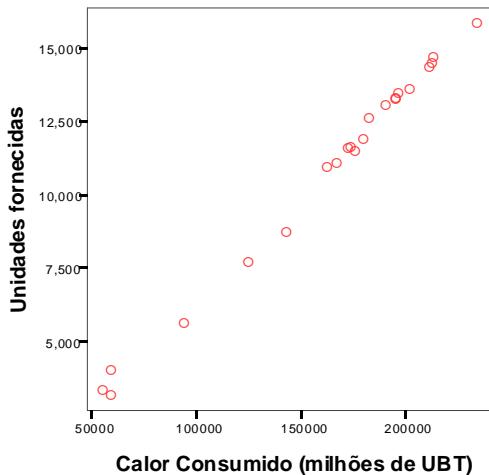
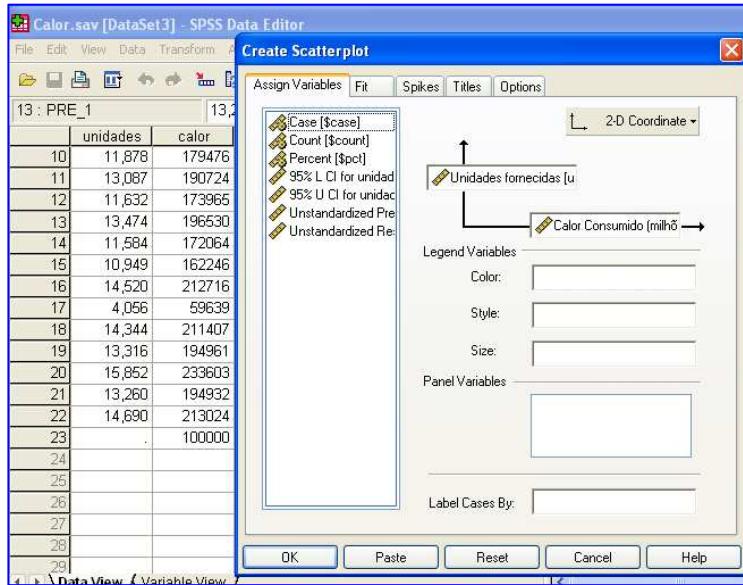


Regressão Linear em SPSS

1. No ficheiro **Calor.sav** encontram-se os valores do consumo mensal de energia, medido em milhões de unidades termais britânicas, acompanhados de valores de output, em milhões de kWh, de electricidade fornecida por uma central termo-eléctrica em Inglaterra.
 - 1.1. Construa um gráfico de dispersão que permita relacionar ambas as variáveis com a intenção de identificar uma possível relação linear.

em SPSS: Graph / Interactive /Scatterplot

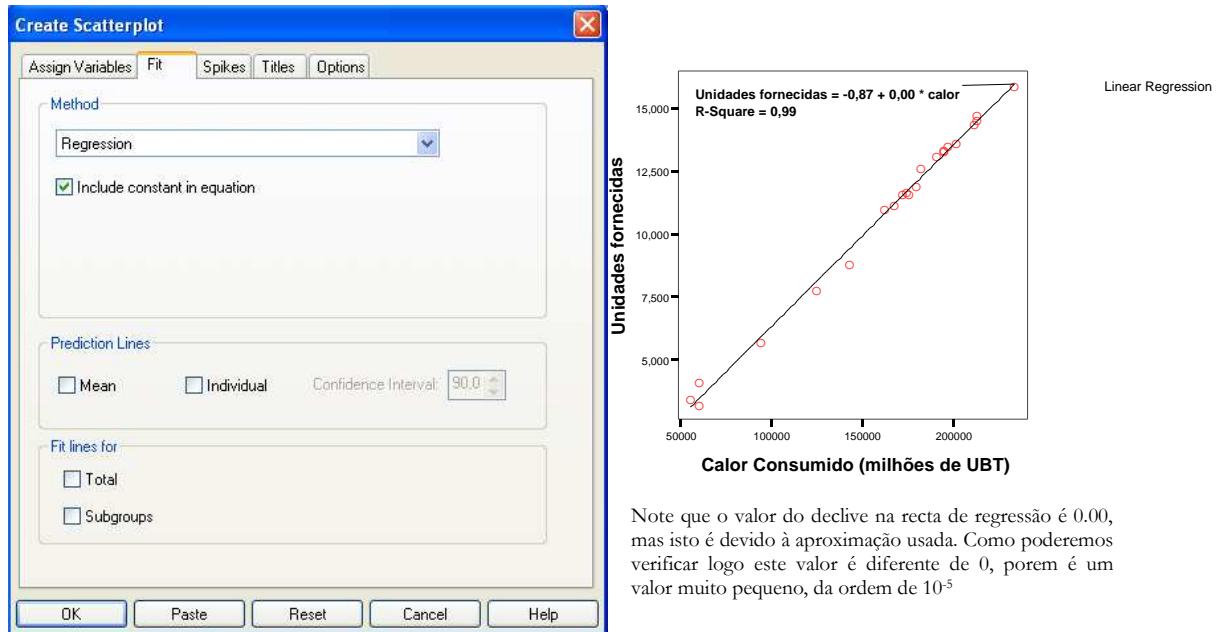


Da observação do gráfico de dispersão é razoável afirmar que existe uma relação linear entre as duas variáveis.

1.2. Estabeleça o modelo a ajustar aos dados

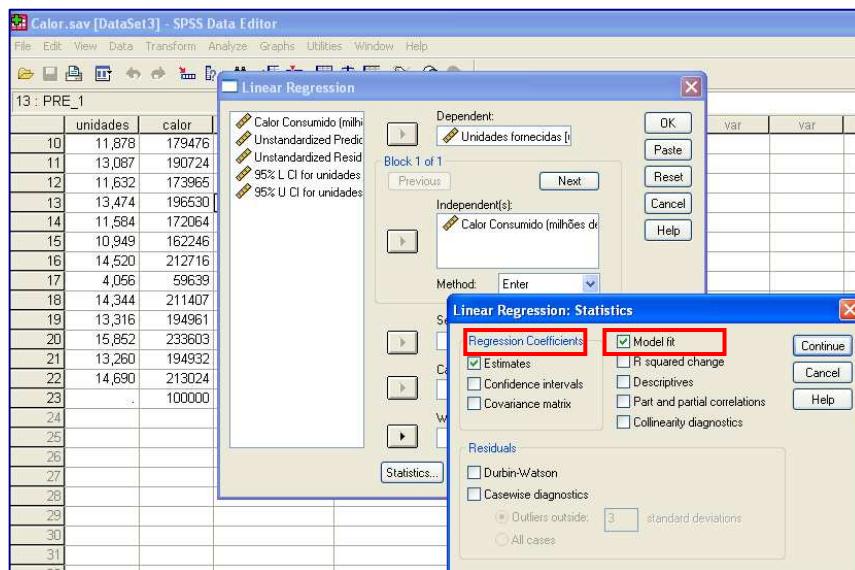
Como do gráfico de dispersão podemos constatar que existe uma relação linear entre as duas variáveis podemos usar um **modelo de regressão linear** para ajustar estes dados.

Note que se seleccionamos no menu: **Graph / Interactive /Scatterplot**, o tab **Fit** como método para ajustar os dados **Regression** podemos obter o gráfico de dispersão com a recta de regressão desenhada e a sua equação.



Mas de uma forma mais geral, a análise de regressão linear no SPSS é efectuada através do menu:

em SPSS: Analize / Regression /Linear



O método do mínimo dos quadrados é o método implementado em SPSS para estimar os coeficientes de regressão. Com as opções do SPSS seleccionadas podemos obter como output as seguintes 4 tabelas:

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	Calor Consumido (milhões de UBT)	.	Enter

- a. All requested variables entered.
- b. Dependent Variable: Unidades fornecidas

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,997(a)	,995	,994	,282649

a Predictors: (Constant), Calor Consumido (milhões de UBT)

O coeficiente de correlação $R=0,997 \approx 1$, pelo que é evidente a existência de uma relação linear entre as variáveis em estudo

ANOVA(b)

O teste realizado pela ANOVA é:

$$H_0: b_1 = 0 \text{ vs. } H_1: b_1 \neq 0$$

Como o $p\text{-value}=0 \Rightarrow$ para q.q. nível de significância rejeita-se H_0

$\Rightarrow b_1 \neq 0 \Rightarrow$ a regressão linear tem significado para q.q. nível de significância

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	302,731	1	302,731	3789,321	,000(a)
	Residual	1,598	20	,080		
	Total	304,329	21			

a Predictors: (Constant), Calor Consumido (milhões de UBT)

b Dependent Variable: Unidades fornecidas

Coefficients(a)

Valores observados das estatísticas dos testes:

$$t_{0\text{obs}} = -4,328 \quad (T_0 \sim t_{n-2})$$

para o declive b_1 :

$$t_{0\text{obs}} = 61,328 \quad (T_1 \sim t_{n-2})$$

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant) -,869	,201			-4,329	,000
	Calor Consumido (milhões de UBT) 7,20E-005	,000	,997		61,557	,000

a Dependent Variable: Unidades fornecidas

Modelo de Regressão Linear:

unid. fornecidas = $b_0 + b_1 \times$ calor consumido + ϵ
com erro $\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$

Estimativas dos coeficientes:

$$b_0 = -0,869, \quad b_1 = 7,20 \times 10^{-5}$$

p-value para a ordenada na origem: 0
p-value para o declive: 0

1.3. Com base nos resultados obtidos responda as seguintes questões:

- a. Quais as estimativas do declive (b_1) e da ordenada na origem (b_0) da recta de regressão?

$$\hat{b}_0 = -0,869 \quad \hat{b}_1 = 7,20 \times 10^{-5}$$

- b. Qual a equação da recta de regressão?

$$y = -0,869 + 7,20 \times 10^{-5} x$$

- c. O valor do declive é significativamente diferente de 0, ao nível de significância 5%?

- i. Escreva as hipóteses em causa

$$H_0: b_1 = 0 \quad \text{vs} \quad H_1: b_1 \neq 0$$

- ii. Indique o valor do p-value do teste

$$\text{p-value} = 0$$

- iii. Conclua

A hipótese nula é rejeitada para q.q nível de significância. Conclui-se que o declive não é nulo para q.q. nível de significância

- d. A ordenada na origem é significativamente diferente de 0, ao nível de significância 5%?

- i. Escreva as hipóteses em causa

$$H_0: b_0 = 0 \quad \text{vs} \quad H_1: b_0 \neq 0$$

- ii. Indique o valor do p-value do teste: 0

- iii. Conclua: A hipótese nula é rejeitada para q.q nível de significância. Conclui-se que a ordenada na origem não é nula para q.q. nível de significância

1.4. Efectue os cálculos necessários para obter os p-values dos testes para os coeficientes de regressão mostrados na tabela dos coeficientes

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Unidades fornecidas	22	3,173	15,852	10,91527	3,806819
Calor Consumido (milhões de UBT)	22	55266	233603	163559,41	52698,343
Valid N (listwise)	22				

Da tabela das estatísticas descritivas obtemos n=22

O p-value para um teste bilateral é igual a:

$2P(T < t_{obs} | H_0)$ se t_{obs} for reduzido

$2P(T > t_{obs} | H_0)$ se t_{obs} for elevado

O valor observado da estatística do teste t_{obs} considera-se reduzido (elevado) se a estimativa que se obtém para o parâmetro a testar é inferior (superior) ao valor especificado em H_0

□ **Teste de hipótese para a ordenada na origem b_0 da recta de regressão:**

- $H_0: b_0 = 0$ vs. $H_1: b_0 \neq 0$
- $t_{\text{obs}} = -4,329$ (valor observado da estatística do teste, ver tabela dos coeficientes)
- o valor observado da estatística do teste é reduzido pois a estimativa que se obtém para b_0 (-0,869) é um valor inferior a 0 (o valor especificado em H_0).

Assim:

$$\begin{aligned} \text{p-value} &= 2 \cdot P(T < -4,329) = 2 \cdot t_{n-2}(-4,329) = 2 \cdot (1 - t_{n-2}(4,329)) \\ &= 2 \cdot (1 - \text{CDF.T}(4,329, 20)) = 2 \times 0 = 0 \end{aligned}$$

□ **Teste de hipótese para o declive b_1 da recta de regressão:**

- $H_0: b_1 = 0$ vs. $H_1: b_1 \neq 0$
- $t_{\text{obs}} = 61,777$ (valor observado da estatística do teste, ver tabela dos coeficientes)
- o valor observado da estatística do teste é elevado pois a estimativa que se obtém para b_1 ($7,20 \times 10^{-5}$) é um valor superior a 0 (o valor especificado em H_0).

Assim:

$$\begin{aligned} \text{p-value} &= 2 \cdot P(T > 61,777) = 2 \cdot (1 - P(T < 61,557)) = 2 \cdot (1 - t_{n-2}(61,557)) \\ &= 2 \cdot (1 - \text{CDF.T}(61,557, 20)) = 2 \times 0 = 0 \end{aligned}$$

1.5. Qual é a proporção de variabilidade de Y explicada por x?

Da tabela de ANOVA podemos obter o coeficiente de determinação $R^2 = ,995$ (ver R square). Este coeficiente mede a quantidade de variabilidade explicada por x, isto é, pelo modelo de regressão já que consiste na razão entre a soma dos quadrados devido aos resíduos (SS_R) e a soma dos quadrados total (S_{YY}).

$$R^2 = \frac{S_{xY}^2}{S_{xx}S_{YY}} = \frac{SS_R}{S_{YY}} = 1 - \frac{SS_E}{S_{YY}}$$

$$SS_R = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \quad S_{YY} = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

Então, $R^2 = ,995$ quer dizer que 99,5% da variabilidade encontrada para y é explicada por x e apenas os restantes 0,5% se devem a outros factores.

Um bom ajuste do modelo deve reflectir-se num valor de R^2 próximo de 1. Como neste caso o coeficiente de determinação é bastante elevado (muito próximo de 1), podemos concluir que a relação linear entre as duas variáveis é forte.

1.6. Proceda à análise dos resíduos com a intenção de validar os pressupostos do modelo.

Pressupostos de regressão: os erros são independentes e identicamente distribuídos com distribuição Normal de media zero e variância σ^2 . Uma vez que não conhecemos os erros temos que analisar a sua estimativa que é dada pelos resíduos:

$$e_i = y_i - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 x_i = y_i - \hat{y}_i$$

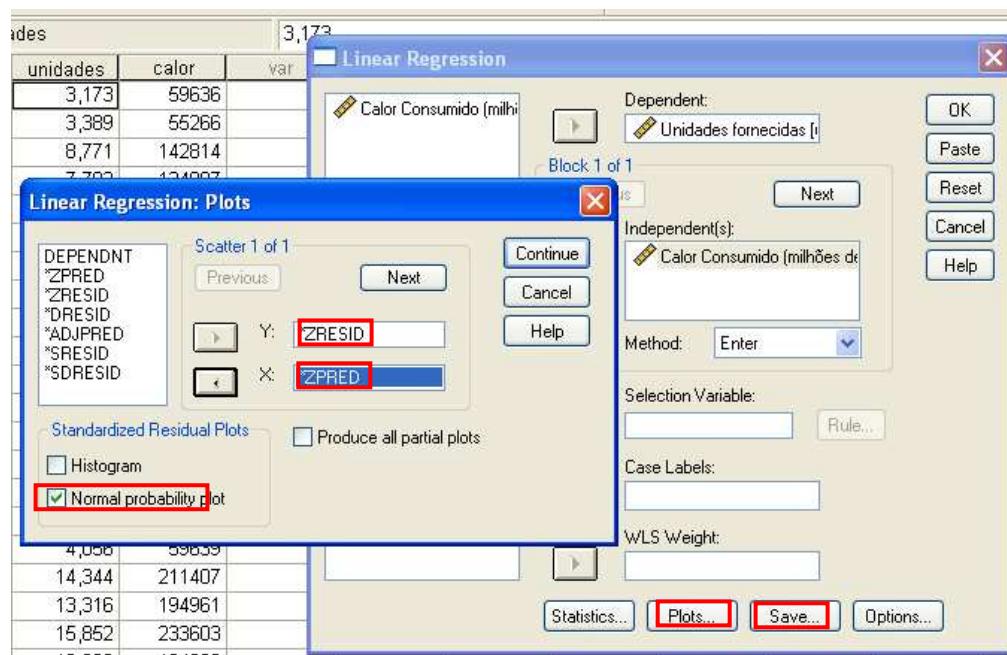
Para validar que os resíduos têm distribuição Normal:

- construir QQ-plot ou PP-plot dos resíduos, realizar teste de ajustamento de Kolmogorov-Smirnov
- através do menu de Regressão Linear podemos fazer directamente um PP-plot dos resíduos

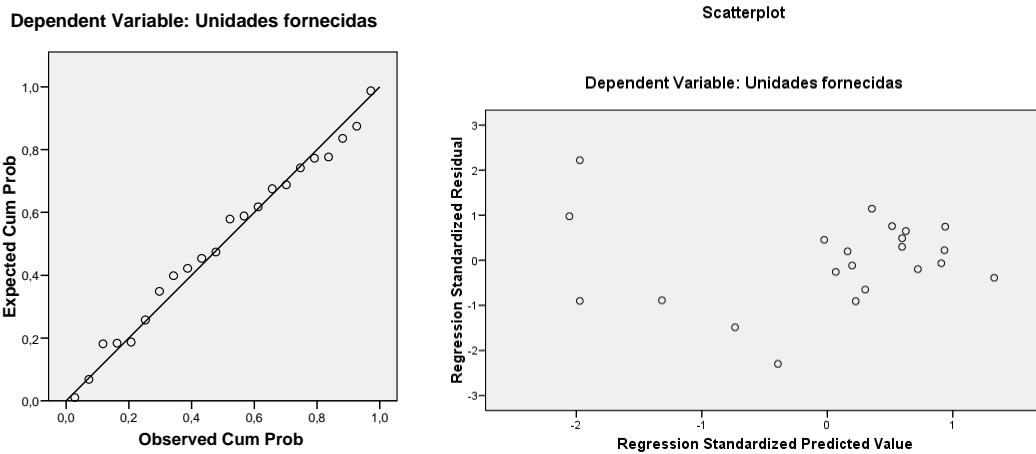
Para validar que os resíduos são independentes e identicamente distribuídos (são aleatórios e com variância constante):

- construir gráficos de resíduos versus valores preditos ou observados.

Todos estes gráficos podem ser feitos através do menu de Regressão Linear:

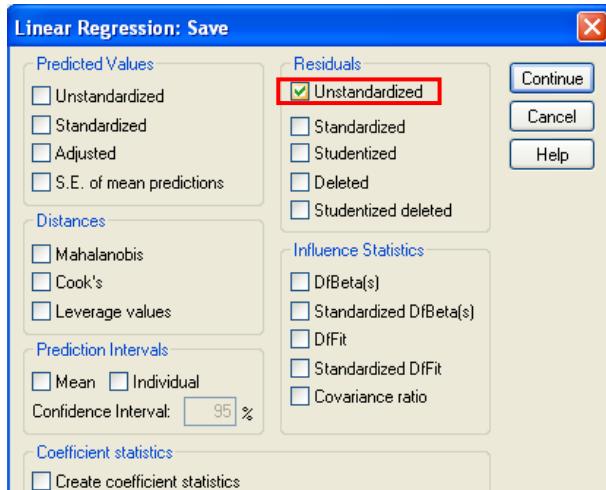


Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual

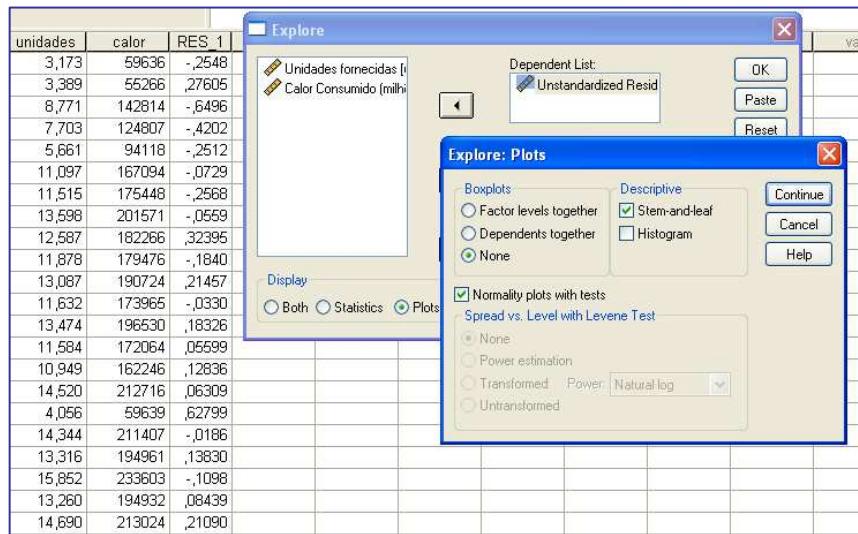


- O PP-plot não nos dá qualquer indicação que contrarie o pressuposto da normalidade dos resíduos
- O gráfico de dispersão dos resíduos em função dos valores preditos estandardizados mostra-se bastante aleatório

Também podemos fazer um QQ-plot ou um teste de ajustamento de K-S para validar os pressupostos de normalidade dos resíduos. Para isto devemos guardar os resíduos numa nova variável, usando a opção **Save** do menu de **Linear Regression**



Depois podemos escolher o menu **Analyze \ Descriptive Statistics \ Explore** com a opção **Normality plots with tests**



Usando a variável RES-1 (os resíduos guardados) e fazendo um QQ-plot e os testes de ajustamento de Kolmogorov-Smirnov e de Shapiro Wilk podemos concluir que os resíduos têm distribuição Normal (o QQ-plot identifica um ajuste entre os quantis amostrais e os quantis de distribuição Normal e os testes de ajustamentos fornecem valores de p-values superiores aos níveis usuais de significância.

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov(a)			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Unstandardized Residual	,085	22	,200(*)	,982	22	,940

* This is a lower bound of the true significance.

a Lilliefors Significance Correction

Normal Q-Q Plot of Unstandardized Residual

