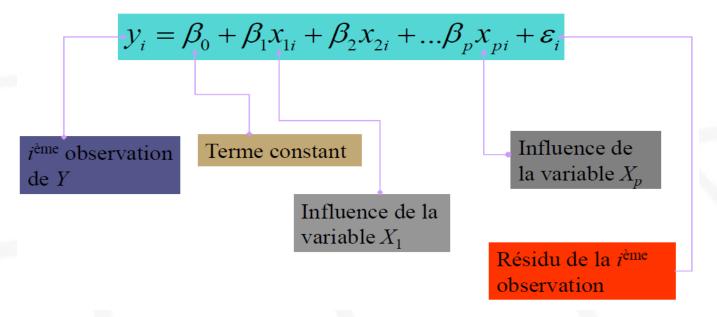
# Modèle de Régression Linéaire Multiple (MLRM)

Slim Zouaoui & Walid Barhoumi

## Modèle linéaire multiple

Estimer la relation entre une variable dépendante(Y) quantitative et plusieurs variables indépendantes (X1,X2, ...)

→ Equation de régression multiple : Cette équation précise la façon dont la variable dépendante est reliée aux variables explicatives :



## Démarche de modélisation

## La démarche de modélisation est toujours la même

- ✓ estimer les paramètres « β » en exploitant les données
- ✓ évaluer la précision de ces estimateurs
- ✓ mesurer le pouvoir explicatif global du modèle
- Îvaluer l'influence des variables dans le modèle
- globalement (toutes les p variable)
- individuellement (chaque variable)
- un bloc de variables (q variables,  $q \le p$ ) [c'est une généralisation]
  - ✓ sélectionner les variables les plus « pertinentes »
  - ✓ évaluer la qualité du modèle lors de la prédiction (intervalle de prédiction)
  - ✓ détecter les observations qui peuvent fausser ou influencer exagérément les résultats (points atypiques).

Ecriture matricielle du modèle

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \cdots & x_{1,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1,n} & \cdots & x_{n,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$y = X\beta + \varepsilon$$

#### La méthode des moindres carrés donne pour résultat :

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

$$E(\hat{\beta}) = \beta \qquad V(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$$

Le principale du test et l'intervalle de confiance sont les même comme dans le cas du modèle linéaire simple pour chaque paramètre  $\beta_i$  quelconque.

#### Estimateur des moindres carrés ordinaires

Pour trouver les paramètres  $(\beta_i)$  qui minimise S:

$$S = \varepsilon'\varepsilon$$

$$= \sum_{i} \varepsilon_{i}^{2} \sum_{i} [y_{i} - (\beta_{0} + \beta_{i,1} \quad x_{1} + ... + \beta_{i,p} x_{p})]^{2}$$

On doit résoudre

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = 0$$

Il y a (p+1) équations dites « équations normales » à résoudre

$$S = \varepsilon ' \varepsilon = (Y - X\beta)' (Y - X\beta)$$
$$= Y 'Y - 2\beta' X 'Y + \beta' X ' X\beta$$

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = -2 (X'Y) + 2(X'X)\beta = 0$$

$$\widehat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

#### Commentaires

$$(X'X) = \begin{pmatrix} n & \sum_{i} x_{i,1} & \cdots & \sum_{i} x_{i,p} \\ \sum_{i} x_{i,1}^{2} & \sum_{i} x_{i,1}^{2} & \sum_{i} x_{i,1}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} \\ \sum_{i} x_{i,1} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} \\ \sum_{i} x_{i,p}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} \\ & \sum_{i} x_{i,p}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^{2} \\ & \sum_{i} x_{i,p}^{2} & \sum_{i} x_{i,p}^$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

Si les variables sont centrées et réduites

•1/n (X'X) = matrice de corrélation

$$(X'Y) = \begin{pmatrix} \sum_{i} y_{i} \\ \sum_{i} y_{i} x_{i,1} \\ \vdots \\ \sum_{i} y_{i} x_{i,p} \end{pmatrix}$$
 Vecteur des sommes des produits croisés entre l'endogène et les variables exogènes   
Si les variables sont centrées 
$$\cdot 1/n (X'Y) = \text{vecteur des covariances entre Y et X}$$
 Si les variables sont centrées et réduites

Vecteur des sommes des produits croisés entre

Si les variables sont centrées et réduites

(p+1, 1)  $\bullet 1/n$  (X'Y) = vecteur des corrélations entre Y et X

## Exemple:

Cigarette	TAR (mg)	NICOTINE (m	WEIGHT (g)	CO (mg)
Alpine	14.1	0.86	0.9853	13.6
Benson&Hedges	16	1.06	1.0938	16.6
CamelLights	8	0.67	0.928	10.2
Carlton	4.1	0.4	0.9462	5.4
Chesterfield	15	1.04	0.8885	15
GoldenLights	8.8	0.76	1.0267	Ç
Kent	12.4	0.95	0.9225	12.3
Kool	16.6	1.12	0.9372	16.3
L&M	14.9	1.02	0.8858	15.4
LarkLights	13.7	1.01	0.9643	13
Marlboro	15.1	0.9	0.9316	14.4
Merit	7.8	0.57	0.9705	10
MultiFilter	11.4	0.78	1.124	10.2
NewportLights	9	0.74	0.8517	9.5
Now	1	0.13	0.7851	1.5
OldGold	17	1.26	0.9186	18.5
PallMallLight	12.8	1.08	1.0395	12.6
Raleigh	15.8	0.96	0.9573	17.5
SalemUltra	4.5	0.42	0.9106	4.9
Tareyton	14.5	1.01	1.007	15.9
TrueLight	7.3	0.61	0.9806	8.5
ViceroyRichLight	8.6	0.69	0.9693	10.6
VirginiaSlims	15.2	1.02	0.9496	13.9
WinstonLights	12	0.82	1.1184	14.9

#### **Identifiant**

(Pas utilisé pour les calculs, mais peut être utilisé pour les commentaires : points atypiques, etc.)

Variables prédictives
Descripteurs Variables
exogènes

Quantitative

Variable à prédire Attribut classe Variable endogène

Quantitative

## Exemple des cigarettes :

constante	TAR (mg)	ICOTINE (mg	WEIGHT (g)	CO (mg)
1	14.1	0.86	0.9853	13.6
1	16	1.06	1.0938	16.6
1	8	0.67	0.928	10.2
1	4.1	0.4	0.9462	5.4
1	15	1.04	0.8885	15
1	8.8	0.76	1.0267	9
1	12.4	0.95	0.9225	12.3
1	16.6	1.12	0.9372	16.3
1	14.9	1.02	0.8858	15.4
1	13.7	1.01	0.9643	13
1	15.1	0.9	0.9316	14.4
1	7.8	0.57	0.9705	10
1	11.4	0.78	1.124	10.2
1	9	0.74	0.8517	9.5
1	1	0.13	0.7851	1.5
1	17	1.26	0.9186	18.5
1	12.8	1.08	1.0395	12.6
1	15.8	0.96	0.9573	17.5
1	4.5	0.42	0.9106	4.9
1	14.5	1.01	1.007	15.9
1	7.3	0.61	0.9806	8.5
1	8.6	0.69	0.9693	10.6
1	15.2	1.02	0.9496	13.9
1	12	0.82	1.1184	14.9

(X'X)			
24	275.6	19.88	23.0921
275.6	3613.16	254.177	267.46174
19.88	254.177	18.0896	19.266811
23.0921	267.46174	19.266811	22.3637325
(X'X)^-1			
6.56299	0.06290	-0.93908	-6.71991
0.06290	0.02841	-0.45200	-0.01528
-0.93908	-0.45200	7.86328	-0.39900

-0.01528

-0.39900

7.50993

X'Y	
	289.7
	3742.85
	264.076
2	281.14508

-6.71991

ŝ		
	-0.55170	constante
	0.88758	tar
	0.51847	nicotine
	2.07934	weight

$$\widehat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

## Évaluation globale de la régression Tableau d'analyse de variance et Coefficient de détermination

Équation d'analyse de variance 
$$\sum (y_i - \bar{y})^2 = \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$$
Décomposition de la variance 
$$y_i = \sum_i (y_i - \bar{y})^2 + \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2$$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$$y_i = \sum_i (y_i - \bar{y}_i)^2$$

Source	Somme	De gré s de libe	Ca rré s moye
de va ria t ion	de s ca rré s	rté	ns
Modèle	SCE	р	SCE/p
Rés iduel	SCR	n-p-1	SCR/(n-p-1)
Total	SCT	n-1	

Tableau d'analyse de variance

Un indicateur de qualité du modèle : le coefficient de détermination. Il exprime la proportion de variabilité de Y qui est retranscrite par le modèle

$$R^{2} \frac{SCE}{SCT} = 1 - \frac{SCR}{SCT}$$

R<sup>2</sup>#1, le modèle est parfait R<sup>2</sup>#0, le modèle est mauvais

## Évaluation globale de la régression Tableau d'analyse de variance et Coefficient de détermination

## Exemple des cigarettes :

