Régression linéaire simple

Frédéric Bertrand Myriam Maumy-Bertrand ESIEA – 2011/2012

Références

- « Analyse de régression appliquée » de Y. Dodge et V. Rousson, aux éditions Dunod,
 2004.
- « Régression non linéaire et applications » de A. Antoniadis, J. Berruyer, R. Carmona, éditions Economica,
 1992.

Introduction

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

Domaines:

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

1. Relation entre deux variables

Considérons *X* et *Y* deux variables.

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

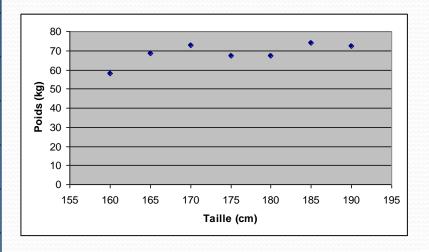
But : savoir comment *Y* varie en fonction de *X*

Dans la pratique :

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

1. Relation entre deux variables

Observations	Taille	Poids
1	160	57,9
2	165	68,5
3	170	72,7
4	175	67,4
4	173	07,4
5	180	67,4
6	185	74,1
7	190	72,6



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...

Remarque importante:

Nous utiliserons 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.

Exemple: *X* en Celsius, *Y* en Farenheit

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

Ici nous avons en identifiant : β_0 = 32 et β_1 = 9/5.

Souvent nous savons que la relation entre *X* et *Y* est linéaire mais les coefficients sont inconnus.

En pratique comment faisons-nous?

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

Si ce cas est vérifié, alors nous avons : un **modèle linéaire déterministe.**

Si ce cas n'est pas vérifié, alors nous allons chercher : la droite qui ajuste le mieux l'échantillon, c'est-àdire nous allons chercher un modèle linéaire non déterministe.

Les *n* observations vont permettre de vérifier si la droite candidate est adéquate.

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. A 180 cm peuvent correspondre plusieurs poids : 75 kg, 85 kg, ... Les données ne sont plus alignées. Pour deux poids identiques, nous avons deux tailles différentes.

Une hypothèse raisonnable : X et Y sont liés

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

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

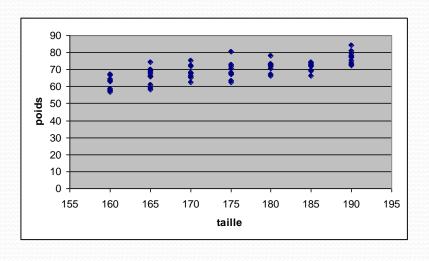
ε : est une variable qui représente le comportement individuel.

Exemple:

70 individus qui sont répartis de la façon suivante :

- 10 individus/taille
- 7 tailles (de 160 à 190 cm, pas de 5 cm).

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	58,0
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



Frédéric Bertrand et Myriam Maumy-Bertrand - ESIEA 2011/2012

Commentaires:

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

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.

Remarques:

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

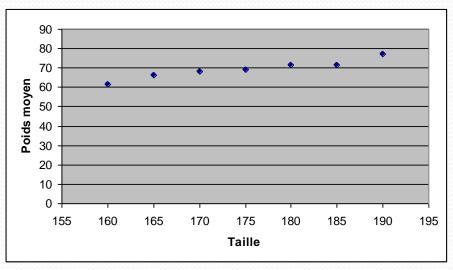
Dans la pratique :

Nous estimons la moyenne théorique $\mu_Y(x)$ par la moyenne empirique de Y définie par :

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

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



La droite que nous venons de tracer s'appelle : la droite de régression.

X et *Y* ne jouent pas un rôle identique.

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

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.

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

Tout le problème est d'estimer β_o et β_i à partir d'un échantillon de données.

Choix des paramètres : droite qui approche le mieux les données

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

L'estimation de la droite de régression :

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

Remarques:

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

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

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

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

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

Ces valeurs estiment les quantités inobservables :

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

par les quantités observables :

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

- 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 résidus.
- La plus connue : la méthode des moindres carrés ordinaires.

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

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

Les estimateurs sont donc les coordonnées du minimum de la fonction à deux 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.

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

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

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

Les estimateurs sont les solutions du système :

$$-2\sum_{i} (y_{i} - \beta_{0} - \beta_{1}x_{i}) = 0$$
$$-2\sum_{i} x_{i} (y_{i} - \beta_{0} - \beta_{1}x_{i}) = 0$$

Soient:

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

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

Nous notons:

$$\overline{x}_n = \frac{\sum x_i}{n} \text{ et } \overline{y}_n = \frac{\sum y_i}{n}$$

D'après (4.1), nous avons :

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

A partir de (4.2), nous avons :

$$\hat{\beta}_1 \sum x_i^2 = \sum x_i y_i - \hat{\beta}_0 n \overline{x}_n$$

$$= \sum x_i y_i - n \overline{x}_n \overline{y}_n + \hat{\beta}_1 n (\overline{x}_n)^2$$

Ainsi nous obtenons:

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

Comme nous avons:

$$\sum (x_i - \overline{x}_n)(y_i - \overline{y}_n) = \sum x_i y_i - n\overline{x}_n \overline{y}_n$$
$$\sum (x_i - \overline{x}_n)^2 = \sum x_i^2 - n(\overline{x}_n)^2$$

Ainsi nous obtenons:

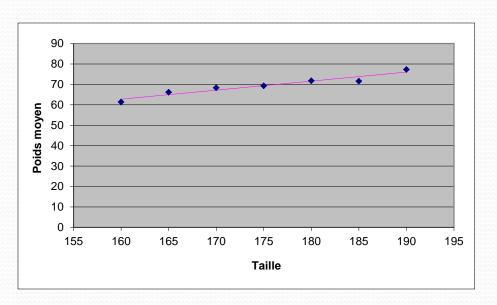
$$\hat{\beta}_{1} = \frac{\sum (x_{i} - \bar{x}_{n})(y_{i} - \bar{y}_{n})}{\sum (x_{i} - \bar{x}_{n})^{2}}$$

Dans la pratique, nous calculons $\hat{\beta}_1$ puis $\hat{\beta}_0$

Nous obtenons une estimation de la droite de régression, appelée la **droite des moindres** carrés ordinaires :

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

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



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.

Dans **l'exemple** « **taille-poids** », nous avons remarqué que lorsque nous mesurons *Y* avec une même valeur de *X*, nous observons une certaine variation sur *Y*.

➡ Variation inexpliquée par le modèle.

Variation totale de Y

- = Variation expliquée par le modèle
 - + Variation inexpliquée par le modèle

Pour mesurer la variation de Y: nous introduisons \overline{y}_n

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

Différence expliquée par le modèle

Différence inexpliquée par le modèle ou résidu du modèle

Pourquoi la méthode des moindres carrés?

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

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

$$\sum (y_i - \overline{y}_n)^2 = \sum (\hat{y}_i - \overline{y}_n)^2 + \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$$
Somme des carrés totale carrés due à la régression résidus (SC_{res}) (SC_{res})

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

Introduction d'un coefficient de détermination

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

Quelques remarques:

- R^2 est compris entre o et 1.
- R^2 =1 : cas où les données sont parfaitement alignées (comme c'est le cas pour un modèle déterministe).
- R² =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.