



On voit qu'on a aucune valeur négative et que donc la gaussianisation n'est pas parfaite mais cette transformation reste raisonnable.

2. Déterminer la fonction de vraisemblance

Supposons que pour $\beta = (\theta, \lambda, \sigma^2)'$ a $p \times 1$ vecteur de paramètres, on ait $h_\lambda(Y_i) = Z_i = x_i\theta + \varepsilon_i$, $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$, ε_i suivent une loi gaussien i.i.d. Donc par la définition de vraisemblance:

$$\begin{aligned}
 L(\lambda, \theta, \sigma^2; Y) &= \prod_{i=1}^n \frac{\partial F}{\partial Y_i} \\
 &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(h_\lambda(Y_i) - x_i\theta)^2}{2\sigma^2}\right) \left| \frac{\partial h_\lambda(Y_i)}{\partial Y_i} \right| \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^n (h_\lambda(Y_i) - x_i\theta)^2}{2\sigma^2}\right) \prod_{i=1}^n \left| \frac{\partial h_\lambda(Y_i)}{\partial Y_i} \right| \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{(h_\lambda(Y) - X\theta)'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{2\sigma^2}\right) \prod_{i=1}^n |Y_i^{\lambda-1}|
 \end{aligned} \tag{2}$$

Donc le terme $J(\lambda; Y) = \prod_{i=1}^n \left| \frac{\partial h_\lambda(Y_i)}{\partial Y_i} \right| = \prod_{i=1}^n |Y_i^{\lambda-1}|$, est la transformation de Jacobian de $h_\lambda(Y) - X\theta$ à Y .

3. Estimation du maximum de vraisemblance

A λ fixé, on souhaite déterminer l'estimateur du maximum de vraisemblance $\hat{\theta}(\lambda)$ et $\hat{\sigma}^2(\lambda)$. Donc tout d'abord, depuis l'équation 2 on calcule la log-vraisemblance.

$$\begin{aligned}
 \ell &= \log L(\lambda, \theta, \sigma^2; Y) \\
 &= -\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{(h_\lambda(Y) - X\theta)'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{2\sigma^2} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i^{\lambda-1}| \\
 &= -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma^2) - \frac{\|h_\lambda(Y) - X\theta\|^2}{2\sigma^2} + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \log |Y_i|
 \end{aligned} \tag{3}$$

Ensuite, étant donné que la log-vraisemblance ℓ l'équation (3) est une transformation monotone de la vraisemblance L dans l'équation (2), on maximise la log-vraisemblance ℓ respectivement pour θ , σ^2 et λ , donc on obtient le premier ordre dérivation ci-dessous:

$$\frac{\partial \ell}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2} \frac{1}{\sigma^2} + \frac{(h_\lambda(Y) - X\theta)'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{2\sigma^4} = 0 \tag{4}$$

Donc on a $\hat{\sigma}^2 = \frac{(h_\lambda(Y) - X\theta)'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{n} = \frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)}{n}$, avec $H = X(X'X)^{-1}X'$ et I_n matrice identité.

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \ell}{\partial \theta} &= -\frac{2(-X)'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{2\sigma^2} \\
 &= \frac{X'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{\sigma^2} = 0
 \end{aligned} \tag{5}$$

Donc, $\hat{\theta} = (X'X)^{-1}X'h_\lambda(Y)$, par $X'h_\lambda(Y) = X'X\theta$.

Pour vérifier la formule avec $L_{max}(\lambda)$, on remplace nos emv $\hat{\sigma}^2$ et $\hat{\theta}$ calculés dans les équations (4) et (5) dans la log-vraisemblance ℓ :

$$\begin{aligned}
L_{max}(\lambda) &:= \ell = \log L(\lambda, \hat{\theta}(\lambda), \hat{\sigma}^2(\lambda)) \\
&= -\frac{n}{2} \log\left(\frac{\|h_\lambda(Y) - X\theta\|^2}{n}\right) - \frac{\|h_\lambda(Y) - X\theta\|^2 n}{2\|h_\lambda(Y) - X\theta\|^2} + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \log |Y_i| - \frac{n}{2} \log(2\pi) \\
&= -\frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2(\lambda)) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \log |Y_i| - \frac{n}{2} - \frac{n}{2} \log(2\pi)
\end{aligned} \tag{6}$$

Donc $a(n) = -\frac{n}{2} - \frac{n}{2} \log(2\pi)$ qui est bien une constante ne dépendant que de n . Maintenant on calcule l'emv $\hat{\lambda}$:

$$\frac{\partial \ell}{\partial \lambda} = -\frac{2(h_\lambda(Y) - X\theta) \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right|}{2\sigma^2} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| = 0 \tag{7}$$

Et

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L_{max}}{\partial \lambda} &= -\frac{n}{2} \frac{1}{\hat{\sigma}^2(\lambda)} \left| \frac{\partial \hat{\sigma}^2(\lambda)}{\partial \lambda} \right| + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| \\
&= -\frac{n}{2} \frac{1}{\hat{\sigma}^2(\lambda)} \frac{2(h_\lambda(Y) - X\theta) \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right|}{n} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| \\
&= -\frac{(h_\lambda(Y) - X\theta) \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right|}{\hat{\sigma}^2} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| = 0
\end{aligned} \tag{8}$$

On peut bien vérifier que $\frac{\partial \ell}{\partial \lambda}$ et $\frac{\partial L_{max}}{\partial \lambda}$ sont égaux par calcul de l'équation maximum vraisemblance. Par l'équation (4), on sait que $\hat{\sigma}^2(\lambda) = \frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)}{n} = \frac{SCR(\lambda)}{n}$ avec $H = X(X'X)^{-1}X'$, est la somme de carrés résiduels de variance $h_\lambda(Y)$ divisée par n . Depuis l'équation (8), on peut continuer cette calcul en remplaçant $\hat{\sigma}^2$, et pour rappel $h_\lambda(Y) = \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}$:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L_{max}}{\partial \lambda} &= -\frac{n}{2} \frac{n}{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)} \frac{2h_\lambda(Y)'(I_n - H)}{n} \left(\frac{Y^\lambda \log Y}{\lambda} - \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda^2} \right) + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| \\
&= -n \frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)}{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)} \left(\frac{Y^\lambda \log Y}{\lambda} - \frac{h_\lambda(Y)}{\lambda} \right) + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| \\
&= -n \frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)\lambda^{-1}Y^\lambda \log Y}{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)} + n \frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)}{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)\lambda} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i| \\
&= -n \frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)u_\lambda(Y)}{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)} + \frac{n}{\lambda} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i|
\end{aligned} \tag{9}$$

avec $u_\lambda(Y) = \lambda^{-1} Y^\lambda \log Y$. Le numérateur dans l'équation (9) est la somme résiduelle des produits dans l'analyse de la covariance de $h_\lambda(Y)$ et $u_\lambda(Y)$. Maintenant on utilise la transformation normalisée afin de simplifier le résultat, on définit $z_\lambda(Y)$ ci-dessous:

$$\begin{aligned} z_\lambda(Y) &= \frac{h_\lambda(Y)}{J(\lambda; Y)^{1/n}} \\ &= \frac{h_\lambda(Y)}{(\prod_{i=1}^n |Y_i|)^{\lambda-1/n}} \end{aligned} \quad (10)$$

Donc $\hat{\sigma}^2$ devient $\hat{\sigma}^2(\lambda; z) = \frac{z_\lambda(Y)'(I_n - H)z_\lambda(Y)}{\frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2(\lambda; z)) + a(n)} = \frac{SCR(\lambda; z)}{n}$, $SCR(\lambda; z)$ est la somme des carrées résiduelle de $z_\lambda(Y)$. De plus, $L_{max} = -\frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2(\lambda; z)) + a(n)$, donc on propose de trouver $\hat{\lambda}$ qui maximise $L_{max}(\lambda)$, c'est à dire minimize $\hat{\sigma}^2(\lambda; z)$. Donc on cherche l'emc (estimateur des moindres carrées)

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda} SCR(\lambda; z) \quad (11)$$

Par le théorème du cours, l'emv est asymptotiquement normale, donc la distribution de $\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta)$, quand $n \rightarrow \infty$, elle converge en une loi normale.

$$\hat{V}^{-1/2} \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) \rightarrow \mathcal{N}(0, I_{dp}) \quad (12)$$

$I_1(\beta)^{-1}$ est la matrice de l'information de Fisher, noté que $\hat{V} = I_1(\beta)^{-1}$ et I_{dp} est la matrice identité de la taille p . Quand $n \geq 30$, par le théorème *TCL*, $\hat{\beta}$ tends à gaussien, donc à distance finie la distribution de $\hat{\beta}$ approche à loi gaussienne.

4. Distribution asymptotique de l'emv

Estimer la variance de $\hat{\lambda}$

Par la propriété de l'emv, quand $\hat{\beta}$ tend à devenir gaussien et on peut prendre pour loi approchée à distance finie la loi asymptotique

$$\begin{aligned} \hat{V}^{-1/2}(\hat{\beta} - \beta) &\overset{appr}{\rightsquigarrow} \mathcal{N}(0, I_{dp}) \\ \hat{\beta} &\overset{appr}{\rightsquigarrow} \mathcal{N}(\beta, I_1(\beta)^{-1}) \end{aligned} \quad (13)$$

Par la définition, la matrice de l'information de Fisher est écrite ci-dessous:

$$\begin{aligned} I_1(\beta) &= \mathbb{E}_\beta[\dot{\ell}\dot{\ell}'] \\ &= -\mathbb{E}_\beta[\ddot{\ell}] \end{aligned} \quad (14)$$

où $\ddot{\ell}$ est la matrice Hessien $\ddot{\ell} = \frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta \partial \beta'}$ (pour rappelle que on a définit $\beta = (\theta, \lambda, \sigma^2)'$ a $p \times 1$ vecteur de paramètres). En particulier, on n'a pas forcément besoin d'estimer σ^2 simultanément avec θ et λ , donc pour

simplifier les calculs, on décide de calculer la matrice Hessien de $L_{max}(\lambda)$. Dans l'équation (8), on a calculé

$$\frac{\partial L_{max}}{\partial \lambda} = -\frac{(h_\lambda(Y) - X\theta) \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right|}{\hat{\sigma}^2} + \sum_{i=1}^n \log |Y_i|, \text{ et on obtient sans souci } \frac{\partial L_{max}}{\partial \theta} = \frac{X'(h_\lambda(Y) - X\theta)}{\hat{\sigma}^2}.$$

$$\begin{aligned} \ddot{\ell} := H(\beta) &= \frac{\partial^2 L_{max}}{\partial \beta \partial \beta'} \\ &= -\hat{\sigma}^{-2} \begin{bmatrix} X'X & -X' \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right| \\ - \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right| X & \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right|' \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right| + \left| \frac{\partial^2 h_\lambda(Y)}{\partial^2 \lambda} \right| (h_\lambda(Y) - X\theta) \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (15)$$

$H(\beta)$ est bien une matrice définie négative. Etant donnée la distribution asymptotique normale de l'emv, on peut conclure que $\widehat{Var}(\hat{\beta}) = -[H(\hat{\beta})]^{-1}$, maintenant on calcul $\widehat{Var}(\hat{\lambda})$:

$$\widehat{Var}(\hat{\lambda}) = -H(\hat{\lambda})^{-1} \quad (16)$$

$$\text{où } H(\lambda) = \frac{\partial^2 L_{max}}{\partial^2 \lambda} = \frac{\left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right|' \left| \frac{\partial h_\lambda(Y)}{\partial \lambda} \right| + \left| \frac{\partial^2 h_\lambda(Y)}{\partial^2 \lambda} \right| h_\lambda(Y)' (I_n - H)}{-\hat{\sigma}^2}.$$

Intervalle de confiance

Soit l'emv est asymptotiquement normalement distribué, par la propriété dans l'équation (13), donc on peut

construire le test $T = \frac{\hat{\beta} - \beta}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta})}} \sim \mathcal{N}(0, I_{dp})$. Par définition, $P(q_{\alpha/2} < \frac{\hat{\beta} - \beta}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta})}} < q_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$, donc

on peut obtenir l'intervalle de confiance $[\hat{\beta} - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta})}, \hat{\beta} + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta})}]$, où $q_{\alpha/2}$ et $q_{1-\alpha/2}$ sont quantiles d'ordre $\alpha/2$ et $1 - \alpha/2$ sous la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. La distribution est symétrique par rapport à 0, donc l'IC estimateur β est également $[\hat{\beta} - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta})}, \hat{\beta} + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta})}]$.

L'intervalle de confiance de λ donc est $[\hat{\lambda} - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\lambda})}, \hat{\lambda} + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\lambda})}]$, où $\widehat{Var}(\hat{\lambda})$ est calculé dans l'équation (16).

Test de Wald

On définit $A = [0, 1, 0]$, $\beta = (\theta, \lambda, \sigma^2)'$, $\beta_0 = (\theta_0, \lambda_0, \sigma_0^2)'$

$H_0 : A(\beta - \beta_0) = 0$ contre $H_1 : A(\beta - \beta_0) \neq 0$

Sous H_0 :

$$T = [AVA']^{-1/2} A(\hat{\beta} - \beta_0) \rightarrow \mathcal{N}(0, I_{dp}) \quad (17)$$

En utilisant la propriété de la statistique de Wald, W est la carré de la norme de T et sa loi asymptotique sous H_0 est:

$$\begin{aligned}
W &= (A\hat{\beta} - A\beta_0)(A\hat{V}A')^{-1}(A\hat{\beta} - A\beta_0)' \\
&= \frac{(\hat{\lambda} - \lambda_0)^2}{\widehat{Var(\hat{\lambda})}} \rightarrow \chi^2(1)
\end{aligned} \tag{18}$$

où $\hat{V} = I_1(\hat{\beta})^{-1}$, et $W \geq 0$, la région de rejet est unilatère à droite de niveau asymptotique α pour une hypothèse bilatère est $\mathcal{R} = \left\{ W > q_{1-\alpha}^{\chi^2(1)} \right\}$ avec $P_{(H_0)}(\mathcal{R}) \rightarrow \alpha$.

5. Test du rapport vraisemblance

Par le théorème asymptotique du RV, sous H_0 :

$$TRV = -2\log(RV) \rightarrow \chi^2(1) \tag{19}$$

$TRV \geq 0$, la région de rejet $\mathcal{R} = \left\{ TRV > q_{1-\alpha}^{\chi^2(1)} \right\}$ du test de rapport de vraisemblances maximales est asymptotiquement de niveau α , $P_{(H_0)}(\mathcal{R}) \rightarrow \alpha$.

Par la définition de rapport de vraisemblance:

$$RV = \frac{L(\lambda_0; Y)}{L(\hat{\lambda}; Y)} \tag{20}$$

où L est la fonction de vraisemblance.

$$\begin{aligned}
TRV &= -2\log\left(\frac{L(\lambda_0; Y)}{L(\hat{\lambda}; Y)}\right) \\
&= -2(\log L(\lambda_0; Y) - \log L(\hat{\lambda}; Y)) \\
&= 2(L_{max}(\hat{\lambda}; Y) - L_{max}(\lambda; Y)) \\
&= 2\left(-\frac{n}{2}\log(\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})) + \frac{n}{2}\log(\hat{\sigma}^2(\lambda))\right) \\
&= n\log\left(\frac{\hat{\sigma}^2(\lambda)}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})}\right)
\end{aligned} \tag{21}$$

2 Test de la méthode sur des données simulées

1. Modélisation la regression linéaire simple

Condition convergence

La condition de convergence indiquée dans la section 1 est bien vérifiée.

En effet on a que si $x_1, x_2, \dots \stackrel{i.i.d}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$,

$$\frac{X'X}{n} = \frac{1}{n} \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ x_1 & x_2 & \dots & x_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \end{bmatrix} \quad (22)$$

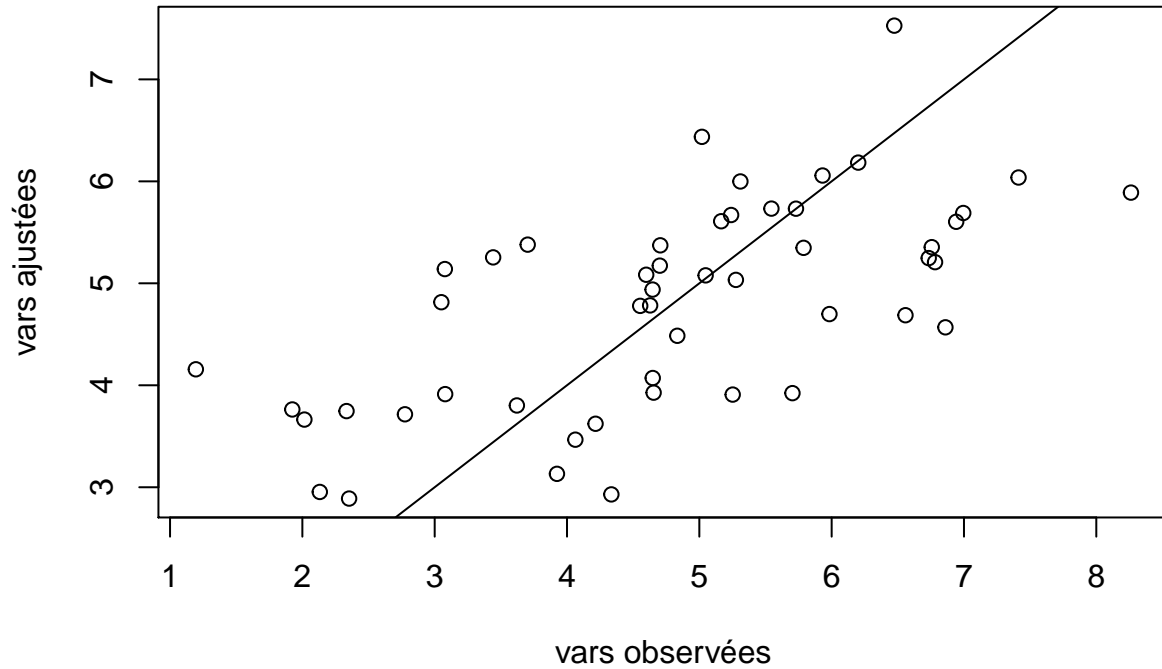
On a de plus $\mathbb{E}[x_i^2] = \text{Var}(x_i) + \mathbb{E}[x_i]^2 = 1$. Ainsi d'après la loi des grands nombres on a $(X'X)/n$ qui converge vers la matrice identité de taille 2×2 qui est bien définie positive.

Estimer regression linéaire simple

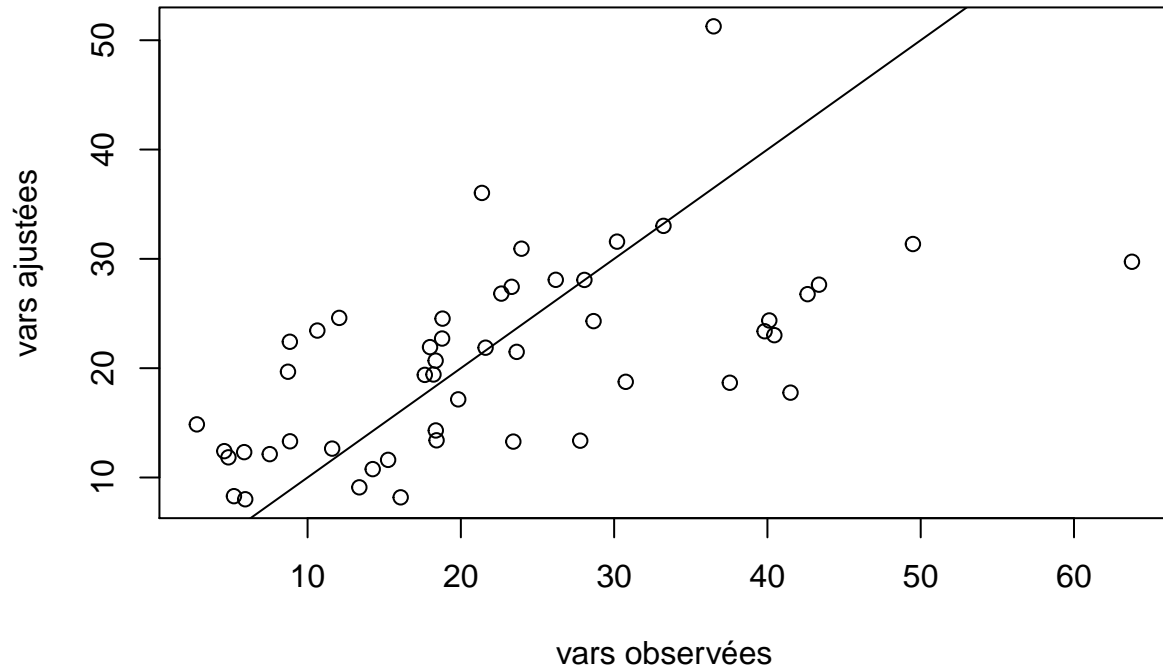
Le modèle linéaire simple donc est $z_i = \mu + \theta x_i + \sigma \varepsilon_i$, $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$ i.i.d. Le plan d'expérience X est en taille $[n, p]$ i.e. $[50 \times 2]$, et $\hat{\theta} = (X'X)^{-1}X'Z$, $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-p} \|Z - X\hat{\theta}\|^2$.

Par la définition, $\frac{y_i^\lambda - 1}{\lambda} = h_\lambda(y_i) = z_i$, $y_i = (\lambda z_i + 1)^{1/\lambda}$.

Pour Z



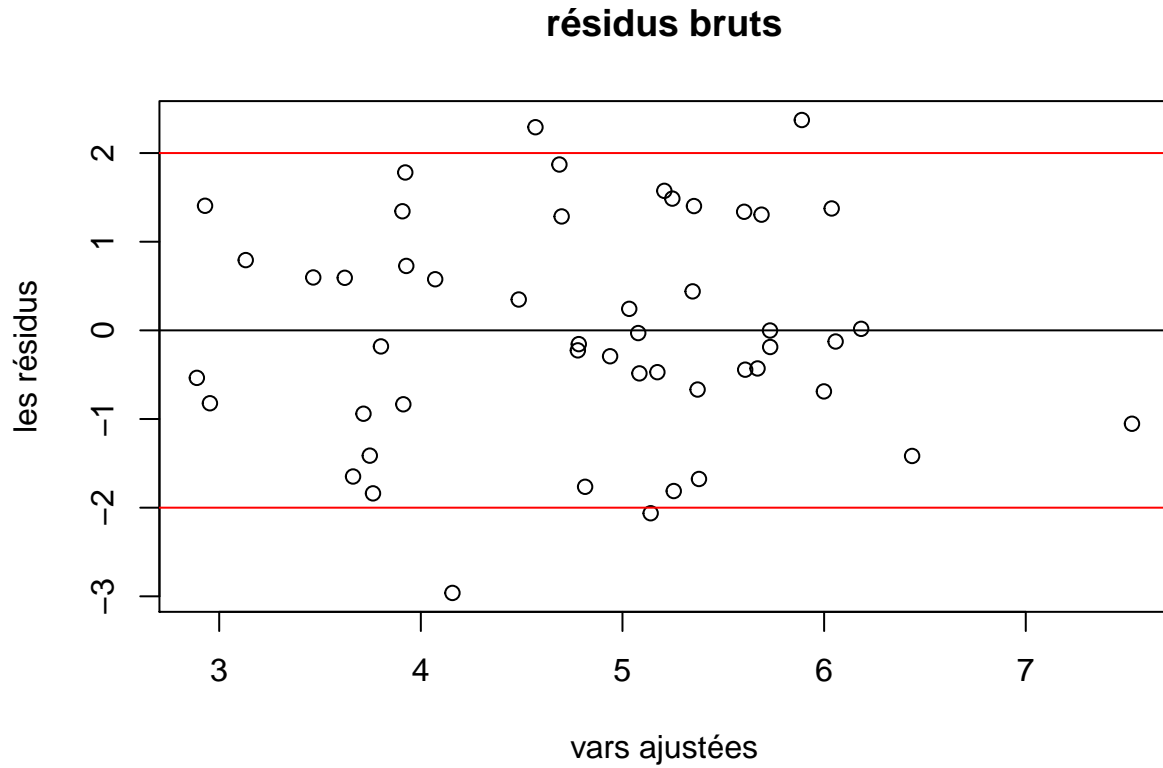
Pour Y



En Traçant la profondeur ajustée en fonction de la profondeur observée, on peut observer que le modèle n'est pas bien ajustée, les points s'allongent autour de la première bissectrice, mais les ajustements parfois ne sont pas proches des valeurs observées, donc ce qui implique aussi les bruts résidus fortes.

Etude les résidus

Par la définition, les résidus $\hat{\varepsilon} = Z - X\hat{\theta}$. Et les résidus studentisés donc est $t_i = \frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}\sqrt{1-h_{i,i}}}$ où $h_{i,i}$ sont les éléments diagonaux de $H = X(X'X)^{-1}X'$.

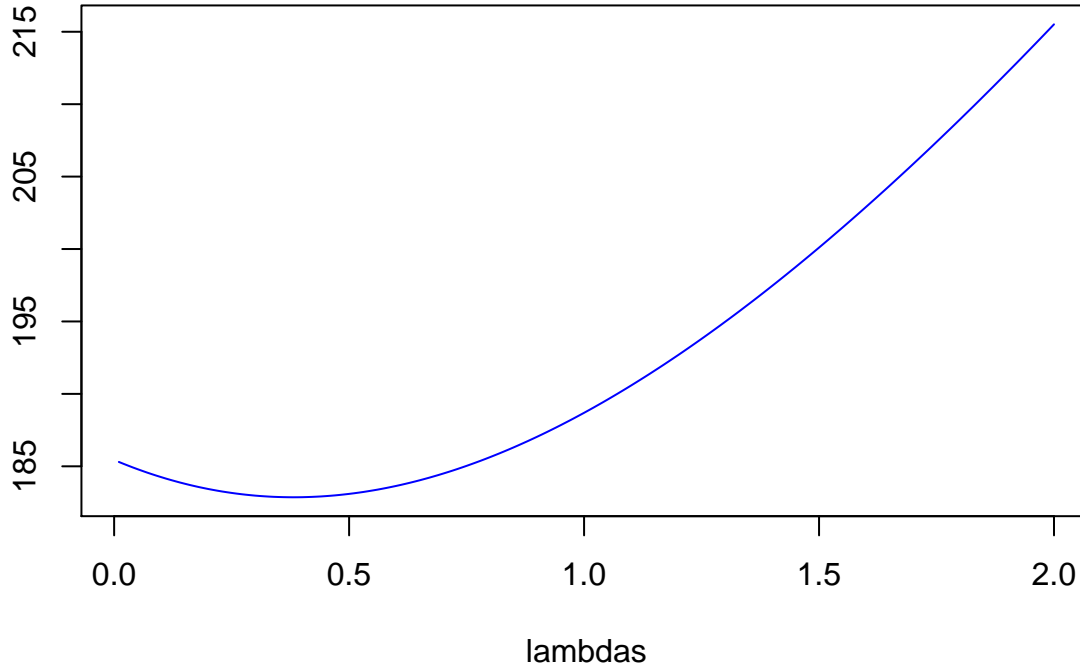


On voit que les résidus bruts sont fortes parce que les valeurs observées ne sont pas elles-mêmes proches de 0 et estimées avec une petite précision. La plupart d'eux sont raisonnablement compris entre -2 et 2 sauf quatre points, en respectant la règle empirique d'appartenance de 95% des résidus à l'intervalle -2 et 2 .

2. Mise en oeuvre le calcul $\hat{\lambda}$

La variable Q est $(I_n - H)$, où I_n est la matrice identité de taille 50×50 , $H = X(X'X)^{-1}X'$. Le variable $sig2$ égale à $\frac{h_\lambda(Y)'(I_n - H)h_\lambda(Y)}{n}$ qui est exactement $\hat{\sigma}^2$ où on a démontré dans l'équation (4). La fonction *Lmle* retourne le terme $-\frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2)$.

-Lmax en fonction de lambda



On voit bien que la fonction $-L_{max}$ est une fonction quadratique convexe, au près de λ à 0.4, $-L_{max}$ atteint au minimum.

3. Calcul $\hat{\lambda}$ et $\widehat{Var}(\hat{\lambda})$

Etant donné que $Z = h_{\lambda}(Y)$ est la transformation de Y , par la définition donc $\lambda \neq 0$, pour la Méthodes Newton, on commence la itération à partir de 2. En utilisant la fonction optimisation *nlm*, on obtient la valeur estimée $\hat{\lambda}$ est *resopt\$estimate* = 0.3817253. Comme démontré dans l'équation (16), la variance de $\hat{\lambda}$ est l'inverse de hessian donc est 0.02948455. (Pour la minimisation $-L_{max}$, la matrice hessian est définie positive)

4. Tests hypothèses

Intervale de confiance

Comme on a montré dans le premier section, l'intervalle de confiance pour λ est $[\hat{\lambda} - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\lambda})}, \hat{\lambda} + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\lambda})}]$ au niveau asymptotiquement $1 - \alpha$. Ici on fixe α à 0.05, donc $q_{1-\alpha/2}$ est 1.959964 la quantile d'ordre $1 - \alpha/2$ sous loi normale, donc on obtien l'IC [0.04517863, 0.718272].

Test de Wald

Das l'équation (18), on a montré $W = \frac{(\hat{\lambda} - \lambda_0)^2}{\widehat{Var}(\hat{\lambda})} \rightarrow \chi^2(1)$. Donc on veut tester $H_0 : \lambda = \lambda_0$, contre $H_1 : \lambda \neq \lambda_0$ par la statistique de Wald pour les quatres cas ci-dessous:

- 1) Par la définition de $h_{\lambda}(Y)$, quand $\lambda = 1$, les données Y ne nécessitent pas de transformation, donc dans le test $\lambda_0 = 1$. On a $W_{obs} < q_{1-\alpha}^2$ qui ne se trouve pas dans la région de rejet (unilartère à droite), et p-valeur 0.4909476286 $> \alpha$, donc rejette H_1 et accèpte H_0 avec risque de seconde espèce inconnue.

- 2) De même raison, quand $\lambda = 0.5$, la transformation à appliquer aux observations est en racine carrée. Donc dans le test on veut $\lambda_0 = 0.5$. On a $W_{obs} < q_{1-\alpha}^{\chi^2}$ qui se trouve dans la région de rejet (unilatère à droite), et p-valeur $4.324529e - 21 > \alpha$, donc rejette H_0 et accepte H_1 avec risque de premier espèce $\alpha = 5\%$.
- 3) Quand $\lambda_0 = 3$, on a $W_{obs} < q_{1-\alpha}^{\chi^2}$ qui ne se trouve pas dans la région de rejet, et p-valeur $6.341116e - 01 > \alpha$, donc rejette H_1 et accepte H_0 avec risque de seconde espèce inconnue.
- 4) Quand $\lambda_0 = 0$, on a $W_{obs} > q_{1-\alpha}^{\chi^2}$ qui se trouve dans la région de rejet (unilatère à droite), et p-valeur $2.621087e - 02 < \alpha$, donc rejette H_0 et accepte H_1 avec risque de premier espèce $\alpha = 5\%$.

Bien que les quatres valeurs ne se trouvent pas dans l'IC que l'on a calculé, mais parmi 1, 2 et 0, $\lambda = 0.3$ est le plus proche que l'IC et le test de Wald l'accepte.

5. Test de rapport de vraisemblance

```
## [1] "lambda= 1"
## [1] "TRV: 11.6612671670046"
## [1] "p_value: 0.000638148590272717"
## [1] "conserve H_0? FALSE"
## [1] "lambda= 0.5"
## [1] "TRV: 0.466380664196947"
## [1] "p_value: 0.494656961439759"
## [1] "conserve H_0? TRUE"
## [1] "lambda= 0.3"
## [1] "TRV: 0.228985473733189"
## [1] "p_value: 0.632277106839235"
## [1] "conserve H_0? TRUE"
## [1] "lambda= 1e-06"
## [1] "TRV: 5.14845895351846"
## [1] "p_value: 0.0232670132748466"
## [1] "conserve H_0? FALSE"
```

Par l'équation (21), TRV suit une loi $\chi^2(1)$, donc de même façon on calcule les TRV observés et les p-valeurs. De même façon d'analyser les résultats calculés, les conclusions sont mêmes que ce qui données par le test Wald dans question précédente.

6. Vérification par fonction "powerTransform"

Etant donné que l'on a toujours des problèmes sur l'installation du package "car", on l'exécute sur compilateur en ligne et voici dessous les résultats obtenus.

On peut voir que l'estimateur de la puissance transformation appliquée sur Y est le même valeur que l'on a obtenu par maximisation le vraisemblance L_{max} calculé par *nlm* dans la question 3. Puis l'intervalle de confiance $[0.0452, 0.7183]$ est identique que l'on calcule dans question 4 au niveau asymptotique $\alpha = 0.05$. Comme on a montré dans question 5, $TRV \sim \chi^2(1)$, pour $\lambda = 1$ et $\lambda = 0$, notre TRV observés et les p-valeurs sont les même que les résultats donnés par fonction *powerTransform*.

3 Cas pratique

1. Modèle regression linéaire multiple

Analyse regression LM multiple

On définit le modèle linéaire multiple (M1) $y = \mu + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \sigma \varepsilon$, $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, I_n)$ i.i.d, on note que $\theta = [\mu, \beta_1, \beta_2, \beta_3]$.

```
res <- powerTransform(Y~X, family="bcPower")
summary(res)
```



Run (Ctrl-Enter)

Any scripts or data that you put into this service are public.

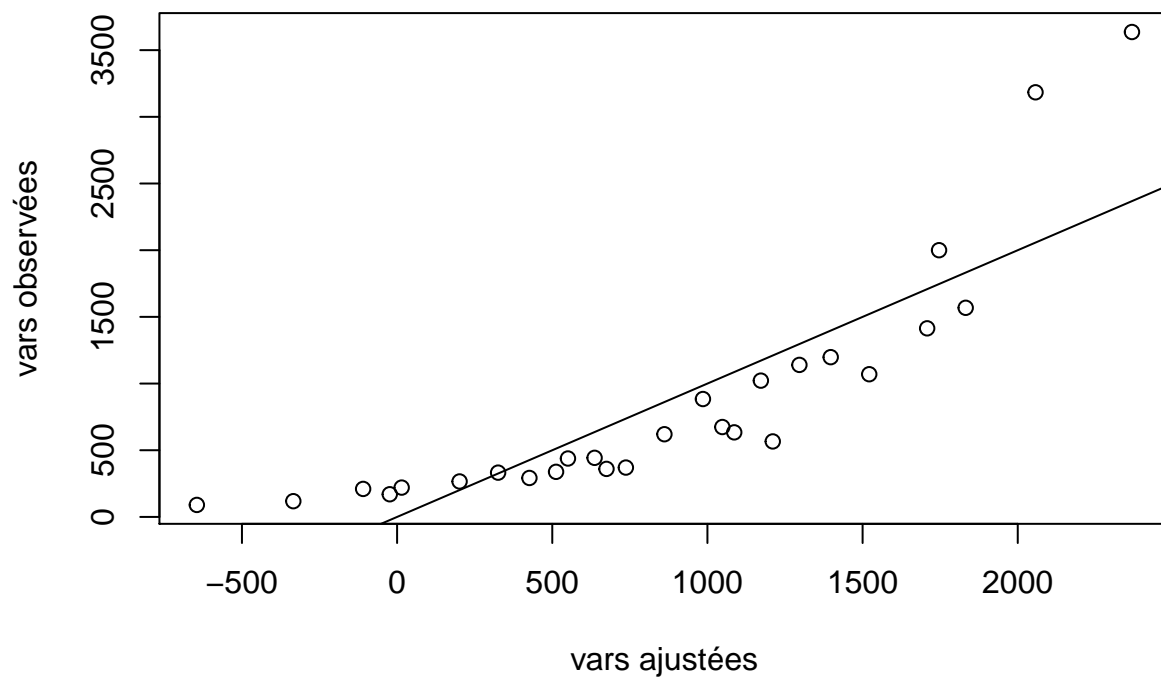
```
Loading required package: carData
bcPower Transformation to Normality
  Est Power Rounded Pwr Wald Lwr Bnd Wald Upr Bnd
Y1    0.3817      0.5    0.0452    0.7183

Likelihood ratio test that transformation parameter is equal to 0
(log transformation)
              LRT df      pval
LR test, lambda = (0) 5.148486  1 0.023267

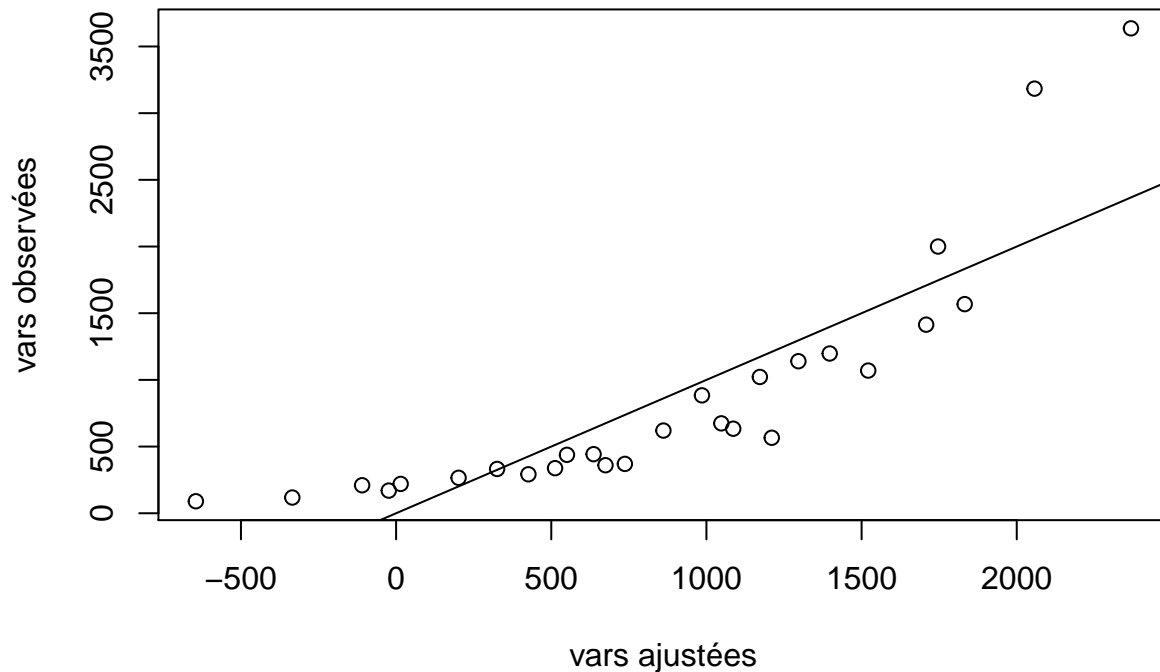
Likelihood ratio test that no transformation is needed
              LRT df      pval
LR test, lambda = (1) 11.66127  1 0.00063815
```

FIGURE 1 – powerTransform

M1: $y \sim x_1 + x_2 + x_3$



y~longueur+amplitude+chargement



D'abord, on voit que le modèle pour les variables transformées $M1 : y = \mu + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \sigma \varepsilon$ n'est pas bien ajusté, comme le montre visuellement la figure ci-dessus: certains des points s'allongent presque autour de la première bissectrice, mais les premières données et les dernières données s'éloignent assez loin de la droite $y = x$, pour la plupart des données, les ajustements sont un peu plus proches des valeurs observées mais avec certains bruits assez évidents.

Et puis par la définition dans l'énoncé, on obtient les valeurs pour les variables non transformées (longueur, amplitude et chargement). De même façon, on applique aussi le modèle linéaire multiple, mais les deux ajustements sont identiques. Bien sûr que les estimateurs de coefficients ($\hat{\theta}$) changent, parce que les variables explicatives (i.e. la nouvelle matrice expérience $X = [1, \text{longueur}, \text{amplitude}, \text{chargement}]$) changent. Mais les valeurs ajustées ne changent pas, donc la performance du modèle ne change pas non plus. Comme on peut vérifier par les données ci-dessous, les estimateurs changent mais le R^2 ne change pas.

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ ., data = df)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -644.5  -279.1  -150.2   199.5  1268.0
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    861.37      93.94   9.169 3.83e-09 ***
## x1              660.00     115.06   5.736 7.66e-06 ***
## x2             -535.83     115.06  -4.657 0.000109 ***
## x3             -310.83     115.06  -2.702 0.012734 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
```

```
## Residual standard error: 488.1 on 23 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7291, Adjusted R-squared:  0.6937
## F-statistic: 20.63 on 3 and 23 DF,  p-value: 1.028e-06

##
## Call:
## lm(formula = df$y ~ longueur + amplitude + chargement)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -644.5  -279.1  -150.2   199.5  1268.0
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  4521.370    1621.721   2.788 0.010454 *
## longueur      13.200       2.301   5.736 7.66e-06 ***
## amplitude   -535.833     115.057  -4.657 0.000109 ***
## chargement   -62.167      23.011  -2.702 0.012734 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

##
## Residual standard error: 488.1 on 23 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7291, Adjusted R-squared:  0.6937
## F-statistic: 20.63 on 3 and 23 DF,  p-value: 1.028e-06
```

Donc ici on n'analyse que les valeurs pour $y \sim x_1 + x_2 + x_3$, pour $y \sim \text{longueur} + \text{amplitude} + \text{chargement}$ c'est la même façon et les conclusions sont les mêmes que pour $y \sim x_1 + x_2 + x_3$.

Analyse la significativité des variables

Ici on veut tester chaque composante θ_i dans θ . $H_0 : \theta_i = 0$ contre $H_1 : \theta_i \neq 0$, on suppose que $\alpha = 0.05$.

- 1) μ : p-valeur $3.83e - 09 < \alpha$, donc on rejette H_0 et accepte H_1 , c'est-à-dire on décide que le coefficient μ est non nul avec risque de première espèce $\alpha = 0.05$, et l'intercept est utile dans $M1$ donc elle est significative.
- 2) β_1 : p-valeur $7.66e - 06 < \alpha$, donc on rejette H_0 et accepte H_1 , c'est-à-dire on décide que le coefficient β_1 est non nul avec risque de première espèce $\alpha = 0.05$, et x_1 est utile dans $M1$ donc elle est significative.
- 3) β_2 : p-valeur $0.000109 < \alpha$, donc on rejette H_0 et accepte H_1 , c'est-à-dire on décide que le coefficient β_2 est non nul avec risque de première espèce $\alpha = 0.05$, et x_2 est utile dans $M1$ donc elle est significative.
- 4) β_3 : p-valeur $0.012734 < \alpha$, donc on rejette H_0 et accepte H_1 , c'est-à-dire on décide que le coefficient β_3 est non nul avec risque de première espèce $\alpha = 0.05$, et x_3 est utile dans $M1$ donc elle est significative.

En conclusion, on considère de garder tous les composantes variables dans $M1$.

Analyse la significativité globale de la regression

Il s'agit de test Fisher sur un sous modèle linéaire du $M1$. On veut tester $H_0 : \mu = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, contre H_1 : l'un des paramètres n'est pas nul.

On observe que le F-statistique observé est 20.63, et son p-valeur est $1.028e - 06 < \alpha = 0.05$, donc on rejette H_0 et accepte H_1 , avec risque d'erreur de première espèce α . On peut conclure que au moins un des quatres coefficient (composante paramètre) n'est pas nul, au moins un des quatres variables (intercept et x_1, x_2, x_3) est significative.

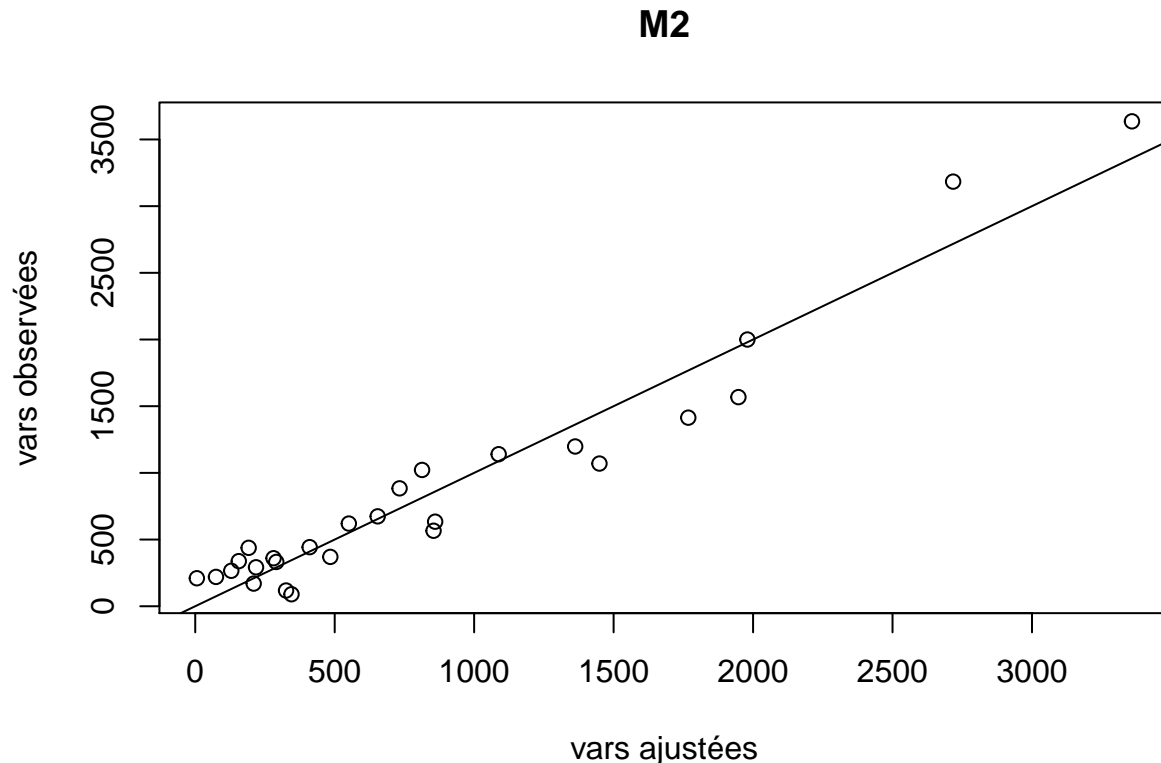
Analyse R squared

R^2 s'interprète comme la part de variance expliquée par les régresseurs supplémentaires. Donc 0.7291 signifie que la population de 72.91% de données peuvent être expliquées par notre modèle $M1$, la mauvaise qualité de l'ajustement et aussi énormément des brutes. En conclusion, $M1$ le LM multiple n'est pas un modèle idéal.

2. Modèle regression linéair d'ordre 2

Etude redression LM d'ordre 2

Maintenant, on voudrais modéliser un modèle regression linéair d'ordre 2 $M2$: $y = \mu + \sum_i \beta_i x_i + \sum_i \beta_{ii} x_i^2 + \sum_{i < j} \beta_{i,j} x_i x_j + \varepsilon$. Voici dessous le graphe de l'ajustement:



On voit bien visuellement que l'ajustement du modèle $M2$ est beaucoup plus amélioré que $M1$! Les points s'allongent autour de la première bissectrice, les ajustements beaucoup proches des valeurs observées. En plus, il n'existe plus les valeurs négatives.

Maintenant, on analyse rapidement les valeurs données par R de même façon que l'on a fait dans la question précédente.

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ df$x1 + df$x2 + df$x3 + I(df$x1^2) + I(df$x2^2) +
##      I(df$x3^2) + I(df$x1 * df$x2) + I(df$x1 * df$x3) + I(df$x2 *
##      df$x3), data = df)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -379.48 -185.95   41.41  148.48  466.69
##
```



```
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)      550.70     138.44   3.978 0.000973 ***
## df$x1            660.00      64.09  10.299 1.00e-08 ***
## df$x2           -535.83      64.09  -8.361 1.99e-07 ***
## df$x3           -310.83      64.09  -4.850 0.000150 ***
## I(df$x1^2)        238.56     111.00   2.149 0.046317 *
## I(df$x2^2)        275.72     111.00   2.484 0.023712 *
## I(df$x3^2)       -48.28     111.00  -0.435 0.669081
## I(df$x1 * df$x2) -456.50      78.49  -5.816 2.06e-05 ***
## I(df$x1 * df$x3) -235.67      78.49  -3.003 0.008011 **
## I(df$x2 * df$x3)  142.92      78.49   1.821 0.086278 .
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 271.9 on 17 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9379, Adjusted R-squared:  0.905
## F-statistic: 28.51 on 9 and 17 DF,  p-value: 1.564e-08
```

Analyse la significativité des variables

Ici on veut tester chaque composante θ_i dans θ . $H_0 : \theta_i = 0$ contre $H_1 : \theta_i \neq 0$, on suppose que $\alpha = 0.05$. Etant donné que y'a dix composantes paramètres dans l'estimateur θ , on n'analyse pas un par un variables ici.

En vérifiant chaque p-valeur correspondantes les variables, on peut conclure que seulement la variable x_3^2 et la variable x_2x_3 ne sont pas significatives. Parce que ses p-valeur sont supérieure à α donc on regarde H_0 (avec risque de seconde espèce inconnue) et décide que ses coefficients sont nuls, donc les deux variables ne sont pas utiles dans $M2$. Pour la reste, ils sont tous significatives. En conclusion, on considère de ne pas garder x_3^2 et x_2x_3 dans $M2$.

Analyse la significativité globale de la regression

On veut tester H_0 : tous les composantes de l'estimateur sont équalent à 0, contre H_1 : l'un des paramètres n'est pas nul.

On observe que le F-statistique observé est 28.51, et son p-valeur est $1.564e-08 < \alpha = 0.05$, donc on rejette H_0 et accepte H_1 , avec risque d'erreur de première espèce α . On peut conclure que au moins un des dix coefficients (composantes paramètre) n'est pas nul, au moins un des dix variables est significative.

Analyse R squared

R^2 s'interprète comme la part de variance expliquée par les régresseurs supplémentaires. Donc 0.9379 signifie que la population de 93.79% de données sont epliquées par notre modèle $M2$, ce qui implique un très bonne qualité de l'ajustement. En conclusion, $M2$ le LM multiple d'ordre 2 est un modèle assez performante.

Test modèle

On veut consrtuire un test $M1$ contre $M2$ en utilisant "anova" fonction. En théorie, le F statistique est le même que le test de signifativité globale de la regression. On voit bien le $F_{obs} = 9.5227$, p-valeur égale à $0.000115 < \alpha = 0.05$, donc on conclut que les variables d'interaction ajoutées sont significatives.

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: y ~ x1 + x2 + x3
```

```
## Model 2: y ~ df$x1 + df$x2 + df$x3 + I(df$x1^2) + I(df$x2^2) + I(df$x3^2) +
##      I(df$x1 * df$x2) + I(df$x1 * df$x3) + I(df$x2 * df$x3)
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq      F    Pr(>F)
## 1      23 5480593
## 2      17 1256745   6   4223848 9.5227 0.0001154 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

3. Test de variance

Conclusion