

### Física 1 (Química) Laboratorio

Verano 2021

JTP Nicolás Torasso

Ay 1<sup>ra</sup> Magalí Xaubet

Ay 2<sup>da</sup> Adán Garros

Lunes y Miércoles 14:30-18:30 hs

**Prof. Gustavo Lozano** 

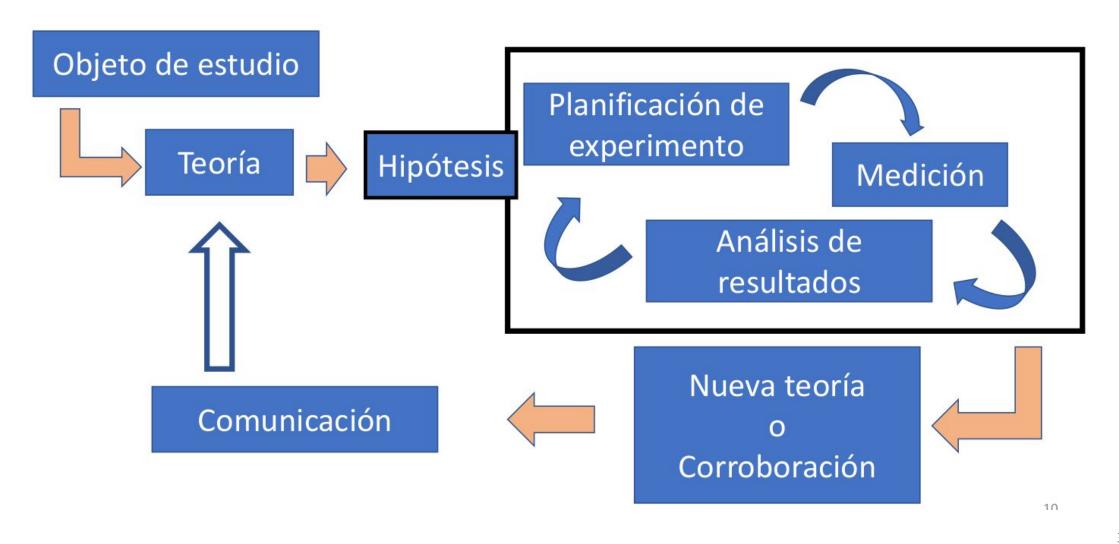


### Hoy

- Repaso breve.
- Testeo de un modelo mediante gráficos tipo "scatter"
- Testeo de modelo lineal o linealizado: Ajuste lineal cuadrados mínimos (ponderados - no ponderados)
- Coeficientes r, R<sup>2</sup>: estimadores de validez del modelo
- Cuadrados mínimos vs cálculo punto a punto
- Planificación del Experimento 4: determinación de g

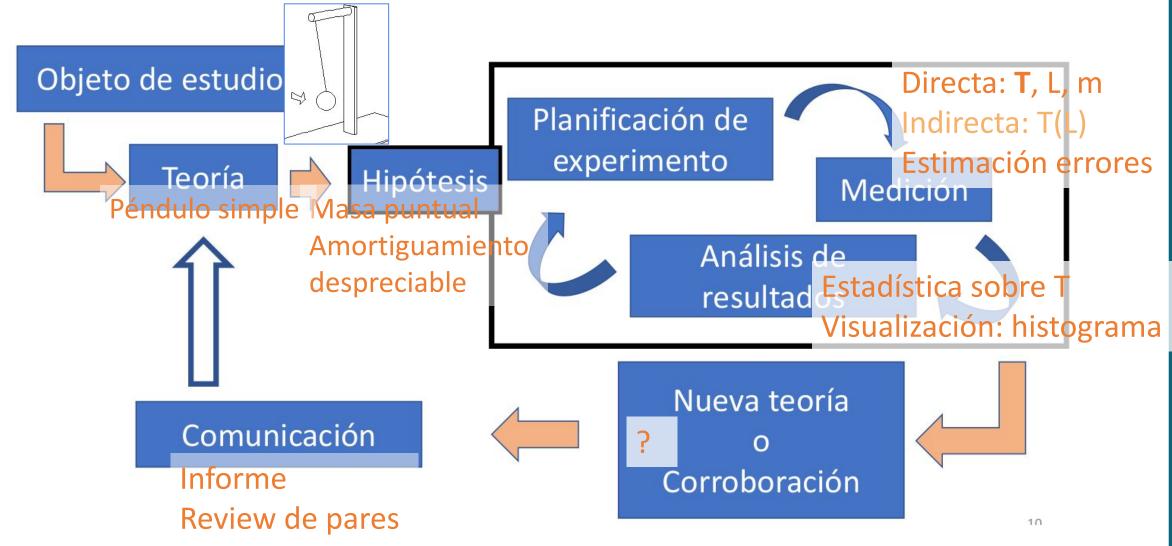


### El trabajo experimental: repaso



universidad de buenos aires - exactas departamento de física

### El trabajo experimental: repaso





### Análisis y testeo de un modelo

- Para testear un modelo podemos calcular los valores que predice y comparar con el valor que medimos en nuestro experimento.
- Otra alternativa es graficar pares de variables en ejes cartesianos y comparar con el tipo de dependencia (función matemática) que indica el modelo.

- Una visualización apropiada nos permite:
  - analizar los resultados del experimento y extraer información novedosa
  - simplificar la comunicación de los resultados a la comunidad



### Análisis y testeo de un modelo

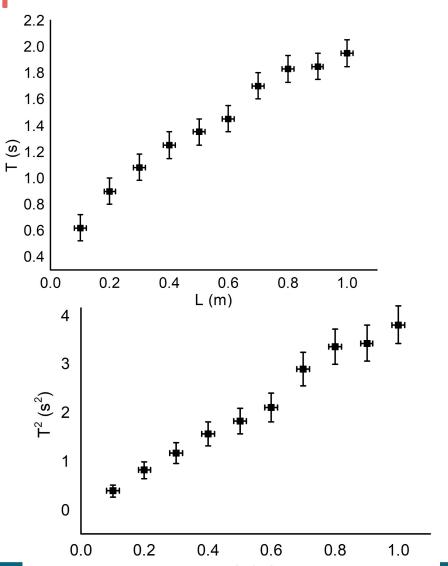
- A la hora de testear un modelo:
  - liberarnos de preconceptos. ej: el modelo es correcto. el modelo es incorrecto.
  - la naturaleza se manifestó frente nuestro: ser objetivos y reportar con fidelidad, sin descartar observaciones o alterar resultados



### Testeo mediante gráficos tipo scatter

- Podemos graficar dos parámetros físicos medidos y visualizar su tipo de relación
- Podemos graficar los parámetros en forma linealizada. Para ello necesitamos conocer de antemano el modelo a testear. Ej:

$$T = 2\pi \sqrt{\frac{L}{g}}$$



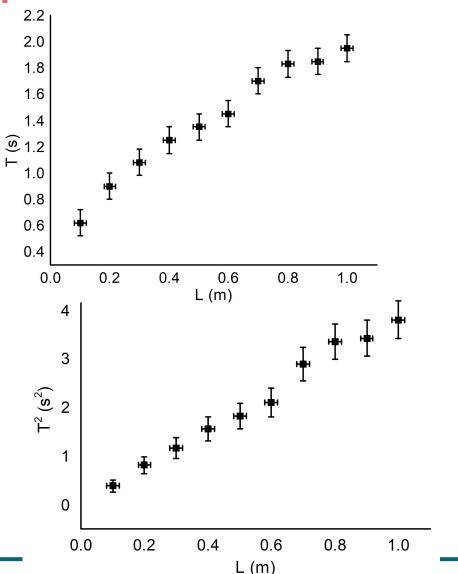
L (m)



### Testeo mediante gráficos tipo scatter

- Podemos graficar dos parámetros físicos medidos y visualizar su tipo de relación
- Podemos graficar los parámetros en forma linealizada. Para ello necesitamos conocer de antemano el modelo a testear. Ej:

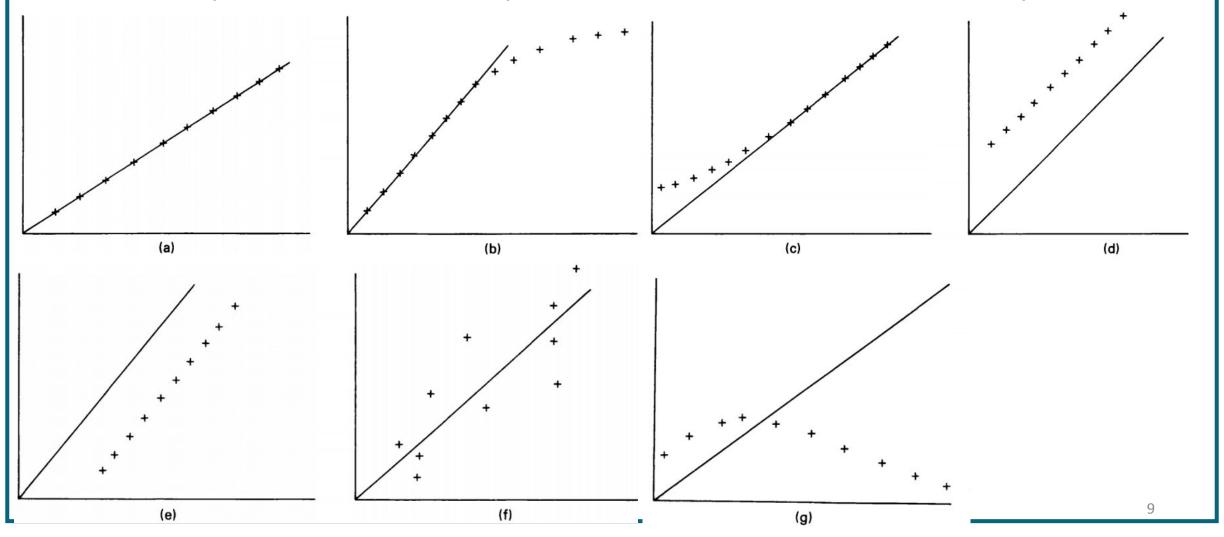
$$T=2\pi\sqrt{rac{L}{g}}$$
 Opciones: T vs.  $\sqrt{
m L}$  T vs. L





### Testeo de relación lineal

entre dos parámetros o dos parámetros linealizados. Puede pasar:



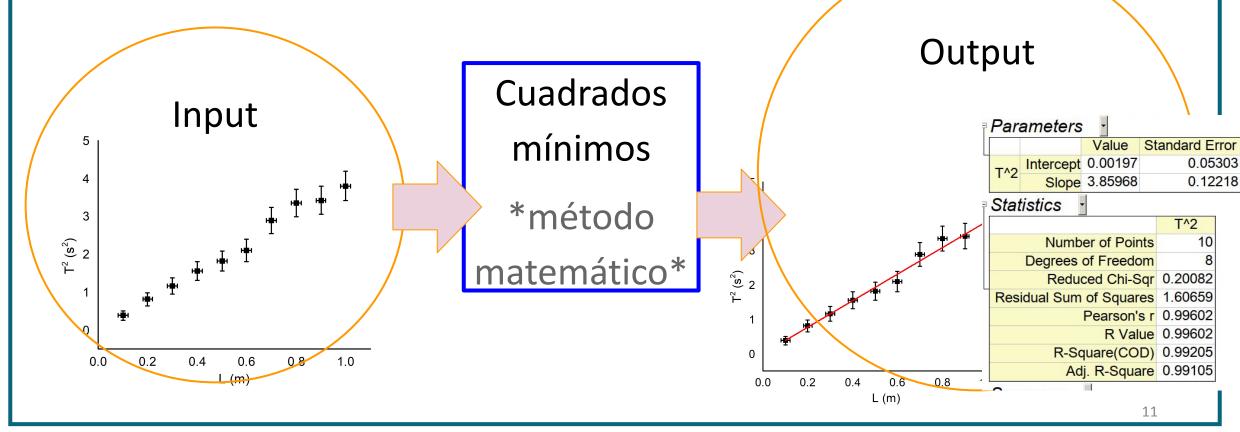


- Método matemático para obtener la recta que "mejor ajusta" la nube de puntos. f(x)= a x + b
- Obtenemos como resultado los parámetros a y b de la "recta que mejor ajusta" (y sus errores)
- Optativo: calcular estimadores de la validez del ajuste: r,  $R^2$ ,  $\chi^2$
- Nota: el método de cuadrados mínimos no-lineal sirve para testear cualquier otro tipo de relaciones funcionales: cuadráticas, polinomiales, gaussianas, etc etc.  $f(x) = ax^2 + bx + c$



Método matemático para obtener la recta que "mejor ajusta" la

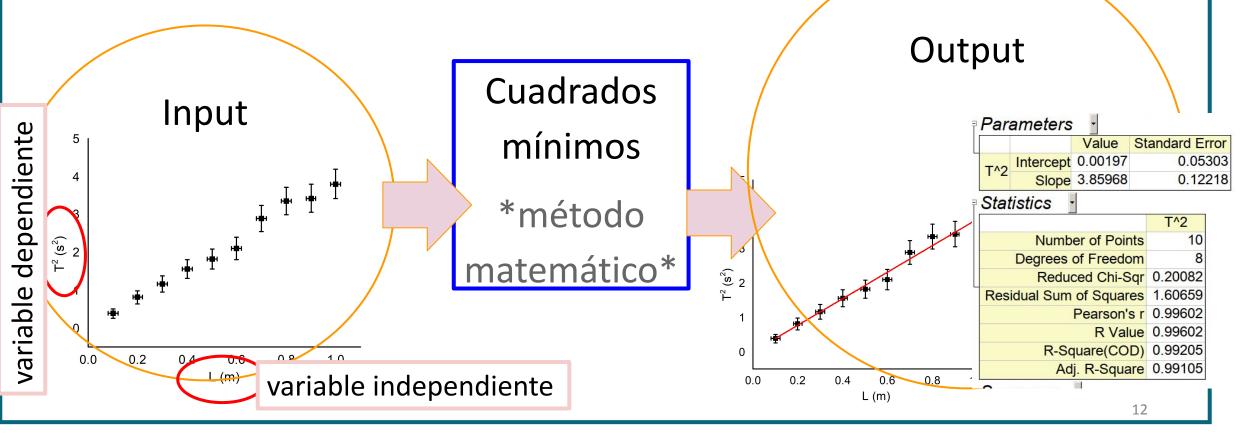
nube de puntos. f(x) = ax + b





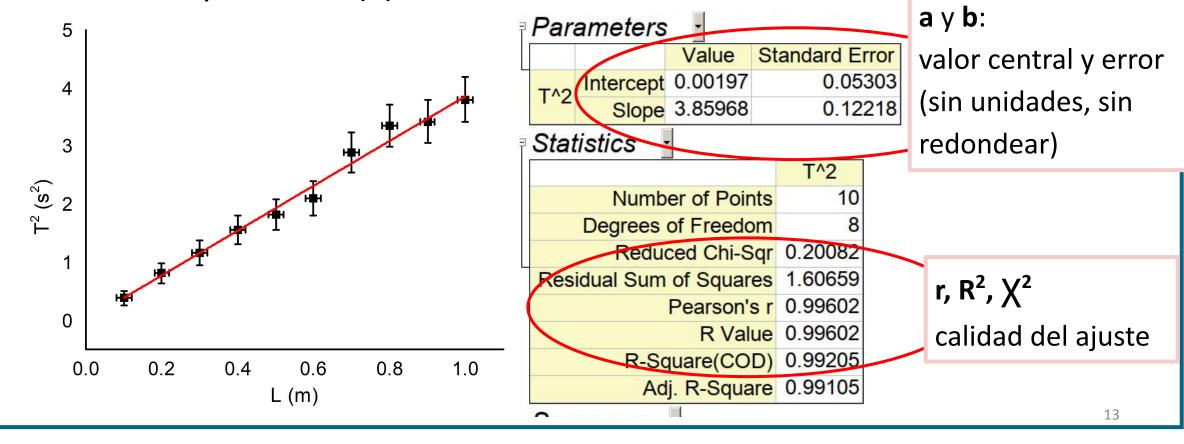
Método matemático para obtener la recta que "mejor ajusta" la

nube de puntos. f(x) = ax + b





 Método matemático para obtener la recta que "mejor ajusta" la nube de puntos. f(x)= a x + b



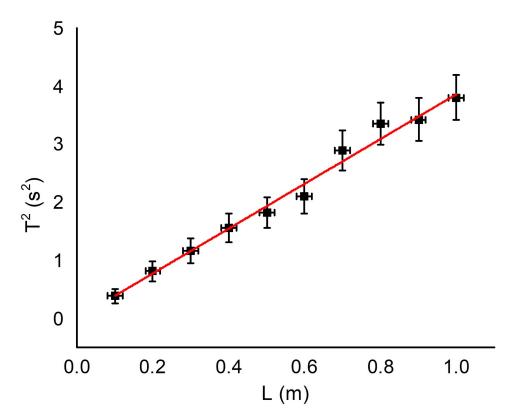


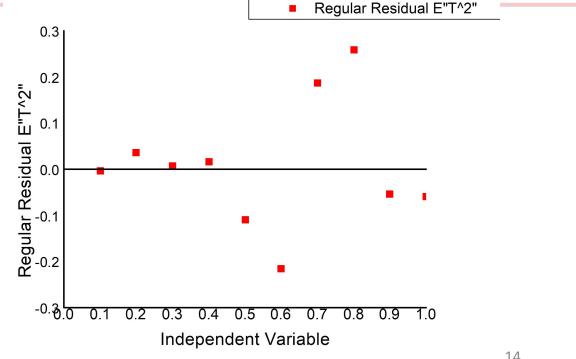
Método matemático para obtener la recta que "mejor ajusta" la

nube de puntos. f(x) = ax + b

más info sobre calidad del ajuste:

residuos: distancia entre cada punto y la recta







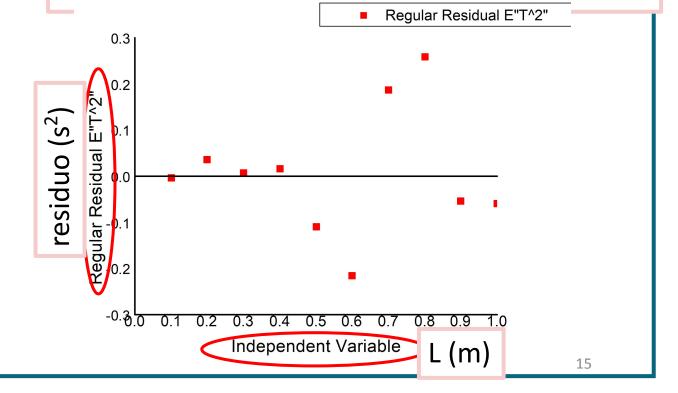
Método matemático para obtener la recta que "mejor ajusta" la

nube de puntos. f(x) = a x + b

 $T^2 (s^2)$ 0 0.0 0.2 8.0 1.0 0.4 0.6 L (m)

más info sobre calidad del ajuste:

residuos: distancia entre cada punto y la recta





### Ajuste por cuadrados mínimos

- El método de ajuste por cuadrados mínimos busca los parámetros del modelo propuesto que minimizan la sumatoria de residuos.
- Cuando la regresión es lineal, existe un cálculo análitico para calcular los coeficientes a y b y sus errores. (ver siguientes diapos)
- Si la regresión es no-lineal (cuadrática, gaussiana, etc) se usa un algoritmo iterativo (=método numérico) que repite unas operaciones hasta obtener los parámetros que minimizan la suma de residuos.

# Hipótesis del modelo de regresión lineal simple

# universidad de buenos aires - exactas departamento de física

\*Diapos adaptadas de presentaciones de:

Dra. Silvia Goyanes

Dra. Adriana Márquez

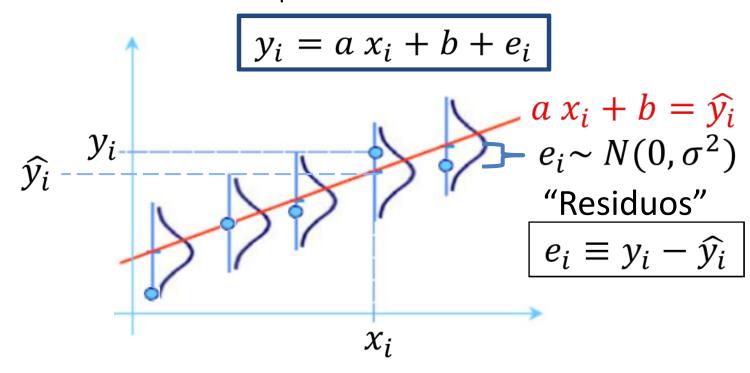
Lic. Santiago Estévez Areco

#### Independencia

- Los datos deben ser independientes.
- Una observación no debe dar información sobre las demás.

#### Normalidad

• Se asume que los datos son normales a priori.



#### Estimadores de mínimos cuadrados

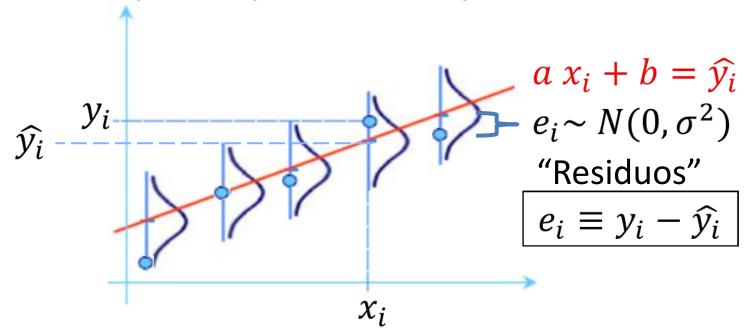


Gauss propuso en 1809 el método de mínimos cuadrados para obtener los valores a y b que mejor se ajustan a los datos:

$$\widehat{y_i} = a x_i + b$$

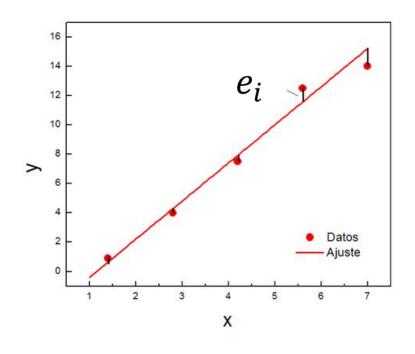
El método consiste en minimizar la suma de los residuos al cuadrado (S<sup>2</sup>):

$$S^{2} = \sum_{i}^{N} e_{i}^{2} = \sum_{i}^{N} (y_{i} - \hat{y}_{i})^{2} = \sum_{i}^{N} [y_{i} - (a x_{i} + b)]^{2}$$





Es decir, minimizar la suma de los cuadrados de las diferencias entre los valores reales observados  $(y_i)$  y los valores estimados  $(\hat{y}_i)$ 



$$S^{2} = \sum_{i}^{N} e_{i}^{2} = \sum_{i}^{N} [y_{i} - (a. x_{i} + b)]^{2}$$

Busco minimizar  $S^2(a,b)$ 

Incógnitas: a y b



#### ¿Cómo cálculo a y b en el ajuste? Minimizo $S^2$

$$\frac{\partial S^2}{\partial a}(a,b) = 0$$

$$\frac{\partial S^2}{\partial b}(a,b) = 0$$

$$a = \frac{N \sum (x_i y_i) - (\sum x_i) \cdot (\sum y_i)}{N \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2}$$

$$b = \frac{(\sum x_i^2) \cdot (\sum y_i) - (\sum x_i) \cdot (\sum x_i y_i)}{N \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2}$$



#### ¿Cuáles son los errores de los parámetros obtenidos a y b?

Propagamos errores:

$$\sigma_a^2 = \sum \left(\frac{\partial a}{\partial y_i} \sigma_y\right)^2 \qquad \sigma_b^2 = \sum \left(\frac{\partial b}{\partial y_i} \sigma_y\right)^2$$

Si 
$$\sigma_{y_1} = \sigma_{y_2} = \dots = \sigma_{yN} = \sigma_y$$

$$\sigma_A = \sigma_y \sqrt{\frac{\Sigma x^2}{\Delta}}$$

$$\sigma_B = \sigma_y \sqrt{\frac{N}{\Delta}}$$

Donde: 
$$\Delta = N \sum x^2 - (\sum x)^2$$



#### Cuadrados mínimos solo considera errores en eje Y

• Se debe cumplir que:

$$\Delta x \frac{dy}{dx} \ll \Delta y$$

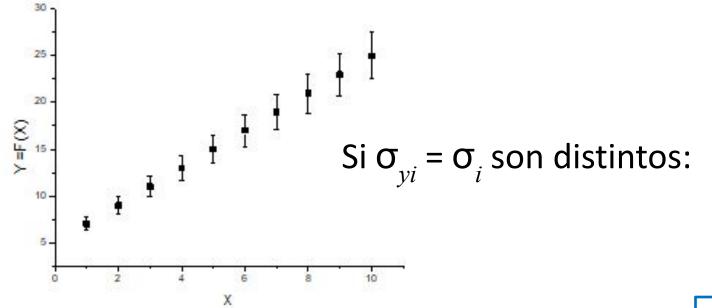
En caso contrario, invertir los ejes.

- Si aproximamos por una recta y **pasa por el origen**, entonces el criterio se puede expresar como:  $arepsilon_\chi \ll arepsilon_\gamma$
- Si los errores en x e y son del **mismo orden**, podemos "trasladar" el error en x al error en y:

$$\Delta y_{\text{nuevo}}^2 = \left(\Delta x \frac{dy}{dx}\right)^2 + \Delta y_{original}^2$$



Hasta acá no tuvimos en cuenta el error de los datos. Algunos datos podrían ser más confiables que otros, y queremos que "pesen" más.



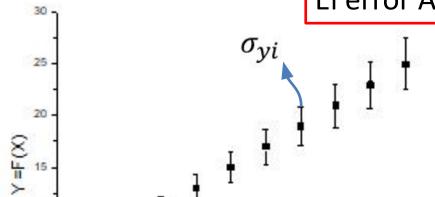
Ajuste de cuadrados mínimos pesado con la incertidumbre

Peso

$$w_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$$







¿Cómo tengo en cuenta eso?

#### CM PONDERADOS

Si 
$$\sigma_{yi} = \sigma_i$$
 son distintos

$$w_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$$

CM sin ponderar

10 -

5-

$$S^{2} = \sum_{i}^{N} e_{i}^{2} = \sum_{i}^{N} [y_{i} - f(x_{i})]^{2}$$

CM PONDERADOS 
$$S^{2} = \sum_{i}^{N} \left[ \frac{y_{i} - f(x_{i})}{\sigma_{yi}} \right]^{2} = \sum_{i}^{N} \frac{[y_{i} - f(x_{i})]^{2}}{\sigma_{yi}^{2}}$$



$$S^{2} = \sum_{i}^{N} \left[ \frac{y_{i} - f(x_{i})}{\sigma_{yi}} \right]^{2}$$

$$= \sum_{i}^{N} \frac{[y_{i} - f(x_{i})]^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} - \sum_{i}^{N} \frac{x_{i}y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} - \sum_{i}^{N} \frac{x_{i}y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} - \sum_{i}^{N} \frac{y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} - \sum_{i}^{N} \frac{y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} - \sum_{i}^{N} \frac{x_{i}y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} - \sum_{i}^$$

$$a = \frac{1}{\Delta} \left[ \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} - \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{y_i}{\sigma_{yi}^2} \right]$$

$$b = \frac{1}{\Delta} \left[ \sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{y_i}{\sigma_{yi}^2} - \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} \right]$$

$$\Delta = \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yi}^2} - \left(\sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2}\right)^2$$



# Ajuste de cuadrados mínimos pesado con la incertidumbre 1

Si  $\sigma_{yi} = \sigma_i$  son distintos

$$w_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$$

$$\Delta = \sum w \sum wx^2 - (\sum wx)^2$$

$$\Delta = N \sum x^2 - (\sum x)^2$$

$$\sigma_A = \sigma_y \sqrt{\frac{\sum x^2}{\Delta}}$$

$$\sigma_B = \sigma_y \sqrt{\frac{N}{\Delta}}$$

$$\sigma_A = \sigma_y \sqrt{\frac{\sum wx^2}{\Delta}}$$

$$\sigma_B = \sigma_y \sqrt{\frac{\sum w}{\Delta}}$$



### Estimadores de la validez del modelo

• r: permite evaluar el grado de correlación lineal entre las dos variables

• R<sup>2</sup>: permite evaluar la validez de determinada dependencia funcional (=del ajuste que hicimos) entre las variables

• Chi<sup>2</sup> reducido: mide la suma cuadrática de residuos. permite comparar dos ajustes distintos realizados sobre el mismo set de datos.



Covarianza: cuantificación de la varianza conjunta de dos variables

$$\frac{\sum_{x=\frac{i-1}{n}}^{n} x_{i}}{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_{i}}{n}, \quad \sum_{x=\frac{i-1}{n}}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2} + \sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \overline{y})^{2} + \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})(y_{i} - \overline{y})$$
Promedio en x

Varianza en x (SD<sup>2</sup>) Varianza en y

Covarianza: aumenta cuando

Promedio en y

$$S_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}$$

la dispersión "va de la mano" en ambas variables



Covarianza: cuantificación de la varianza conjunta de dos variables

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}}{\overline{x}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_{i}}{n}, \quad \overline{y} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}}{n}, \quad S_{x}^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \overline{y})^{2}}{n}, \quad S_{y}^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \overline{y})^{2}}{n}, \quad S_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})(y_{i} - \overline{y})}{n}.$$
Promedio en x

Varianza en x (SD<sup>2</sup>) Varianza en y

Covarianza: aumenta cuando

Promedio en y

$$S_{yy} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}$$

la dispersión "va de la mano" en ambas variables

$$r = \frac{S_{XY}}{S_X S_Y}$$



Covarianza: cuantificación de la varianza conjunta de dos variables

en ambas variables

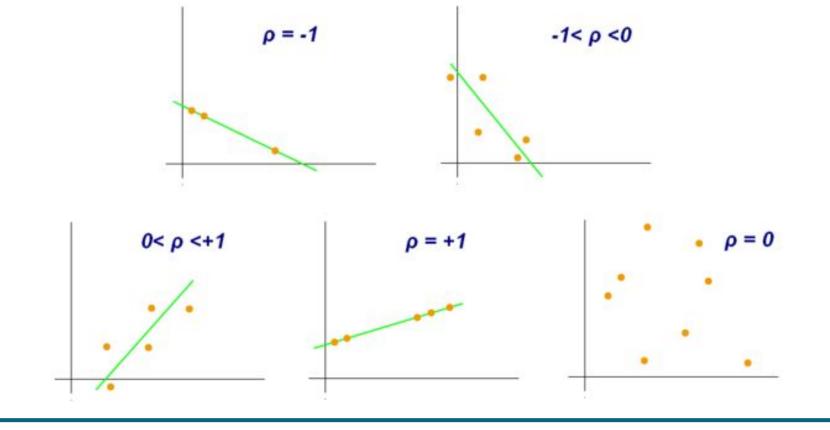
$$r = \frac{S_{XY}}{S_X S_Y} \star$$

- No tiene dimensión, y siempre toma valores en [-1,1].
- Si r=1 o r=-1 la relación es perfectamente lineal
- Si las variables son independientes, entonces r=0, pero el inverso no tiene por qué ser cierto.
- $\circ$  Si r > 0, esto indica una relación directa entre las variables (si aumenta X, también aumenta Y).
- $\circ$  Si r < 0, la correlación entre las variables es inversa (si aumenta una, la otra disminuye).



$$r = \frac{S_{XY}}{S_X S_Y},$$

$$r = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \sum (y_i - \bar{y})^2}}.$$

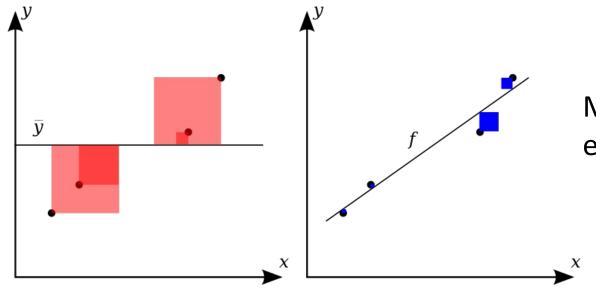




### R<sup>2</sup> (R-square): Coeficiente de determinación

$$SS_{
m tot} = \sum_i (y_i - ar{y})^2 \qquad SS_{
m res} = \sum_i (y_i - f_i)^2 = \sum_i e_i^2$$
  
Varianza en y (sin N) Suma cuadrática de los residuos

$$R^2 = 1 - rac{SS_{ ext{res}}}{SS_{ ext{tot}}}$$



Mide si pesa más la correlación entre los puntos o su dispersión

Mientras más cercano a 1 mejor es el ajuste En una regresión lineal  $R^2 = r^2$ 



## $\chi_{v}^{2}$ (reduced chi-square)

$$\chi_{V}^{2} = 1 \sum_{i} \left( \underline{y_{i} - f_{i}} \right)^{2}$$

Equivale a la suma cuadrática de residuos ponderada por la incerteza en y de cada punto y dividido el número de grados de libertad (v) v= número de mediciones (N) -número de parámetros

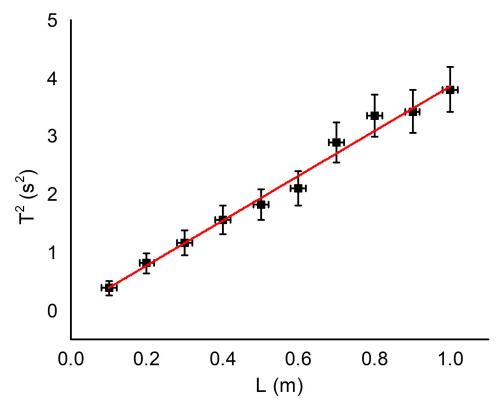
Los métodos de regresión no-lineal buscan minimizar esa cantidad

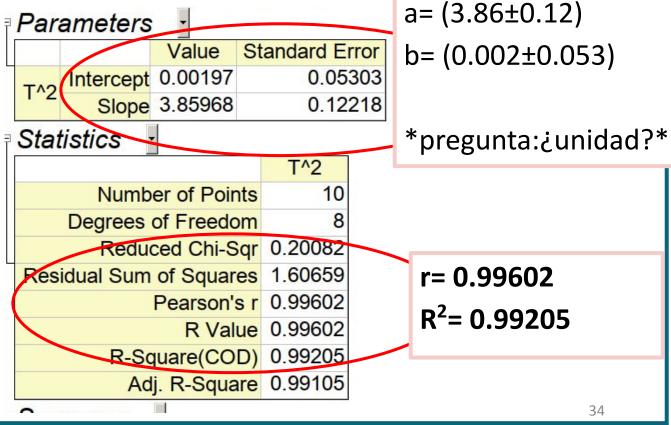


### Retomando el ejemplo:

Aplicamos una regresión lineal por cuadrados mínimos y

obtuvimos: f(x)=a.x+b

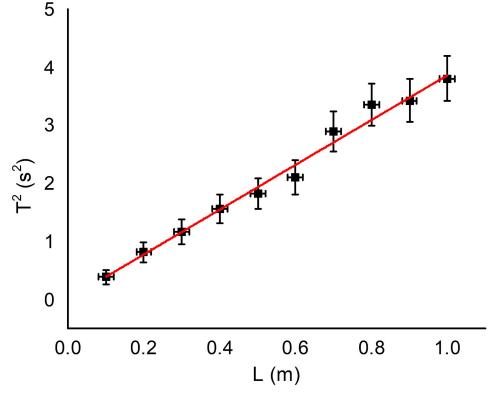


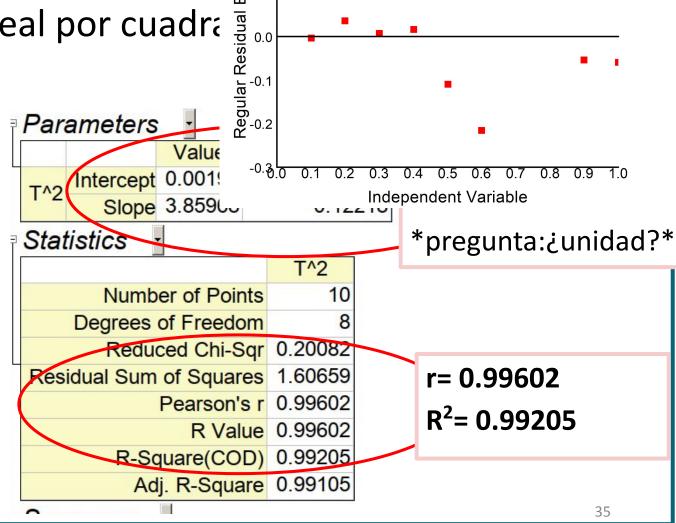


Regular Residual E"T^2"

### Retomando el ejemplo:

 Aplicamos una regresión lineal por cuadra obtuvimos: f(x)=a.x+b





0.31

0.2

### Retomando el ejemplo:

a= 
$$(3.86\pm0.12)$$
 s<sup>2</sup>/m  
b=  $(0.002\pm0.053)$ s<sup>2</sup>

$$T = 2\pi \sqrt{\frac{L}{g}}$$

- ¿Cómo obtener g a partir de la pendiente? Valor central y prop. de errores
- ¿Qué rol cumplen **a** y **b** en el modelo de péndulo simple?  $T^2 = \frac{4\pi^2}{g}L$

Propagación de errores:

$$g(a) = \frac{4\pi^2}{a}$$

$$\Delta g = \left| \frac{d g(a)}{da} \right| \Delta a$$

$$\Delta g = \frac{4\pi^2}{a^2} \Delta a$$



### Retomando el ejemplo:

a= 
$$(3.86\pm0.12)$$
 s<sup>2</sup>/m  
b=  $(0.002\pm0.053)$ s<sup>2</sup>

$$T = 2\pi \sqrt{\frac{L}{g}}$$

- ¿Cómo obtener g a partir de la pendiente? Valor central y prop. de errores
- ¿Qué rol cumplen **a** y **b** en el modelo de péndulo simple?  $T^2 = \frac{4\pi^2}{g}L$
- Cálculo g:
- Propagación de errores:

$$g(a) = \frac{4\pi^2}{a}$$

$$\Delta g = \left| \frac{d g(a)}{da} \right| \Delta a$$

$$\Delta g = \frac{4\pi^2}{a^2} \Delta a$$

El parámetro **b** no interviene en el cálculo.

De todos modos da información sobre la validez del modelo.



#### Comparación entre regresión lineal y cálculo dato a dato:

• Opción 1: calcular g para cada una de las N mediciones. Promediar y calcular SD.

$$T = 2\pi \sqrt{\frac{L}{g}}$$

$$g(L,T) = \frac{4\pi^{2}}{T^{2}}L$$

$$\Delta g_{\text{inst}} \sqrt{\left(\frac{d g(L,T)}{dL} \Delta L\right)^{2} + \left(\frac{d g(L,T)}{dT} \Delta T\right)^{2}}$$

$$\Delta g = \sqrt{\Delta g_{\text{inst}}^{2} + \left(\frac{\sigma}{\sqrt{N}}\right)^{2}}$$

$$\Delta g_{\text{inst}} \sqrt{\left(\frac{4\pi^{2}}{T^{2}} \Delta L\right)^{2} + \left(2\frac{4\pi^{2}}{T^{3}} L \Delta T\right)^{2}}$$

$$\Delta g = \sqrt{\Delta g_{\text{inst}}^{2} + \left(\frac{\sigma}{\sqrt{N}}\right)^{2}}$$

$$\Delta g_{\text{inst}} \sqrt{\left(\frac{4\pi^{2}}{T^{2}} \Delta L\right)^{2} + \left(2\frac{g}{T} \Delta T\right)^{2}}$$

- Nota: calcular g con una <u>única medición</u> de T y L ofrece con poca exactitud. No tiene en cuenta la fluctuación estadística.
- Opción 2: obtenerlo a partir de la regresión lineal.



### Experimento 4: Determinación de g

Leemos guía

- Debate:
  - Criterios para medir T y L
  - Incertezas de T y L
  - ¿Cuántas configuraciones distintas tomar para L?