

Régression linéaire simple

Frédéric BERTRAND &
Myriam MAUAMY
Master1 – 2008/2009

2

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

Références

- « Analyse de régression appliquée » de Y. Dodge et V. Rousson aux éditions Dunod.
- « Régression non linéaire et applications » de A. Antoniadis, J. Berruyer, R. Carmona aux éditions Economica.

Introduction

But : rechercher une relation stochastique qui lie deux ou plusieurs variables

Domaines :

- Physique, chimie, astronomie
- Biologie, médecine
- Géographie
- Economie
- ...

3

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

1. Relation entre deux variables

Considérons X et Y deux variables.

Exemple : la taille (X) et le poids (Y)

But : savoir comment Y varie en fonction de X

Dans la pratique :

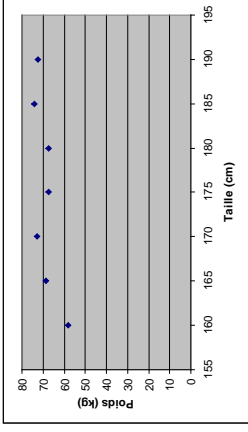
- Échantillon de n individus
 - Relevé de la taille et du poids pour l'individu i
- ➔ Tableau d'observations ou données
paillées.

4

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

1. Relation entre deux variables

observations	taille	poids
1	160	57,9
2	165	68,5
3	170	72,7
4	175	67,4
5	180	67,4
6	185	74,1
7	190	72,6



5

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

2. Relation déterministe

Remarque importante :

On utilisera le terme de fonction « linéaire »
pour désigner
une fonction « affine »

$$f(X) = \beta_0 + \beta_1 X$$

où β_0 et β_1 sont des réels fixés.

7

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

2. Relation déterministe

Dans certains cas, la relation est exacte.

Exemples :

- X en euros, Y en dollars
- X distance ferroviaire, Y prix du billet.

$$Y = f(X)$$

où f est une fonction déterminée.

Exemples pour f : fonctions linéaires,
fonctions affines...

6

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

2. Relation déterministe

Exemple : X en Celsius, Y en Fahrenheit

$$Y = 32 + 9/5 X.$$

Ici on a en identifiant : $\beta_0 = 32$ et $\beta_1 = 9/5$.

Souvent on sait que la relation entre X et Y est
linéaire mais les coefficients sont inconnus.

8

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

2. Relation déterministe

En pratique comment fait-on ?

- Échantillon de n données
- Vérifier que les données sont alignées.

Si ce cas est vérifié alors on a :
un **modèle linéaire déterministe**.

9

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

2. Relation déterministe

Si ce cas n'est pas vérifié :
on va chercher la droite qui ajuste
le mieux l'échantillon.

Les n observations permettent de vérifier si la
droite candidate est adéquate.

10

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

**La plupart des cas ne sont pas des
modèles linéaires déterministes !**

(la relation entre X et Y n'est pas exacte)

Exemple : X la taille et Y le poids.

à $Y = 180$ cm peut correspondre plusieurs
poids : 75 kg, 85 kg, ...

Les données ne sont plus alignées.

Pour deux poids identiques, on a deux tailles
différentes.

11

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Une hypothèse raisonnable : X et Y sont liés

Dans l'exemple précédent : plus un individu est
grand, plus il est lourd

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$$

ε : variable qui représente le comportement
individuel.

12

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Exemple :

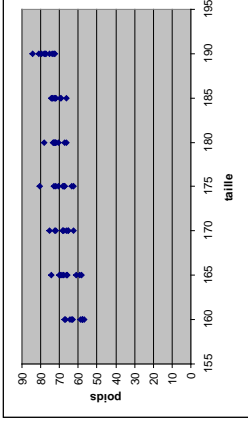
- 70 individus qui sont répartis de la façon suivante :
- 10 individus/taille
 - 7 tailles (de 160 à 190 cm, pas de 5 cm).

13

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Observations	Taille	Poids
1	160	57,9
2	160	58,9
3	160	63,3
4	160	56,8
5	160	66,8
6	160	64,5
7	160	67,1
8	160	58
9	160	62,9
10	160	57,7
11	165	68,5
12	165	69,8
13	165	58,5
14	165	66,3
15	165	65,8



14

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Commentaires :

- Plusieurs Y pour une même valeur de X .
 - ➡ Modèle linéaire déterministe inadéquat.
- Cependant Y augmente quand X augmente.
 - ➡ Modèle linéaire stochastique envisageable.

15

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Définition du modèle linéaire stochastique :

$$\mu_Y(x) = \beta_0 + \beta_1 x$$

$\mu_Y(x)$: moyenne de Y mesurée sur tous les individus pour lesquels X vaut x .

16

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Remarques :

- Comme ε , $\mu_Y(x)$ n'est ni observable, ni calculable.
- Pour calculer $\mu_Y(x)$, il faudrait recenser tous les individus de la population.

17

3. Relation stochastique

Dans la pratique :

On estime la moyenne théorique $\mu_Y(x)$ par la moyenne empirique de Y définie par :

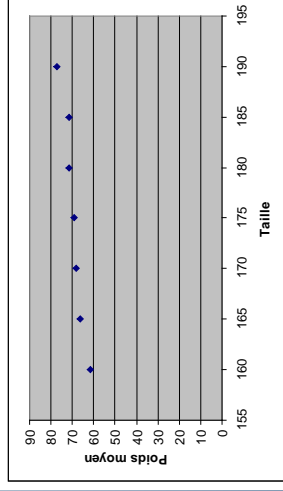
$$\bar{y}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i(x)$$

18

3. Relation stochastique

Retour à l'exemple :

Taille	Poids
160	61,39
165	66,16
170	68,34
175	69,29
180	71,76
185	71,58
190	77,28



19

3. Relation stochastique

La droite que l'on vient de tracer s'appelle :
la droite de régression.

X et Y ne jouent pas un rôle identique.

X explique Y → X est une variable indépendante (ou explicative) et Y est une variable dépendante (ou expliquée).

20

3. Relation stochastique

En analyse de régression linéaire :

x_i est fixé

y_i est aléatoire

la composante aléatoire d'un y_i est le ε_i correspondant.

21

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Pour l'instant, la droite de régression est inconnue.

Tout le problème est d'estimer β_0 et β_1 à partir d'un échantillon de données.

22

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Choix des paramètres : droite qui approche le mieux les données

→ introduction de $\hat{\beta}_0$ et $\hat{\beta}_1$ qui sont des estimateurs de β_0 et de β_1 .

L'estimation de la droite de régression :

$$\hat{y}(x) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$$

23

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Remarques :

- $\hat{y}(x)$ est un estimateur de $\mu_Y(x)$
- Si le modèle est bon, $\hat{y}(x)$ est plus précis que

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

24

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Lorsque $x = x_i$, alors $\hat{y}(x) = \hat{y}_i$, c'est-à-dire :

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$$

\hat{y}_i est appelée valeur estimée par le modèle.

25

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

Ces valeurs estiment les quantités inobservables :

$$\varepsilon_i = y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i$$

par les quantités observables :

$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

26

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

3. Relation stochastique

- Ces quantités e_i = les résidus du modèle.
- La plupart des méthodes d'estimation : estimer la droite de régression par une droite qui minimise une fonction de résidu.
- La plus connue : la méthode des moindres carrés.

27

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Méthode : Définir des estimateurs qui minimisent la somme des carrés des résidus

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n e_i^2 &= \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \end{aligned}$$

28

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Les estimateurs sont donc les coordonnées du minimum de la fonction à 2 variables :

$$z = f(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2$$

Cette fonction est appelée la **fonction objectif**.

29

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Les estimateurs correspondent aux valeurs annulant les dérivées partielles de cette fonction :

$$\frac{\partial z}{\partial \beta_0} = -2 \sum (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)$$

$$\frac{\partial z}{\partial \beta_1} = -2 \sum x_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)$$

30

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Les estimateurs sont les solutions du système :

$$-2 \sum (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0$$

$$-2 \sum x_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) = 0$$

Soient :

$$(4.1) \quad \sum y_i = n\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sum x_i$$

$$(4.2) \quad \sum x_i y_i = \hat{\beta}_0 \sum x_i + \hat{\beta}_1 \sum x_i^2$$

31

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

On note :

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n} \quad \text{et} \quad \bar{y} = \frac{\sum y_i}{n}$$

D'après (4.1), on a :

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

32

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

A partir de (4.2), on a :

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1 \sum x_i^2 &= \sum x_i y_i - \hat{\beta}_0 n \bar{x} \\ &= \sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} + \hat{\beta}_1 n \bar{x}^2\end{aligned}$$

Ainsi on obtient :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2}$$

33

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Comme on a :

$$\begin{aligned}\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) &= \sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} \\ \sum (x_i - \bar{x})^2 &= \sum x_i^2 - n \bar{x}^2\end{aligned}$$

Ainsi on obtient :

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

34

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Dans la pratique : calculer d'abord $\hat{\beta}_1$ puis $\hat{\beta}_0$

On obtient une estimation de la droite de régression, appelée la **droite des moindres carrés** :

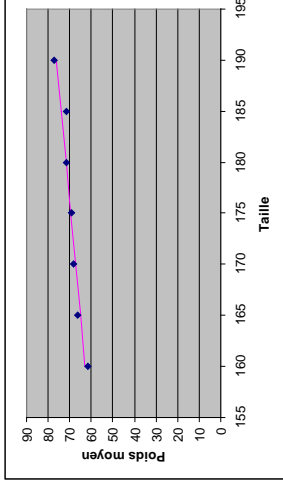
$$\hat{y}(x) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$$

35

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

4. Méthode des moindres carrés

Coefficients de la droite de régression :
pente=0,442 ; ordonnée à l'origine=-8,012



36

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

But d'un modèle de régression linéaire :
expliquer une partie de la variation de la variable expliquée Y .

La variation de Y vient du fait de sa dépendance à la variable explicative X .

→ **Variation expliquée par le modèle.**

37

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

Dans l'exemple « taille-poids », on a vu que lorsqu'on mesure Y avec une même valeur de X , on observe une certaine variation sur Y .

→ **Variation inexpliquée par le modèle.**

38

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

Variation totale de Y

= Variation expliquée par le modèle

+ Variation inexpliquée par le modèle

39

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

Pour mesurer la variation de Y : on introduit \bar{y}

$$(y_i - \bar{y}) = (\hat{y}_i - \bar{y}) + (y_i - \hat{y}_i)$$

Différence expliquée
par le modèle

Différence inexpliquée par
le modèle ou résidu du
modèle

40

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

Pourquoi la méthode des moindres carrés ?

- Un propriété remarquable : elle conserve une telle décomposition en considérant la somme des carrés de ces différences :

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

41

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

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

↑ Somme des carrés ducs à la régression (SC_{reg})

↑ Somme des carrés des résidus (SC_{res})

↑ Somme des carrés totales (SC_{tot})

42

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

Mesure du pourcentage de la variation totale expliquée par le modèle :

Introduction d'un **coefficient de détermination**

$$R^2 = \frac{\text{Variation expliquée}}{\text{Variation totale}} = \frac{SC_{reg}}{SC_{tot}}$$

43

F Bertrand & M Maumy - Master1
2008/2009

5. Variation expliquée et inexpliquée

Quelques remarques :

- R^2 est compris entre 0 et 1.
- $R^2 = 1$: cas où les données sont parfaitement alignées (comme c'est le cas pour un modèle déterministe).
- $R^2 = 0$: cas où la variation de Y n'est pas due à la variation de X . Les données ne sont pas du tout alignées.
- Plus R^2 est proche de 1, plus les données sont alignées sur la droite de régression.

44