

1.6. Le coefficient de détermination R^2 : une mesure de la qualité de l'ajustement

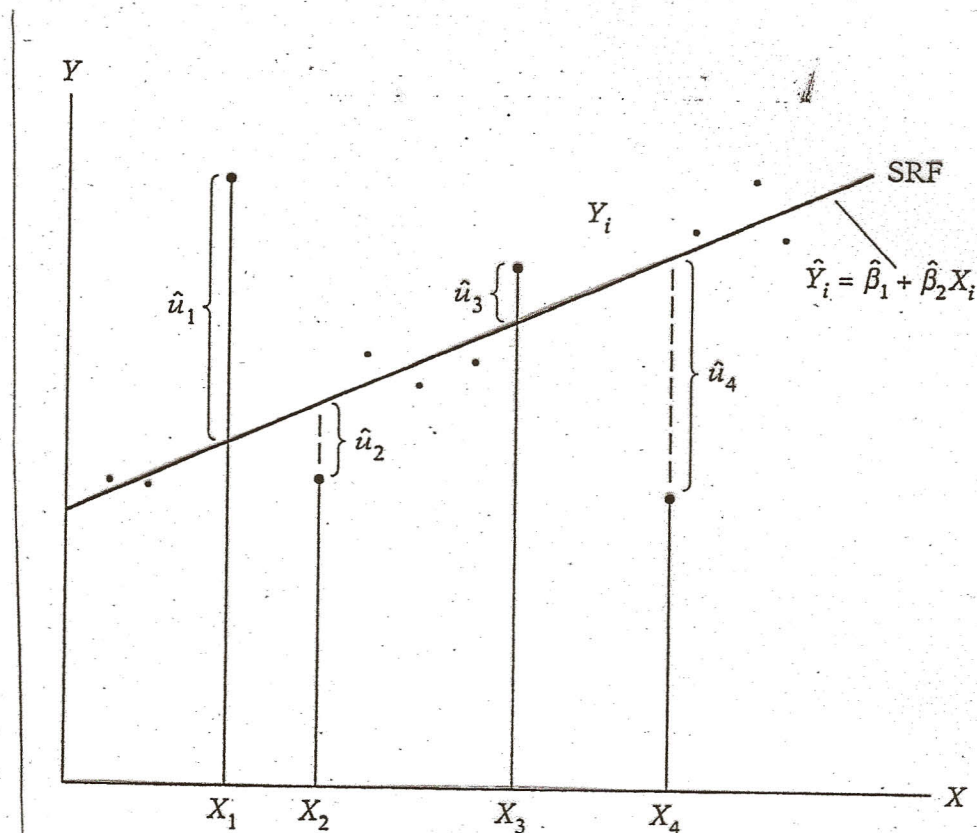


Figure 3.1: Least-squares criterion.

La qualité de l'ajustement des observations par la droite de régression est mesurée par le coefficient de détermination R^2

Nous savons que : $y_i = \hat{y}_i + \hat{u}_i \implies y_i = \hat{y}_i + \hat{u}_i$

$$\boxed{\sum y_i^2 = \sum \hat{y}_i^2 + \sum \hat{u}_i^2 + 2 \sum \hat{y}_i \hat{u}_i}$$

$$= \sum \hat{y}_i^2 + \sum \hat{u}_i^2$$

$$= \hat{\beta}_2^2 \sum x_i^2 + \sum \hat{u}_i^2$$

(car $\sum \hat{y}_i \hat{u}_i = 0$, propr. numérique des MCO)

(car $\hat{y}_i = \hat{\beta}_2 x_i$)

• Que représentent ces Σ de carrés ?

① $\Sigma y_i^2 = \Sigma (Y_i - \bar{Y})^2$
 \equiv Somme des carrés totale (SCT)

: variat° totale des valeurs observées autour de leur moyenne (échantillon)

② $\Sigma \hat{y}_i^2 = \Sigma (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$
 $= \Sigma (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ (car $\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}$, prop. num. de n)
 $(= \hat{\beta}_2^2 \Sigma x_i^2)$

: variation des valeurs estimées autour de leur moyenne (échantillon)

③ $\Sigma \hat{u}_i^2 \equiv$ Somme des carrés résiduelle (SCR)

: variation résiduelle

\Rightarrow $SCT = SCE + SCR$

La variation totale des valeurs observées (Y) autour de leur moyenne peut être subdivisée en 2 parties : l'une qui est attribuable à la droite de régression et l'autre à des forces aléatoires.

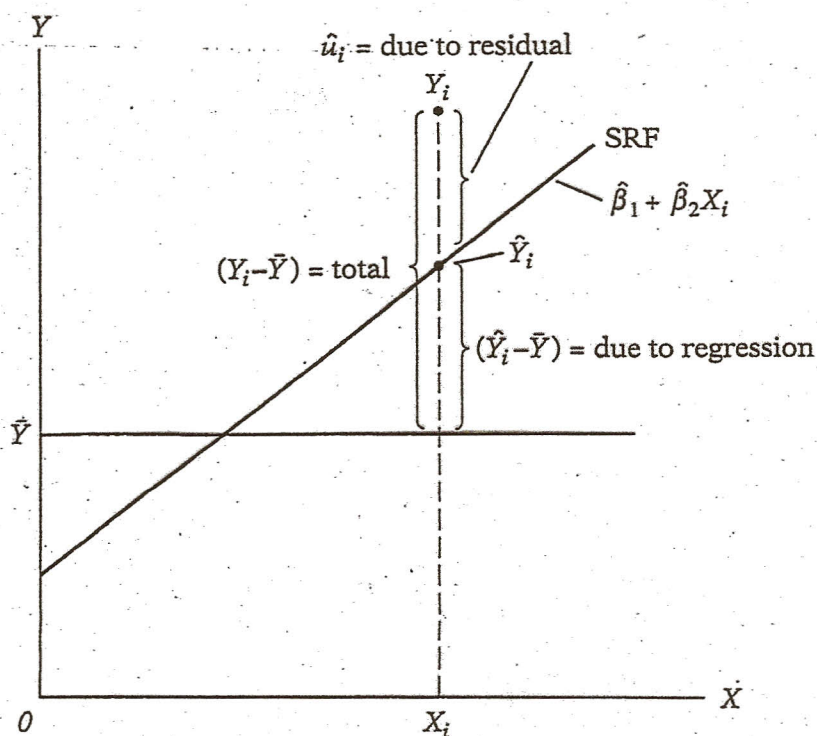


Fig. 3.10. Breakdown of the variation of Y_i into two components.

$$\bullet \quad \boxed{SCT = SCE + SCR}$$

$$\Rightarrow 1 = \frac{SCE}{SCT} + \frac{SCR}{SCT}$$

$$= \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} + \frac{\sum \hat{u}_i^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$\bullet \quad \boxed{R^2 = \frac{SCE}{SCT} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

ou encore,

$$\boxed{R^2 = 1 - \frac{SCR}{SCT}} = 1 - \frac{\sum \hat{u}_i^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Propriétés du R^2 :

a) Il ne prend jamais de valeur négative.

b) Il est compris entre 0 et 1 ($0 \leq R^2 \leq 1$)

si $R^2 = 1$, ajustement parfait ($\hat{Y}_i = Y_i$)

si $R^2 = 0$, pas de relation tel X et Y $\rightarrow \hat{Y}_i = \hat{Y}_1 = \bar{Y}$

• En pratique ?

Echantillon aléatoire de 10 ménages dont on connaît le revenu et la consommation :

Table 3.2. Dép. et revenu (hebdomadaire) en \$ de 10 ménages:

Revenu X	Dép. de cons. Y
70	80
65	100
90	120
95	140
110	160
115	180
120	200
140	220
155	240
150	260

- Estimation de la relation entre les revenus (X) et les dép. de cons. (Y) par les MCO :

$$\hat{\beta}_1 = 24,4545 \quad , \quad \hat{\beta}_2 = 0,5091$$

$$se(\hat{\beta}_1) = 6,4138 \quad , \quad se(\hat{\beta}_2) = 0,0357$$

$$\hat{\sigma}^2 = 42,1591 \quad , \quad cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = -0,2172$$

$$R^2 = 0,9621$$

$$\Rightarrow \boxed{\hat{Y}_i = 24,4545 + 0,5091 X_i}$$

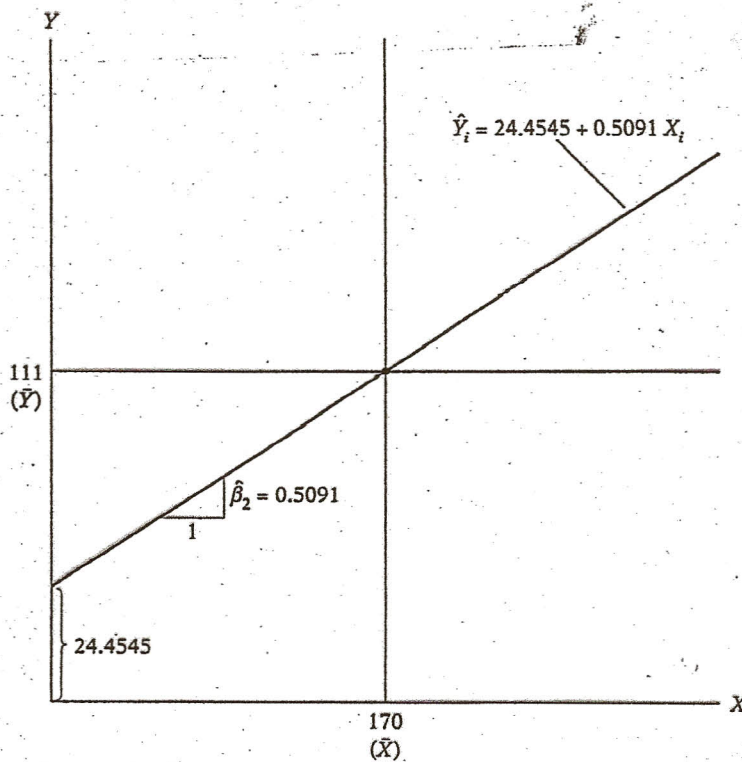


FIGURE 3.12 Sample regression line based on the data of Table 3.2.