Solución Ejercicio 7.

Heterocedasticidad y autocorrelación.

Ejercicio 7.1 Alquiler de sombrillas

Primera parte

a. Modelo: $S_t = \alpha + \beta T_t + u_t \quad t = 1, \ldots, 22$

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 2012-04-30–2012-09-24 ($T = 22$)
Variable dependiente: S

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	27,6858	26,9302	1,0281	0,3162
T	11,4418	0,860534	13,2962	0,0000

Media de la vble. dep.	381,3409	D.T. de la vble. dep.	60,52005
Suma de cuad. residuos	7817,177	D.T. de la regresión	19,77015
R^2	0,898368	R^2 corregido	0,893286
$F(1, 20)$	176,7876	Valor p (de F)	2,17e–11
Log-verosimilitud	−95,82005	Criterio de Akaike	195,6401
Criterio de Schwarz	197,8222	Hannan–Quinn	196,1541
$\hat{\rho}$	0,126241	Durbin–Watson	1,662734

FRM: $\hat{S}_t = 27,6858 + 11,4418 T_t$

b. Contraste de White.

$$H_0 : \sigma_t^2 = \sigma^2 \qquad\qquad LM = TR^2 \overset{H_0,a}{\sim} \chi^2(2)$$
$$H_a : \text{Heterocedasticidad}$$

Regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \alpha_2 T_t^2 + w_t$$

Criterio de decisión: $LM = 3,273103 < 5,99146 = \chi^2_{0,05}(2)$

Por tanto no rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel del 5 % de significatividad. La varianza de las perturbaciones no depende de la variable explicativa temperatura.

c. Contraste de Durbin-Watson.

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \quad \text{(No hay un proceso autoregresivo de primer orden)} \\ H_a : u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad \rho > 0 \quad \text{(Hay un proceso autoregresivo de primer orden positivo)} \end{cases}$$

Estadístico de contraste: $DW = \dfrac{\sum_{t=2}^{T} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2}$

Criterio de decisión: $DW = 1,662734 > 1,4289 = d_U$, no se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significatividad del 5 %. No existe un proceso autoregresivo de primer orden en las perturbaciones.

d. Dados los resultados obtenidos, sí se cumplen las hipótesis básicas del MRLG relacionadas con la perturbación. Por tanto el estimador MCO es lineal en u, insesgado y de varianza mínima de entre los estimadores lineales e insesgados tal y como indica el Teorema de Gauss-Markov.

e. Contraste de significatividad de la variable temperatura.

$$H_0 : \beta = 0 \qquad H_a : \beta \neq 0 \qquad t = \frac{\hat{\beta} - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}} \overset{H_0}{\sim} t(T-k)$$

Como $| t | = 13,2962 > 2,08596 = t_{0,025}(20)$, se rechaza H_0 a un nivel de significatividad del 5 %. Por lo tanto, la variable temperatura es individualmente significativa.

Segunda parte

a. Modelo: $S_t = \beta_1 + \beta_2 T_t + \beta_3 P_t + \beta_4 VB_t + v_t \quad t = 1, \ldots, 22$

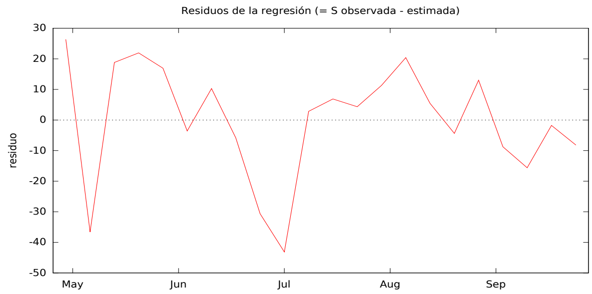
Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2012-04-30–2012-09-24 (T = 22)
Variable dependiente: S

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	45,0017	45,7826	0,9829	0,3387
T	11,0405	2,18248	5,0587	0,0001
P	−0,0715119	3,32814	−0,0215	0,9831
VB	−10,5178	9,74517	−1,0793	0,2947

Media de la vble. dep.	381,3409	D.T. de la vble. dep.	60,52005
Suma de cuad. residuos	7328,892	D.T. de la regresión	20,17822
R^2	0,904716	R^2 corregido	0,888835
$F(3, 18)$	56,96957	Valor p (de F)	2,18e–09
Log-verosimilitud	−95,11056	Criterio de Akaike	198,2211
Criterio de Schwarz	202,5853	Hannan–Quinn	199,2492
$\hat{\rho}$	0,107235	Durbin–Watson	1,684163

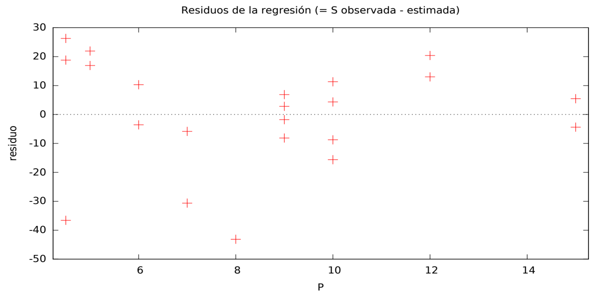
FRM: $\hat{S}_t = 45,0017 + 11,0405\, T_t - 0,0715119\, P_t - 10,5178\, VB_t \quad t = 1, \ldots, 22$

b. Gráfico de los residuos a lo largo del tiempo.



No se observa ningún patrón en especial y la varianza parece constante a lo largo dela muestra. Sin embargo existen dos picos pronunciados, parece que el modelo no ha podido recoger alguna circunstancia.

b. Gráfico de los residuos frente a P.



Parece que la varianza de los residuos pudiera ser creciente con esta variable. Para poder verificarlo deberíamos realizar un contraste de heterocedasticidad.

c. Contraste de White.

$$H_0 : \sigma_t^2 = \sigma^2 \qquad\qquad LM = TR^2 \sim_{H_0} \chi^2(8)$$
$$H_a : \text{Heterocedasticidad}$$

Regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \alpha_2 T_t^2 + \alpha_3 P_t + \alpha_4 P_t^2 + \alpha_5 VB_t + \alpha_6 T_t P_t + \alpha_7 T_t VB_t + \alpha_8 P_t VB_t + w_t$$

Criterio de decisión: $LM = 9,057437 < 15,5073 = \chi^2_{0,05}(8)$

Por tanto no rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel del 5 % de significatividad. La varianza de las perturbaciones no depende de la variable explicativa temperatura.

d. Contraste de Durbin-Watson.

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \quad \text{(No hay un proceso autoregresivo de primer orden)} \\ H_a : u_t = \rho\, u_{t-1} + v_t \quad \rho > 0 \quad \text{(Hay un proceso autoregresivo de primer orden positiva)} \end{cases}$$

Estadístico de contraste: $$DW = \frac{\sum_{t=2}^{T} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2}$$

Criterio de decisión: $DW = 1,684163 > 1,6640 = d_U$, se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significatividad del 5 %. No existe un proceso autoregresivo de primer orden en las perturbaciones.

e. Dado que las perturbaciones cumplen las hipótesis básicas del MRLG, la inferencia basada en el estimador MCO es válida. En consecuencia los contrastes realizados en el Ejercicio 6 son válidos y fiables. Así podemos decir que las variables precio y semana con viento no son significativas y que el modelo adecuado para determinar el alquiler de sombrillas es el modelo (1).

Ejercicio 7.2 Casas rurales

Primera parte

a. Modelo: $PR_i = \alpha_1 + \alpha_2\, HB_i + \alpha_3\, PD_i + u_i$

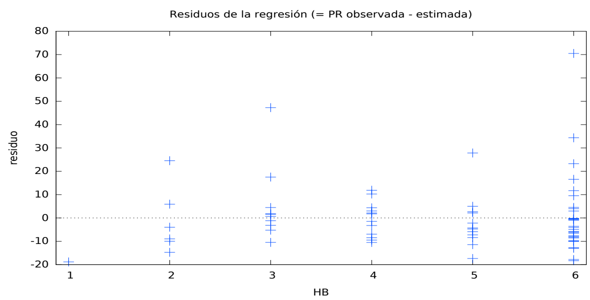
Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1–75
Variable dependiente: PR

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	38,4321	7,22899	5,3164	0,0000
HB	2,26766	1,20082	1,8884	0,0630
PD	1,49558	1,09746	1,3628	0,1772

Media de la vble. dep.	56,13893	D.T. de la vble. dep.	14,98446
Suma de cuad. residuos	15263,15	D.T. de la regresión	14,55982
R^2	0,081392	R^2 corregido	0,055875
$F(2,72)$	3,189724	Valor p (de F)	0,047064
Log-verosimilitud	−305,7595	Criterio de Akaike	617,5189
Criterio de Schwarz	624,4714	Hannan–Quinn	620,2950

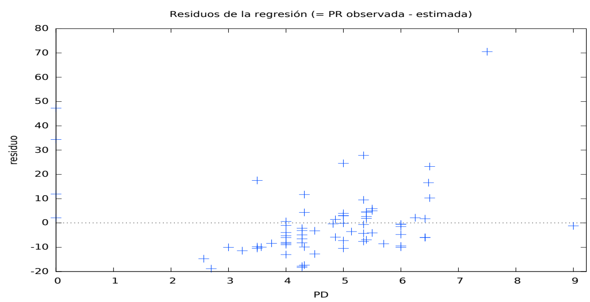
FRM: $\widehat{PR}_i = 38,4321 + 2,26766 HB_i + 1,49558 PD_i$

b. Residuos frente la variable número de habitaciones.



No se observa ningún patrón en especial y no parece que la varianza pueda depender del número de habitaciones.

Residuos frente la variable precio de desayuno.



Se observa que la varianza pueda ser una función creciente de la variable precio de desayuno.

c. Contraste de Goldfeld-Quandt.

$$H_0 : \sigma_t^2 = \sigma^2$$
$$H_a : \text{Heterocedasticidad creciente en PD}$$

Dada nuestra sospecha, ordenamos de forma creciente la muestra según la variable precio de desayuno.

Primera submuestra de 25 observaciones:
$\widehat{PR}_i = 56,5307 + 2,68329 HB_i - 5,49373 PD_i \quad SCR_1 = 2987,026$

Segunda submuestra de 25 observaciones:
$\widehat{PR}_i = -15,4501 + 4,35148 HB_i + 9,23536 PD_i \quad SCR_1 = 5183,993$

Estadístico de contraste: $GQ = \dfrac{SCR_2/N_2 - k_2}{SCR_1/N_1 - k_1} \overset{H_0}{\sim} \mathcal{F}(N_2 - k_2, N_1 - k_1)$

Criterio de decisión: $GQ = \frac{5183,993}{2987,026} \times \frac{25-3}{25-3} = 1,735503 < 2,04777 = \mathcal{F}_{0,05}(22,22)$

Por tanto no rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel del 5 % de significatividad. La varianza de las perturbaciones no depende de la variable precio de desayuno.

d. Dado el resultado anterior, el estimador MCO es válido para realizar inferencia.

Contraste de significatividad de la variable número de habitaciones.

$$H_0 : \alpha_2 = 0 \qquad H_a : \alpha_2 \neq 0 \qquad t = \frac{\hat{\alpha}_2 - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_2}} \overset{H_0}{\sim} t(T-k)$$

Como $\mid t \mid = 1,888 < 1,99346 = t_{0,025}(72)$, no se rechaza H_0 a un nivel de significatividad del 5 %. Por lo tanto, la variable número de habitaciones no es individualmente significativa.

Segunda parte

a. El modelo que vamos a estimar es:

$$PR_i = \lambda_1 + \lambda_2 HB_i + \lambda_3 PD_i + \lambda_4 WIFIG_i + \lambda_5 WIFIS_i + \lambda_6 LOCC_i + u_i$$

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1–75
Variable dependiente: PR

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	40,5761	7,39661	5,4858	0,0000
HB	1,94192	1,21303	1,6009	0,1140
PD	0,559911	1,21918	0,4593	0,6475
WIFIG	6,98544	3,65362	1,9119	0,0600
WIFIS	−5,75696	12,0827	−0,4765	0,6352
LOCC	2,11170	5,43209	0,3887	0,6987

Media de la vble. dep.	56,13893	D.T. de la vble. dep.	14,98446
Suma de cuad. residuos	14429,98	D.T. de la regresión	14,46133
R^2	0,131536	R^2 corregido	0,068604
$F(5,69)$	2,090130	Valor p (de F)	0,077001
Log-verosimilitud	−303,6545	Criterio de Akaike	619,3089
Criterio de Schwarz	633,2138	Hannan–Quinn	624,8610

FRM:

$\widehat{PR}_i = 40,5761 + 1,94192 HB_i + 0,559911 PD_i + 6,98544 WIFIG_i - 5,75696 WIFIS_i + 2,11170 LOCC_i$

Contraste de White.

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \qquad H_a : \text{Heterocedasticidad} \qquad LM = NR^2 \sim_{H_0} \chi^2(8)$$

Criterio de decisión: $LM = 23,284126 < 23,6848 = \chi^2_{0,05}(14)$

Por tanto no rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad a un nivel del 5 % de significatividad. La varianza de las perturbaciones no depende de las variables explicativas del modelo. Se observa que el valor del estadístico y el valor del cuantil son muy próximos. Si se opta por realizar la segunda versión del contraste de White que ofrece Gretl en el que solamente se tienen en cuenta los cuadrados entonces $LM = 14,924290 > 14,0671 = \chi^2_{0,05}(7)$ y rechazaríamos la hipótesis nula de homocedasticidad.

b. Dado el resultado del contraste anterior, estimaría modelo por MCO pero para la inferencia emplearía por prevención una matriz de varianzas y covarianzas robusta a la heterocedasticidad.

Los resultados de estimación son:

Modelo 9: MCO, usando las observaciones 1–75
Variable dependiente: PR
Desviaciones típicas robustas ante heterocedasticidad, variante HC0

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	40,5761	12,0497	3,3674	0,0012
PD	0,559911	2,11458	0,2648	0,7920
HB	1,94192	1,11954	1,7346	0,0873
WIFIG	6,98544	2,17754	3,2079	0,0020
WIFIS	−5,75696	8,48536	−0,6785	0,4998
LOCC	2,11170	3,02680	0,6977	0,4877

Media de la vble. dep.	56,13893	D.T. de la vble. dep.	14,98446
Suma de cuad. residuos	14429,98	D.T. de la regresión	14,46133
R^2	0,131536	R^2 corregido	0,068604
$F(5,69)$	3,905635	Valor p (de F)	0,003553
Log-verosimilitud	−303,6545	Criterio de Akaike	619,3089
Criterio de Schwarz	633,2138	Hannan–Quinn	624,8610

c. Contraste unilateral.

$$H_0 : \lambda_2 \leq 0 \qquad H_a : \lambda_2 > 0 \qquad t = \frac{\hat{\lambda}_2 - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}} \overset{H_0,a}{\sim} N(0,1)$$

Como $t = 1,735 > 1,64 = N(0,1)_{0,05}$, se rechaza H_0 a un nivel de significatividad del 5 %. Por lo tanto, la variable número de habitaciones afecta positivamente al precio de la habitación.

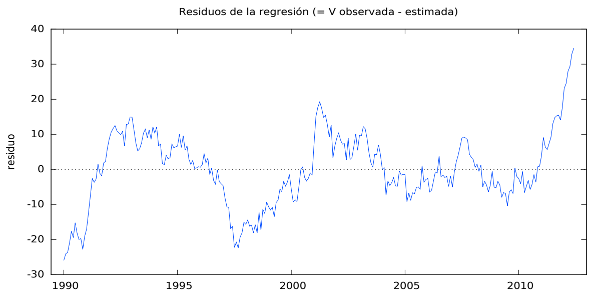
Ejercicio 7.3 Leche de soja

Primera parte

a. Modelo: $V_t = \beta_1 + \beta_2 P_t + \beta_3 G_t + \beta_4 G_t^2 + u_t$

FRM: $\hat{V}_t = \beta_1 + \beta_2 P_t + \beta_3 G_t + \beta_4 G_t^2$

b. Residuos frente al tiempo.



Los residuos no se distribuyen de forma aleatoria alrededor del cero. Aparecen rachas largas de residuos positivos y negativos indicando que la perturbación pudiera seguir un proceso autorregresivo de primer orden positivo. Sin embargo también existe la posibilidad de que el modelo no esté bien especificado ya que parece que entre los años 90-97 ha ocurrido algo que el modelo no ha sido capaz de recoger así como entre los años 2001-2003.

c. Contraste de Durbin-Watson.

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \quad \text{(No hay un proceso autoregresivo de primer orden)} \\ H_a : u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad \rho > 0 \quad \text{(Hay un proceso autoregresivo de primer orden positivo)} \end{cases}$$

Estadístico de contraste: $DW = \dfrac{\sum_{t=2}^{T} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2}$

Criterio de decisión: $DW = 0,084094 < 1,7781 = d_L$, se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significatividad del 5 %. Existe un proceso autoregresivo de primer orden en las perturbaciones.

d. Contraste de Breusch-Godfrey para autocorrelación de orden 1.

H_0 : No autocorrelación de orden $p = 1$

H_a : Autocorrelación de orden $p = 1$:

El resultado que se obtiene mediante Gretl es:

```
Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación de primer orden
MCO, usando las observaciones 1990:01-2012:06 (T = 270)
Variable dependiente: uhat

                  Coeficiente   Desv. Típica  Estadístico t   Valor p
```

```
  ---------------------------------------------------------------
  const     15,6772       14,2305          1,102      0,2716
  P         -0,0260848     0,0262868      -0,9923     0,3219
  GP        -0,181503      0,198601       -0,9139     0,3616
  sq_GP      0,000623372   0,000746968     0,8345     0,4047
  uhat_1     0,966433      0,0203928      47,39       2,07e-131 ***

  R-cuadrado = 0,894460

Estadístico de contraste: LMF = 2245,889133,
con valor p  = P(F(1,265) > 2245,89) = 2,07e-131

Estadístico alternativo: TR^2 = 241,504118,
con valor p  = P(Chi-cuadrado(1) > 241,504) = 1,85e-054

Ljung-Box Q' = 233,861,
con valor p  = P(Chi-cuadrado(1) > 233,861) = 8,58e-053
```

Estadístico de contraste: $BG = TR^2 \overset{H_0,a}{\sim} \chi^2(1)$

Criterio de decisión: $BG = 241,504118 > 3,84 = \chi^2_{0,05(1)}$

Por tanto rechazamos la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel del 5 % de significatividad. Las perturbaciones presentan autocorrelación de primer orden.

e. Contraste de Breusch-Godfrey para autocorrelación de orden 12.

H_0 : No autocorrelación de orden $p = 1$

H_a : Autocorrelación de orden $p = 12$:

El resultado que se obtiene mediante Gretl es:

```
Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación hasta el orden 12
MCO, usando las observaciones 1990:01-2012:06 (T = 270)
Variable dependiente: uhat

            Coeficiente   Desv. Típica  Estadístico t   Valor p
  ---------------------------------------------------------------
  const     10,8369       14,2821          0,7588     0,4487
  P         -0,0243133     0,0255800      -0,9505     0,3428
  GP        -0,110300      0,199156       -0,5538     0,5802
  sq_GP      0,000354715   0,000748152     0,4741     0,6358
  uhat_1     0,827753      0,0627962      13,18       1,39e-030 ***
  uhat_2     0,356879      0,0813707       4,386      1,69e-05  ***
  uhat_3    -0,154457      0,0844110      -1,830      0,0684    *
  uhat_4    -0,199465      0,0847859      -2,353      0,0194    **
  uhat_5     0,0301600     0,0854870       0,3528     0,7245
  uhat_6     0,203399      0,0857590       2,372      0,0184    **
  uhat_7    -0,0258866     0,0857166      -0,3020     0,7629
  uhat_8    -0,0944013     0,0860638      -1,097      0,2737
  uhat_9     0,0917464     0,0852713       1,076      0,2830
  uhat_10    0,0402079     0,0849897       0,4731     0,6366
```

```
  uhat_11   -0,0872901      0,0818427        -1,067      0,2872
  uhat_12   -0,0391187      0,0645283        -0,6062     0,5449

  R-cuadrado = 0,905770

Estadístico de contraste: LMF = 203,460617,
con valor p  = P(F(12,254) > 203,461) = 9,99e-123

Estadístico alternativo: TR^2 = 244,557855,
con valor p  = P(Chi-cuadrado(12) > 244,558) = 1,86e-045

Ljung-Box Q' = 1388,38,
con valor p  = P(Chi-cuadrado(12) > 1388,38) = 4,45e-290
```

Estadístico de contraste: $BG = TR^2 \overset{H_{0,a}}{\sim} \chi^2(12)$

Criterio de decisión: $BG = 244,557855 > 21,0261 = \chi^2_{0,05(12)}$

Por tanto rechazamos la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel del 5 % de significatividad. Las perturbaciones presentan autocorrelación de orden doce.

f. Las perturbaciones del modelo no cumplen todas las hipótesis básicas. Existe un proceso autorregresivo de orden superior a uno en las perturbaciones. En consecuencia el estimador MCO de los coeficientes del modelo es lineal en u, insesgado pero no es de mínima varianza. Para realizar una inferencia válida hay que emplear un estimador robusto de la matriz de varianzas y covarianzas comno el propuesto por Newey-West.

Los resultados de estimación adecuados a este contexto son:

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1990:01–2012:06 ($T = 270$)
Variable dependiente: V
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	57,5860	131,172	0,4390	0,6610
P	−1,38907	0,197105	−7,0474	0,0000
GP	3,77879	1,77454	2,1294	0,0341
sq_GP	−0,0166627	0,00648700	−2,5686	0,0108

Media de la vble. dep.	120,8475	D.T. de la vble. dep.	16,87912
Suma de cuad. residuos	28697,27	D.T. de la regresión	10,38674
R^2	0,625554	R^2 corregido	0,621331
$F(3,266)$	30,68774	Valor p (de F)	4,55e–17
Log-verosimilitud	−1013,042	Criterio de Akaike	2034,083
Criterio de Schwarz	2048,477	Hannan–Quinn	2039,863
$\hat{\rho}$	0,965596	Durbin–Watson	0,084094

Segunda parte

a. Modelo: $V_t = \beta_1 + \beta_2 P_t + \beta_3 G_t + \beta_4 G_t^2 + \beta_5 time + \beta_6 time^2 + \beta_7 time^3 + u_t$

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 1990:01–2012:06 ($T = 270$)
Variable dependiente: V

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	−501,568	24,8240	−20,2050	0,0000
P	4,17251	0,129212	32,2919	0,0000
GP	1,38658	0,279551	4,9600	0,0000
sq_GP	−0,00572334	0,000946580	−6,0463	0,0000
time	0,945285	0,0558900	16,9133	0,0000
sq_time	0,00288812	0,000336880	8,5731	0,0000
timecubo	−1,44749e–005	9,72801e–007	−14,8796	0,0000

Media de la vble. dep.	120,8475	D.T. de la vble. dep.	16,87912
Suma de cuad. residuos	2594,895	D.T. de la regresión	3,141102
R^2	0,966141	R^2 corregido	0,965369
$F(6, 263)$	1250,769	Valor p (de F)	3,7e–190
Log-verosimilitud	−688,6021	Criterio de Akaike	1391,204
Criterio de Schwarz	1416,393	Hannan–Quinn	1401,319
$\hat{\rho}$	0,587180	Durbin–Watson	0,827546

FRM:

$$\begin{aligned}\hat{V}_t &= -501,568 + 4,17251 P_t + 1,38658 G_t - 0,00572334 G_t^2 + \\ &+ 0,945285 time + 0,00288812 time^2 - 1,44749 10^{-05} time^3\end{aligned}$$

c. Contraste de Breusch-Godfrey para autocorrelación de orden 12.

H_0 : No autocorrelación de orden $p = 1$

H_a : Autocorrelación de orden $p = 12$:

El resultado que se obtiene mediante Gretl es:

```
Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación hasta el orden 12
MCO, usando las observaciones 1990:01-2012:06 (T = 270)
Variable dependiente: uhat

              Coeficiente   Desv. Típica  Estadístico t   Valor p
  ---------------------------------------------------------------
  const      -10,5985       19,9236         -0,5320      0,5952
  P            0,0106923     0,0949042       0,1127      0,9104
  GP           0,143322      0,241628        0,5932      0,5536
  sq_GP       -0,000494112   0,000815623    -0,6058      0,5452
  time        -0,0189710     0,0457003      -0,4151      0,6784
  sq_time      0,000126489   0,000264940     0,4774      0,6335
  timecubo    -2,39991e-07   7,24508e-07    -0,3312      0,7407
  uhat_1       0,477442      0,0632936       7,543       8,40e-013 ***
```

```
  uhat_2      0,360458      0,0701919       5,135       5,65e-07  ***
  uhat_3     -0,161536      0,0736684      -2,193       0,0292    **
  uhat_4     -0,339565      0,0744734      -4,560       8,02e-06  ***
  uhat_5     -0,128674      0,0762109      -1,688       0,0926    *
  uhat_6      0,263132      0,0769407       3,420       0,0007    ***
  uhat_7     -0,0160528     0,0777490      -0,2065      0,8366
  uhat_8     -0,213685      0,0771087      -2,771       0,0060    ***
  uhat_9      0,0429044     0,0749392       0,5725      0,5675
  uhat_10     0,102201      0,0742724       1,376       0,1700
  uhat_11    -0,0182295     0,0716443      -0,2544      0,7994
  uhat_12    -0,0736954     0,0664680      -1,109       0,2686

  R-cuadrado = 0,486911

Estadístico de contraste: LMF = 19,849505,
con valor p  = P(F(12,251) > 19,8495) = 3,55e-030

Estadístico alternativo: TR^2 = 131,466022,
con valor p  = P(Chi-cuadrado(12) > 131,466) = 3,13e-022

Ljung-Box Q' = 228,539,
con valor p  = P(Chi-cuadrado(12) > 228,539) = 4,01e-042
```

Estadístico de contraste: $BG = TR^2 \overset{H_0,a}{\sim} \chi^2(12)$

Criterio de decisión: $BG = 131,466022 > 21,0261 = \chi^2_{0,05(12)}$

Por tanto rechazamos la hipótesis nula de no autocorrelación a un nivel del 5 % de significatividad. Las perturbaciones presentan autocorrelación de orden doce.

d. Para que la inferencia sea válida tenemos que emplear un estimador robusto de la matriz de varianzas y covarianzas comno el propuesto por Newey-West.

Los resultados de estimación adecuados a este contexto son:

Modelo 8: MCO, usando las observaciones 1990:01–2012:06 (T = 270)
Variable dependiente: V
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	−501,568	33,7535	−14,8598	0,0000
P	4,17251	0,187066	22,3050	0,0000
GP	1,38658	0,444510	3,1193	0,0020
sq_GP	−0,00572334	0,00158227	−3,6172	0,0004
time	0,945285	0,0872819	10,8303	0,0000
sq_time	0,00288812	0,000458242	6,3026	0,0000
timecubo	−1,44749e–005	1,33226e–006	−10,8649	0,0000

Media de la vble. dep.	120,8475	D.T. de la vble. dep.	16,87912
Suma de cuad. residuos	2594,895	D.T. de la regresión	3,141102
R^2	0,966141	R^2 corregido	0,965369
$F(6, 263)$	485,1589	Valor p (de F)	4,3e–139
Log-verosimilitud	−688,6021	Criterio de Akaike	1391,204
Criterio de Schwarz	1416,393	Hannan–Quinn	1401,319
$\hat{\rho}$	0,587180	Durbin–Watson	0,827546

Contraste significatividad de la variable tendencia.

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0 \\ H_a : \text{alguna identidad no se cumple} \end{array} \qquad F = \frac{SCR_R - SCR_{NR}}{SCR_R}\frac{T-k}{q} \overset{H_0}{\sim} \mathcal{F}(q, T-k)$$

Como $F = 351,353 > 2,63893 = \mathcal{F}_{0,05}(3, 263)$, se rechaza H_0 a un nivel de significatividad del 5 %. Por tanto la variable tendencia es significativa.

e. ¿Es la tendencia lineal?

Contraste general.

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_6 = \beta_7 = 0 \\ H_a : \text{alguna identidad no se cumple} \end{array} \qquad F = \frac{SCR_R - SCR_{NR}}{SCR_R}\frac{T-k}{q} \overset{H_0}{\sim} \mathcal{F}(q, T-k)$$

Como $F = 70,3769 > 3,03012 = \mathcal{F}_{0,05}(2, 263)$, se rechaza H_0 a un nivel de significatividad del 5 %. Por tanto la variable tendencia no es lineal, el polinomio es de mayor orden.

¿Es la tendencia cuadrática?

Contraste general.

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_7 = 0 \\ H_a : \text{alguna identidad no se cumple} \end{array} \qquad F = \frac{SCR_R - SCR_{NR}}{SCR_R}\frac{T-k}{q} \overset{H_0}{\sim} \mathcal{F}(q, T-k)$$

Como $F = 118,047 > 3,87706 = \mathcal{F}_{0,05}(1, 263)$, se rechaza H_0 a un nivel de significatividad del 5 %. Por tanto la variable tendencia no es cuadrática, el polinomio es de mayor orden.

¿Es la tendencia cúbica?

Sí, dados los contrastes realizados concluimos que la tendencia es cúbica.