

Práctica 3

Vamos a analizar el problema de contraste de las hipótesis básicas de un modelo de regresión lineal simple. STATGRAPHICS proporciona algunos resultados en este sentido, pero resulta insuficiente.

Consideraremos los datos almacenados en el fichero **P3.SF3**. Disponemos de 50 observaciones de una variable bidimensional (X, Y) . La variable Y ha sido obtenida simulando el modelo $y_i = 5 - 2x_i + \epsilon_i$, con $\epsilon_i \sim N(0, 0.5)$.

A continuación recogemos el contenido del fichero antes mencionado:

X	Y	X	Y	X	Y
0.5	4.43857390727	2.5	-0.921566755602	0.75	2.65369860728
0.75	3.78478092336	1.75	1.28552950904	0.75	4.27370136566
3	-1.17577890508	1	2.3131486214	2.5	0.148786581052
2.5	-0.33444150776	4.5	-3.70752132617	1	3.49684814468
4	-3.42462774772	2	0.865619996371	1.25	3.29424262031
4	-3.09805391736	1.5	1.18881683709	3.5	-1.26594478212
1.75	1.84423977143	1.5	2.35787996558	3	-1.06248017501
3	-2.22257674021	2	0.575697502497	2	0.632105919528
1	2.74781432829	0.5	4.638907976	1.5	1.96861443888
2	1.45322904162	1	2.80018326125	1	2.88875005507
4	-3.00303136118	3	-0.711797672226	2.75	-1.17092887308
2.5	0.427853795496	3.5	-2.64188548609	3.75	-2.83733011912
0.75	2.64803587138	1.5	2.06016169563	4	-3.05901709397
2.25	1.27969203411	2	1.92530370842	1	3.17050998983
3	-0.530152939888	2.25	0.323543930012	3	-0.776902133078
2	1.34424895764	3.5	-2.70155471432	1.75	1.21301726438
3.75	-2.92466112626	2	1.45778217628		

Cálculo de los residuos

El primer paso es calcular el vector de residuos. Para ello desde la ventana **Simple Regression** que muestra la regresión de Y sobre X , debemos ejecutar el icono **Save Results** que aparece debajo de la barra del título. Ello nos da acceso a una ventana en la que podemos indicar si queremos grabar en el fichero de datos de partida los valores predichos, los intervalos de confianza para las

predicciones, o los residuos. En la columna **Save** activaremos la casilla de verificación correspondiente a **Residuals**, y en la columna **Target Variables** señalaremos el nombre RESIDUOS de la nueva variable definida por los residuos. Tras pulsar OK una rápida consulta al contenido del fichero de datos nos confirmará la grabación de una nueva variable con los residuos.

Normalidad de los errores

Gráfica Probabilística Normal

Para obtener la Gráfica Probabilística Normal debemos seleccionar **PLOT/EXPLORATORY PLOTS/PROBABILITY PLOT**. A continuación introduciremos la variable RESIDUOS en el cuadro de texto **DATA**, y haremos click sobre el botón OK. El resultado se presenta en la Figura 1. Obsérvese como la nube de puntos se ajusta bastante a la recta representada, de manera que no hay evidencia para rechazar la hipótesis de normalidad de los errores.

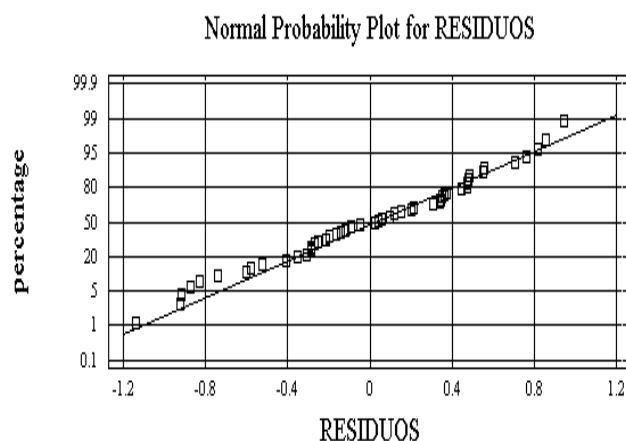


Figura 1: Gráfica Probabilística Normal

Contraste de Shapiro-Wilks

Presentamos seguidamente los cálculos que permiten determinar el valor del estadístico de Shapiro-Wilks sobre los residuos, dado por

$$W = \frac{1}{NS_e^2} \left[\sum_{i=1}^h a_{i,N} (e_{n+1-i} - e_{(i)}) \right]^2 .$$

La tabla 1 recoge los valores de los residuos e_i y de sus cuadrados, con el fin de establecer su varianza. Así, $S_e^2 = 12.79711/50 = 0.25594$, valor que puede obtenerse más fácilmente a través de la tabla ANOVA como $S_e^2 = VNE/50$.

Como $N = 50$ es par, se tiene que bajo normalidad resultarían $h = 25$ valores esperados ordenados simétricos.

Cuadro 1:

e_i	e_i^2	$(e_i - e_{i-1})^2$
0.35149	0.12355	
0.21507	0.04626	0.01861
-0.08917	0.00795	0.09256
-0.28257	0.07984	0.03740
-0.26854	0.07211	0.00020
0.05804	0.00337	0.10665
0.34401	0.11834	0.08178
-1.13596	1.29041	2.19030
-0.30453	0.09274	0.69128
0.47037	0.22124	0.60046
0.15306	0.02343	0.10068
0.47973	0.23014	0.10671
-0.92167	0.84948	1.96393
0.81420	0.66292	3.01325
0.55646	0.30965	0.06643
0.36139	0.13060	0.03805
-0.28594	0.08176	0.41903
-0.86969	0.75636	0.34077
-0.21470	0.04610	0.42901
-0.73919	0.54640	0.27509
0.48331	0.23359	1.49450
-0.11724	0.01375	0.36066
-0.82879	0.68689	0.50629
0.34028	0.11579	1.36671
-0.40717	0.16578	0.55867
0.55183	0.30451	0.91967
-0.25216	0.06358	0.64639
0.37482	0.14049	0.39310
-0.52053	0.27096	0.80165
0.04256	0.00181	0.31707
0.94244	0.88819	0.80979
-0.14195	0.02015	1.17590
-0.58020	0.33664	0.19206
0.47492	0.22555	1.11328
-0.91601	0.83908	1.93469
0.70399	0.49560	2.62441
0.20066	0.04026	0.25334
0.44451	0.19759	0.05946
0.75927	0.57649	0.09908
0.85541	0.73172	0.00924
0.02413	0.00058	0.69102
-0.35076	0.12303	0.14054
-0.04899	0.00240	0.09107
-0.16359	0.02676	0.01313
-0.60169	0.36202	0.19193
-0.19861	0.03945	0.16247
0.09707	0.00942	0.08743
0.11817	0.01396	0.00045
0.30971	0.09592	0.03669
-0.28722	0.08249	0.35632
0.00000	12.79711	27.97920

Cuadro 2:

(e_{n+1-i}, e_i)	$a_{i,N}$	$e_{n+1-i} - e_i$	$a_{i,N}(e_{n+1-i} - e_i)$
(0.94244 , -1.13596)	0.3751	2.07840	0.77961
(0.85541 , -0.92167)	0.2574	1.77708	0.45742
(0.81420 , -0.91601)	0.2260	1.73021	0.39103
(0.75927 , -0.86969)	0.2032	1.62896	0.33101
(0.70399 , -0.82879)	0.1847	1.53278	0.28310
(0.55646 , -0.73919)	0.1691	1.29565	0.21909
(0.55183 , -0.60169)	0.1554	1.15351	0.17926
(0.48331 , -0.58020)	0.1430	1.06351	0.15208
(0.47973 , -0.52053)	0.1317	1.00026	0.13173
(0.47492 , -0.40717)	0.1212	0.88209	0.10691
(0.47037 , -0.35076)	0.1113	0.82112	0.09139
(0.44451 , -0.30453)	0.1020	0.74903	0.07640
(0.37482 , -0.28722)	0.0932	0.66203	0.06170
(0.36139 , -0.28594)	0.0846	0.64733	0.05476
(0.35149 , -0.28257)	0.0764	0.63406	0.04844
(0.34401 , -0.26854)	0.0685	0.61254	0.04196
(0.34028 , -0.25216)	0.0608	0.59244	0.03602
(0.30971 , -0.21470)	0.0532	0.52442	0.02790
(0.21507 , -0.19861)	0.0459	0.41368	0.01899
(0.20066 , -0.16359)	0.0386	0.36425	0.01406
(0.15306 , -0.14195)	0.0314	0.29501	0.00926
(0.11817 , -0.11724)	0.0244	0.23541	0.00574
(0.09707 , -0.08917)	0.0174	0.18624	0.00324
(0.05804 , -0.04899)	0.0104	0.10702	0.00111
(0.04256 , 0.02413)	0.0035	0.01843	0.00006
			3.52229

La tabla 2 muestra en la primera columna los pares de residuos ordenados (e_{n+1-i}, e_i) , con $i = 1, \dots, h$, simétricos por su índice; en la segunda columna, los coeficientes de Shapiro-Wilks $a_{i,N}$ al nivel de significación $\alpha = 0.05$, que se recogen para $N = 50$ en la tabla *Coefficientes a_{in} para el contraste de Shapiro-Wilks*; en la tercera columna, las diferencias entre los pares de residuos ordenados simétricos por su índice; y en la cuarta columna, los productos de los valores de la segunda y la cuarta columnas.

El valor del estadístico de Shapiro-Wilks resulta ser

$$W = \frac{1}{12.79711} 3.52229^2 = 0.96948 .$$

La tabla *Niveles de Significación para el contraste de Shapiro-Wilks* proporciona el valor teórico 0.947 para el estadístico W al nivel de significación $\alpha = 0.05$ y $N = 50$. Y como $0.947 \leq 0.96948$ no hay evidencia para rechazar la normalidad de los datos al nivel $\alpha = 0.05$.

Es posible obtener el valor del estadístico W con STATGRAPHICS. Para ello debemos seleccionar **DESCRIBE/DISTRIBUTION FITTING/UNCESORED DATA**, e introducir la variable RESIDUOS en el cuadro de texto **Data**. Tras pulsar OK se obtiene la salida:

Analysis Summary

Data variable: RESIDUOS

50 values ranging from -1.13596 to 0.94244

Fitted normal distribution:

mean = 4.6E-8

standard deviation = 0.511043

The StatAdvisor

This analysis shows the results of fitting a normal distribution to the data on RESIDUOS. The estimated parameters of the fitted distribution are shown above. You can test whether the normal distribution fits the data adequately by selecting Goodness-of-Fit Tests from the list of Tabular Options. You can also assess visually how well the normal distribution fits by selecting Frequency Histogram from the list of Graphical Options. Other options within the procedure allow you to compute and display tail areas and critical values for the distribution. To select a different distribution, press the alternate mouse button and select Analysis Options.

Ahora debemos hacer click sobre el botón **Tabular Options**, activar la casilla de verificación **Test for Normality**, y hacer click sobre el botón OK. El resultado se muestra seguidamente:

Tests for Normality for RESIDUOS

Computed Chi-Square goodness-of-fit statistic = 16.24 P-Value = 0.366283

Shapiro-Wilks W statistic = 0.969564 P-Value = 0.363702

Z score for skewness = 0.537858 P-Value = 0.590672

Z score for kurtosis = -0.983189 P-Value = 0.325513

The StatAdvisor

This pane shows the results of several tests run to determine whether RESIDUOS can be adequately modeled by a normal distribution. The chi-square test divides the range of RESIDUOS into 18 equally probable classes and compares the number of observations in each class to the number expected. The Shapiro-Wilks test is based upon comparing the quantiles of the fitted normal distribution to the quantiles of the data. The standardized skewness test looks for lack of symmetry in the data. The standardized kurtosis test looks for distributional shape which is either flatter or more peaked than the normal distribution.

The lowest P-value amongst the tests performed equals 0.325513. Because the P-value for this test is greater than or equal to 0.10, we can not reject the idea that RESIDUOS comes from a normal distribution with 90% or higher confidence.

Evidentemente, el valor del estadístico de Shapiro-Wilks que proporciona Statgraphics coincide con el calculado anteriormente. Además Statgraphics nos da un P-valor asociado de 0.363702, que por ser mayor que 0.05, indica que no hay evidencia para rechazar la normalidad de los errores.

Contraste bajo transformaciones Box-Cox

Ahora nos vamos a ocupar del análisis de la hipótesis de normalidad a través de las transformaciones Box-Cox.

El valor mínimo de la variable Y está dado por -3.707521 , de manera que tomaremos $m = 4$ para garantizar que $y_i + m > 0$, $\forall i$.

Con el fin de calcular aproximadamente el valor $\hat{\lambda}$ que hace máxima la función de verosimilitud, vamos a calcular el valor del logaritmo de la verosimilitud $L(\lambda)$ sobre una red de 100 puntos λ igualmente espaciados en el intervalo $[-0.5, 2.5]$. Para cada λ debemos seguir los siguientes pasos:

- (i) Calcular los valores transformados

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{(y_i + 4)^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \ln(y_i + 4) & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

- (ii) Obtener los estimadores $\hat{\beta}_0(\lambda)$, $\hat{\beta}_1(\lambda)$ y $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ de la recta de regresión de $Y^{(\lambda)}$ sobre X .

(iii) Evaluar la expresión

$$L(\lambda) = -\frac{N}{2}\log(2\pi) - \frac{N}{2}\log(\hat{\sigma}^2(\lambda)) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^N \log(y_i + m) .$$

La Figura 2 presenta la gráfica de $L(\lambda)$ frente a λ , obtenida a partir de los cálculos recogidos en la Tabla 3.

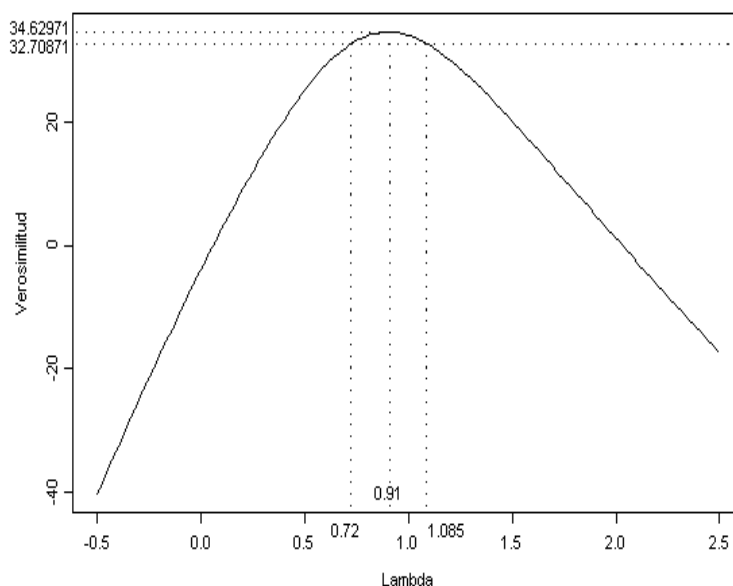


Figura 2: Normalidad bajo transformaciones Box-Cox

La atenta observación de la Figura 2 y de la Tabla 3, revela que el valor máximo del logaritmo de la verosimilitud está dado por $L(\hat{\lambda}) \simeq 34.62971$, y se alcanza en $\hat{\lambda} \simeq 0.91$.

Un intervalo de confianza al 95 % para λ está definido por las abscisas de los puntos de corte de la curva $L(\lambda)$ con la ordenada $L(\hat{\lambda}) - \frac{1}{2}\chi^2_{1,0.05} \simeq 34.62971 - 3.842/2 = 32.70871$.

En la Tabla 3 puede observarse que el valor de la verosimilitud 32.70871 se encuentra, para $\lambda < \hat{\lambda}$, entre los valores 32.204 y 32.8792, a los que corresponden respectivamente las abscisas 0.7 y 0.73; y, para $\lambda > \hat{\lambda}$, se localiza entre los valores 33.23196 y 32.68991, a los que corresponden respectivamente las abscisas 1.06 y 1.09. Así, el intervalo de confianza para λ está dado aproximadamente por (0.7, 1.09). Y, puesto que $\lambda = 1$ está en dicho intervalo, hay que aceptar la normalidad de los datos al nivel $\alpha = 0.05$.

Homocedasticidad e Incorrelación

Vamos a utilizar el gráfico de los residuos frente a los valores predichos, o equivalentemente, frente a la variable explicativa. Para obtener tales gráficos debemos hacer click sobre el botón **Graphics Options** que aparece debajo de la barra del título de la ventana **Simple Regression**.

Cuadro 3:

λ	$L(\lambda)$	$\hat{\beta}_1(\lambda)$	$\hat{\beta}_0(\lambda)$	$\hat{\sigma}^2(\lambda)$
-0.50000	-40.46560	-0.44257	1.83694	0.10147
-0.47000	-38.10801	-0.45124	1.87651	0.09985
-0.44000	-35.77076	-0.46034	1.91765	0.09832
-0.41000	-33.45382	-0.46988	1.96042	0.09690
-0.38000	-31.15721	-0.47990	2.00490	0.09558
-0.35000	-28.88090	-0.49039	2.05115	0.09436
-0.32000	-26.62491	-0.50139	2.09923	0.09322
-0.29000	-24.38925	-0.51291	2.14923	0.09217
-0.26000	-22.17392	-0.52498	2.20123	0.09121
-0.23000	-19.97900	-0.53761	2.25530	0.09033
-0.20000	-17.80452	-0.55084	2.31154	0.08954
-0.17000	-15.65066	-0.56468	2.37003	0.08882
-0.14000	-13.51755	-0.57917	2.43087	0.08819
-0.11000	-11.40545	-0.59432	2.49415	0.08763
-0.08000	-9.31465	-0.61017	2.55999	0.08715
-0.05000	-7.24559	-0.62676	2.62849	0.08675
-0.02000	-5.19875	-0.64410	2.69977	0.08642
0.01000	-3.17477	-0.66223	2.77394	0.08618
0.04000	-1.17445	-0.68120	2.85114	0.08602
0.07000	0.80128	-0.70103	2.93149	0.08594
0.10000	2.75129	-0.72177	3.01513	0.08595
0.13000	4.67422	-0.74345	3.10221	0.08605
0.16000	6.56853	-0.76613	3.19288	0.08626
0.19000	8.43237	-0.78983	3.28730	0.08657
0.22000	10.26366	-0.81462	3.38564	0.08699
0.25000	12.05996	-0.84054	3.48807	0.08754
0.28000	13.81858	-0.86764	3.59477	0.08822
0.31000	15.53645	-0.89598	3.70595	0.08906
0.34000	17.21013	-0.92562	3.82180	0.09006
0.37000	18.83590	-0.95661	3.94254	0.09125
0.40000	20.40961	-0.98903	4.06838	0.09264
0.43000	21.92682	-1.02293	4.19957	0.09427
0.46000	23.38278	-1.05839	4.33635	0.09617
0.49000	24.77246	-1.09548	4.47897	0.09836
0.52000	26.09066	-1.13429	4.62771	0.10089
0.55000	27.33202	-1.17488	4.78286	0.10380
0.58000	28.49117	-1.21735	4.94470	0.10715
0.61000	29.56283	-1.26179	5.11356	0.11100
0.64000	30.54191	-1.30830	5.28976	0.11541
0.67000	31.42371	-1.35697	5.47364	0.12047
0.70000	32.20400	-1.40790	5.66558	0.12625
0.73000	32.87920	-1.46122	5.86595	0.13287
0.76000	33.44646	-1.51703	6.07515	0.14045
0.79000	33.90385	-1.57546	6.29360	0.14911
0.82000	34.25036	-1.63664	6.52174	0.15901
0.85000	34.48600	-1.70070	6.76004	0.17032
0.88000	34.61177	-1.76778	7.00898	0.18323
0.91000	34.62971	-1.83804	7.26908	0.19798
0.94000	34.54277	-1.91163	7.54087	0.21482
0.97000	34.35471	-1.98872	7.82492	0.23403

λ	$L(\lambda)$	$\hat{\beta}_1(\lambda)$	$\hat{\beta}_0(\lambda)$	$\hat{\sigma}^2(\lambda)$
1.00000	34.07008	-2.06948	8.12182	0.25594
1.03000	33.69397	-2.15409	8.43219	0.28094
1.06000	33.23196	-2.24275	8.75670	0.30943
1.09000	32.68991	-2.33567	9.09602	0.34191
1.12000	32.07386	-2.43305	9.45090	0.37892
1.15000	31.38994	-2.53512	9.82208	0.42108
1.18000	30.64417	-2.64211	10.21037	0.46908
1.21000	29.84245	-2.75429	10.61661	0.52373
1.24000	28.99039	-2.87190	11.04170	0.58593
1.27000	28.09343	-2.99523	11.48655	0.65668
1.30000	27.15657	-3.12457	11.95215	0.73716
1.33000	26.18455	-3.26022	12.43953	0.82867
1.36000	25.18171	-3.40251	12.94979	0.93268
1.39000	24.15203	-3.55178	13.48404	1.05088
1.42000	23.09914	-3.70837	14.04350	1.18516
1.45000	22.02632	-3.87268	14.62944	1.33766
1.48000	20.93653	-4.04510	15.24317	1.51081
1.51000	19.83241	-4.22604	15.88610	1.70735
1.54000	18.71632	-4.41595	16.55969	1.93038
1.57000	17.59037	-4.61529	17.26550	2.18340
1.60000	16.45640	-4.82455	18.00516	2.47039
1.63000	15.31603	-5.04424	18.78038	2.79581
1.66000	14.17072	-5.27491	19.59296	3.16472
1.69000	13.02169	-5.51713	20.44481	3.58285
1.72000	11.87004	-5.77150	21.33793	4.05664
1.75000	10.71672	-6.03866	22.27443	4.59340
1.78000	9.56254	-6.31927	23.25652	5.20135
1.81000	8.40821	-6.61404	24.28654	5.88981
1.84000	7.25431	-6.92371	25.36695	6.66927
1.87000	6.10136	-7.24907	26.50035	7.55161
1.90000	4.94979	-7.59095	27.68946	8.55020
1.93000	3.79996	-7.95020	28.93715	9.68017
1.96000	2.65217	-8.32776	30.24645	10.95857
1.99000	1.50667	-8.72459	31.62055	12.40468
2.02000	0.36364	-9.14171	33.06283	14.04023
2.05000	-0.77675	-9.58020	34.57681	15.88974
2.08000	-1.91437	-10.04118	36.16620	17.98090
2.11000	-3.04914	-10.52586	37.83496	20.34494
2.14000	-4.18099	-11.03550	39.58722	23.01711
2.17000	-5.30990	-11.57143	41.42736	26.03718
2.20000	-6.43584	-12.13505	43.35997	29.45003
2.23000	-7.55878	-12.72784	45.38988	33.30622
2.26000	-8.67876	-13.35137	47.52221	37.66287
2.29000	-9.79580	-14.00727	49.76235	42.58440
2.32000	-10.90993	-14.69730	52.11597	48.14341
2.35000	-12.02120	-15.42328	54.58906	54.42190
2.38000	-13.12965	-16.18714	57.18792	61.51225
2.41000	-14.23535	-16.99093	59.91921	69.51868
2.44000	-15.33836	-17.83680	62.78994	78.55881
2.47000	-16.43875	-18.72703	65.80754	88.76525
2.50000	-17.53658	-19.66401	68.97974	100.28736

Activaremos entonces las casillas de verificación correspondientes a **Residuals versus Predicted**, o **Residuals versus X**. Las Figuras 3 y 4 muestran el resultado. En ambas se emplean por defecto residuos estudentizados. Haciendo click con el botón derecho del ratón sobre cada gráfica podemos acceder a la opción **Pane Options...**, que permite elegir entre residuos o residuos estudentizados.

Figura 3: Residuos frente a la variable explicativa

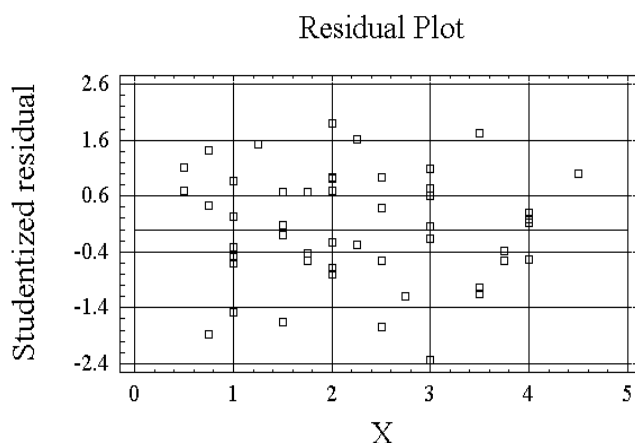
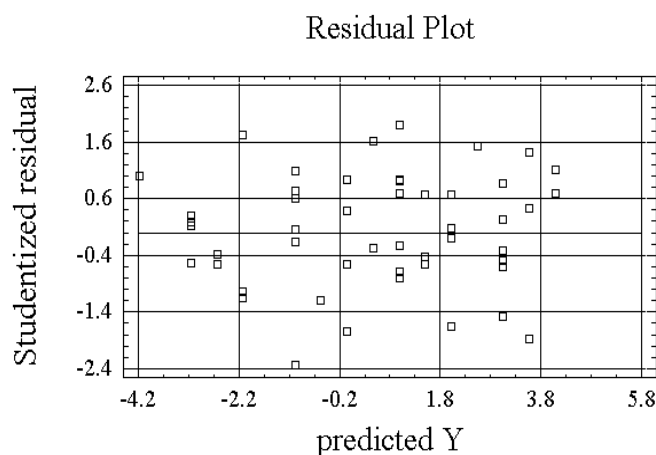


Figura 4: Residuos frente a los valores predichos



A la vista de tales gráficos debemos concluir que no se observa que la variable explicativa influya sobre la variabilidad de las perturbaciones. Además, la gráfica de residuos frente a predichos, no muestra evidencia de algún tipo de autocorrelación.

No obstante, vamos a calcular el valor del estadístico de Durbin-Watson, con el fin de determinar la existencia o no de autocorrelación de primer orden. La tercera columna de la Tabla 1 recoge las diferencias al cuadrado entre los pares de residuos consecutivos. Entonces, el estadístico de Durbin-Watson está dado por $D = 27.97920/12.79711 = 2.18637$.

Las cotas del estadístico para $N = 50$, al nivel de significación $\alpha = 0.05$, son $d_l = 1.503$ y $d_u = 1.585$. Y como $2 \leq D \leq 4 - d_u = 2.415$, entonces debe admitirse la incorrelación de primer orden entre los errores al nivel $\alpha = 0.05$.

A este mismo resultado podemos llegar con STATGRAPHICS, pero no estimando el modelo de regresión como simple, sino como múltiple. En efecto, seleccionando **RELATE/MULTIPLE REGRESSION**, y considerando la variable Y como dependiente y la X como independiente, se obtiene la siguiente salida:

Multiple Regression Analysis

Dependent variable: Y

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	5.12182	0.164997	31.0419	0.0000
X	-2.06948	0.0671017	-30.8409	0.0000

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	253.586	1	253.586	951.16	0.0000
Residual	12.7971	48	0.266607		
Total (Corr.)	266.383	49			

R-squared = 95.196 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 95.0959 percent

Standard Error of Est. = 0.51634

Mean absolute error = 0.421075

Durbin-Watson statistic = 2.18637

The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between Y and 1 independent variables. The equation of the fitted model is

$$Y = 5.12182 - 2.06948X$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the

99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 95.196% of the variability in Y. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 95.0959%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0.51634. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0.421075 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0.0000, belonging to X. Since the P-value is less than 0.01, the highest order term is statistically significant at the 99% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.