Partie 1 Régression simple Modèle ?

Représentation des phénomènes en réalité en vue de comprendre le fonctionnement, Marketing direct en ligne: construire un modèle pour identifier les clients les plus susceptibles d'acheter des produits de leur prochain catalogue

Clients identifiés par le modèle comme ayant peu de chance d'acheter seront exclu de la prochaine liste d'envoi. Modèles mathématiques et statistiques

Modèles déterministes

Modèles probabilistes

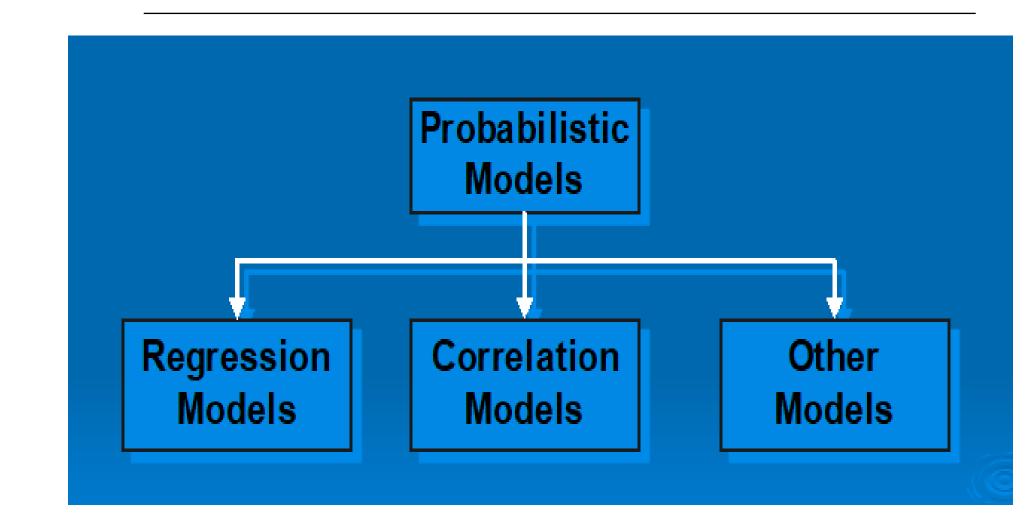
Modèles mathématiques et statistiques

- **□**Déterministes
- □ Random Error (aléatoires)

Modèles mathématiques et statistiques

Exemple:

Ventes d'un produit = frais de publicité + force de vente + prix + ,,,+ erreur de perturbation



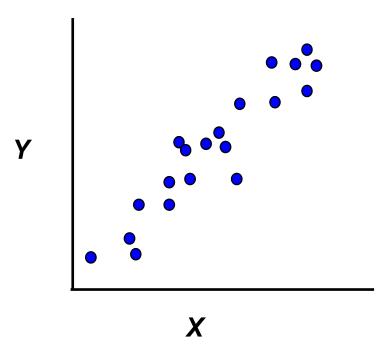
Corrélation et régression linéaire simple

- □ La corrélation
- □ La régression linéaire simple

Introduction

Etude de la relation entre deux variables quantitatives:





- -description de l'association linéaire: corrélation, régression linéaire simple
- explication / prédiction d'une variable à partir de l'autre: modèle linéaire simple

Statistique descriptive de la relation entre X et Y: variation conjointe

1. La covariance

Dans l'échantillon:

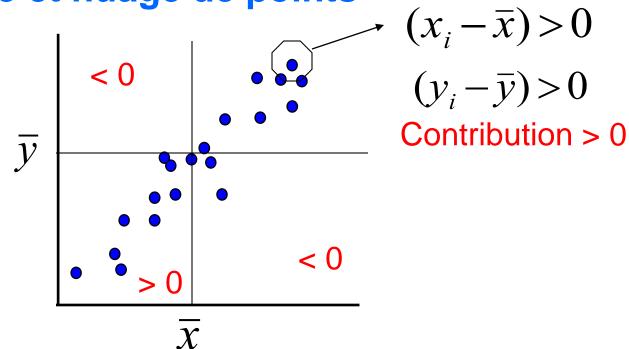
$$cov(x,y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \overline{x}\overline{y}$$

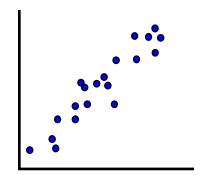
Estimation pour la population:

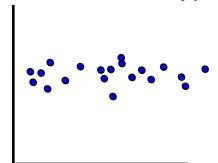
cov
$$(x,y) = \hat{\sigma}_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

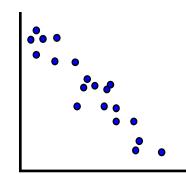
cov $(x,y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \frac{n}{n-1} \bar{x} \bar{y}$

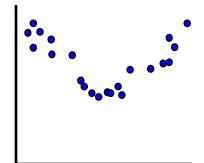
Covariance et nuage de points











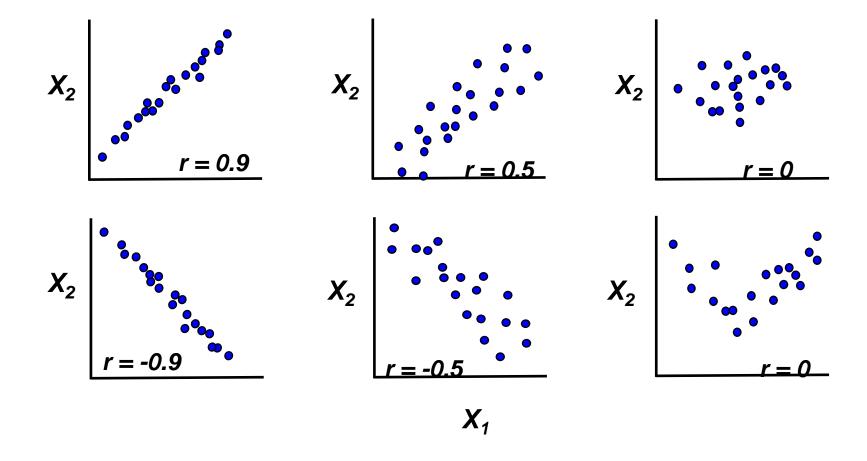
2. Le coefficient de corrélation linéaire

« de Pearson »

Cov(x,y)/ (écart type de x * écart type de y) =
$$\frac{cov(x,y)}{\delta x \delta y}$$
 $r_{xy} = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_x^2 S_y^2}}$

2. Le coefficient de corrélation linéaire

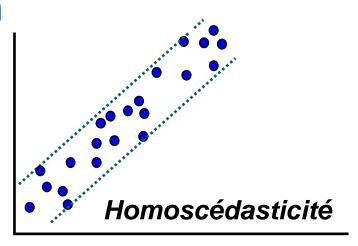
Indice de covariance absolu: $-1 \le r \le 1$

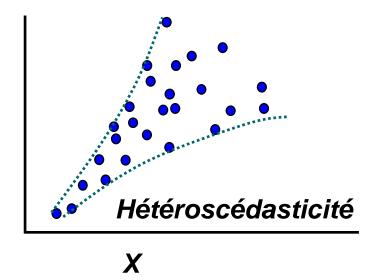


3. Conditions d'utilisation

Homoscédasticité

La variance de Y est indépendante de X et viceversa.

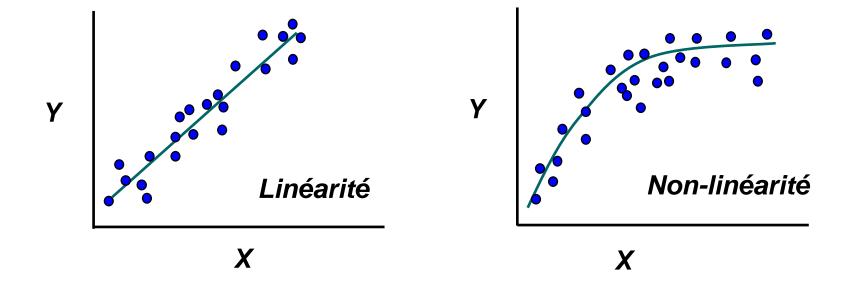


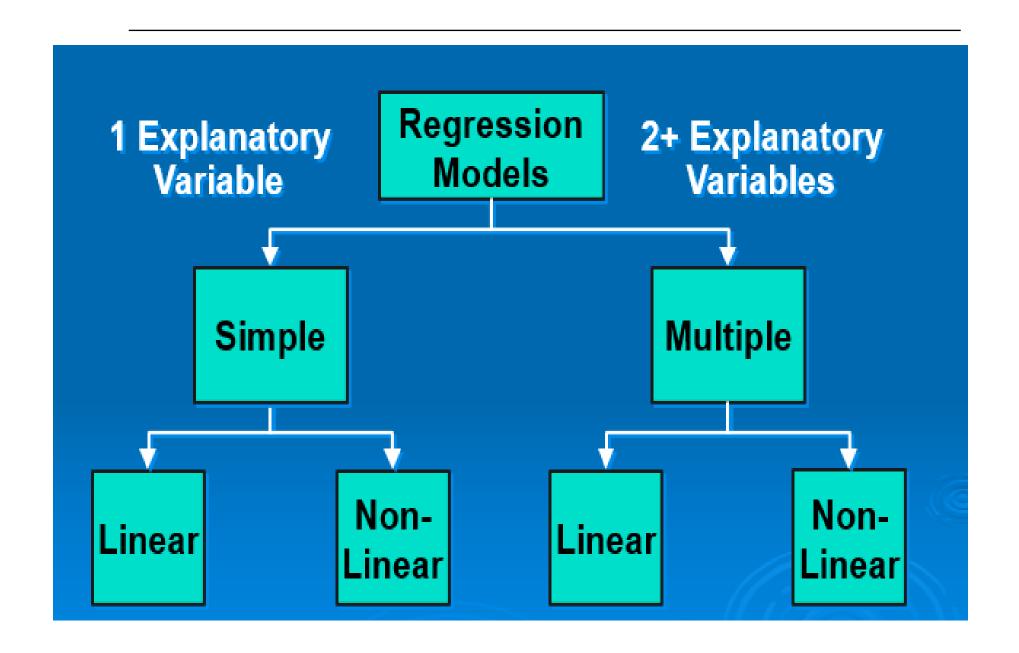


3. Conditions d'utilisation

Linéarité

La relation est linéaire



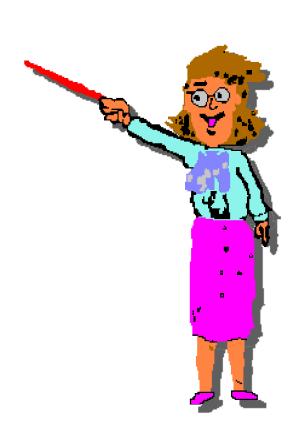


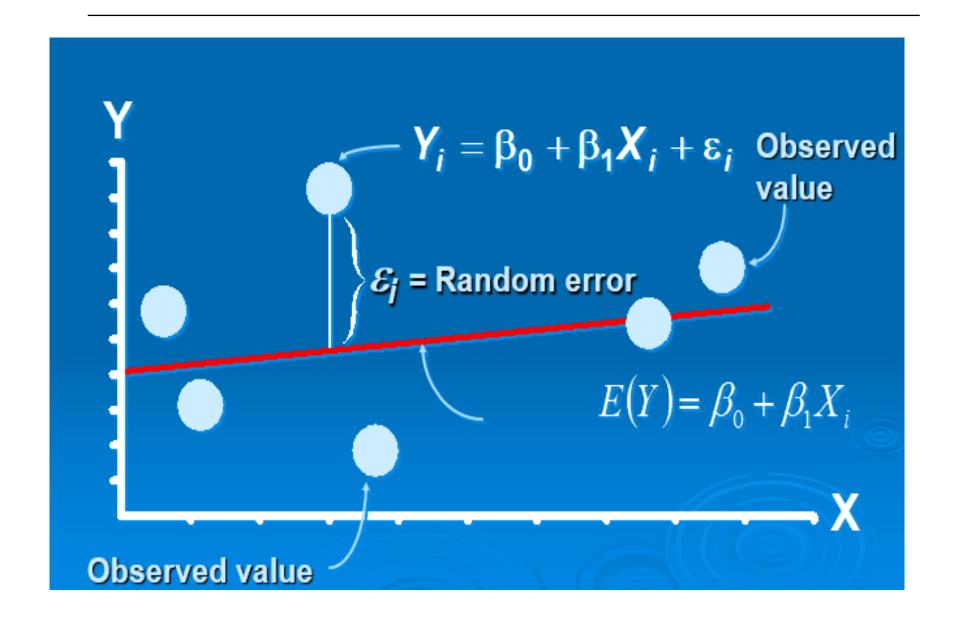
1. Le modèle

On suppose: y = f(x) = a + bx

Modèle: $Y_i = a + bX_i + e_i$ avec, pour $X = x_i$, Y_i : $N(a+bx_i, \sigma)$

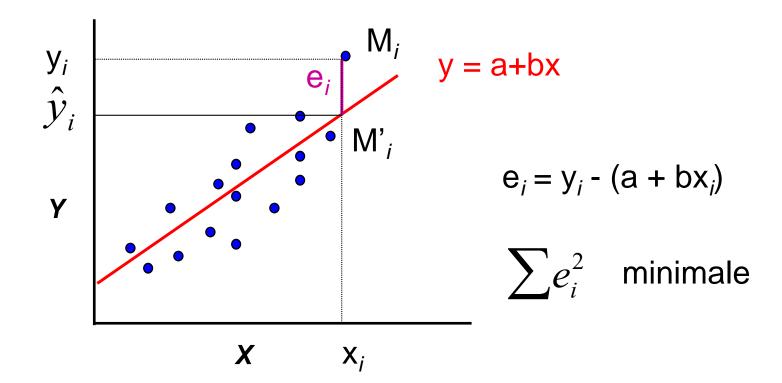
X = variable explicative(« indépendante »), contrôléeY = variable expliquée(dépendante), aléatoire





2. L'estimation des paramètres

a? b? Méthode d'estimation: les moindres carrés:



2. L'estimation des paramètres

Méthode des moindres carrés

On cherche le minimum de
$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - (a + bx_i))^2 = E(a,b)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial E}{\partial a} = \sum_{i=1}^{n} 2(y_i - (a + bx_i))(-1) = 0 & (1) \\ \frac{\partial E}{\partial b} = \sum_{i=1}^{n} 2(y_i - (a + bx_i))(-x_i) = 0 & (2) \end{cases}$$

2. L'estimation des paramètres

Méthode des moindres carrés

(1)
$$\Rightarrow \sum_{i=1}^{n} y_i = \sum_{i=1}^{n} (a + bx_i) = na + b \sum_{i=1}^{n} x_i$$

$$n\overline{y} = na + nb\overline{x}$$

$$a = \bar{y} - b\bar{x}$$

2. L'estimation des paramètres

Méthode des moindres carrés

$$n(\cot(x,y) + \overline{x}\overline{y}) - (\overline{y} - b\overline{x})n\overline{x} - bn(s_x^2 + \overline{x}^2) = 0$$

$$\cot(x,y) = bs_x^2 \qquad b = \frac{\cot(x,y)}{s_x^2}$$
Si y = a+bx alors $\hat{b} = \frac{\cot(x,y)}{s_x^2}$ et $\hat{a} = \overline{y} - b\overline{x}$

On peut alors prédire y pour x compris dans l'intervalle des valeurs de l'échantillon: $\hat{y}_i = \hat{a} + \hat{b}x_i$

3. Qualité de l'ajustement

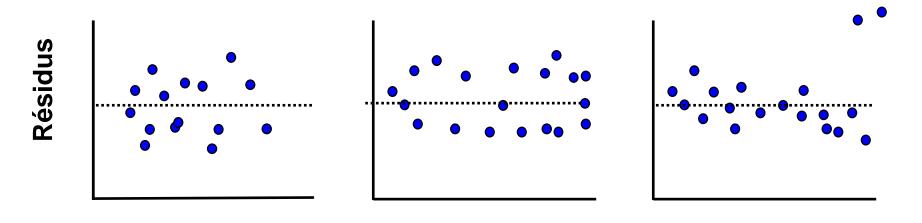
On a supposé: $Y_i = a + bX_i + e_i$ avec pour $X = x_i$, Y_i : $N(a+bx_i, \sigma)$

- distribution normale des erreurs
- variance identique (homoscédasticité)
- indépendance: $cov(e_i, e_j) = 0$
- linéarité de la relation

Test *a posteriori* : étude du nuage de points/ du graphe des résidus

3. Qualité de l'ajustement

Normalité de l'erreur

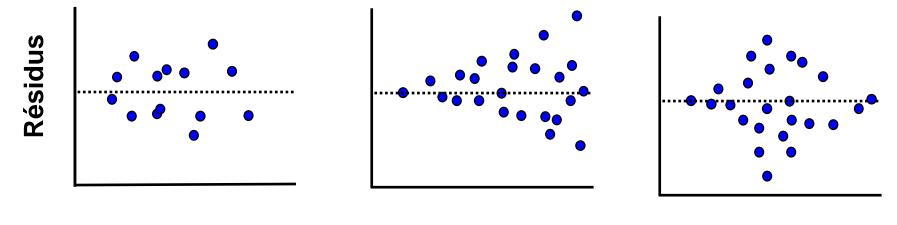


Valeurs prédites

Questions à se poser: structure de l'erreur? Valeurs extrêmes: ont-elles un sens? Influencent-elles l'estimation des paramètres?

3. Qualité de l'ajustement

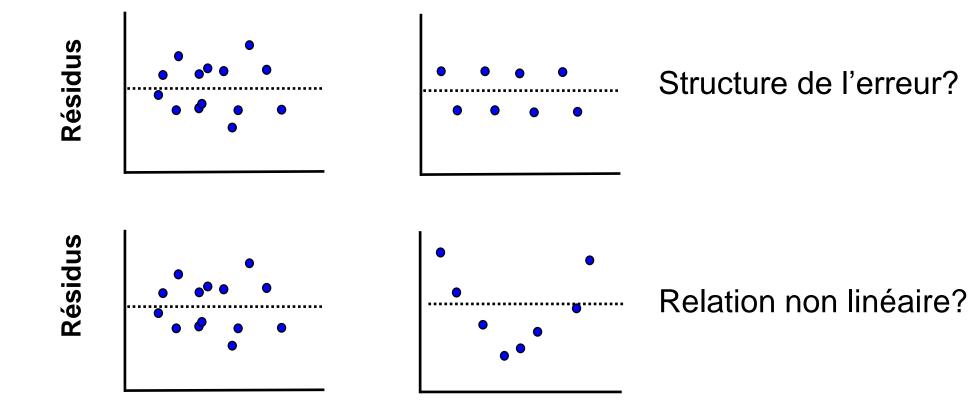
Homoscédasticité



Valeurs prédites

3. Qualité de l'ajustement

Indépendance entre erreurs, linéarité



4. Coefficient de détermination

Décomposition de la variation

Quelle part de la variabilité de Y est expliquée par la relation linéaire avec X?

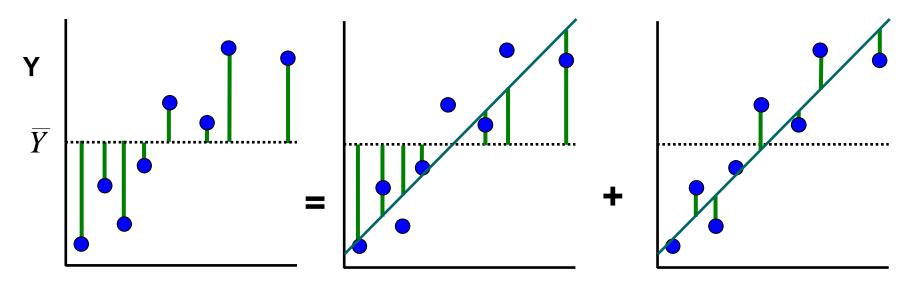
Variabilité? Somme des Carrés des Ecarts SCE:

Variance totale

$$SCE_T = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 = ns_y^2$$

4. Coefficient de détermination

Décomposition de la variation



SCE Totale

SCE reg.lin. (Expliquée) SCE hors reg.lin. (erreur)

$$\sum_{i=1}^{N} (Y_i - \overline{Y})^2$$

$$\sum_{i=1}^{N} (\hat{Y}_i - \overline{Y})^2$$

$$\sum_{i=1}^{N} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

4. Coefficient de détermination

La décomposition de la SCE permet d'estimer la part de SCE de Y expliquée par la régression:

Coefficient de détermination

$$r^{2} = \frac{SCE_{reg.lin.}}{SCE_{T}}$$
 var expliquée
var totale

$$0 \le r^2 \le 1$$

Relation avec r?

4. Coefficient de détermination

Relation entre r et r²

$$SCE_{reg.lin.} = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \overline{y})^2 = \sum_{i=1}^{n} ((a + bx_i) - (a + b\overline{x}))^2$$
$$= b^2 \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2 = b^2 n s_x^2 = b^2 SCE_x$$

Donc
$$r^2 = \frac{b^2 n s_x^2}{n s_y^2} = (\frac{\text{cov}(x, y)}{s_x^2})^2 \frac{s_x^2}{s_y^2} = \frac{(\text{cov}(x, y))^2}{s_x^2 s_y^2} = (r)^2$$

En particulier, $r = 0 \ll r^2 = 0$

5. Tests

Test de la décomposition de la variation ou analyse de variance (ANOVA): H_0 : a=b=0

$$\frac{\sigma_{reg.lin.}^{2}}{\sigma_{horsreg.lin.}^{2}} = \frac{SCE_{reg.lin.}/1}{SCE_{horsreg.lin.}/(n-2)} : F_{n-2}^{1}$$

Si F (obs) > Fc (tabulée refuser Ho Si non accepter Ho Test de significativité par variable:

$$\frac{\hat{a}-a}{\hat{\sigma}_{\hat{a}}} \equiv \Im(n-2)$$

$$\frac{\hat{b} - b}{\hat{\sigma}_{\hat{b}}} \equiv \Im(n - 2)$$

Ho: Coef a = 0H1: coef $a \neq 0$

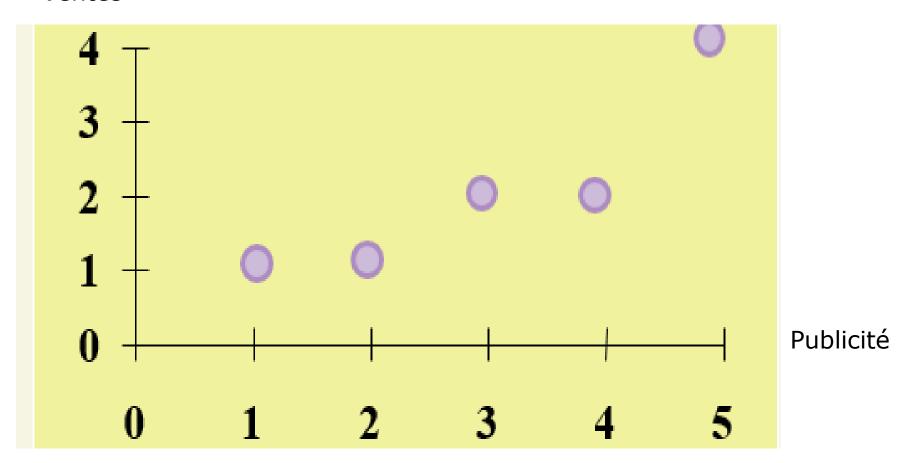
Si T(obs) = coef/écart type estimé > tc (tabulée) refuser H0
Si non accepter Ho

Ventes en function des frais de publicité:

pub	ventes (Units)
1	1
2	1
3	2
4	2
5	4



Ventes



x_i	y_i	x_i^2	y_i^2	$x_i y_i$
1	1	1	1	1
2	1	4	1	2
3	2	9	4	6
4	2	16	4	8
5	4	25	16	20
15	10	55	26	37

Paramètres Estimés

$$\hat{\beta}_{1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i} y_{i} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_{i}\right) \left(\sum_{i=1}^{n} y_{i}\right)}{n}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} x_{i}\right)^{2}}{n}} = \frac{37 - \frac{(15)(10)}{5}}{55 - \frac{(15)^{2}}{5}} = .70$$

$$\beta_0 = \overline{y} - \beta_1 \overline{x} = 2 - (.70)(3) = -.10$$

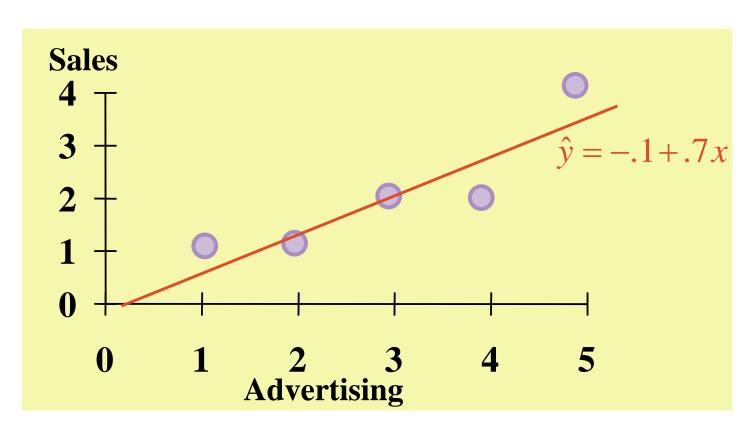
$$\hat{y} = -.1 + .7x$$

Résultats

Parameter Estimates \$\hat{\beta_0}\$ Parameter Standard T for H0: Variable DF Estimate Error Param=0 Prob>|T| INTERCEP 1 -0.1000 0.6350 -0.157 0.8849 ADVERT 1 0.7000 0.1914 3.656 0.0354

$$\hat{y} = -.1 + .7x$$

Regression Line Fitted (representation de Y estimée ou ajustée)



Exercice

Y	×
16	20
18	24
23	28
24	22
28	32
29	28
26	32
31	36
32	41
34	41

S

La fonction exponentielle est très courante en sciences

$$y = ae^{bx}$$

Par exemple la décroissance d'un bien ...

Si les constantes a et b sont inconnues, on espère pouvoir les estimer à partir de x et y. Malheureusement l'approche directe fournit des équations insolubles.

Alors... comment faire????

Très facile! On transforme l'équation non linéaire en une équation linéaire. Linéarisation en prenant le logarithme:

$$\ln y = \ln a + bx$$

In y devient linéaire en x

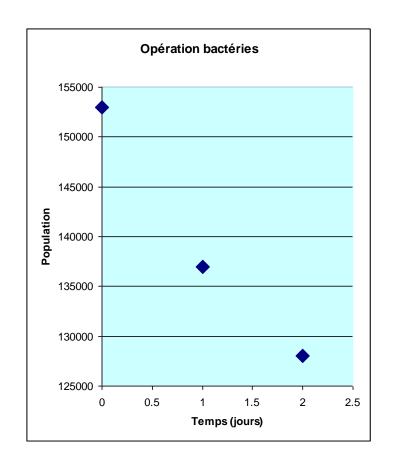
Une population de bactéries décroît exponentiellement:

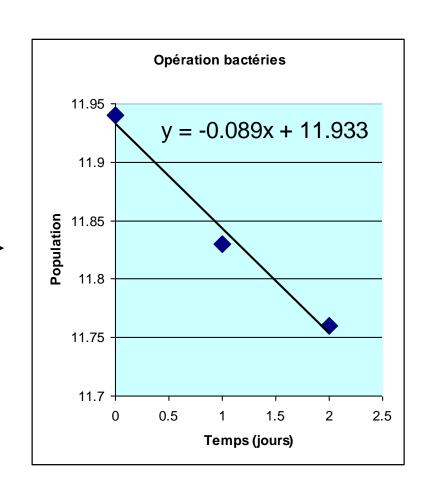
$$N = N_0 e^{-t/\tau}$$

t est le temps et τ est la vie moyenne de la population. A rapprocher de la demi-vie $t_{1/2}$; en fait $t_{1/2}$ = (ln2) τ .

Temps t _i (jours)	Population N _i	$Z_i = In N_i$
0	153000	11.94
1	137000	11.83
2	128000	11.76

\$





$$\ln N_0 = 11,93 \text{ et } (-1/\tau) = -0.089 \text{ j}^{-1}$$

 $\tau = 11,2 \text{ jours}$

2. Analyse de regression – relation exponentielle

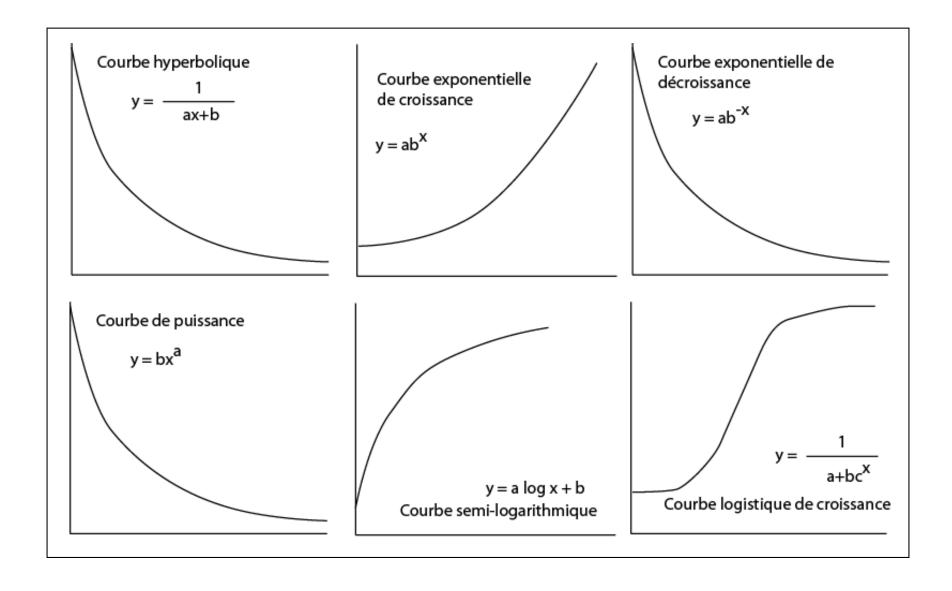
Extrêmement facile mais attention quand même...!!!

L'ajustement par moindres carrés de la droite y = ax+b suppose que toutes les mesure $y_1,...,y_n$ soient également incertaines.

\$

t4 a

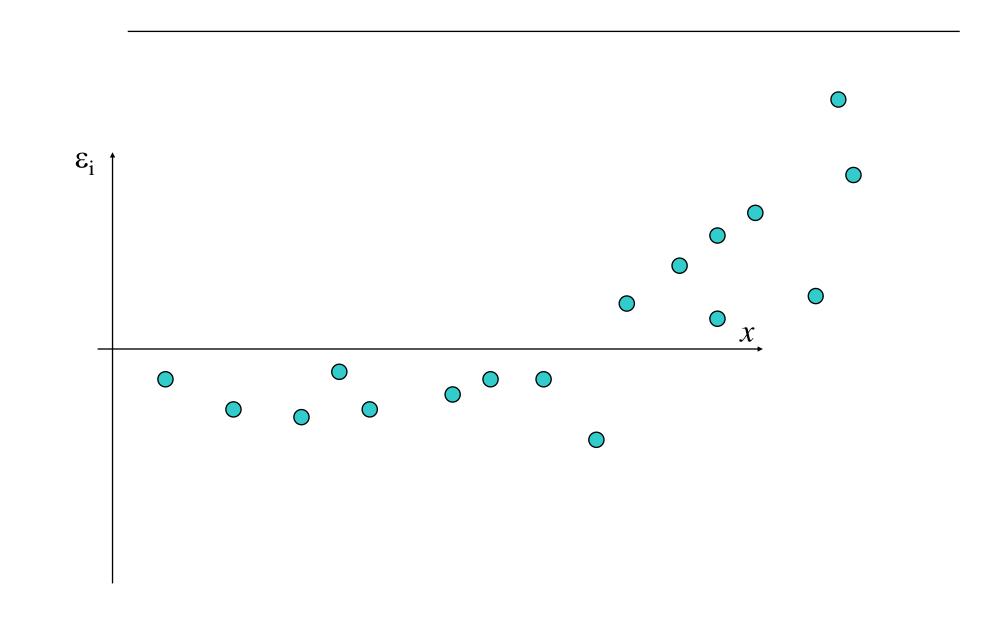
q



2. Analyse de regression – Et les résidus...?

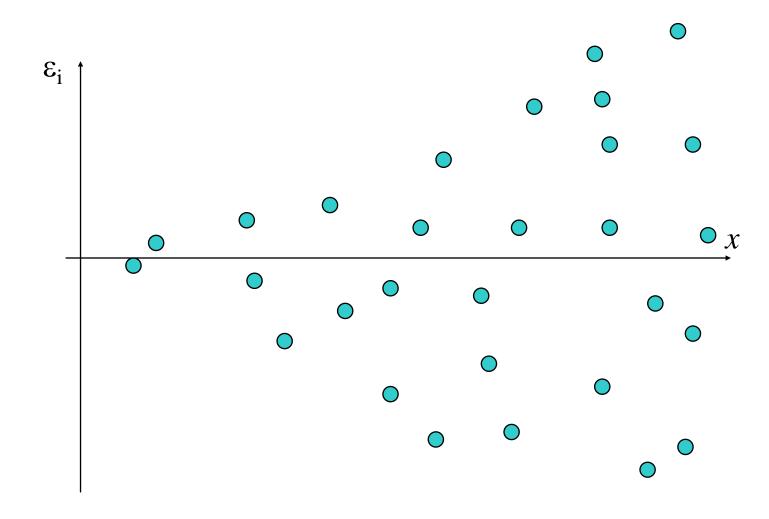
Attention

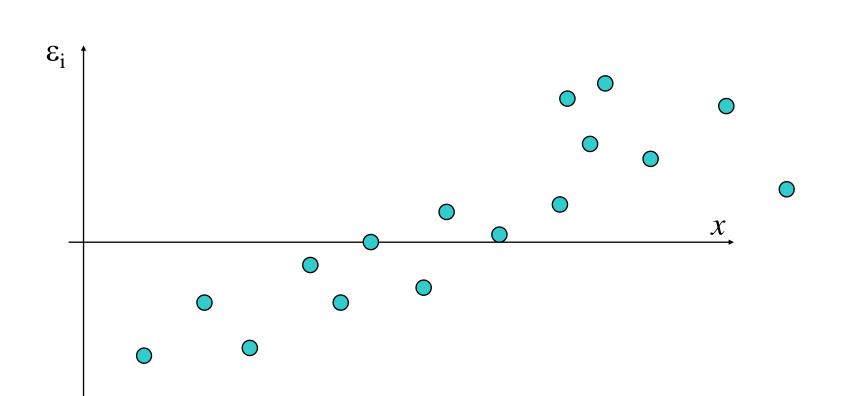
- Les points isolés ont un effet indésirables sur la régression Leur influence doit être testée en les éliminant et en répétant la régression.
- La différence en y entre un point et la droite de régression est connue sous le nom de résidu.
 La validité de la régression statistique dépend de la distribution des résidus:
 - 1. Les résidus doivent être normalement distribués
 - 2. Il ne doit pas y avoir de tendance dans la distribution de variance le long de *x*.



2. Analyse de regression – Et les résidus...?

Le fuseau: La variance des résidus n'est pas indépendante des valeurs de x. Des corrections doivent être apportées (courbe log. log p.e.)



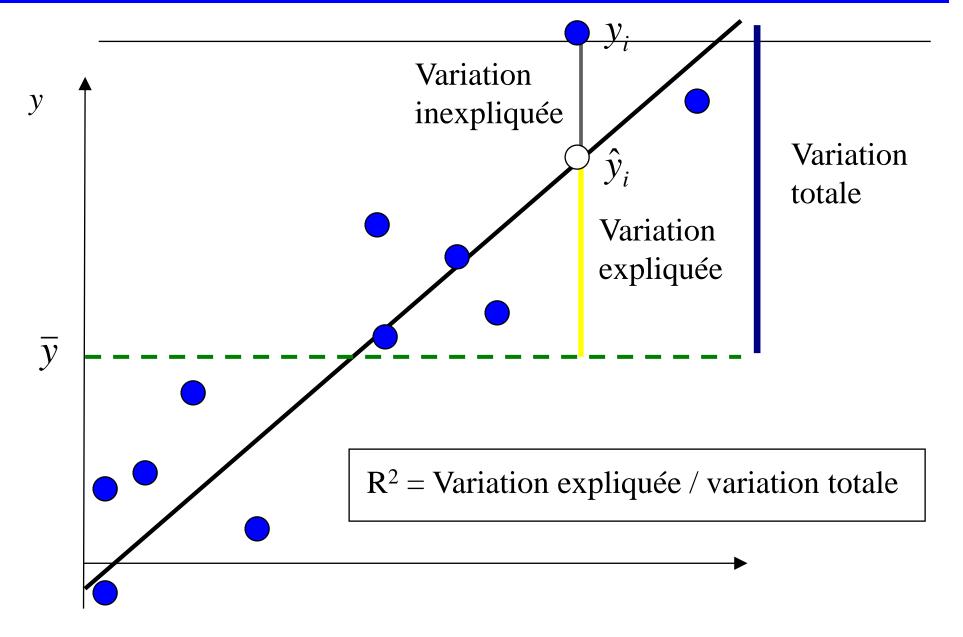


Bande oblique: Relation entre les résidus et la variable x. Si x n'est pas dans le modèle, il faudrait l'introduire, ou erreur importante.

Bande horizontale: les conditions d'application sont suffisamment respectées

5

a



2. Analyse de regression – Le coefficient de détermination

5 tl

$$\sum (y_i - \overline{y})^2 = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum (\hat{y}_i - \overline{y})^2$$

Somme des carrés Somme des carrés Somme des carrés totale (SC_{tot}) des résidus (SC_{res}) de la régression (SC_{reg})

Variation totale = variation inexpliquée + variation expliquée

R² = Variation expliquée / variation totale

 R^2 est le coefficient de détermination, proportion de la variation de y qui s'explique par la présence de x. Plus R^2 est grand, plus SC_{res} est petit.