

# **ANÁLISE DE REGRESSÃO LINEAR SIMPLES E MÚLTIPLA**



- FÁVERO. L. P. **Análise de dados: modelos de regressão com Excel<sup>®</sup>, STATA<sup>®</sup> e SPSS<sup>®</sup>**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**, Ed. Campus, São Paulo, 2006.



- Uma das preocupações de um estatístico ao analisar um conjunto de dados é criar modelos que explicitem estruturas do fenômeno sob observação, as quais frequentemente estão misturadas com variações aleatórias.
- Portanto, uma estratégia conveniente de análise é supor que cada observação seja formada por duas partes:

$\text{observação} = \text{previsível} + \text{aleatório}$



**observação = previsível + aleatório**



- Conhecimento que o pesquisador tem sobre o fenômeno
- Usualmente expressa por uma função matemática, com **parâmetros desconhecidos**.

- Componente aleatório (ou não previsível)
- Representa aquilo que o pesquisador não pode controlar
- São impostas algumas suposições a esse componente
  - Obedeça a algum modelo probabilístico específico, caracterizado por **parâmetros desconhecidos**.



- Dentro desse cenário, o trabalho do estatístico passa a ser o de estimar os parâmetros desconhecidos das duas partes do modelo, baseado em amostras observadas.



# EXEMPLO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it}$$

- $r_{it}$ : retorno do ativo  $i$  no momento  $t$
- $r_{mt}$ : retorno da carteira de mercado no momento  $t$
- $\alpha_i$ : intercepto, representa o retorno esperado em excesso de um ativo. Tanto no caso de ações quanto de portfolios, espera-se  $\alpha = 0$ .
- $\beta_i$ : coeficiente angular
  - Representa o risco do ativo em relação ao mercado



## DADOS DE SÉRIE TEMPORAL

- “Conjunto de observações dos valores que uma variável assume em diferentes momentos.”



## Dados de Série temporal

Taxas de Inflação em cinco países industrializados, 1960-1970 (% anual)

Ano	EUA	Reino Unido	Japão	Alemanha	França
1960	1,50	1,00	3,60	1,50	3,60
1961	1,10	3,40	5,40	2,30	3,40
1962	1,10	4,50	6,70	4,50	4,70
1963	1,20	2,50	7,70	3,00	4,80
1964	1,40	3,90	3,90	2,30	3,40
1965	1,60	4,60	6,50	3,40	2,60
1966	2,80	3,70	6,00	3,50	2,70
1967	2,80	2,40	4,00	1,50	2,70
1968	4,20	4,80	5,50	1,80	4,50
1969	5,00	5,20	5,10	2,60	6,40
1970	5,90	6,50	7,60	3,70	5,50

Fonte: GUJARATI (2005:11-12)



## DADOS DE SÉRIE TEMPORAL

- “Conjunto de observações dos valores que uma variável assume em diferentes momentos.”

## DADOS DE CORTE (Cross-Section)

- “São dados de uma ou mais variáveis coletados no mesmo ponto do tempo.”



Dados “Cross Section”

Taxas de Inflação em cinco países industrializados, 1960-1970 (% anual)

Ano	EUA	Reino Unido	Japão	Alemanha	França
1960	1,50	1,00	3,60	1,50	3,60
1961	1,10	3,40	5,40	2,30	3,40
1962	1,10	4,50	6,70	4,50	4,70
1963	1,20	2,50	7,70	3,00	4,80
1964	1,40	3,90	3,90	2,30	3,40
1965	1,60	4,60	6,50	3,40	2,60
1966	2,80	3,70	6,00	3,50	2,70
1967	2,80	2,40	4,00	1,50	2,70
1968	4,20	4,80	5,50	1,80	4,50
1969	5,00	5,20	5,10	2,60	6,40
1970	5,90	6,50	7,60	3,70	5,50

Fonte: GUJARATI (2005:11-12)

## DADOS DE SÉRIE TEMPORAL

- “Conjunto de observações dos valores que uma variável assume em diferentes momentos.”

## DADOS DE CORTE (Cross-Section)

- “São dados de uma ou mais variáveis coletados no mesmo ponto do tempo.”

## DADOS COMBINADOS (Painel)

- “Há elementos tanto de séries temporais como de dados de corte.”



## Painel de dados

Taxas de Inflação em cinco países industrializados, 1960-1970 (% anual)

Ano	EUA	Reino Unido	Japão	Alemanha	França
1960	1,50	1,00	3,60	1,50	3,60
1961	1,10	3,40	5,40	2,30	3,40
1962	1,10	4,50	6,70	4,50	4,70
1963	1,20	2,50	7,70	3,00	4,80
1964	1,40	3,90	3,90	2,30	3,40
1965	1,60	4,60	6,50	3,40	2,60
1966	2,80	3,70	6,00	3,50	2,70
1967	2,80	2,40	4,00	1,50	2,70
1968	4,20	4,80	5,50	1,80	4,50
1969	5,00	5,20	5,10	2,60	6,40
1970	5,90	6,50	7,60	3,70	5,50

Fonte: GUJARATI (2005:11-12)

- Técnicas de análise mais utilizadas em diversos campos do conhecimento
  - Retorno de um ativo em relação a variáveis de mercado
  - Custo em função da quantidade produzida e das horas trabalhadas
- Fenômeno de interesse: variável métrica



- **Objetivo:**
  - Analisar como se comportam as relações entre variável **dependente** **métrica** e um conjunto de variáveis **explicativas**, **métricas** ou **categóricas binárias**
- As relações entre as variáveis são definidas com base na teoria e na experiência do pesquisador



$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{1i} + \beta_2 \cdot X_{2i} + \beta_k \cdot X_{ki} + u_i$$

- $Y$ : fenômeno em estudo (variável dependente quantitativa métrica)
- $\beta_0$ : intercepto (constante, ou coeficiente linear)
- $\beta_j$ : coeficientes angulares
- $X_j$ : variáveis explicativas (métricas ou *dummies*)
- $u$ : termo de erro (diferença entre o valor real de  $Y$  e o valor previsto de  $Y$  por meio do modelo, para cada observação)
- $i = 1, 2, 3, \dots, n$  representa cada uma das observações da amostra



Modelo de **regressão múltipla**

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{1i} + \beta_2 \cdot X_{2i} + \beta_k \cdot X_{ki} + u_i$$

Modelo de **regressão simples**

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + u_i$$





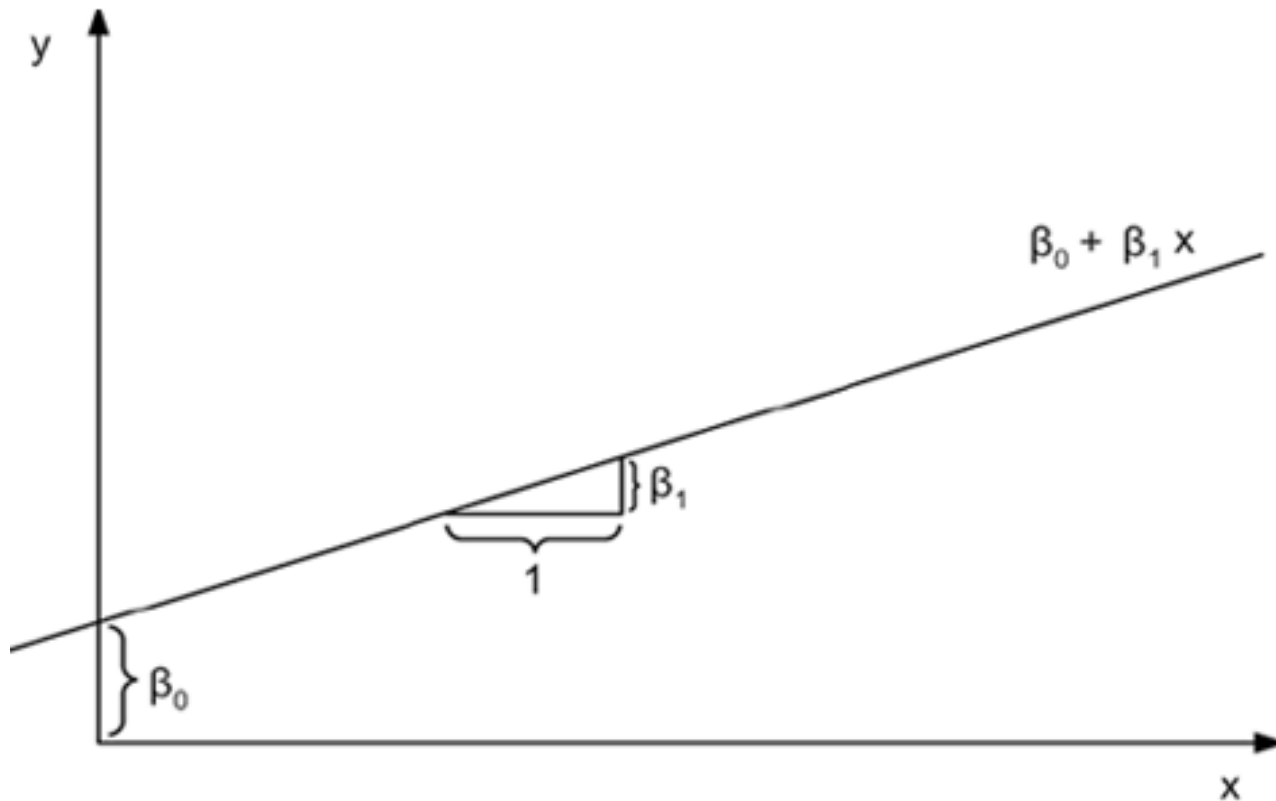
Termo de erro  $u$ , chamado de **resíduo**:

- Nenhuma relação entre  $Y$  e  $X$  se apresentará de maneira perfeita:
  - Falhas na especificação do modelo (variáveis omitidas e forma funcional errada)

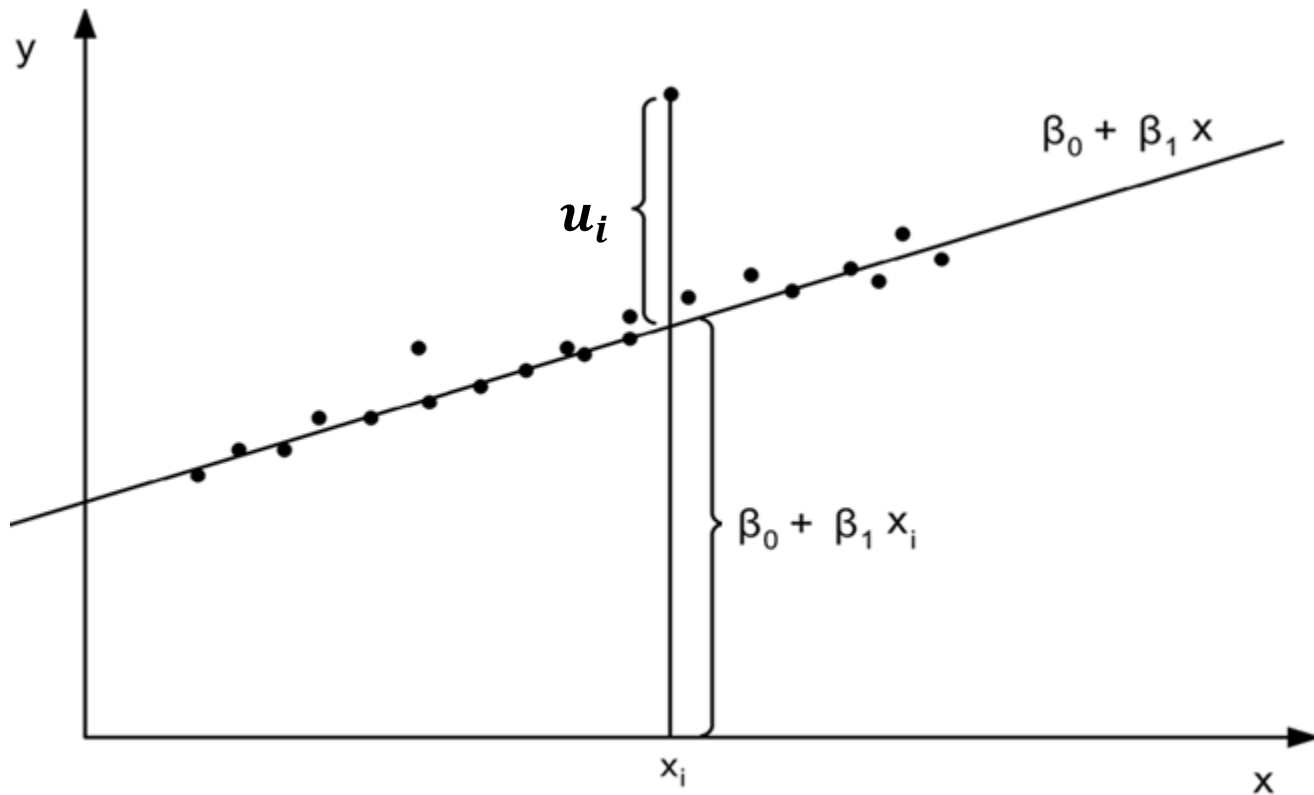
$$u_i = Y_i - \beta_0 - \beta_1 \cdot X_i$$



# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



## Objetivo principal:

- Avaliar como se comporta uma variável  $Y$  em função de uma ou mais variáveis  $X$ , sem que necessariamente ocorra uma relação de causa e efeito



Função de regressão **populacional**

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + u_i$$

Função de regressão **amostral**

$$Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot X_i + \hat{u}_i$$

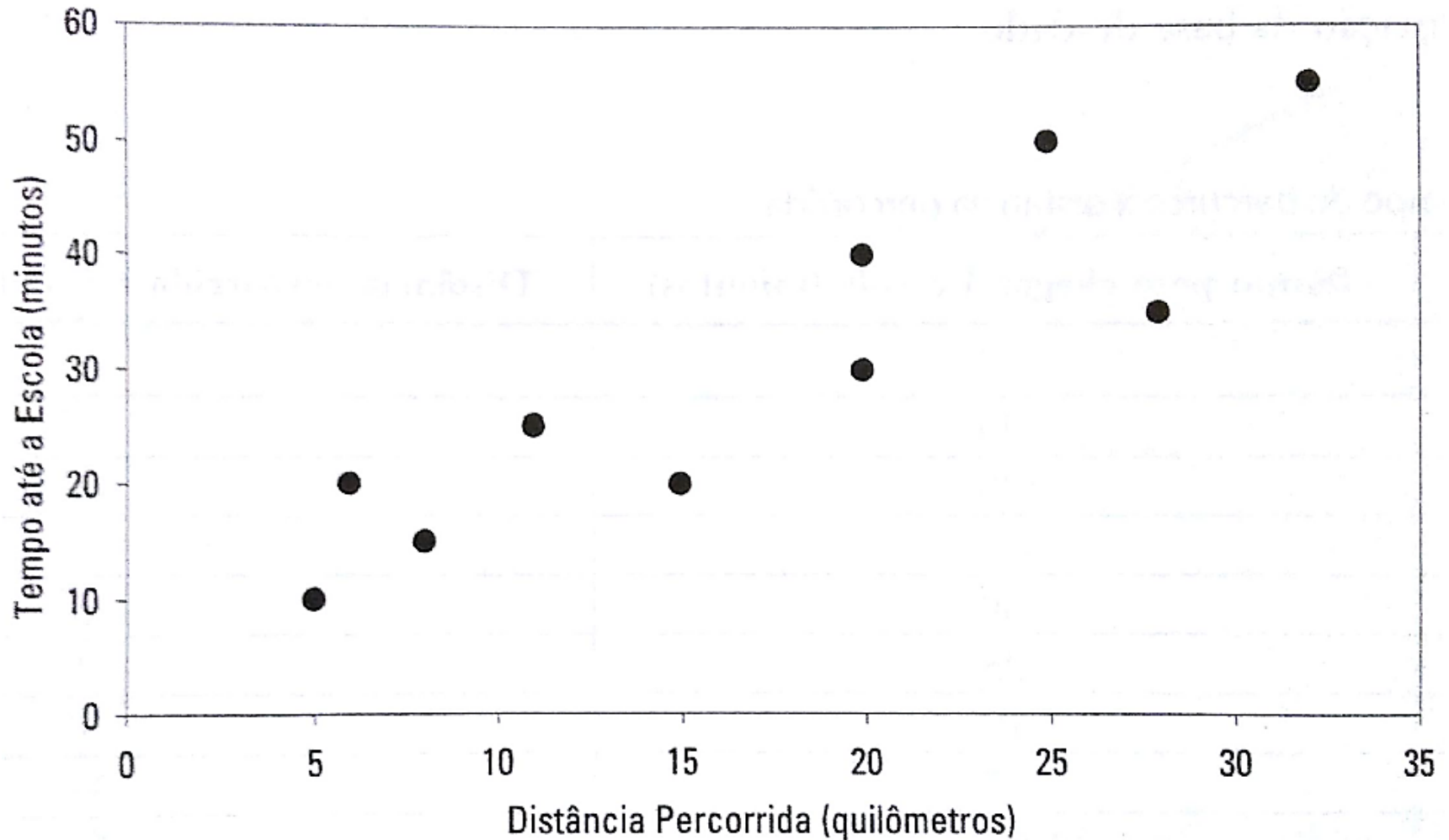
- $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ : estimadores de  $\beta_0, \beta_1$



	estudante	tempo	dist	sem	per	perfil
1	Gabriela	15	8	0	manha	calmo
2	Dalila	20	6	1	manha	moderado
3	Gustavo	20	15	0	manha	moderado
4	Leticia	40	20	1	tarde	agressivo
5	Luiz	50	25	2	tarde	agressivo
6	Leonor	25	11	1	manha	moderado
7	Ana	15	5	0	tarde	calmo
8	Antonio	55	32	3	tarde	calmo
9	Julia	35	28	1	manha	moderado
10	Mariana	30	20	1	manha	moderado



# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



## Exemplo

$$tempo = f(dist)$$

O que gostaríamos de obter:

$$tempo = \beta_0 + \beta_1 \cdot dist_i + u_i$$

O que vamos obter:

$$tempo = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot dist_i + \hat{u}_i$$



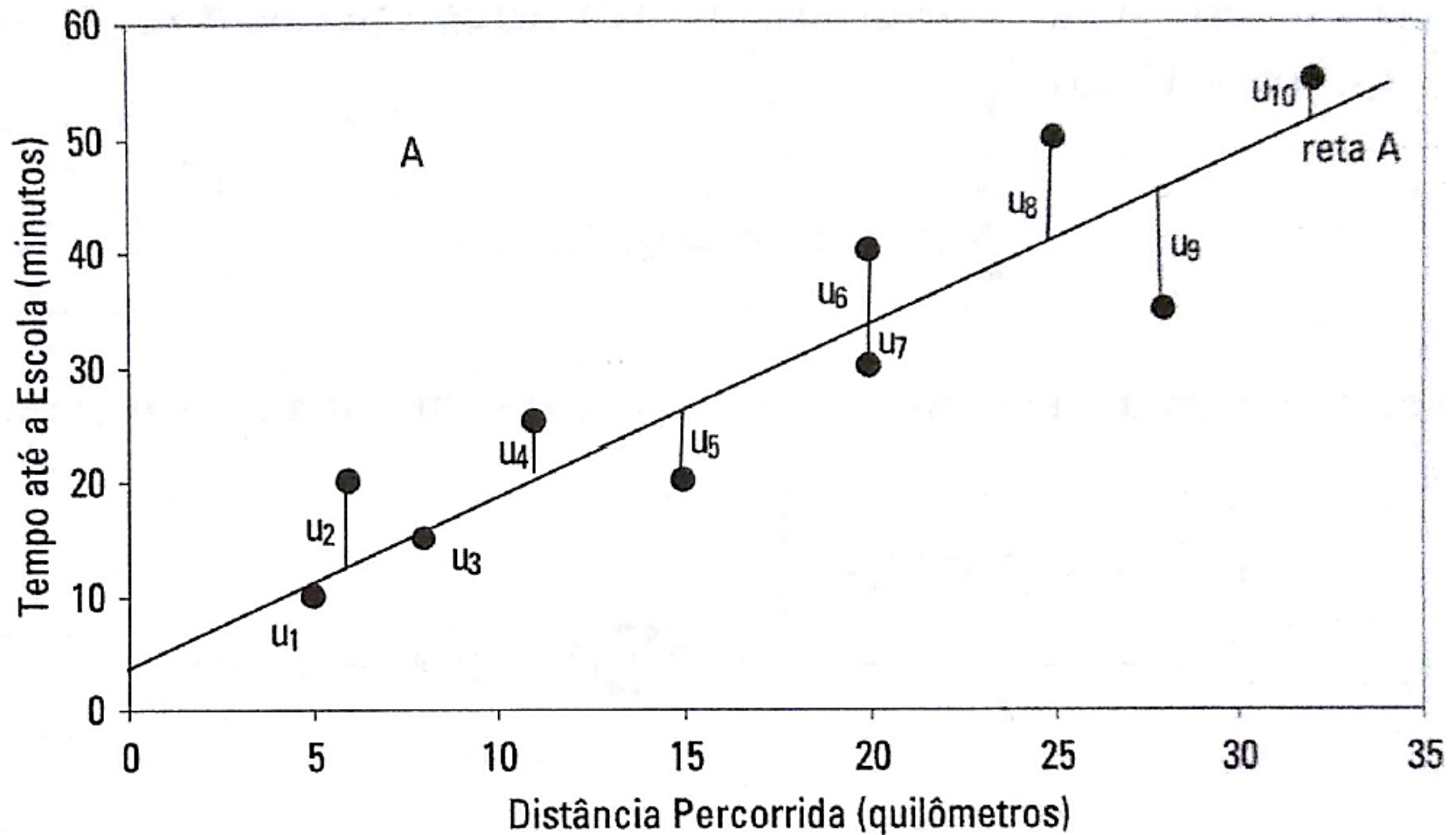


- 1º critério para estimar  $\beta_0$  e  $\beta_1$ 
  - Encontrar  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  tal que:

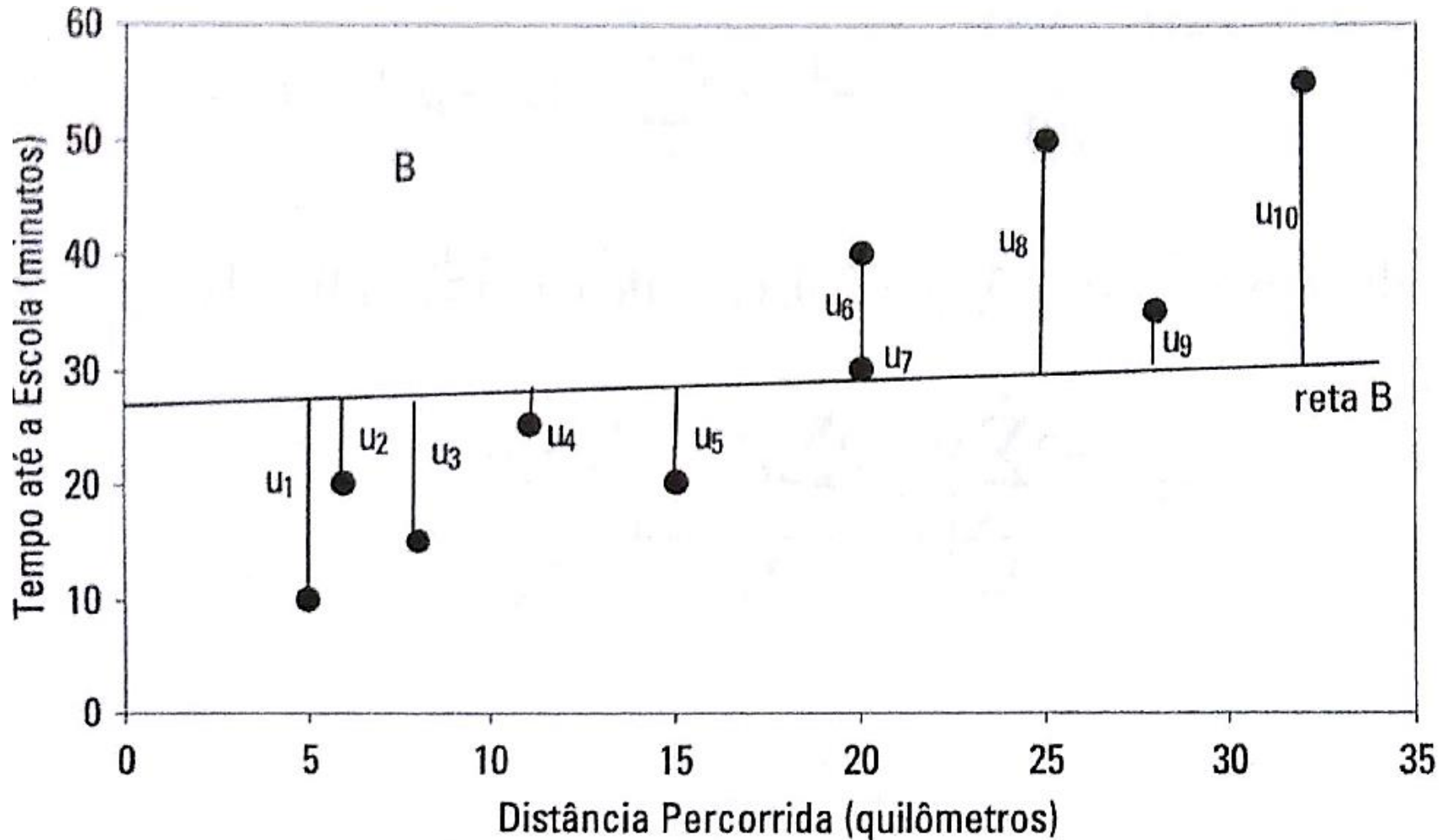
$$\sum_{i=1}^n \hat{u}_i = 0$$



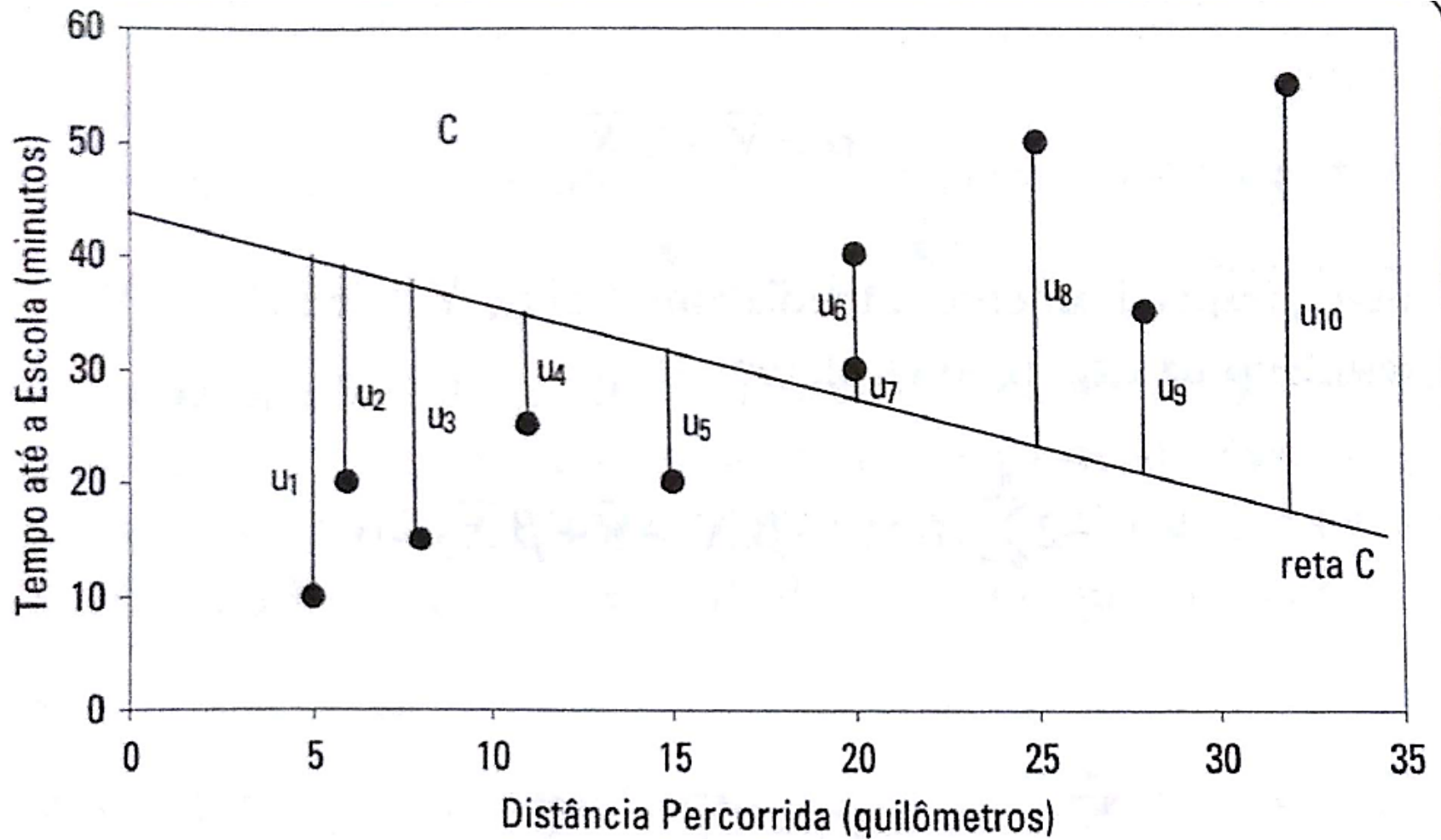
# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



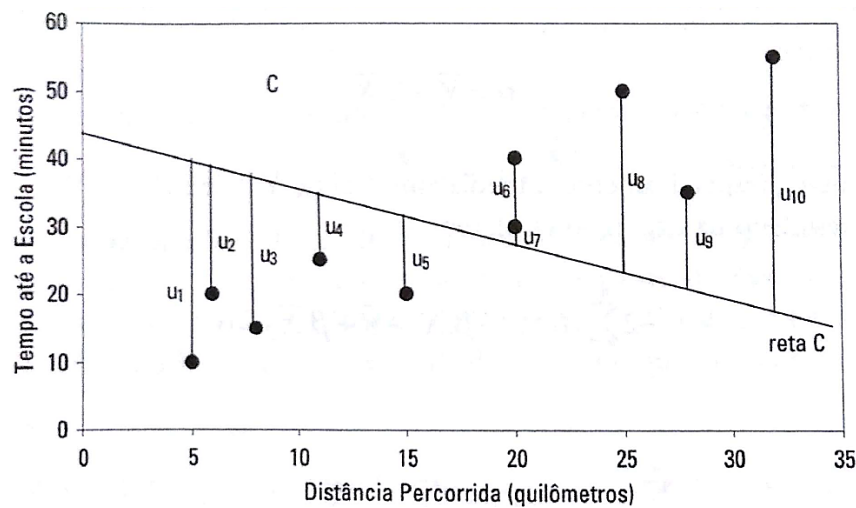
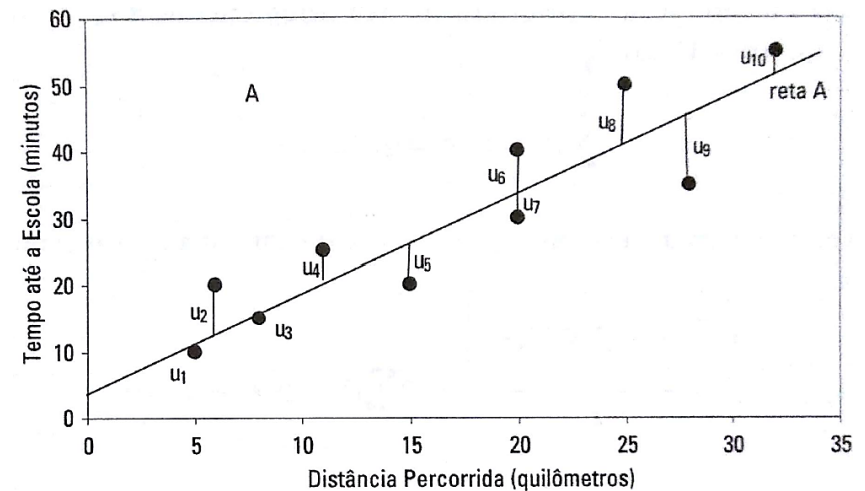
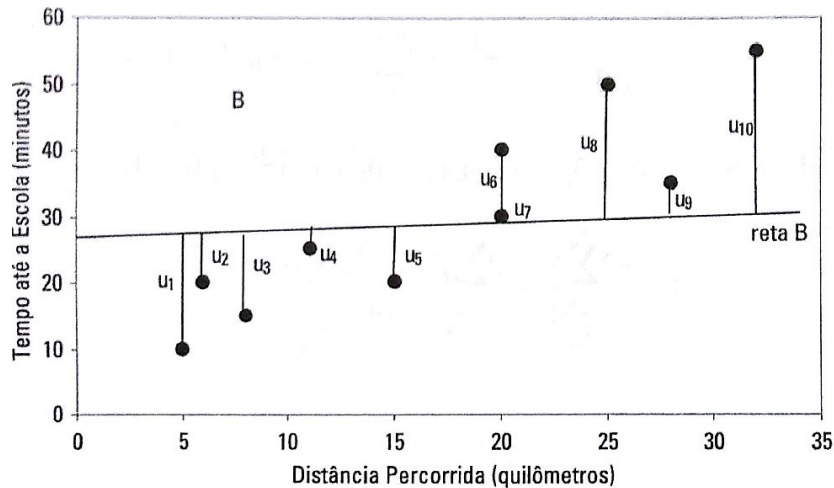
# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



# ESTIMAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR



- Para uma mesma base de dados, diversas equações da reta podem ser encontradas de modo que a soma dos resíduos seja zero
- 2º critério para estimar  $\beta_0$  e  $\beta_1$ 
  - Encontrar  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  tal que:

$$\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \text{mín.}$$

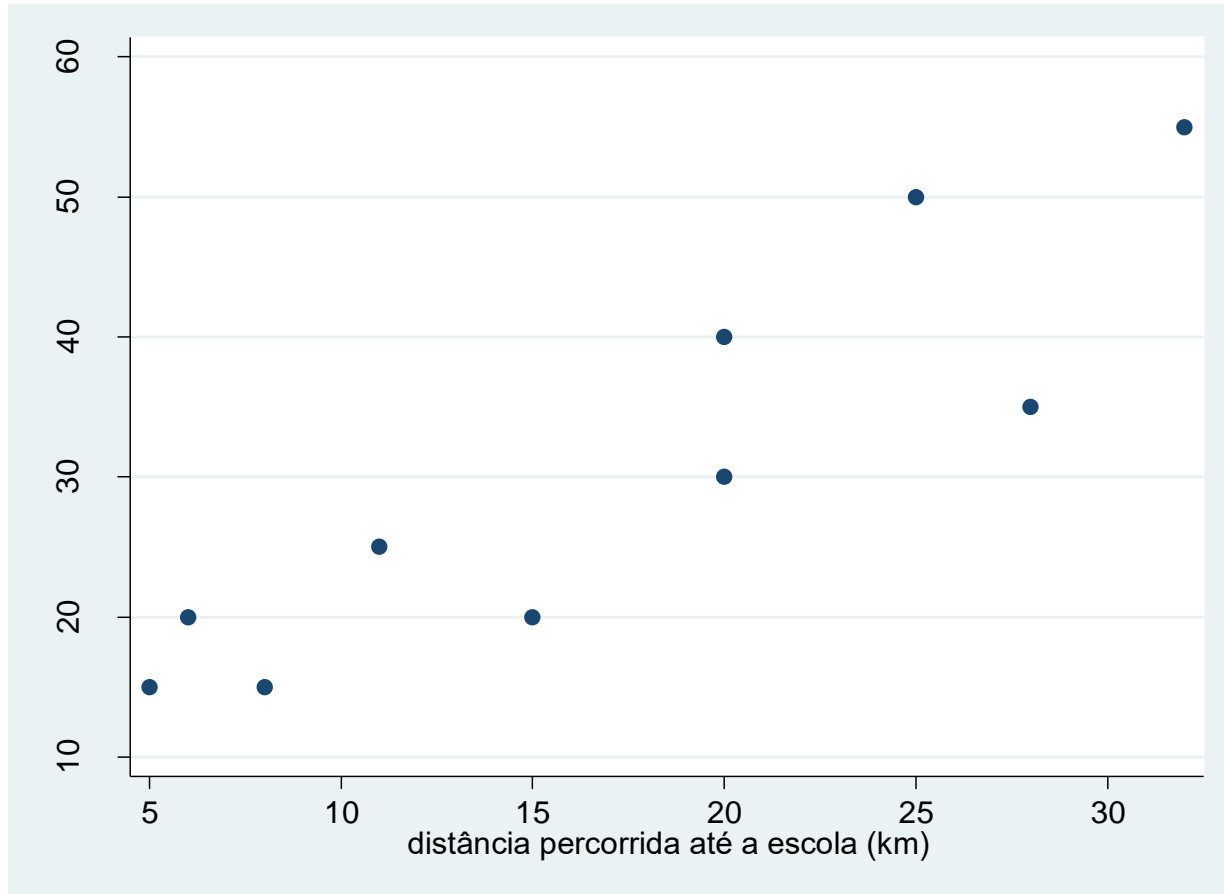


- Encontrar  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  que minimizem  $\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \{y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i)\}^2$
- Tomamos  $\frac{\partial \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{\partial \hat{\beta}_0} = 0$  e  $\frac{\partial \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{\partial \hat{\beta}_1} = 0$  para encontrar:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$



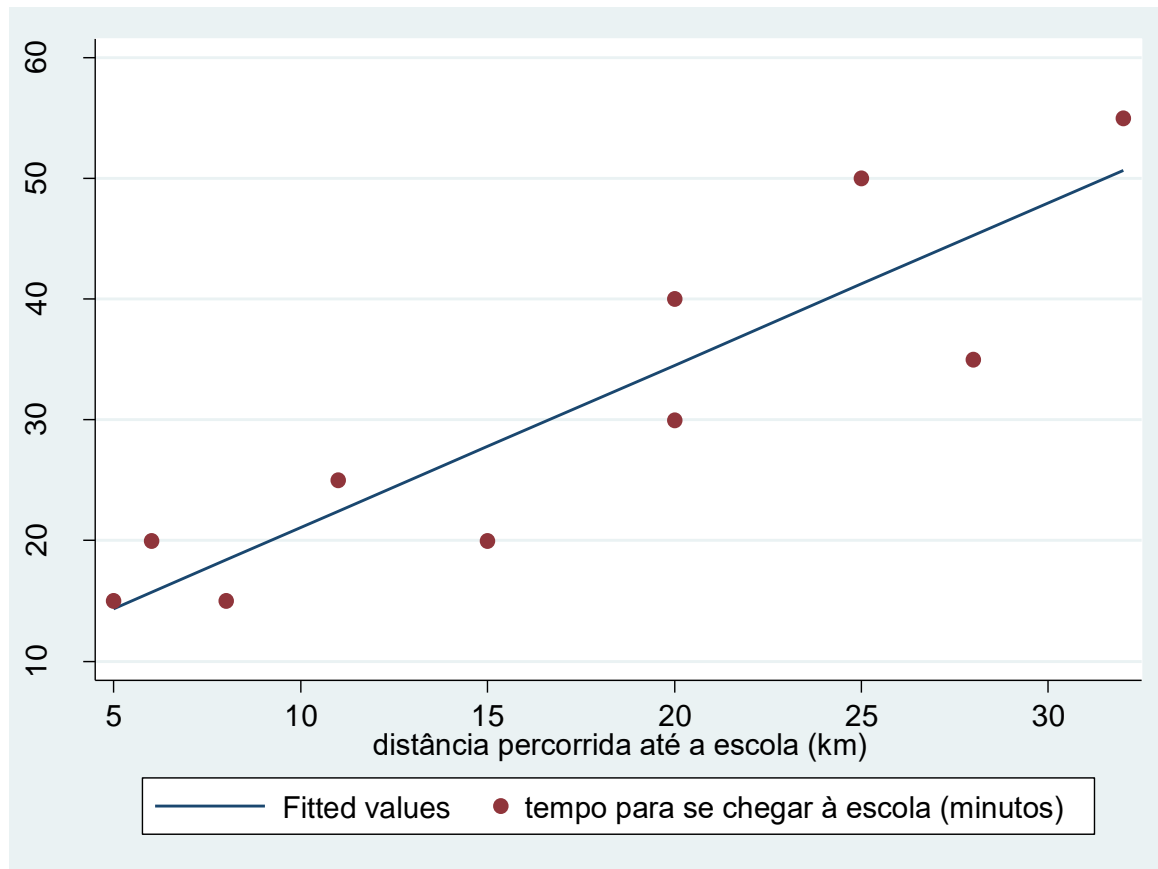




	estudante	tempo	dist	sem	per	perfil
1	Gabriela	15	8	0	manha	calmo
2	Dalila	20	6	1	manha	moderado
3	Gustavo	20	15	0	manha	moderado
4	Leticia	40	20	1	tarde	agressivo
5	Luiz	50	25	2	tarde	agressivo
6	Leonor	25	11	1	manha	moderado
7	Ana	15	5	0	tarde	calmo
8	Antonio	55	32	3	tarde	calmo
9	Julia	35	28	1	manha	moderado
10	Mariana	30	20	1	manha	moderado



$$\text{Tempo} = 7,63 + 1,35 \cdot \text{distancia}$$



- No Stata, arquivo Tempodistsemperperfil.dta

**desc** *(comando que descreve as variáveis)*

**reg tempo dist** *(comando que faz a regressão de tempo contra dist)*

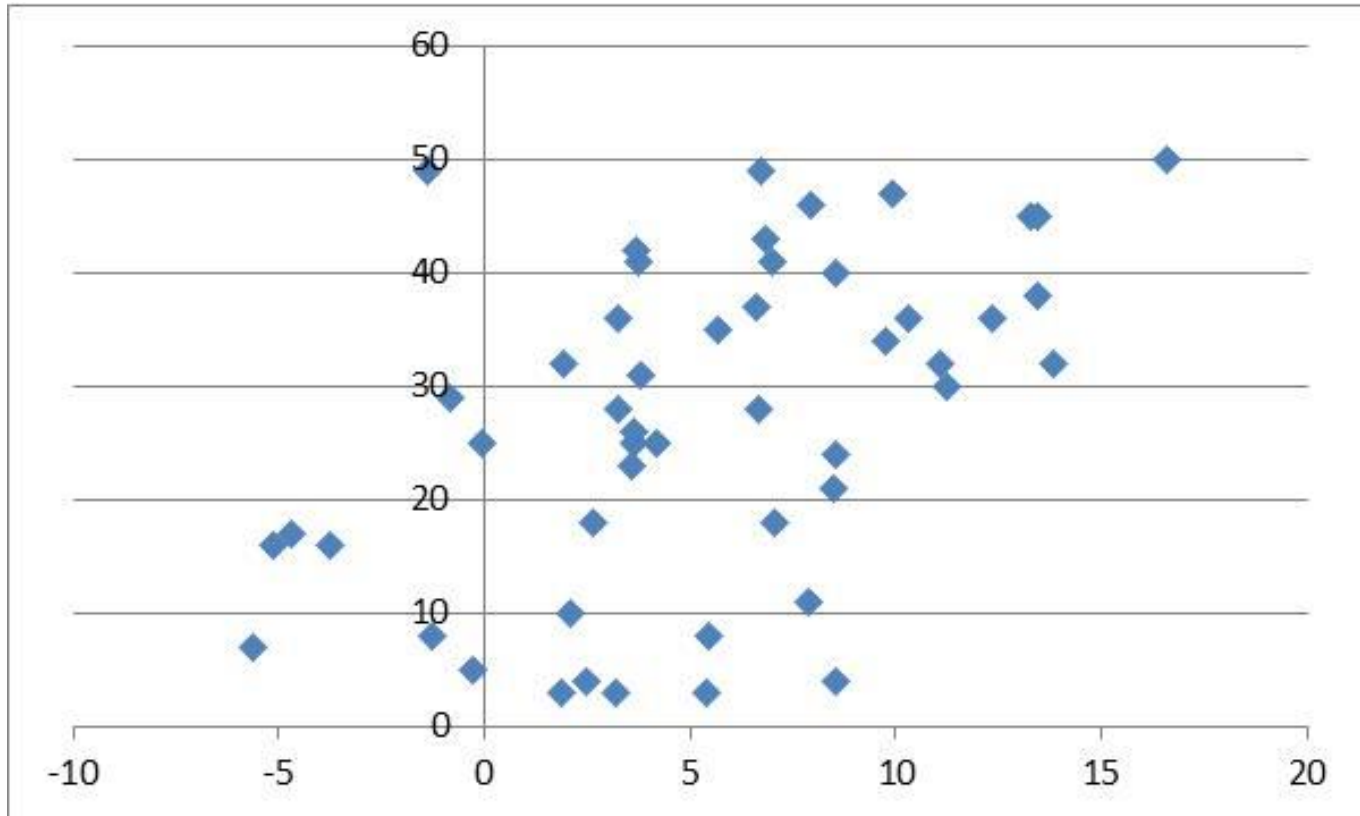
**predict yhat** *(comando que calcula o y previsto)*

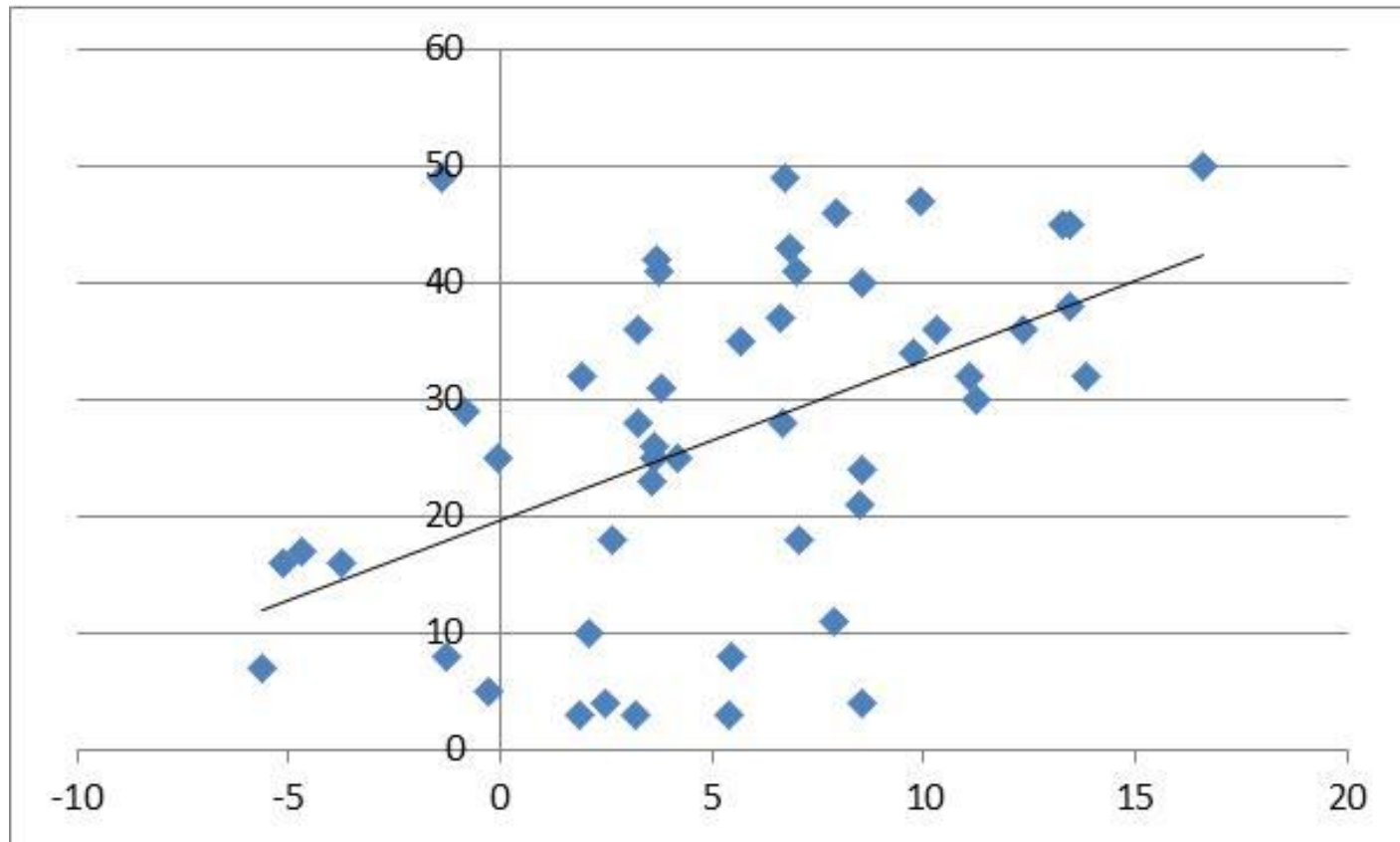
**twoway (line yhat dist, sort) (scatter tempo dist)** *comando que faz o gráfico de duas variáveis*

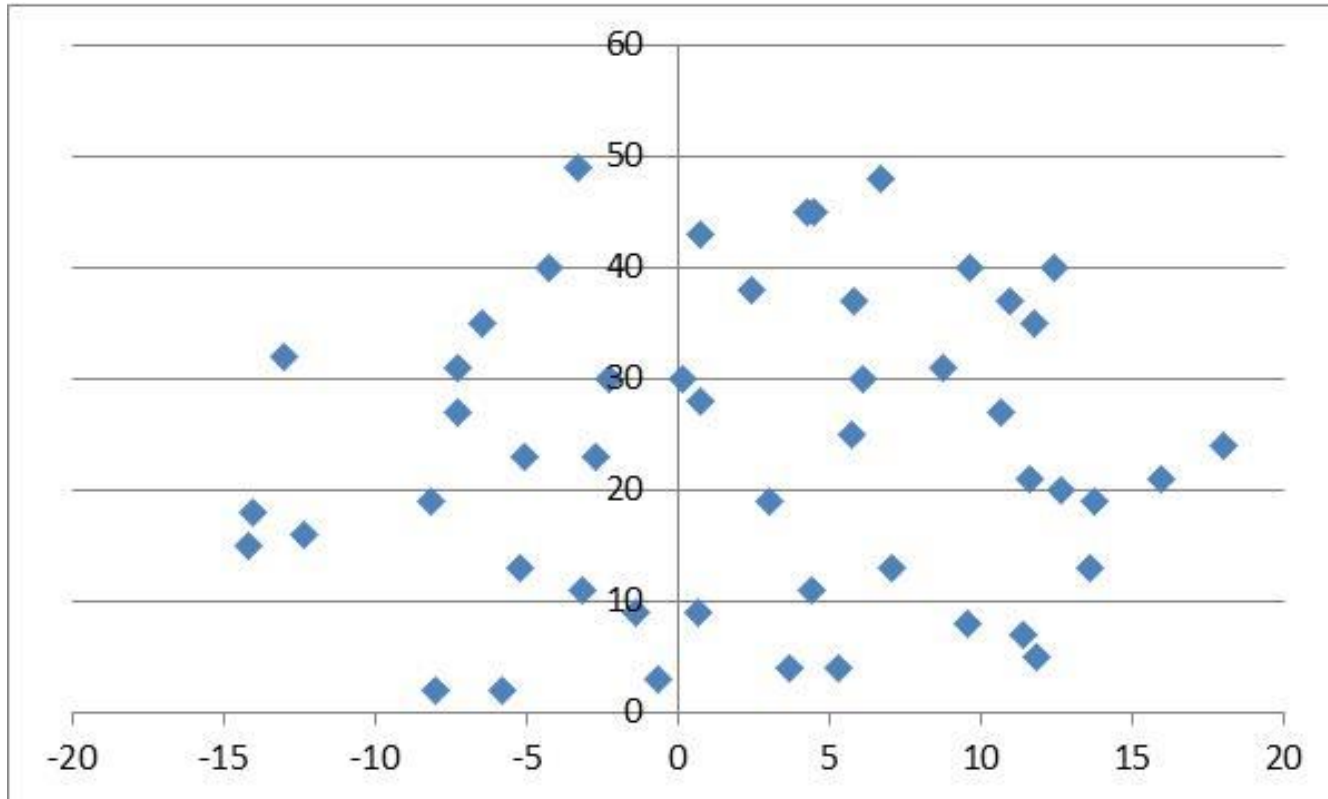


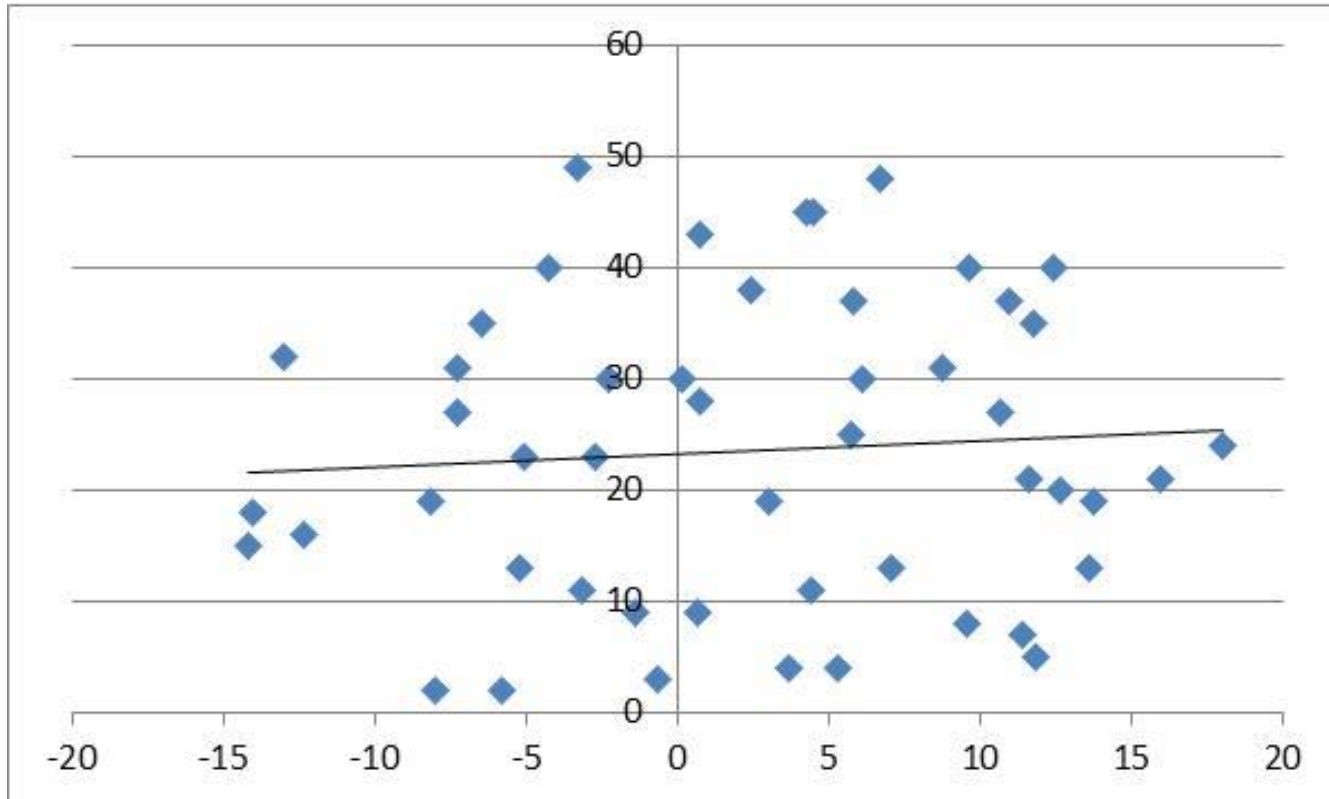
- O modelo é válido?
- Os coeficientes são estatisticamente significativos?
- Os sinais dos coeficientes estimados concordam com as expectativas teóricas?
- Qual o grau de ajuste do modelo?
- Os pressupostos da regressão foram atendidos?













# SIGNIFICÂNCIA GERAL DO MODELO DE REGRESSÃO

## O MODELO É VÁLIDO?

- É importante analisar a significância estatística geral do modelo estimado
- No caso de um modelo de regressão simples

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + u_i$$

- Queremos avaliar se:

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$



# SIGNIFICÂNCIA GERAL DO MODELO DE REGRESSÃO

## O MODELO É VÁLIDO?

- É importante analisar a significância estatística geral do modelo estimado

- No caso de um modelo de regressão múltipla

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{1i} + \beta_2 \cdot X_{2i} + \beta_k \cdot X_{ki} + u_i$$

- Queremos avaliar se:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{existe um } \beta_j \neq 0$$



# SIGNIFICÂNCIA GERAL DO MODELO DE REGRESSÃO

## O MODELO É VÁLIDO?

### Modelo de regressão estatisticamente significativo:

- Fornece evidências de que existe relação linear entre a variável dependente  $Y$  e pelo menos uma das variáveis explicativas  $X_i$
- A fração da variância explicada é significativamente maior que a fração da variância não explicada

$$\text{Estatística de teste} = \frac{\text{variância explicada}}{\text{variância não explicada}}$$



- Um teste  $F$  é qualquer teste de hipóteses em que a estatística de teste segue uma distribuição  $F$  sob a hipótese nula
- É frequentemente usado na comparação de **modelos que tenham sido ajustados a um conjunto de dados**



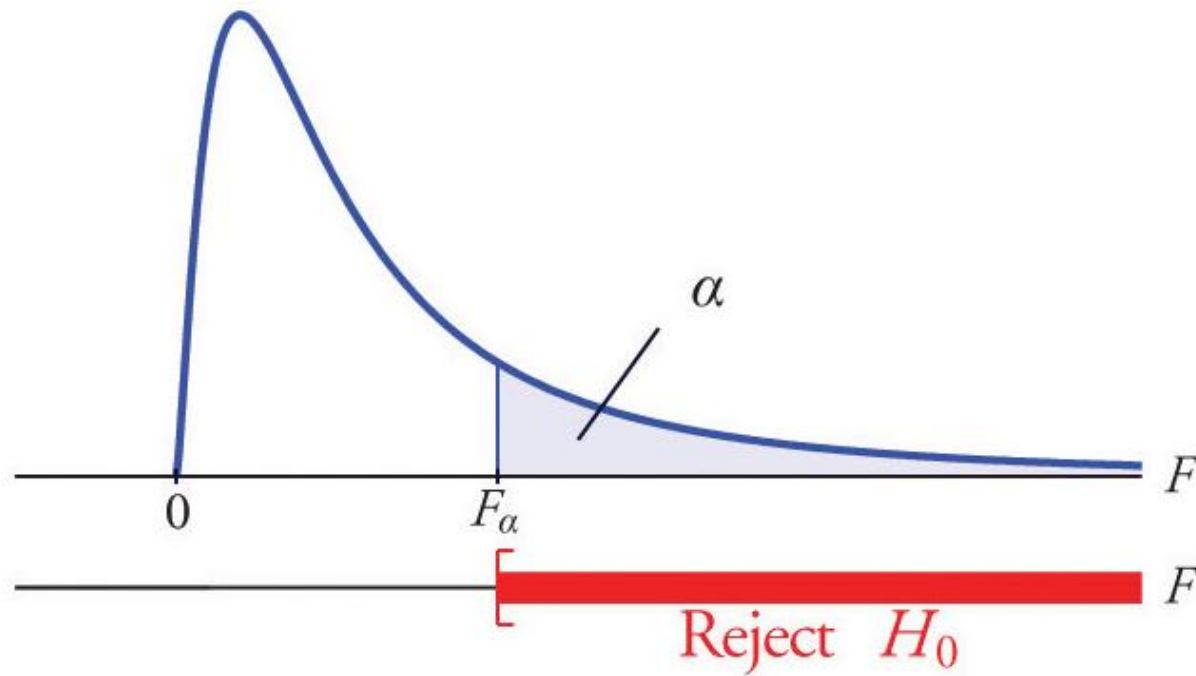
- A estatística de teste  $F$  é:

$$F = \frac{\text{variância explicada}}{\text{variância não explicada}}$$

No caso da análise de regressão:

$$F = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{k - 1}}{\frac{\sum_{i=1}^n (u_i)^2}{n - k}} = \frac{\frac{SQR}{k - 1}}{\frac{SQU}{n - k}}$$





# SIGNIFICÂNCIA GERAL DO MODELO DE REGRESSÃO

## O MODELO É VÁLIDO?

```
. reg tempo dist
```

Source	SS	df	MS
Model	1473.00369	1	1473.00369
Residual	349.496314	8	43.6870393
Total	1822.5	9	202.5

Pesos

Number of obs = 10  
F( 1, 8) = 33.72  
Prob > F = 0.0004  
R-squared = 0.8082  
Adj R-squared = 0.7843  
Root MSE = 6.6096

Queremos avaliar se:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{existe um } \beta_j \neq 0$$

- Como  $Prob > F$  é menor que o nível de significância  $\alpha$ , há indícios de que pelo menos um  $\beta_j \neq 0$

$$F = \frac{1473}{43,69} = 33,72$$



# SIGNIFICÂNCIA GERAL DO MODELO DE REGRESSÃO

## O MODELO É VÁLIDO?

```
. reg tempo dist
```

Source	SS	df	MS
Model	1473.00369	1	1473.00369
Residual	349.496314	8	43.6870393
Total	1822.5	9	202.5

Number of obs = 10  
F( 1, 8) = 33.72  
Prob > F = 0.0004  
R-squared = 0.8082  
Adj R-squared = 0.7843  
Root MSE = 6.6096

- Como a significância observada é 0,0004, podemos afirmar que o modelo de regressão é estatisticamente significativo a 1% (uma vez que  $0,0003 < 0,01$ )





- No caso de um modelo de regressão múltipla

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{1i} + \beta_2 \cdot X_{2i} + \beta_k \cdot X_{ki} + u_i$$

- Queremos avaliar se:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{existe um } \beta_j \neq 0$$

- Caso o teste  $F$  aponte para a rejeição de  $H_0$ , ainda assim não saberemos quais das variáveis explicativas  $X_i$  apresentarão coeficientes estatisticamente significativos



- Assim, é preciso realizar testes de hipóteses individuais para cada um dos coeficientes estimados  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$

- Ou seja, precisamos testar se:

$$H_0: \beta_k = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

- A estatística de teste para cada coeficiente é

$$t_{\beta_j} = \frac{\beta_j - 0}{e.p.(\beta_j)}$$

- Onde e.p. é o erro padrão do estimador de  $\beta_j$



# SIGNIFICÂNCIA DOS PARÂMETROS

## OS COEFICIENTES SÃO ESTATISTICAMENTE SIGNIFICANTES?

```
. reg tempo dist
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 10		
Model	1473.00369	1	1473.00369	F( 1, 8) = 33.72		
Residual	349.496314	8	43.6870393	Prob > F = 0.0004		
Total	1822.5	9	202.5	R-squared = 0.8082		
				Adj R-squared = 0.7843		
				Root MSE = 6.6096		

tempo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dist	1.345209	.231667	5.81	0.000	.8109839	1.879434
_cons	7.63145	4.458611	1.71	0.125	-2.650126	17.91303

- O que podemos concluir a respeito da significância dos coeficientes?



# PODER EXPLICATIVO DO MODELO DE REGRESSÃO: $R^2$

## QUAL O GRAU DE AJUSTE DO MODELO?

- Percentual da variabilidade de  $Y$  que é explicada pelo comportamento das variáveis explicativas incluídas no modelo



# PODER EXPLICATIVO DO MODELO DE REGRESSÃO: $R^2$

## QUAL O GRAU DE AJUSTE DO MODELO?

- Conceitos importantes para analisar o poder explicativo do modelo:
  - Soma total dos quadrados (STQ)

$$STQ = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

- Soma dos quadrados da regressão (SQE)

$$SQR = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$$

- Soma dos quadrados dos resíduos (SQU)

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



# PODER EXPLICATIVO DO MODELO DE REGRESSÃO: $R^2$

## QUAL O GRAU DE AJUSTE DO MODELO?

- Conceitos importantes para analisar o poder explicativo do modelo:

$$SQT = SQR + SQU$$

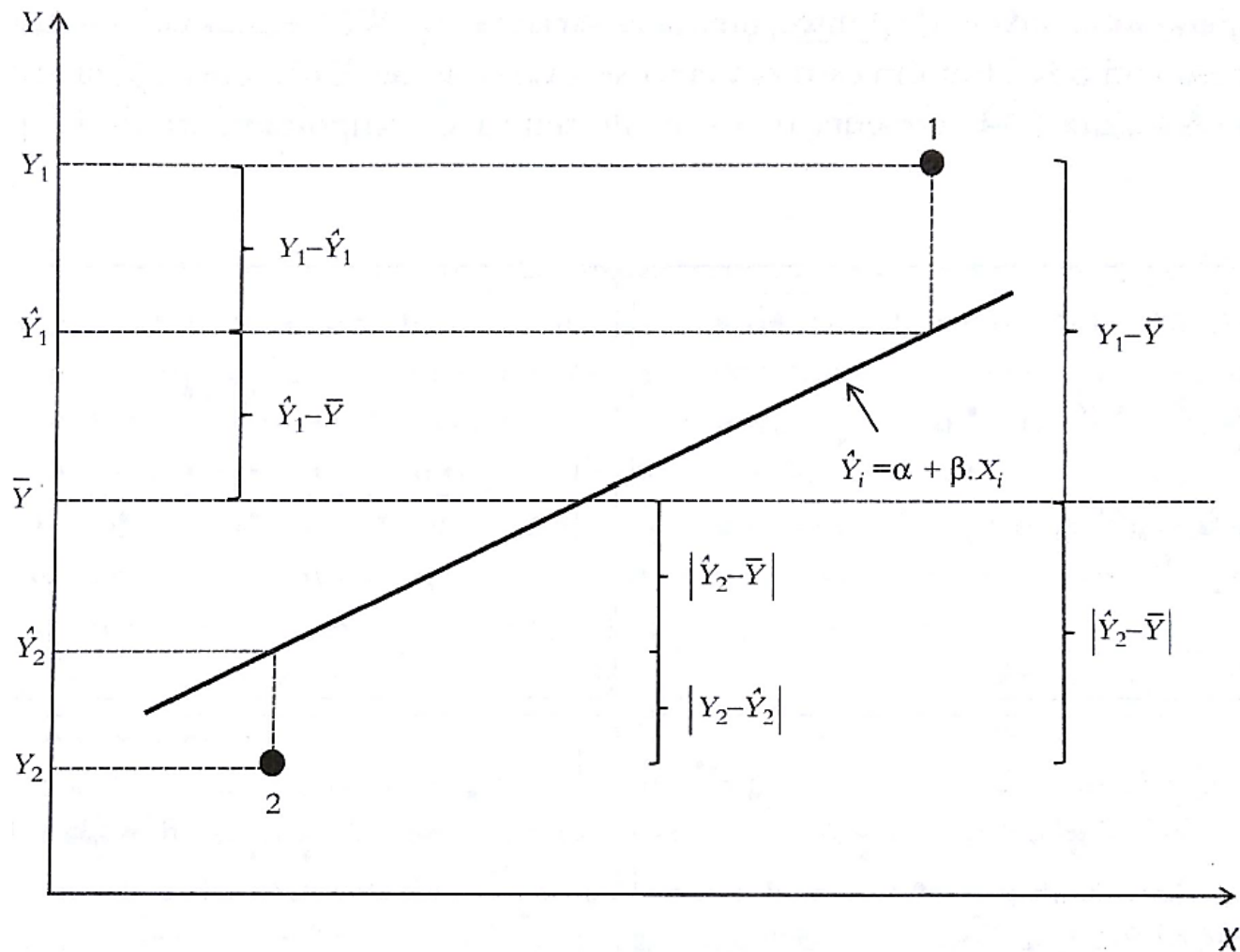
- De modo que

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum_{i=1}^n (u_i)^2$$



# PODER EXPLICATIVO DO MODELO DE REGRESSÃO: $R^2$

## QUAL O GRAU DE AJUSTE DO MODELO?



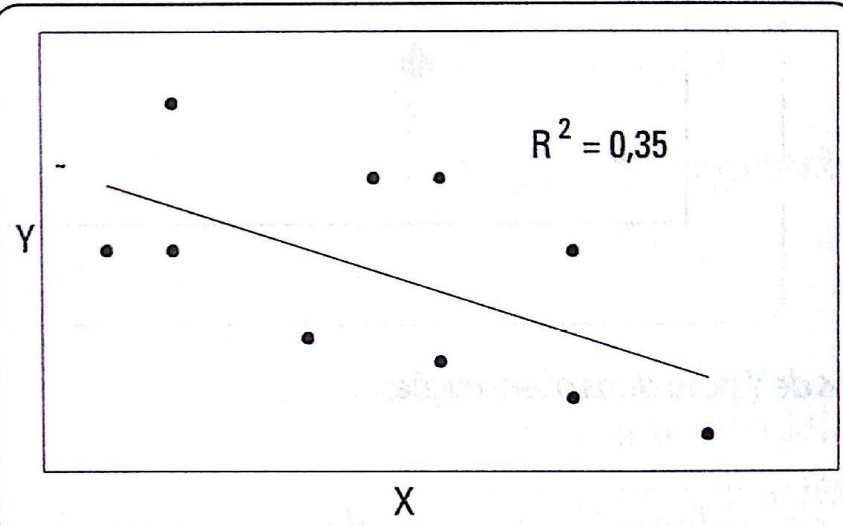
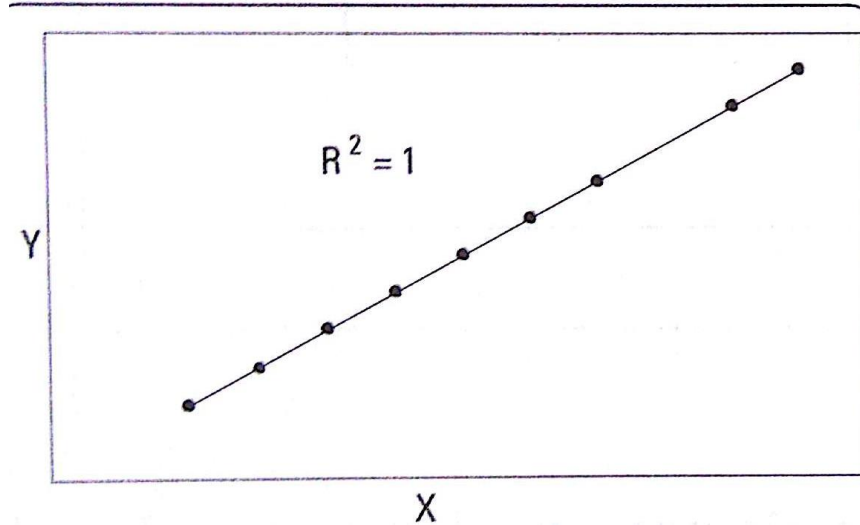
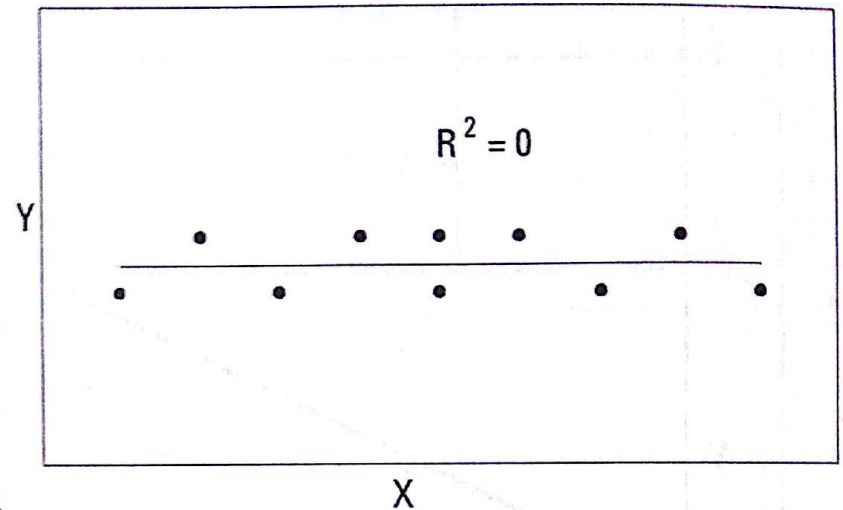
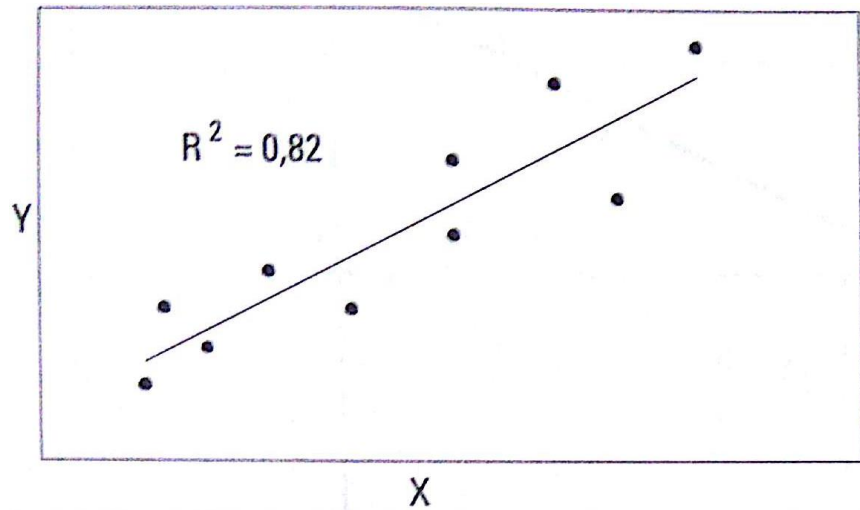
$$R^2 = \frac{SQR}{SQR + SQU} = \frac{SQR}{SQT}$$

- $R^2$ 
  - Pode variar entre 0 e 1 (0 a 100%)
  - Representa a fração da variância de  $Y$  explicada pelas variáveis explicativas
  - Representa o grau de ajuste do modelo aos dados
  - Não estamos nos referindo a causalidade





# COEFICIENTE DE AJUSTE $R^2$



$$R^2 = \frac{SQR}{SQR + SQU} = \frac{SQR}{SQT}$$

```
. reg tempo dist
```

Source	SS	df	MS
Model	1473.00369	1	1473.00369
Residual	349.496314	8	43.6870393
Total	1822.5	9	202.5

Number of obs = 10  
F( 1, 8) = 33.72  
Prob > F = 0.0004  
R-squared = 0.8082  
Adj R-squared = 0.7843  
Root MSE = 6.6096

$$R^2 = \frac{1473}{1473 + 349,49} = \frac{1474}{1822,50} = 0,8082$$



O coeficiente de ajuste  $R^2$  **não informa:**

- Se uma determinada variável explicativa é estatisticamente significativa
- Se uma variável explicativa é a causa verdadeira de variação da variável dependente
- Se existem problemas de omissão de variáveis importantes
- Se existem variáveis irrelevantes incluídas no modelo



- Relaciona os retornos de um título e os retornos da carteira de mercado, usando dados históricos
  - Premissa: os retornos verificados no passado são previsivelmente repetidos no futuro.



$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it}$$

- $r_{it}$ : retorno do ativo  $i$  no momento  $t$
- $r_{mt}$ : retorno da carteira de mercado no momento  $t$
- $\alpha_i$ : intercepto, representa o retorno esperado em excesso de um ativo. Tanto no caso de ações quanto de portfolios, espera-se  $\alpha = 0$ .
- $\beta_i$ : coeficiente angular
  - Representa o risco do ativo em relação ao mercado



$$\beta_i = \frac{COV_{r_i, r_M}}{VAR_{r_M}}$$

- A fórmula de  $\beta_i$  é a mesma do estimador de mínimos quadrados
- Exprime o risco de um ativo **em relação** à carteira de mercado, que tem seu risco minimizado pela diversificação
- Em geral usa-se dados mensais, em períodos de 3 a 5 anos, ou dados semanais em períodos de um ano para estimar o beta de uma ação



$$\beta_i = \frac{COV_{r_i, r_M}}{VAR_{r_M}}$$

- Ação com **alto** beta: relativamente **sensível** a movimentações do mercado
- Ação com **baixo** beta: relativamente **insensível** a movimentações do mercado
- $\beta_i > 1$ : a ação é mais volátil que a carteira de mercado
- $\beta_i = 1$ : a ação é igualmente volátil à carteira de mercado
- $\beta_i < 1$ : a ação é menos volátil que a carteira de mercado



$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it}$$

- $\alpha_i < 0$ : a ação resultou em um retorno inferior ao esperado para o seu nível de risco
- $\alpha_i = 0$ : a ação resultou em um retorno igual ao esperado para o seu nível de risco
- $\alpha_i > 0$ : a ação resultou em um retorno superior ao esperado para o seu nível de risco





## Estimação dos parâmetros

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it}$$

- $\alpha_i$ : retorno em excesso da ação, em relação ao retorno esperado de acordo com o seu nível de risco
- $\beta_i$ : fator de risco da ação em relação ao risco da carteira de mercado
- Variância dos resíduos: medida do risco diversificável da ação
- $R^2$  da regressão: parte do risco da ação que é explicada pelas condições de mercado, o chamado risco sistemático (não diversificável)
- $1 - R^2$ : fração do risco da ação que pode ser eliminada pela diversificação



# APLICAÇÃO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO

**Exercícios: arquivo Ret.acoes.ibov.dta**

**tsset t** informa ao Stata que os dados são em série de tempo, e que  $t$  é a variável de tempo

**reg vale ibov**

```
. reg vale ibov
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 247		
Model	.184492761	1	.184492761	F( 1, 245) = 209.37		
Residual	.215886272	245	.000881168	Prob > F = 0.0000		
Total	.400379033	246	.001627557	R-squared = 0.4608		
				Adj R-squared = 0.4586		
				Root MSE = .02968		

vale	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ibov	1.594979	.1102287	14.47	0.000	1.377862	1.812096
_cons	-.000846	.0018926	-0.45	0.655	-.0045739	.0028818



# APLICAÇÃO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO

```
. reg vale ibov
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	247
Model	.184492761	1	.184492761	F( 1, 245) =	209.37
Residual	.215886272	245	.000881168	Prob > F =	0.0000
Total	.400379033	246	.001627557	R-squared =	0.4608
				Adj R-squared =	0.4586
				Root MSE =	.02968

vale	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ibov	1.594979	.1102287	14.47	0.000	1.377862	1.812096
_cons	-.000846	.0018926	-0.45	0.655	-.0045739	.0028818

alfa da Vale é zero

O beta da Vale é 1,59

O beta da Vale é estatisticamente diferente de zero

O beta da Vale é estatisticamente diferente de 1

```
. test ibov==1
```

```
( 1)  ibov = 1
```

```
F( 1, 245) = 29.13  
Prob > F = 0.0000
```



# APLICAÇÃO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO

- Risco total de uma ação: risco sistemático + risco não sistemático
- Variância total uma ação = variância explicada + variância não explicada

`reg vale ibov`

`predict res_vale, res` (gera os resíduos da regressão anterior)

`sum vale res_vale` (apresenta a estatística descritiva das variáveis vale e  
res\_vale)



# APLICAÇÃO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO

```
. reg vale ibov
```

Source	SS	df	MS
Model	.184492761	1	.184492761
Residual	.215886272	245	.000881168
Total	.400379033	246	.001627557

Number of obs = 247  
F( 1, 245) = 209.37  
Prob > F = 0.0000  
R-squared = 0.4608  
Adj R-squared = 0.4586  
Root MSE = .02968

vale	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ibov	1.594979	.1102287	14.47	0.000	1.377862	1.812096
_cons	-.000846	.0018926	-0.45	0.655	-.0045739	.0028818

```
. sum vale res_vale
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
vale	247	.0008923	.040343	-.1205	.1135
res_vale	247	3.15e-11	.0296241	-.1150285	.0859826



- A regressão dos retornos da Vale contra a carteira de mercado produziu um  $R^2 = 0,461$ , e consequentemente  $1 - R^2 = 0,539$ 
  - 46,1% da variância dos retornos da Vale é explicada pelas condições de mercado que afetam todas as ações (**risco sistemático, não diversificável**)
  - 53,9% da variância dos retornos da Vale é devido a fatores únicos da empresa (**risco não sistemático, diversificável**)

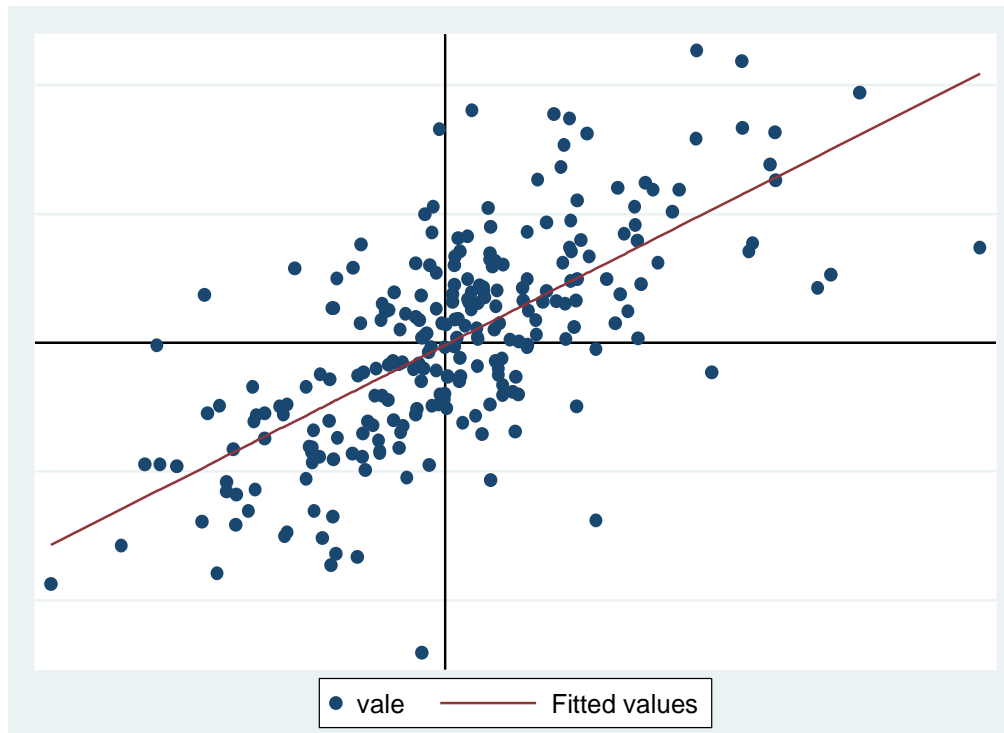


- Síntese da análise da reta característica da ação da Vale (VALE5)
  - Seu beta é 1,59
  - Seu alfa é zero
  - 53,9% da sua volatilidade pode ser eliminada por meio da diversificação (46,1% da sua volatilidade é sistemática)
  - Sua reta característica é  $-0,0008 + 1,5950 \cdot \text{IBOV}$   
(0,0019) (0,1102)



# APLICAÇÃO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO

- Síntese da análise da reta característica da ação da Vale (VALE5)
  - O gráfico da reta característica é:





reg vale ibov

predict yhat\_vale

twoway (scatter vale ibov) (line yhat\_vale ibov, sort), yscale(off) yline(0, lcolor(black)) xscale(off) xline(0, lcolor(black))

## Explicação do comando gráfico

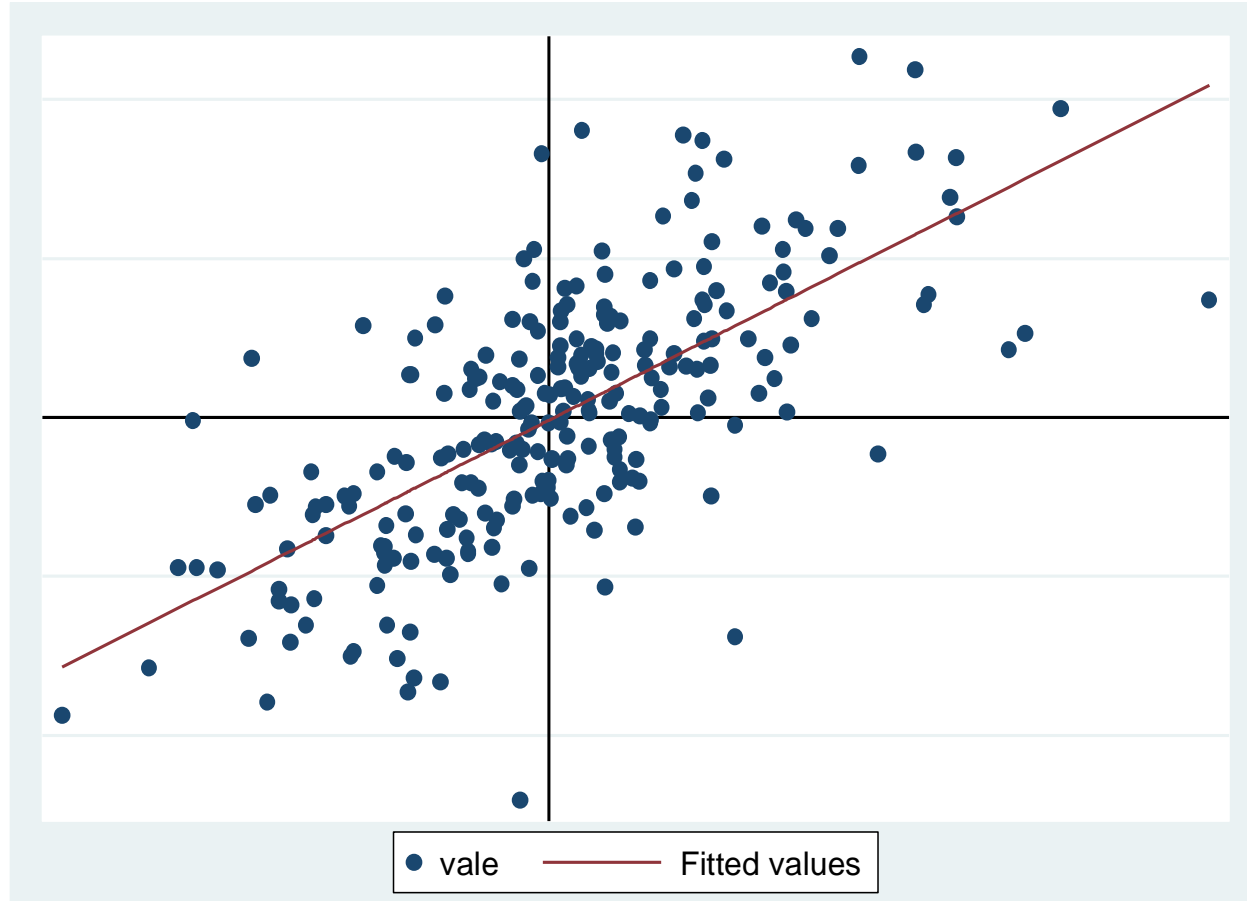
**twoway (scatter vale ibov) (line yhat\_vale ibov, sort)** gera um gráfico de dispersão vale x ibov e um gráfico de linha vale previsto x ibov

**yscale(off) yline(0, lcolor(black))** opção de omitir o eixo y e traçar uma reta em  $y=0$ , com linha na cor preta

**xscale(off) xline(0, lcolor(black))** opção de omitir o eixo x e traçar uma reta em  $x=0$ , com linha na cor preta



# APLICAÇÃO: A RETA CARACTERÍSTICA DE UMA AÇÃO



**Figura 1: Reta característica da ação VALE5**



- Encontre a reta característica das ações
  - ITAU
  - AMBEV
  - BRADESCO
- Analise os parâmetros alfa e beta
- Avalie os componentes risco sistemático e não sistemático
- Trace o gráfico da reta característica

