Departamento de Ingeniería Industrial
Universidad de Chile
Magister en Economía Aplicada
IN709 Econometría - Otoño 2009
Profesor: Mattia Makovec
Auxiliares: Andrés Barrera, Carlos Pulgar

Pregunta 1

1. [**1.5 puntos**] Considere el modelo de regresión lineal sin termino constante donde la variable dependiente y es función de una sola variable explicativa no estocástica x:

$$y_i = x_i\beta + \varepsilon_i$$

para $i = 1.....N$. Se hacen los supuestos siguientes: $E(\varepsilon_i) = 0$, $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2\ \forall i$, $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0\ \forall i \neq j$. Sean $\bar{x} = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N} x_i)$ y $\bar{y} = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N} y_i)$.

(a) [**0.5 puntos**] Considere el estimador de β:

$$\tilde{\beta} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}}$$

Denuestre que $\tilde{\beta}$ es estimador lineal y insesgado de β, calcule su varianza y demuestre que es superior a la varianza del estimador MCO de β.

Es fácil ver que es lineal,

$$\tilde{\beta} = \frac{1}{N\bar{x}}\begin{bmatrix}1\\ \vdots \\ 1\end{bmatrix} y$$

Ahora veamos si es insesgado o no

$$\tilde{\beta} = \frac{\frac{1}{N}\sum x_i\beta + \varepsilon_i}{\bar{x}}$$

$$\tilde{\beta} = \frac{\beta\bar{x} + \frac{1}{N}\sum\varepsilon_i}{\bar{x}}$$

$$\Rightarrow \tilde{\beta} = \beta + \frac{1}{N\bar{x}}\sum\varepsilon_i$$

Por independencia de los ε_i

$$\Rightarrow \mathbb{E}(\tilde{\beta}) = \beta + \frac{1}{N\bar{x}}\sum\mathbb{E}(\varepsilon_i)$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(\tilde{\beta}) = \beta$$

La varianza es

$$\Rightarrow \mathbb{V}ar(\tilde{\beta}) = \mathbb{V}ar(\beta) + \left(\frac{1}{N\bar{x}}\right)^2 \sum\mathbb{V}ar(\varepsilon_i)$$

$$\Rightarrow \mathbb{V}ar(\tilde{\beta}) = \left(\frac{1}{N\bar{x}}\right)^2 \sum \sigma^2$$

$$\Rightarrow \mathbb{V}ar(\tilde{\beta}) = \frac{N\sigma^2}{(N\bar{x})^2}$$

$$\mathbb{V}ar(\tilde{\beta}) = \frac{\sigma^2}{N\bar{x}^2} = \frac{N\sigma^2}{(\sum x_i)^2}$$

En cambio la varianza del estimador MCO es

$$\mathbb{V}ar(\hat{\beta}_{MCO}) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2}$$

Hay que demostrar que

$$\mathbb{V}ar(\tilde{\beta}) - \mathbb{V}ar(\hat{\beta}_{MCO}) > 0$$

En efecto

$$\mathbb{V}ar(\tilde{\beta}) - \mathbb{V}ar(\hat{\beta}_{MCO}) = \frac{N\sigma^2}{(\sum x_i)^2} - \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} = \frac{N\sigma^2}{(\sum x_i)^2 \sum x_i^2}\left[\sum x_i^2 - \frac{1}{N}(\sum x_i)^2\right]$$

$$= k^2\left[\sum x_i^2 - \frac{1}{N}(\sum x_i)^2\right]$$

$$= k^2[\sum x_i^2 - N\bar{x}^2] = k^2[\sum x_i^2 - 2N\bar{x}^2 + N\bar{x}^2] = k^2\left[\sum x_i^2 - 2N\bar{x}\left(\frac{1}{N}\sum x_i\right) + N\bar{x}^2\right]$$

$$= k^2[\sum x_i^2 - 2\bar{x}\sum x_i + N\bar{x}^2] = k^2\sum(x_i - \bar{x})^2 > 0$$

(b) [**0.5 puntos**] Se estima el parametro β por MCO pero utilizando solo las primeras $s < N$ observaciones. Demuestre que el estimador de MCO de β obtenido de esta forma es lineal y insesgado, pero su varianza es superior a la del estimador MCO de β calculado utilizando todas las N observaciones.

Se sabe que

$$\hat{\beta}_{MCO} = (X'X)^{-1}X'y$$

$$\hat{\beta}_{MCO_s} = \left([x_1 \dots x_s] \cdot \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_s \end{bmatrix}\right)^{-1}\left([x_1 \dots x_s] \cdot \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_s \end{bmatrix}\right)$$

$$\hat{\beta}_{MCO_s} = \frac{\sum_1^s x_i(\beta x_i + \varepsilon_i)}{\sum_1^s x_i^2}$$

$$\hat{\beta}_{MCO_s} = \beta\frac{\sum_1^s x_i^2}{\sum_1^s x_i^2} + \frac{\sum_1^s x_i\varepsilon_i}{\sum_1^s x_i^2}$$

$$\hat{\beta}_{MCO_s} = \beta + \frac{\sum_1^s x_i\varepsilon_i}{\sum_1^s x_i^2}$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}\left(\hat{\beta}_{MCO_s}\right) = \beta + 0$$

$$\Rightarrow \mathbb{V}ar\left(\hat{\beta}_{MCO_s}\right) = 0 + \frac{\sigma^2}{\sum_1^s x_i^2}$$

$$\geq \frac{\sigma^2}{\sum_1^N x_i^2} = \mathbb{V}ar\left(\hat{\beta}_{MCO}\right)$$

(c) [**0.5 puntos**] Obtenga el estimador lineal de mínima varianza de β, no necesariamente insesgado.

Sea $\hat{\beta} = A \cdot y + c$

$$\Rightarrow \mathbb{V}ar\left(\hat{\beta}\right) = \mathbb{V}ar(A \cdot y) + 0$$

La cual se minimiza tomando $A = 0$

Por lo que el estimador que minimiza la varianza es

$$\hat{\beta} = c \qquad \forall c \in \mathcal{R}$$

<u>Pregunta 2</u>

2. [**1 punto**] Considere el modelo de regresión lineal basado en k regresores $x_1, x_2 \ldots x_k$:

$$y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i$$

para $i = 1 \ldots N$. Se hacen los supuestos siguientes: $E(\varepsilon) = 0$, $E(\varepsilon\varepsilon') = \Sigma$ matriz definida positiva. Sea $\hat{\beta}$ el estimador de MCO del vector $(k \times 1)$ β.

(a) Demuestre si $\hat{\beta}$ es insesgado y calcule su matriz de varianza y covarianza.

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'(X\beta + \varepsilon)$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'X)\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon$$

$$\hat{\beta} = \beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon$$

$$\mathbb{E}\left(\hat{\beta}\right) = \beta$$

$$\mathbb{V}ar\left(\hat{\beta}\right) = (X'X)^{-1}X'\mathbb{V}ar(\varepsilon)[(X'X)^{-1}X']'$$

$$\mathbb{V}ar\left(\hat{\beta}\right) = (X'X)^{-1}X'\Sigma X(X'X)^{-1}$$

(b) Sea a un vector $(k \times 1)$ de términos constantes. Demuestre si $a'\hat{\beta}$ es un estimador insesgado de $a'\beta$ y calcule la matriz de varianza y covarianza de $a'\hat{\beta}$.

$$a'\hat{\beta} = a'(X'X)^{-1}X'(X\beta + \varepsilon)$$

$$\hat{\beta} = a'(X'X)^{-1}(X'X)\beta + a'(X'X)^{-1}X'\varepsilon$$

$$\hat{\beta} = a'\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon$$

$$\mathbb{E}(\hat{\beta}) = a'\beta$$

$$\mathbb{V}ar(\hat{\beta}) = a'(X'X)^{-1}X'\mathbb{V}ar(\varepsilon)[a'(X'X)^{-1}X']'$$

$$\mathbb{V}ar(\hat{\beta}) = a'(X'X)^{-1}X'\Sigma X(X'X)^{-1}a$$

Pregunta 3

3. [**3.5 puntos**] El archivo *books.xls* contiene 40 observaciones trimestrales entre 1992 y 2001 sobre las ventas de libros de una empresa editorial de Estados Unidos. La variable *trimestre* indica el trimestre considerado, la variable *ventas* el número de libros vendidos en cada trimestre, la variable *precio* representa el precio medio al que la editorial vende los libros, la variable *precio_comp* se refiere al precio medio de venta de libros de la competencia y la variable *gastos* representa el importe de los gastos realizados para la impresa editorial en publicidad. El investigador A cree que el volumen de ventas de la empresa editorial dependan sólo del precio de venta medio, mientre el investigador B afirma que pueden depender también del precio de venta de la competencia y de los gastos realizados en publicidad.

(a) [**0.5 puntos**] Se estime con el método de los mínimos cuadrados ordinarios la siguiente regresión lineal:

$$ventas_t = \beta_0 + \beta_1 precio_t + \beta_2 precio_comp_t + \beta_3 gastos_t + \varepsilon_t \qquad t = 1.....40$$

donde se supone que se cumplan todos los supuestos básicos del modelo linear general incuyendo la hipotesis de normalidad de los errores.

Dependent Variable: VENTAS
Method: Least Squares
Date: 04/14/09 Time: 00:18
Sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

PRECIO	-2.118285	0.440805	-4.805491	0.0000
PRECIO_COMP	0.268298	0.290910	0.922274	0.3625
GASTOS	0.102483	0.005561	18.42790	0.0000
C	249.3534	59.36336	4.200459	0.0002

R-squared	0.924866	Mean dependent var	344.7425
Adjusted R-squared	0.918605	S.D. dependent var	63.37666
S.E. of regression	18.08124	Akaike info criterion	8.722266
Sum squared resid	11769.52	Schwarz criterion	8.891154
Log likelihood	-170.4453	F-statistic	147.7150
Durbin-Watson stat	1.630913	Prob(F-statistic)	0.000000

(b) [**0.5 puntos**] Determine el estadístico apropriado para realizar un test de significadividad individual de los coeficientes estimados $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$, realize el test $H_0 : \beta_j = 0$ frente a $H_1 : \beta_k \neq 0, j = 1, 2, 3$, por un nivel de significación $\alpha = 5\%$ y comente los resultados.

Para los test individuales se realiza los test-t:

$$t_i = \frac{\hat{\beta}_i}{\sqrt{\mathbb{V}ar(\hat{\beta}_i)}}$$

$$t_1 = -4.805491 \Rightarrow p - valor = 0.0000$$

$$t_2 = 0.922274 \Rightarrow p - valor = 0.3625$$

$$t_3 = 18.428 \Rightarrow p - valor = 0.0000$$

Por lo que a un nivel de significancia del 5% los coeficientes del precio y gasto son significativos, y el precio de la competencia no lo es, se podría pensar que la principal razón es que los bienes de la competencia no son sustitutos, o bien que la demanda no cambia debido a los precios de la competencia, es decir, que los clientes no son sensibles al precio, si no más bien a la "marca"

(c) [**0.75 puntos**] ¿Cómo se puede establecer quien tiene razón entre el investigador A y el investigador B? Determine el estadístico apropriado y realize, por un nivel de significación $\alpha = 5\%$, un test de la hipótesis:

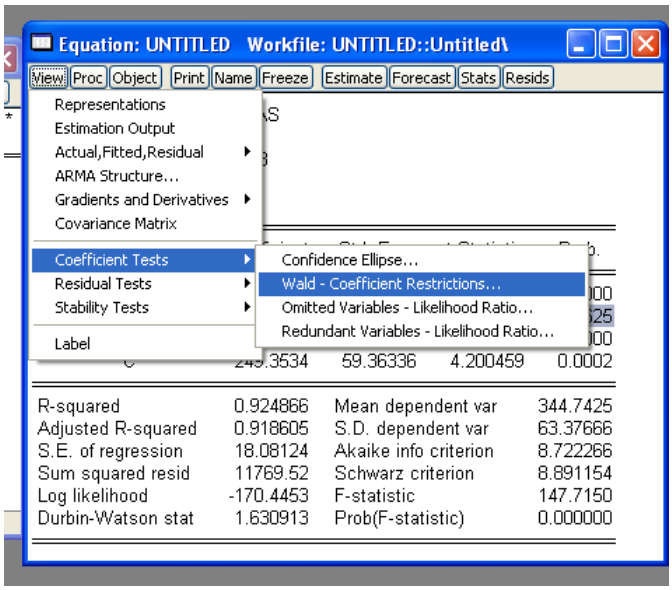
$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad \text{frente a:} \\ H_1 &: \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0 \end{aligned}$$

Se realiza un test F de la forma

$$(R\beta - r)\hat{\sigma}^2(R(X'X)^{-1}R)(R\beta - r)'$$

En donde $R = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, r = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$

El test en e-views: view->coefficent test->wald



Con la ecuacines C(2)=0, C(3)=0

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	186.8730	(2, 36)	0.0000
Chi-square	373.7461	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.268298	0.290910
C(3)	0.102483	0.005561

Restrictions are linear in coefficients.

Dado el valor del test f, y su respectivo p-valor hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de que ambos coeficientes son nulos, es decir, hay suficiente información para decir que al menos uno es

diferente de cero. Por lo que decir que solo depende del precio medio estaría errado, pues depende de al menos de alguna de las dos variables, es decir, no son solo sensibles al precio.

(d) [**0.75 puntos**] ¿Se puede afirmar que el precio medio de venta y el precio de venta de la competencia tienen el mismo efecto con signo contrario sobre las ventas trimestrales? Contestar utilizando el test de hipótesis apropriado por un nivel de significación $\alpha = 5\%$ (determine la hipótesis nula, la hipótesi alternativa, el test estadistico y la regla de decisión apropriados).

Queda claro que

$$H_0 = \beta_1 = -\beta_2$$

$$H_0 = \beta_1 \neq -\beta_2$$

Se realiza un test F de la forma

$$(R\beta - r)\hat{\sigma}^2(R(X'X)^{-1}R)(R\beta - r)'$$

En donde $R = [0\ 1\ 1\ 0], r = [0]$

Que al estimarlo por e-views da

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10.16853	(1, 36)	0.0030
Chi-square	10.16853	1	0.0014

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	-1.849986	0.580149

Restrictions are linear in coefficients.

En donde con una significancia del 5% se rechaza la hipótesis nula, pues el p-valor es menor que el 5%, es decir, hay evidencia suficiente para decir que el precio de la competencia NO tiene el mismo efecto con signo contrario.

(e) [**1 punto**] Un tercero investigador, C, afirma que las ventas editoriales pueden experimentar una subida durante el período de las vacaciones de verano (el tercer trimestre en EE.UU.), dado que en esta temporada se dispone de mas tiempo libre para la lectura, y estima el modelo siguiente:

$$ventas_t = \beta_0 + \beta_1 precio_t + \beta_2 precio_comp_t + \beta_3 gastos_t + \beta_4 D_t + \varepsilon_t \qquad t = 1.....40$$

donde D_t es una nueva variable tal que:

$$D_t = \begin{cases} = 1 & \text{si } t \in trimestre\ 3 \\ = 0 & \text{si } t \in trimestre\ 1, 2, 4 \end{cases}$$

Es correcta la hipótesis del investigador C? Motivar su respuesta.

Dependent Variable: VENTAS
Method: Least Squares
Date: 04/14/09 Time: 00:47
Sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

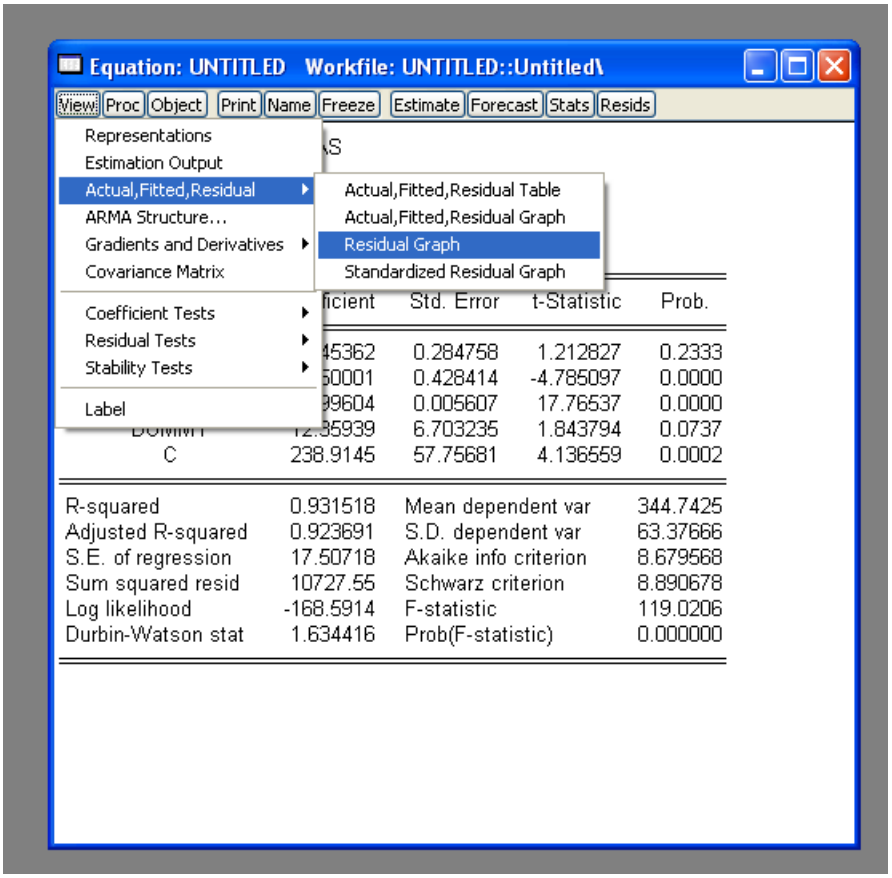
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_COMP	0.345362	0.284758	1.212827	0.2333
PRECIO	-2.050001	0.428414	-4.785097	0.0000
GASTOS	0.099604	0.005607	17.76537	0.0000
DUMMY	12.35939	6.703235	1.843794	0.0737
C	238.9145	57.75681	4.136559	0.0002

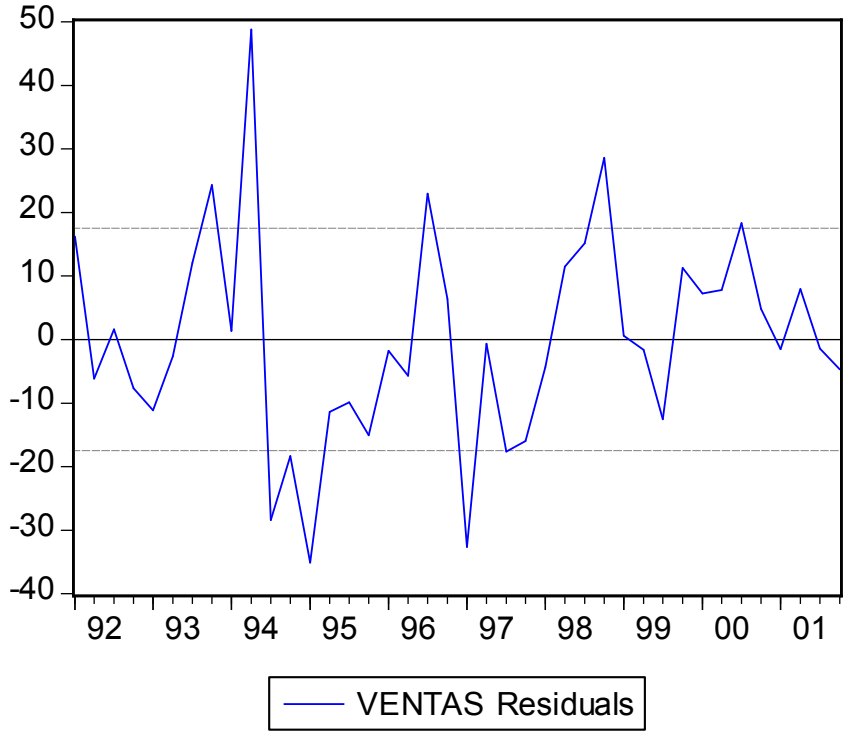
R-squared	0.931518	Mean dependent var	344.7425
Adjusted R-squared	0.923691	S.D. dependent var	63.37666
S.E. of regression	17.50718	Akaike info criterion	8.679568
Sum squared resid	10727.55	Schwarz criterion	8.890678
Log likelihood	-168.5914	F-statistic	119.0206
Durbin-Watson stat	1.634416	Prob(F-statistic)	0.000000

Como vemos, la hipótesis sería cierta si el coeficiente de la dummy es significativa, por lo que se podría decir que los precios suben en 12 U.M. considerando una significancia del 10%, pero que no suben en verano si consideramos una significancia al 5%.

(f) Realizar el grafico de los residuos MCO, del modelo especificado en (e).

En e-views: view->Actual, Fitted, Residual->Residual Graph

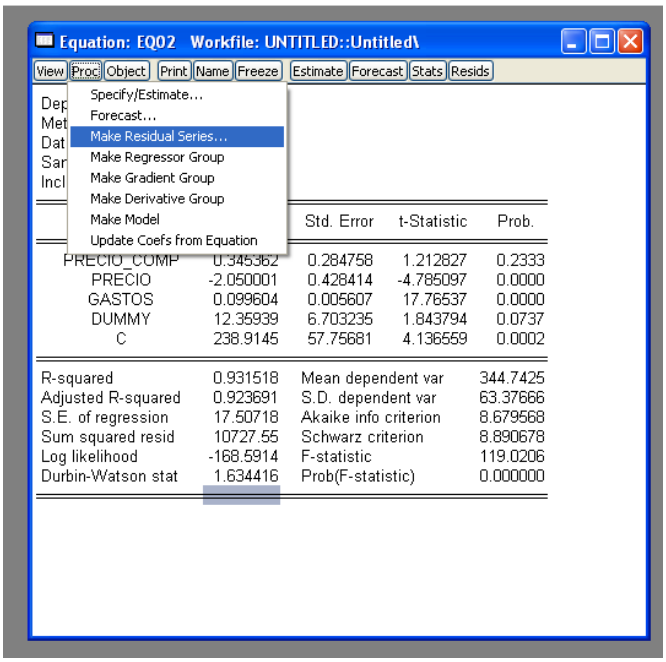

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
ARMA Structure...
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Coefficient Tests
Residual Tests
Stability Tests
Label
Actual,Fitted,Residual Table
Actual,Fitted,Residual Graph
Residual Graph
Standardized Residual Graph
Std. Error t-Statistic Prob.
0.284758 1.212827 0.2333
0.428414 -4.785097 0.0000
0.005607 17.76537 0.0000
6.703235 1.843794 0.0737
C 238.9145 57.75681 4.136559 0.0002
R-squared 0.931518 Mean dependent var 344.7425
Adjusted R-squared 0.923691 S.D. dependent var 63.37666
S.E. of regression 17.50718 Akaike info criterion 8.679568
Sum squared resid 10727.55 Schwarz criterion 8.890678
Log likelihood -168.5914 F-statistic 119.0206
Durbin-Watson stat 1.634416 Prob(F-statistic) 0.000000


50
40
30
20
10
0
-10
-20
-30
-40
92 93 94 95 96 97 98 99 00 01
VENTAS Residuals

Vemos aquí, que solo se pasa de la banda de confianza en pocas ocasiones, y que se está alrededor de 0, por lo q se "ve normal"

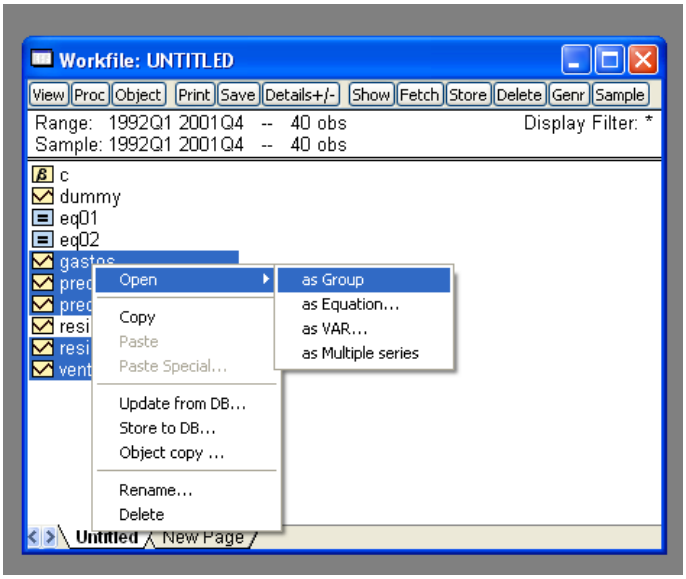
(g) Realizar un grafico de los residuos MCO obtenidos en el punto anterior con las variables: precio, competencia, ventas, gastos en publicidad

Primero creamos los residuos, en eviews: proc->Make residual Serie



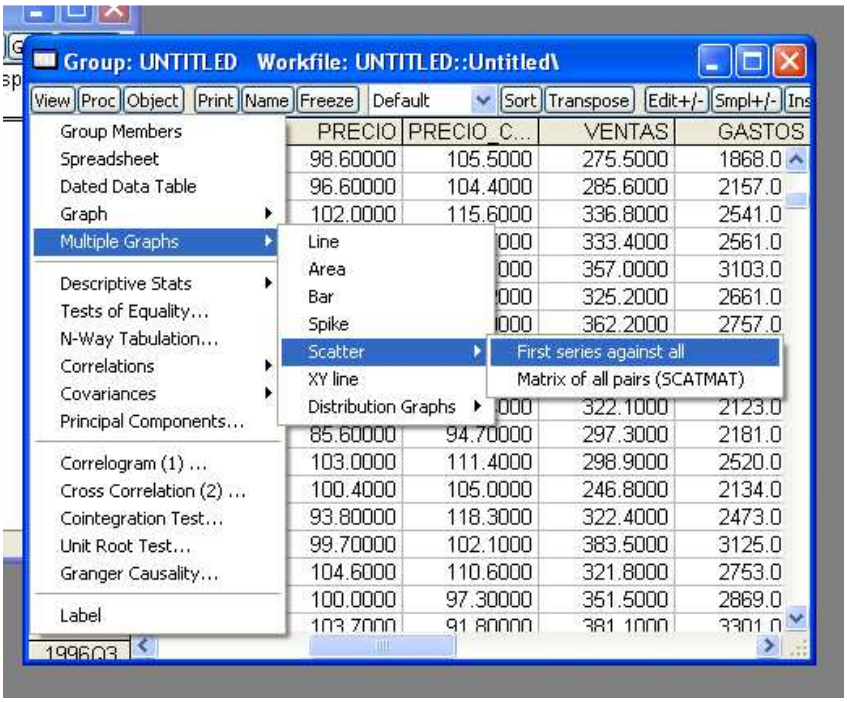
Y le colocamos cualquier nombre, en este caso "Resid01"

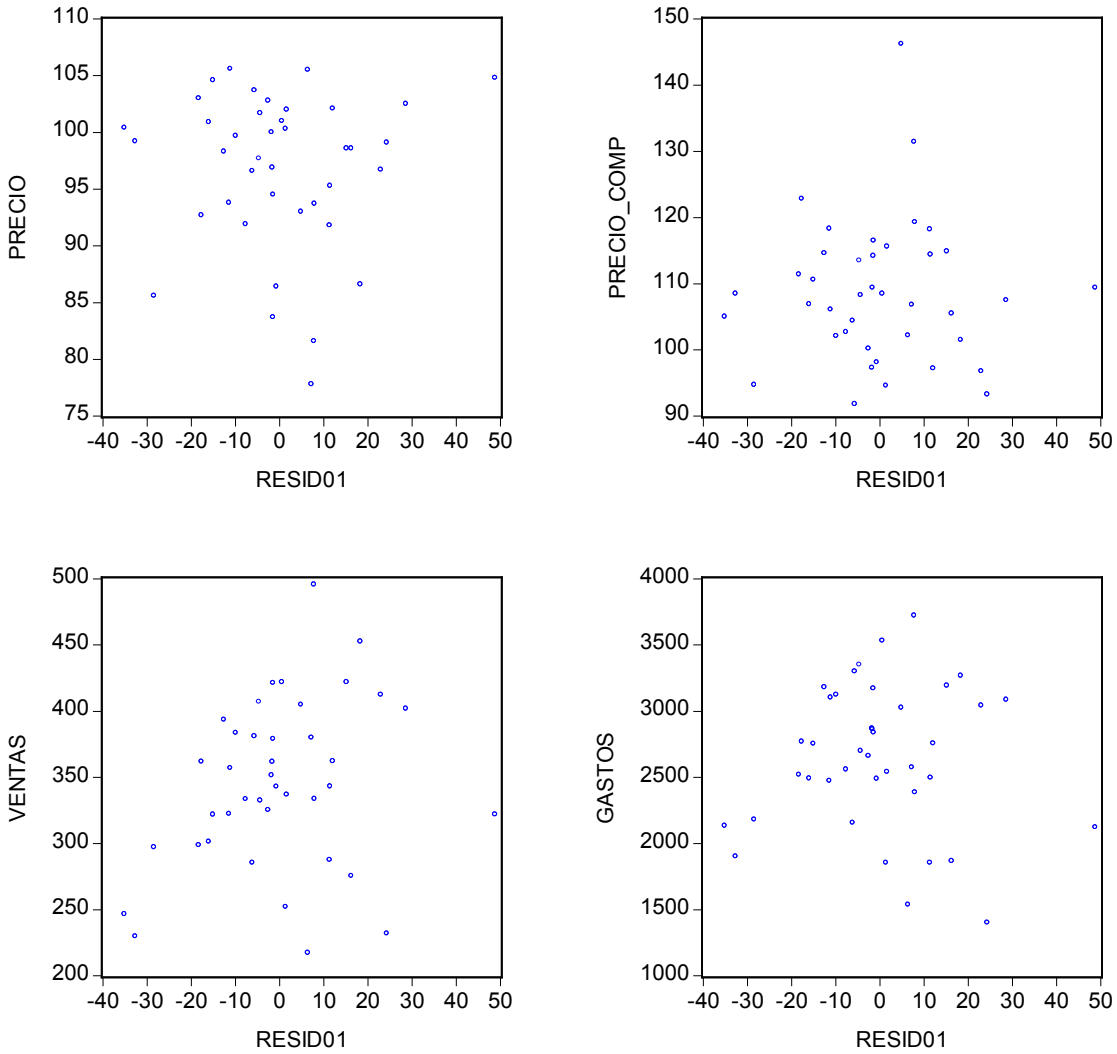
Ahora para los gráficos, nos creamos un grupo con las variables que se nos indican, marcamos las variables con "crtl" y clickeando encima de ellas, pinchando primero los residuos y las abrimos como "grupo"



Con el grupo ya creado, los graficamos.

En e-views: view->Multiple Graphs->Scatter->First series against all

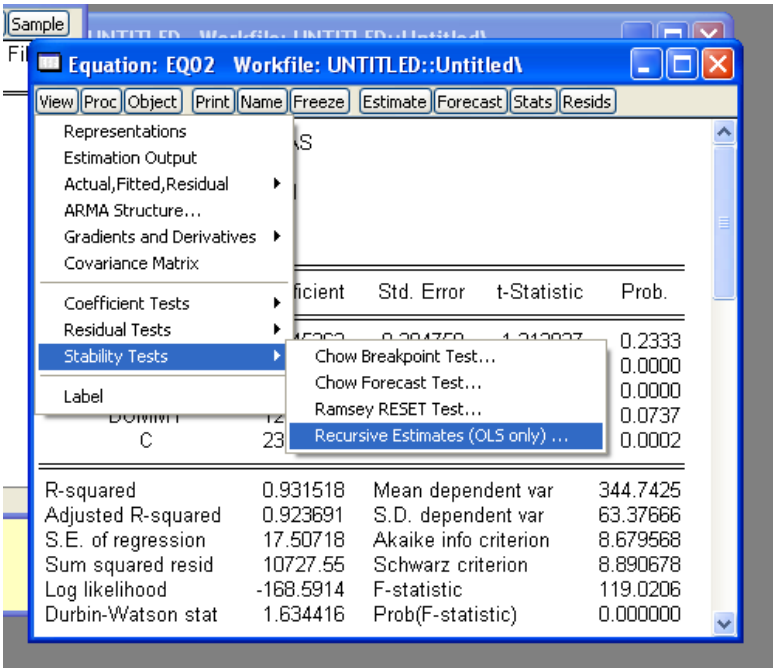




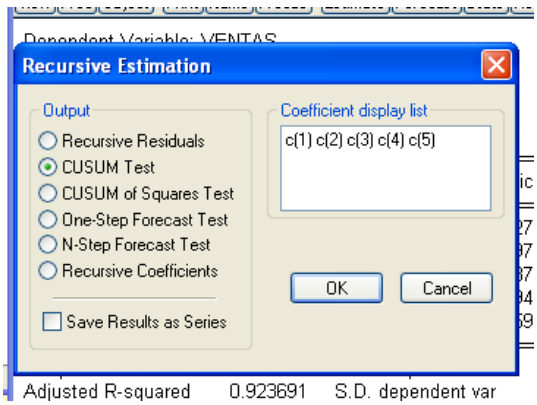
No se ve tendencia, por lo que no pareciera indicar heterocedasticidad.

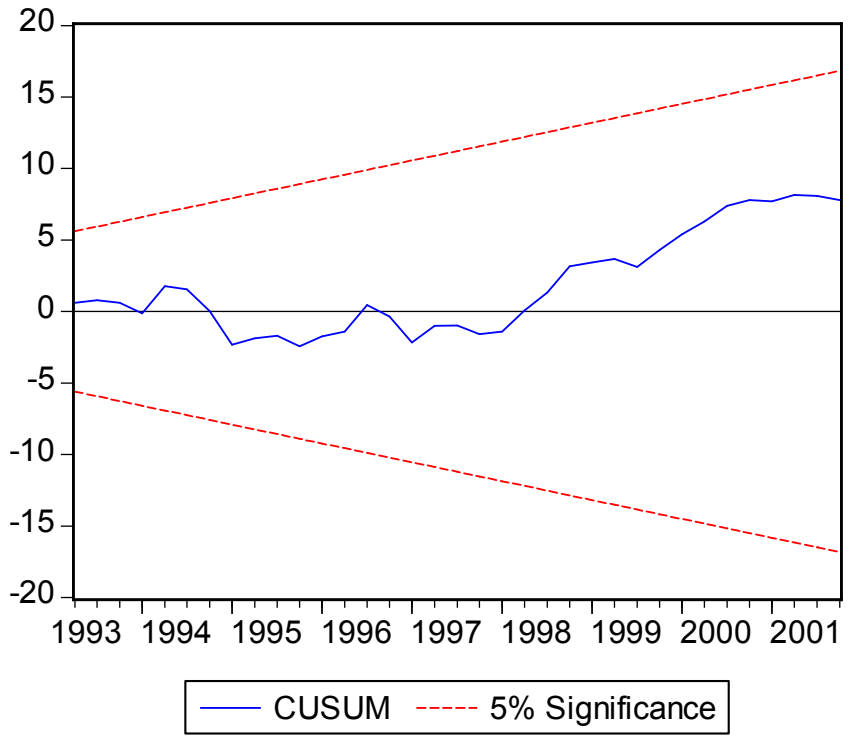
(h) Realizar test CUSUM para los residuos

En e-views: en la ecuación: view->Stability tests->REcursive Estimates (OLS only)



Clickeamos COSUM test

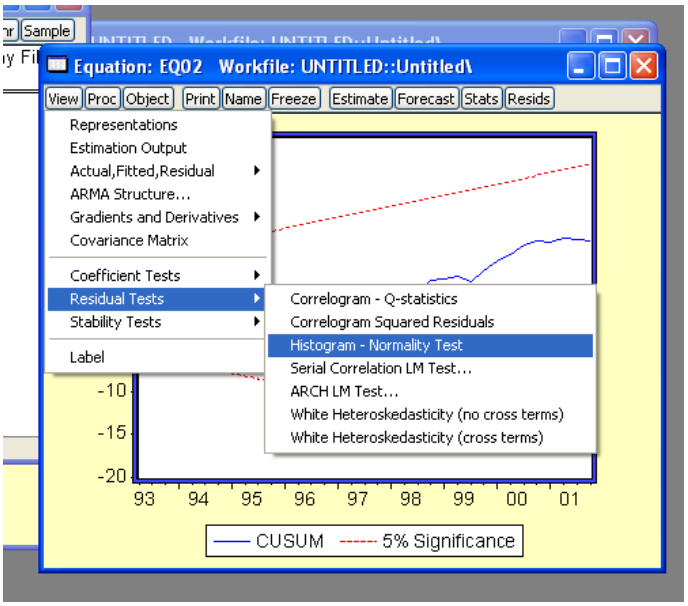


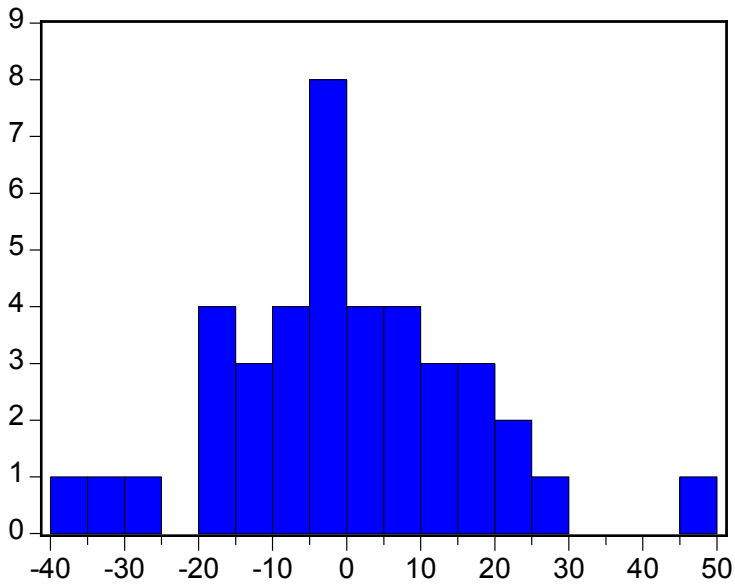


Vemos que no se escapa de la significancia del 5%

(i) Contraste Jarque-Bera de normalidad

En e-views: en la ecuación: view (ahora entiendo pq se llama e-views)-> Residual tests->Histogram-Normality test





Series: Residuals
Sample 1992Q1 2001Q4
Observations 40

Mean	9.24e-15
Median	-1.485615
Maximum	48.78417
Minimum	-35.11189
Std. Dev.	16.58509
Skewness	0.335030
Kurtosis	3.814029
Jarque-Bera	1.852704
Probability	0.395996

La hipótesis nula es Normalidad, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula (dado el p-valor), por lo que no se puede decir que no es normal.

(j) Calcular la predicción y un intervalo de confianza para la predicción

(k) Volver al modelo estimado en el punto 3-e) de la tarea:

$$ventas_t = \beta_0 + \beta_1 precio_t + \beta_2 precio_comp_t + \beta_3 gastos_t + \beta_4 D_t + \varepsilon_t \qquad \textbf{(2)}$$

Estimar el modelo de la ecuación (2) con un termino de interaccion entre la variable *D* y la variable *GASTOS*, DG, se defina este ultimo modelo como (3).

$$\boldsymbol{Ventas_t = \beta_0 + \beta_1 precio_t + \beta_2 precio_comp_t + \beta_3 gastos_t + \beta_4 D_t + \beta_5 DG + \varepsilon_t} \quad (3)$$

Dependent Variable: VENTAS
Method: Least Squares
Date: 04/14/09 Time: 01:25
Sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_COMP	0.346389	0.276363	1.253384	0.2186

PRECIO	-2.151033	0.419652	-5.125756	0.0000
GASTOS	0.096365	0.005738	16.79316	0.0000
DUMMY	-76.98987	50.69301	-1.518747	0.1381
DG	0.031233	0.017574	1.777252	0.0845
C	256.9257	56.96286	4.510408	0.0001

R-squared	0.937339	Mean dependent var	344.7425
Adjusted R-squared	0.928124	S.D. dependent var	63.37666
S.E. of regression	16.99106	Akaike info criterion	8.640732
Sum squared resid	9815.665	Schwarz criterion	8.894064
Log likelihood	-166.8146	F-statistic	101.7207
Durbin-Watson stat	1.580075	Prob(F-statistic)	0.000000

Interpretar el efecto de los gastos y la componente estacional sobre las ventas en el modelo 3.

Confrontar el modelo 3) con el modelo 2): cual es el modelo preferido? Y respecto al modelo 1) ? Los coeficientes de D y DG en (3) son individualmente significativos?

Como es la misma variable dependiente, hacemos un test F del estilo

$$f = \frac{(R^2 - R_f^2)/q}{(1 - R^2)/(n - k)}$$

En este caso el modelo restringido es el primero, pues estamos restringiendo que $\beta_4 = \beta_5 = 0$, así mismo, vemos que $q = 2\ y\ n - k = 40 - 5$

$$f = \frac{(0.933088 - 0.924866)/2}{(1 - 0.933088)/35} = 2.150361669$$

Calculamos su p-valor

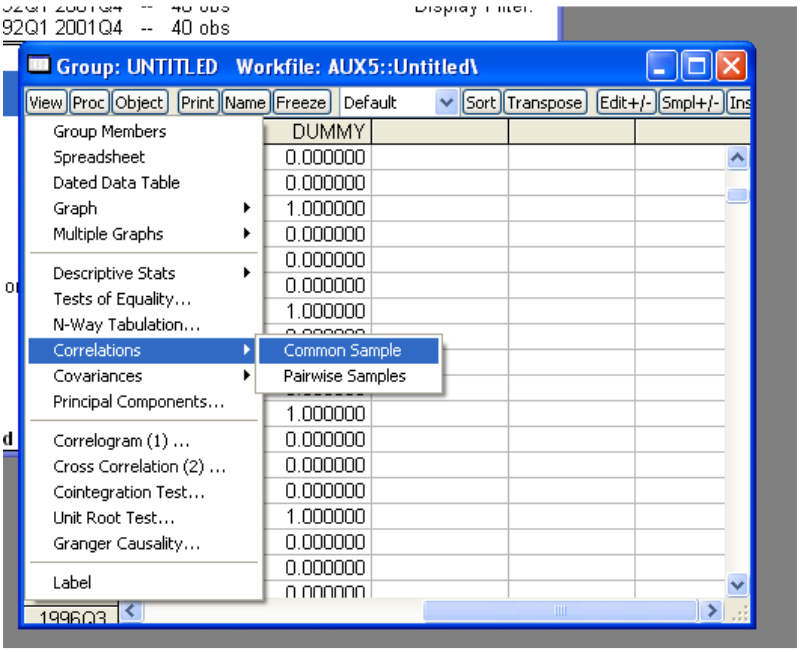
En Excel: =distr.f(2,15036,2,35)

$$p - valor(f) = 0.131577388$$

Es decir, no rechazamos la hipótesis nula.

Cual es la correlacion simple entre D y DG? Dado que las dos variables tienen una alta correlacion, es redundante incluir ambas en la especificación.

Primero abrimos las variables D y DG como grupo, en el grupo: view->correlations->common Sample



	DG	DUMMY
DG	1	0.992
DUMMY	0.992	1

En el modelo (2), la sola variable D no era individualmente significativa. Incluimos entonces DG y omitimos D en el modelo que definimos (4):

$$\boldsymbol{Ventas_t = \beta_0 + \beta_1 precio_t + \beta_2 precio_comp_t + \beta_3 gastos_t + \beta_4 DG + \varepsilon_t} \quad (4)$$

Es significativa la variable DG?

Dependent Variable: VENTAS
Method: Least Squares
Date: 04/14/09 Time: 01:28
Sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

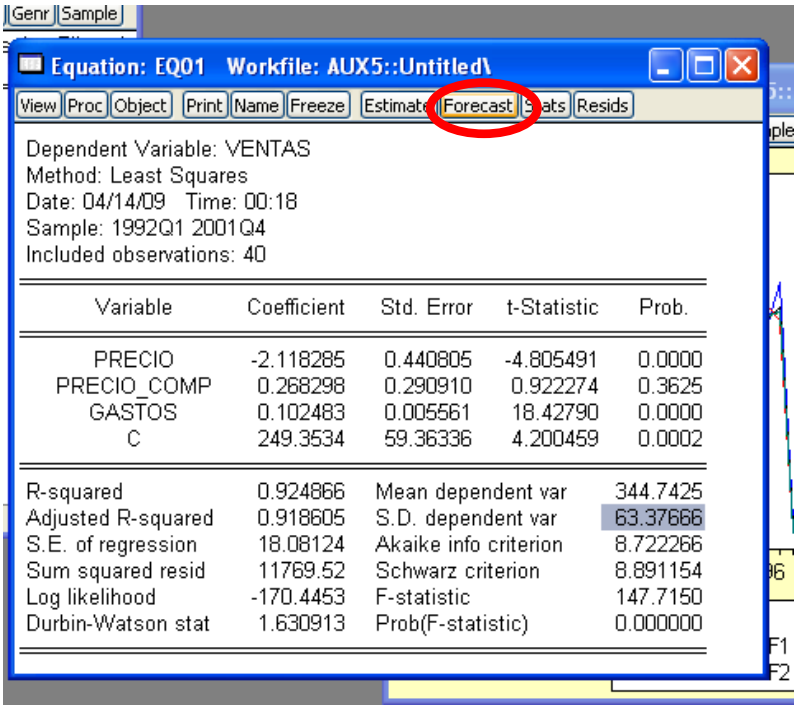
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECIO_COMP	0.353425	0.281435	1.255795	0.2175
PRECIO	-2.058405	0.422875	-4.867641	0.0000
GASTOS	0.098814	0.005609	17.61730	0.0000
DG	0.004764	0.002297	2.073819	0.0455
C	240.5905	56.97275	4.222905	0.0002

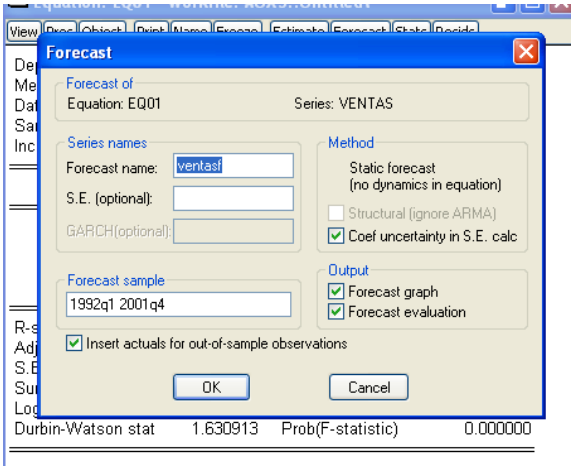
R-squared	0.933088	Mean dependent var	344.7425
Adjusted R-squared	0.925441	S.D. dependent var	63.37666
S.E. of regression	17.30530	Akaike info criterion	8.656371

Sum squared resid	10481.57	Schwarz criterion	8.867481
Log likelihood	-168.1274	F-statistic	122.0191
Durbin-Watson stat	1.631709	Prob(F-statistic)	0.000000

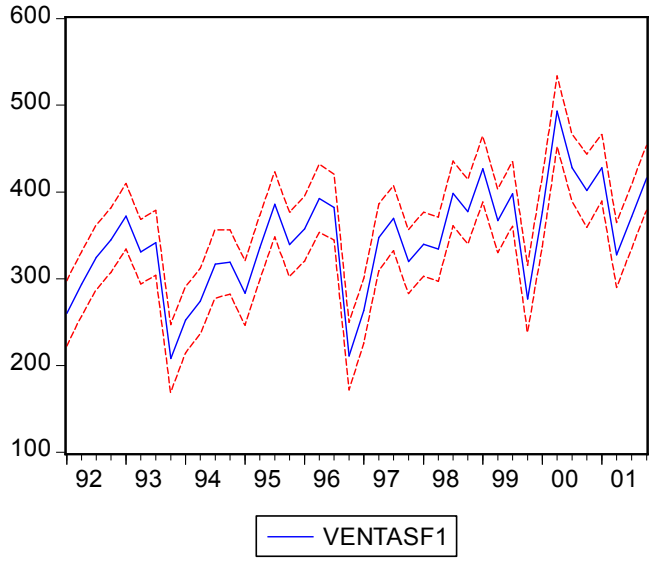
Realizar una predicción de la variable ventas por todas las N observaciones en la muestra confrontando los modelos 1,2 y 4, y calculando los intervalos de confianza para la predicción. Cual es el modelo que realiza la predicción mas apropiada?

En eviews: en cada ecuación: forecast->"ponerle nombre a la serie (ventasf_i)"





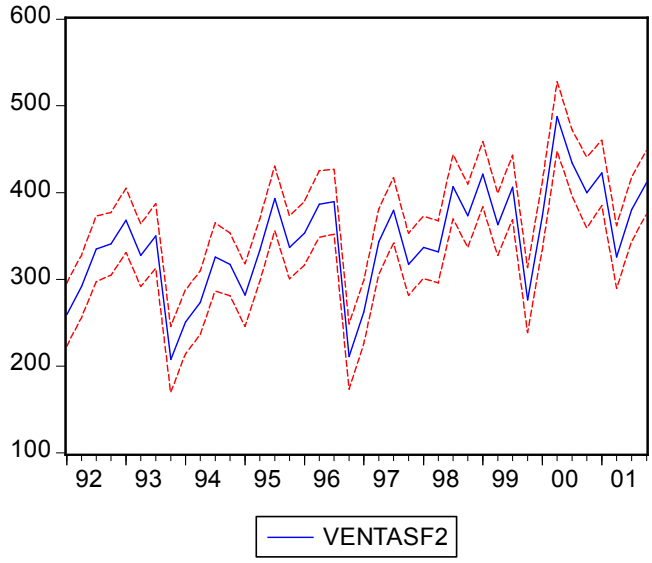
Para (1)



Forecast: VENTASF1
Actual: VENTAS
Forecast sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

Root Mean Squared Error	17.15337
Mean Absolute Error	13.55812
Mean Abs. Percent Error	4.238815
Theil Inequality Coefficient	0.024493
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.019524
Covariance Proportion	0.980476

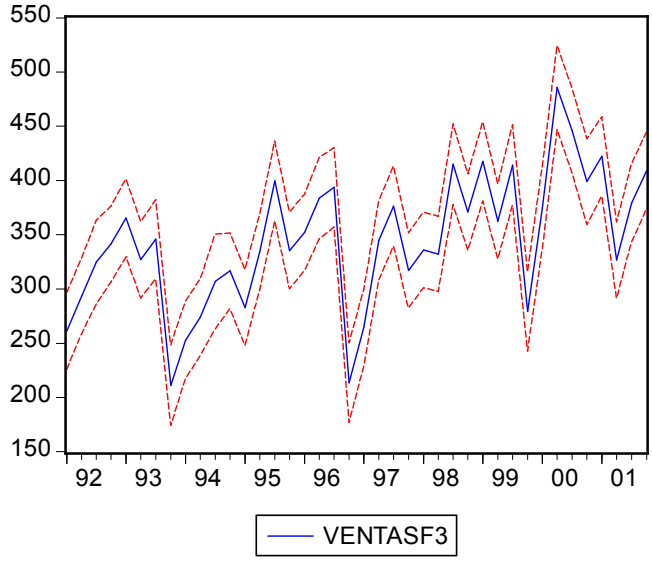
Para (2)



Forecast: VENTASF2
Actual: VENTAS
Forecast sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

Root Mean Squared Error	16.37647
Mean Absolute Error	12.33350
Mean Abs. Percent Error	3.902510
Theil Inequality Coefficient	0.023383
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.017733
Covariance Proportion	0.982267

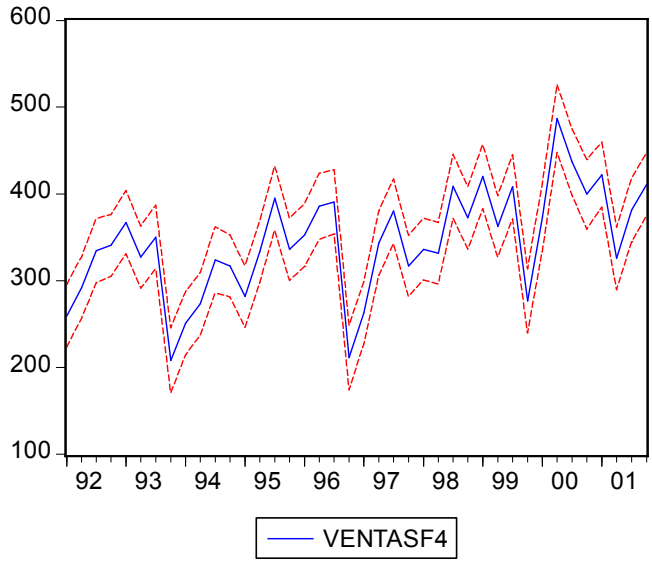
Para (3)



Forecast: VENTASF3
Actual: VENTAS
Forecast sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

Root Mean Squared Error	15.66498
Mean Absolute Error	11.51193
Mean Abs. Percent Error	3.641096
Theil Inequality Coefficient	0.022366
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.016176
Covariance Proportion	0.983824

Para (4)



Forecast: VENTASF4
Actual: VENTAS
Forecast sample: 1992Q1 2001Q4
Included observations: 40

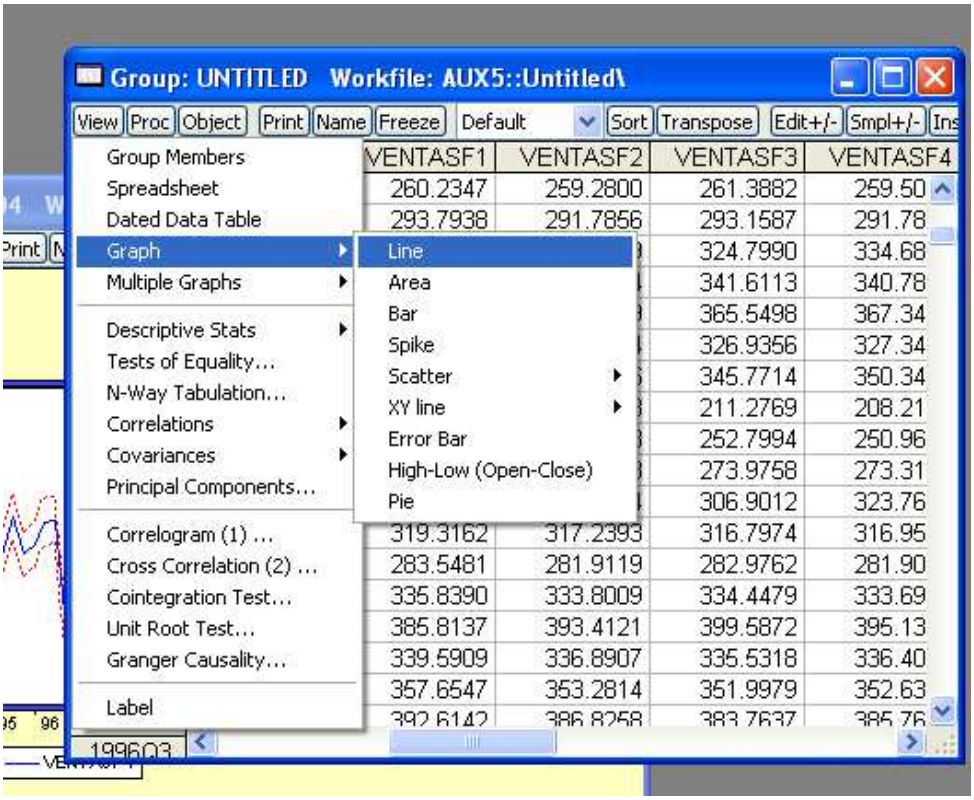
Root Mean Squared Error	16.18763
Mean Absolute Error	12.14358
Mean Abs. Percent Error	3.843161
Theil Inequality Coefficient	0.023113
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.017312
Covariance Proportion	0.982688

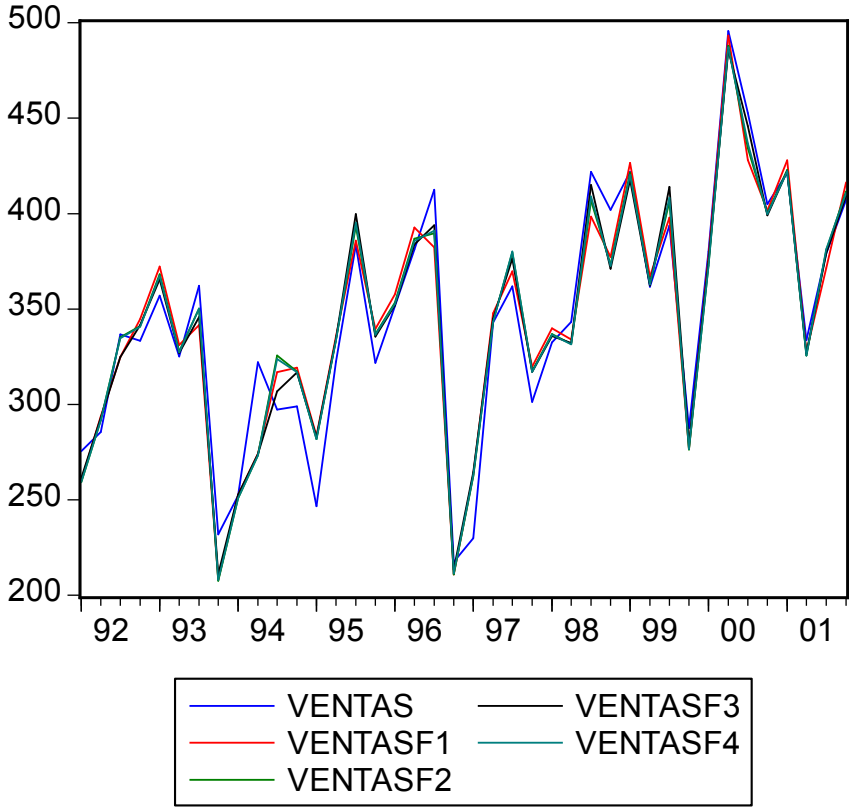
Viendo los coeficientes de cada predicción, podemos ver que el mejor modelo es el 3, pues tiene menor error.

Veámoslo gráficamente:

Con las series creadas, y la serie de “ventas” abrimos un grupo para graficarlas todas juntas

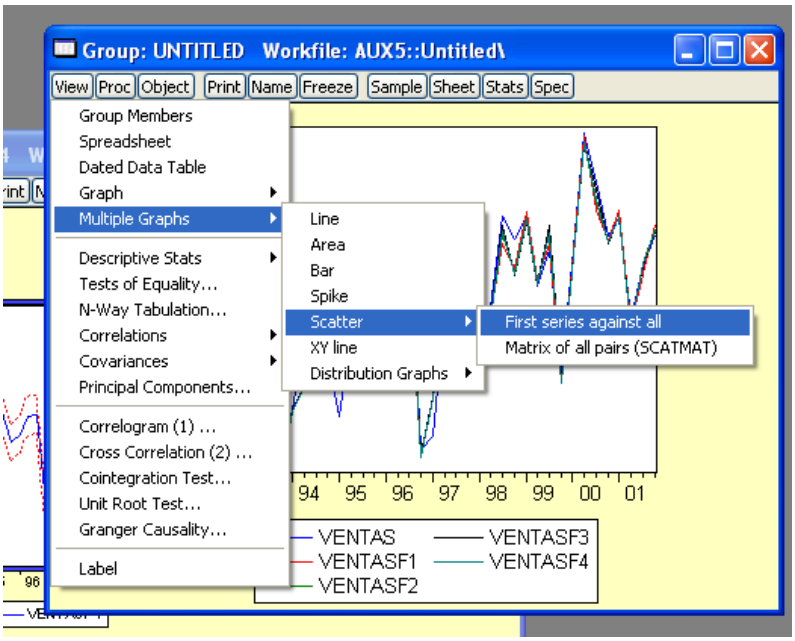
En eviews: en el grupo:->view->Grahp->Line

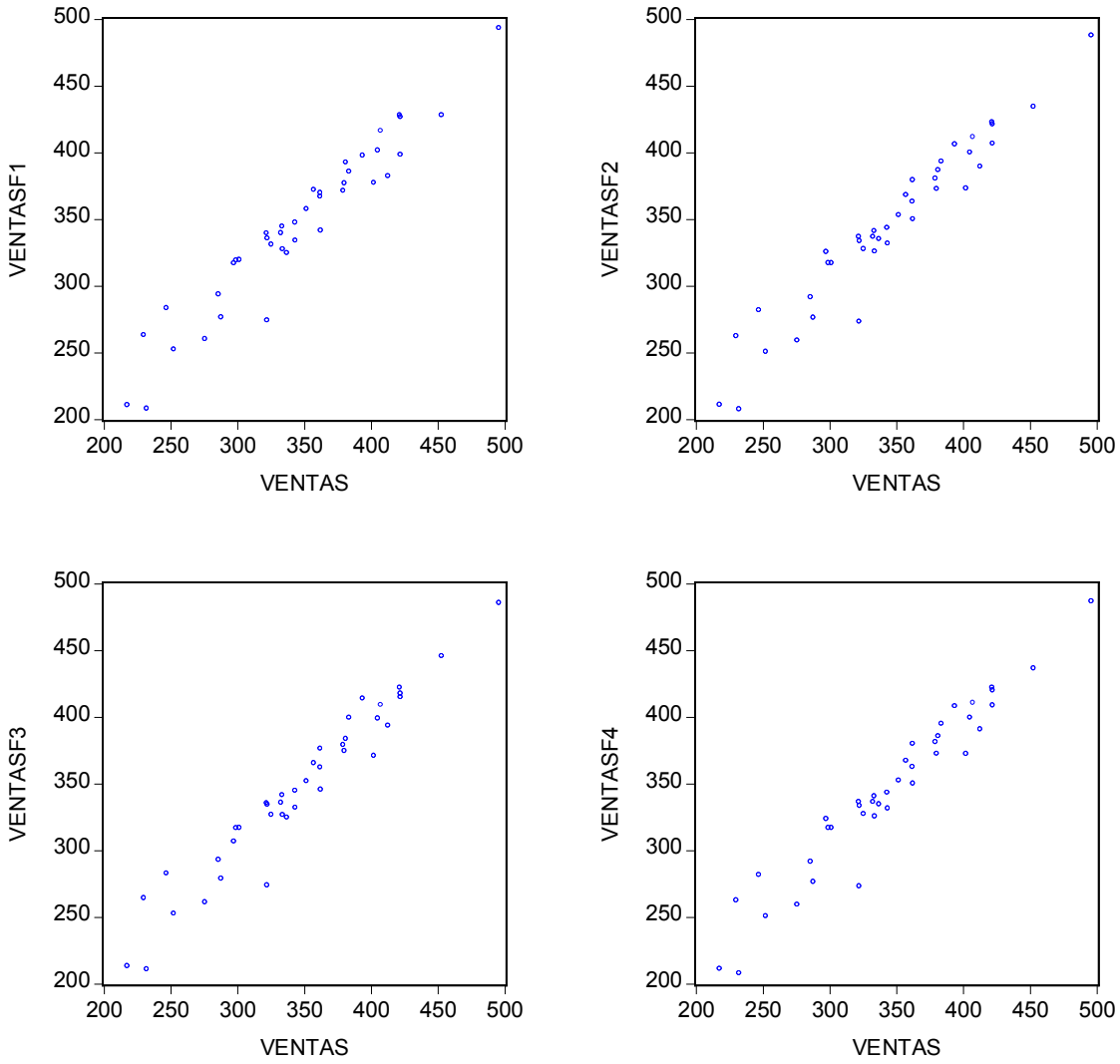

Group: UNTITLED Workfile: AUX5::Untitled\
View Proc Object Print Name Freeze Default Sort Transpose Edit+/- Smpl+/- Ins
Group Members
Spreadsheet
Dated Data Table
Graph
Multiple Graphs
Descriptive Stats
Tests of Equality...
N-Way Tabulation...
Correlations
Covariances
Principal Components...
Correlogram (1) ...
Cross Correlation (2) ...
Cointegration Test...
Unit Root Test...
Granger Causality...
Label
Line
Area
Bar
Spike
Scatter
XY line
Error Bar
High-Low (Open-Close)
Pie
VENTASF1 VENTASF2 VENTASF3 VENTASF4
260.2347 259.2800 261.3882 259.50
293.7938 291.7856 293.1587 291.78
324.7990 334.68
341.6113 340.78
365.5498 367.34
326.9356 327.34
345.7714 350.34
211.2769 208.21
252.7994 250.96
273.9758 273.31
306.9012 323.76
319.3162 317.2393 316.7974 316.95
283.5481 281.9119 282.9762 281.90
335.8390 333.8009 334.4479 333.69
385.8137 393.4121 399.5872 395.13
339.5909 336.8907 335.5318 336.40
357.6547 353.2814 351.9979 352.63
199603


500
450
400
350
300
250
200
92
93
94
95
96
97
98
99
00
01
VENTAS
VENTASF1
VENTASF2
VENTASF3
VENTASF4

Como no se ve muy bien, graficaremos las ventas vs las proyecciones

En eviews: en el grupo: view->Multiple Gaph->Scatter->first series against all





Podríamos decir, que la predicción que tiene menor dispersión sobre la línea de 45° es la mejor, la cual viendo los gráficos sería predicción del modelo (3).

Realizar una predicción de 4 periodos en adelante utilizando los coeficientes estimados en 1, 2 y 4, y los relativos intervalos de confianza y comentar las diferencias.