

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID
 ECONOMETRÍA I
 Curso 2005/06
 EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)

1 de Septiembre de 2006

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

PROBLEMA 1: INVERSIÓN Y VALOR DE MERCADO

Deseamos estudiar la relación entre la inversión empresarial de una empresa y su valor de mercado en el año anterior. Para ello, utilizamos datos anuales de la compañía General Electric (GE) durante los años 1935 a 1954 de las variables inversión, I , y valor de mercado en el año anterior, $VM(-1)$, ambas en millones de dólares.

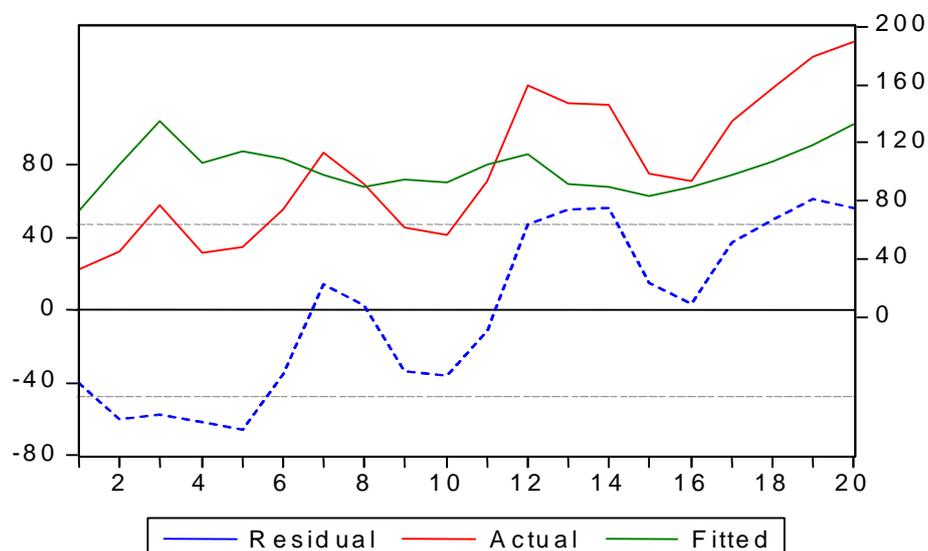
SALIDA 1

Dependent Variable: I
 Method: Least Squares
 Sample: 1 20
 Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.658	52.005	0.57	0.576
$VM(-1)$	0.037	0.026	1.42	0.171
Log likelihood	-104.46	F-statistic		2.035
Durbin-Watson stat	0.32	Prob (F-statistic)		0.171

GRÁFICO 1

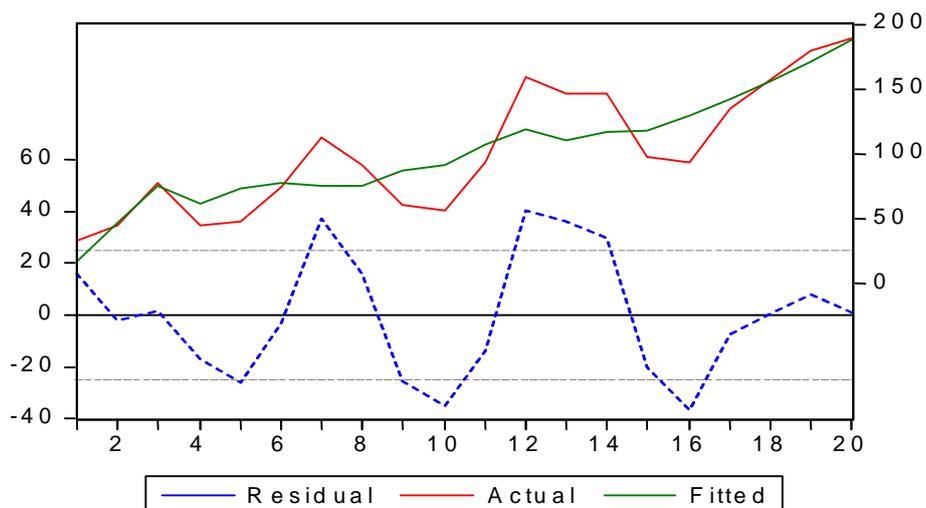
(Los residuos de la SALIDA 1 son la línea discontinua)



Decidimos añadir la variable tendencia (t) a la ecuación 1 para ver si podemos captar el crecimiento de la inversión en GE en esos años. Los resultados están en la SALIDA 2.

SALIDA 2					
Dependent Variable: I					
Method: Least Squares					
Sample: 1 20					
Included observations: 20					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	-21.723	28.456	-0.76	0.456	
t	6.716	0.974	6.90	0.000	
VM(-1)	0.028	0.014	1.98	0.064	
Log likelihood	-91.11909	F-statistic		27.422	
Durbin-Watson stat	1.18	Prob (F-statistic)		0.000	

GRÁFICO 2



Para contrastar formalmente si hay autocorrelación de orden 2 se obtiene la SALIDA 3, donde RES son los residuos de la SALIDA 2.

SALIDA 3

Dependent Variable: RES
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.459	3.824	-0.12	0.906
RES(-1)	0.716	0.175	4.09	0.010
RES(-2)	-0.725	0.173	-4.19	0.001

Log likelihood	-74.042	F-statistic		12.184
Durbin-Watson stat	2.48	Prob (F-statistic)		0.001

Por último, estimamos la ecuación de la SALIDA 2 pero utilizando el estimador de la varianza-covarianza de Newey-West. Los resultados están en la SALIDA 4.

SALIDA 4

Dependent Variable: I
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-21.723	21.543	-1.01	0.327
t	6.716	0.745	9.01	0.000
VM(-1)	0.028	0.011	2.55	0.016

R-squared	0.763	Mean dependent var		102.29
Adjusted R-squared	0.736	S.D. dependent var		48.58
S.E. of regression	24.985	Akaike info criterion		9.412
Sum squared resid	10612.25	Schwarz criterion		9.561
Log likelihood	-91.119	F-statistic		27.422
Durbin-Watson stat	1.18	Prob (F-statistic)		0.000

PROBLEMA 2: CURVA DE ENGEL

Para estimar una curva de Engel para alimentación, disponemos de datos de hogares españoles formados por parejas con o sin hijos en los que la edad del marido está comprendida entre 25 y 65 años, seleccionados aleatoriamente de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 con información sobre las siguientes variables:

LAL = logaritmo del gasto anual en alimentación del hogar en euros;

LGT = logaritmo del gasto anual total del hogar en euros;

LY = logaritmo de la renta disponible del hogar en miles de euros (esta variable tiene una correlación positiva y muy alta con LGT);

LY_UH = LY \times UH;

TAM = Número de miembros del hogar (excluidos los cónyuges, es decir: número total de miembros -2);

TAM2 = TAM \times TAM = Número de miembros del hogar (excluidos los cónyuges) al cuadrado;

EDAD = Edad del marido;

UH = Variable binaria que toma el valor 1 si el marido tiene titulación universitaria y 0 en caso contrario;

UM = Variable binaria que toma el valor 1 si la mujer tiene titulación universitaria y 0 en caso contrario;

MT = Variable binaria que toma el valor 1 si la esposa trabaja y 0 en caso contrario;

El modelo empírico utilizado es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{LAL} = & \beta_0 + \beta_1 \text{LGT} + \beta_2 \text{LGT_UH} + \beta_3 \text{TAM} + \beta_4 \text{TAM2} \\ & + \beta_5 \text{UH} + \beta_6 \text{UM} + \beta_7 \text{MT} + \beta_8 \text{EDAD} + u, \end{aligned} \quad (*)$$

es decir, las variables que determinan el gasto en alimentación son el logaritmo del gasto total (LGT), así como LGT_UH = LGT \times UH, y otras variables que recogen las características del hogar.

Además, sabemos que la suma de cuadrados de las observaciones de LAL, en desviaciones con respecto a la media, $\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, es igual a 202.643.

Muy importante: Tenga en cuenta que algunos resultados de las tablas han sido omitidos.

Empleando datos de 965 observaciones se han realizado las siguientes estimaciones

SALIDA 1

Dependent Variable: LAL

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.955	0.258	11.45	0.000
LGT				
LGT_UH	-0.177		-2.70	0.006
TAM	0.143	0.018	7.94	0.000
TAM2	-0.010	0.002	-5.00	0.000
UH	1.628	0.678	2.40	0.016
UM	-0.105	0.044	-2.39	0.017
MT	-0.071	0.029	-2.45	0.015
EDAD	0.004	0.001	4.00	0.006

R-squared

Adjusted R-squared

S.E. of regression

Sum squared resid 121.95

IMPORTANTE:

El intervalo de confianza al 95% para el coeficiente de
LGT es [0.46312 ; 0.57288]

SALIDA 2

Covarianzas de los estimadores de la SALIDA 1

	LGT	LGT_UH	TAM	TAM2	UH	UM	MT
LGT_UH	-0.0007						
TAM	-0.00006	0.000028					
TAM2	0.0000035	-0.0000052	-0.000039				
UH	0.0067	-0.046	-0.00028	0.000053			
UM	-0.000074	-0.000035	0.000073	-0.000008	-0.0004		
MT	-0.00016	0.000034	0.000025	0.0000005	-0.00034	-0.00033	
EDAD	-0.0000067	-0.0000037	-0.0000002	-0.0000001	0.000036	0.000003	0.00001

SALIDA 3

Dependent Variable: LAL

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.733	0.270	10.12	0.000
LGT	0.565	0.029	19.48	0.000
LGT_UH	-0.181	0.071	-2.55	0.011
UH	1.667	0.711	2.34	0.019
UM	-0.142	0.046	-3.09	0.002
MT	-0.100	0.031	-3.23	0.001
EDAD	0.004	0.001	4.00	0.002

R-squared	0.335
Adjusted R-squared	
S.E. of regression	0.392
Sum squared resid	

SALIDA 4

Dependent Variable: LAL

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.209	0.241	13.32	0.000
LGT	0.491	0.026	18.88	0.000
LGT_UH	-0.017	0.003	-5.67	0.000
TAM	0.148	0.018	8.22	0.000
TAM2	-0.011	0.003	-3.67	0.000
MT	-0.088	0.028	-3.14	0.002
EDAD	0.004	0.001	4.00	0.005

R-squared	
Adjusted R-squared	0.387
S.E. of regression	0.359
Sum squared resid	

SALIDA 4A

Dependent Variable: LAL

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.579	0.233	15.36	0.000
LGT	0.449	0.025	17.96	0.000
TAM	0.153	0.018	8.50	0.000
TAM2	-0.011	0.003	-3.67	0.000
MT	-0.106	0.029	-3.66	0.000
EDAD	0.004	0.001	4.00	0.005

R-squared	0.374
Adjusted R-squared	
S.E. of regression	
Sum squared resid	

SALIDA 5

Dependent Variable: LGT

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.163	0.085	96.04	0.000
LY	0.500	0.032	15.50	0.000
LY_UH	-0.113	0.068	-1.65	0.099
TAM	0.025	0.020	1.28	0.202
TAM2	0.001	0.003	0.21	0.836
UH	0.468	0.198	2.36	0.018
UM	-0.014	0.049	-0.29	0.770
MT	0.057	0.034	1.71	0.088
EDAD	0.004	0.001	2.61	0.009

R-squared	0.372
Adjusted R-squared	0.366
S.E. of regression	0.396
Sum squared resid	149.72

(La suma de cuadrados de los residuos de una regresión como la de la SALIDA 5 que omite LY y LY_UH es 190.21).

SALIDA 5A

Dependent Variable: LGT_UH

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.027	0.035	-0.79	0.427
LY	-0.001	0.013	-0.07	0.940
LY_UH	0.437	0.028	15.83	0.000
TAM	-0.000	0.008	-0.03	0.975
TAM2	0.001	0.001	0.74	0.462
UH	8.728	0.080	108.92	0.000
UM	-0.022	0.020	-1.13	0.261
MT	-0.002	0.014	-0.18	0.856
EDAD	0.001	0.001	1.08	0.281

R-squared	0.998
Adjusted R-squared	0.998
S.E. of regression	0.160
Sum squared resid	24.50

(La suma de cuadrados de los residuos de una regresión como la de la SALIDA 5A pero que omite LY y LY_UH es 31.88).

SALIDA 6

Dependent Variable: LAL

Method: Two-Stage Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Instrument list: LY LY_UHT

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.031	0.528	5.74	0.000
LGT	0.508	0.058	8.76	0.000
LGT_UH				
TAM	0.145	0.018	8.06	0.000
TAM2	-0.010	0.003	-3.33	0.000
UH	3.063	1.362	2.25	0.025
UM	-0.100	0.044	-2.27	0.025
MT	-0.065	0.032	-2.03	0.040
EDAD	0.004	0.001	4.00	0.004

R-squared	0.394
Adjusted R-squared	0.389
S.E. of regression	0.358
Sum squared resid	122.72

IMPORTANTE:

El intervalo de confianza al 95% para el coeficiente de LGT_UH es [-0.58852 ; -0.05148]

La covarianza estimada entre los coeficientes de LGT y LGT_UH es igual a -0.002.

SALIDA 7

Dependent Variable: LAL

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.031	0.528	5.74	0.000
LGT	0.508	0.058	8.76	0.000
LGT_UH				
TAM	0.145	0.018	8.06	0.000
TAM2	-0.010	0.003	-3.33	0.000
UH	3.063	1.362	2.25	0.025
UM	-0.100	0.044	-2.27	0.025
MT	-0.065	0.032	-2.03	0.040
EDAD	0.004	0.001	4.00	0.004
RES5	0.015	0.066	0.23	0.890
RES5A	0.188	0.157	1.20	0.232
R-squared		0.399		
Adjusted R-squared		0.393		
S.E. of regression		0.357		
Sum squared resid		121.74		

(RES5 y RES5A son los residuos de las SALIDAS 5 y 5A, respectivamente)

PROBLEMA 3: FUNCIONES DE DEMANDA

Los distribuidores de manzanas ecológicas han realizado una muestra entre sus clientes en la que han obtenido 660 observaciones de las cantidades en kilos (*ecocan*) y precios en euros (*ecoprc*) a los que se han vendido las manzanas. También disponen de una variable adicional: precios de venta de las manzanas normales en euros (*regprc*). Con las dos variables de precios han construido una variable que refleja la diferencia entre el precio de las manzanas ecológicas y el precio de las manzanas normales: $diffprc = (ecoprc - regprc)$. Con estos datos se han estimado por mínimos cuadrados ordinarios las siguientes funciones de demanda lineal (errores estandar entre paréntesis):

$$\begin{aligned} \widehat{ecocan} &= 2.388 - 0.845ecoprc & (f1) \\ & \quad (0.372) \quad (0.332) \\ n &= 660; R^2 = 0.00098; \sigma^2 = 2.5153 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{ecocan} &= 1.965 - 2.927ecoprc + 3.029regprc & (f2) \\ & \quad (0.380) \quad (0.588) \quad (0.711) \\ n &= 660; R^2 = 0.0364; \sigma^2 = 2.4831 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{ecocan} &= 2.056 - 2.926diffprc & (f3) \\ & \quad (0.152) \quad (0.588) \\ n &= 660; R^2 = 0.0363; \sigma^2 = 2.4814 \end{aligned}$$

Universidad Carlos III de Madrid
ECONOMETRÍA I
Curso 2005/06
EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)
1 de Septiembre de 2006

Tipo de examen: 1

TIEMPO: 2 HORAS Y 30 MINUTOS

Instrucciones:

• **ANTES DE EMPEZAR A RESPONDER EL EXAMEN:**

- Rellene sus datos personales en el **impreso de lectura óptica**, que será el único documento válido de respuesta. Recuerde que tiene que completar sus datos identificativos (Nombre y apellidos y NIE) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.

Muy importante: El número de identificación que debe rellenar es su **NIU** (NO el DNI o el Pasaporte), que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000.

- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo, de acuerdo con la siguiente tabla:

TITULACION	GRUPOS					CODIGO DE ASIGNATURA
Economía	61	62	63	64	65*	10188
ADE	71	72	73	74	75*	10188
ADE (Colmenarejo)	71					10188
Sim. Eco-Dcho.	69					42020
Sim. ADE-Dcho.	77	78				43020
Sim. ADE-Dcho (Colmenarejo)	17					43020

*Grupos bilingües

- Compruebe que este cuadernillo tiene 5 problemas y que el cuestionario de preguntas tiene 40 preguntas numeradas correlativamente.
- **Compruebe que el número de tipo de examen que aparece en el cuestionario de preguntas coincide con el señalado en el impreso de lectura óptica.**
- Lea las preguntas detenidamente.
Cuando una pregunta se refiera a algún problema de los enunciados, el encabezado de la pregunta incluirá entre paréntesis el número de problema a que corresponde. Se recomienda leer atentamente dicho enunciado **antes** de contestar las preguntas relacionadas.
- Para la fila correspondiente al número de cada una de las preguntas, rellene la casilla correspondiente a la respuesta escogida en el impreso de lectura óptica (A, B, C ó D).
- **Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.** Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada nula y su puntuación será cero.

- Todas las preguntas respondidas correctamente tienen idéntica puntuación. Las respuestas incorrectas tendrán una puntuación de cero. Para superar la asignatura hay que responder correctamente un mínimo de 24 preguntas. (Tenga en cuenta que la calificación complementaria de clase no se tiene en cuenta en la convocatoria extraordinaria).
- Si lo desea, puede utilizar la plantilla de respuestas que aparece a continuación como borrador, si bien dicha plantilla carece por completo de validez oficial.
- Puede utilizar el reverso de las hojas como borrador (no se facilitará más papel).
- Al final de este documento, se adjuntan tablas estadísticas.

- **Cualquier alumno que sea sorprendido hablando o intercambiando cualquier tipo de material en el examen será expulsado en el acto y su calificación será de cero, sin perjuicio de otras medidas que se puedan adoptar.**

- **Fechas de publicación de calificaciones:** Martes 5 de Septiembre.
- **Fecha de revisión:**
 - Grupos del Campus de Getafe: Jueves 7 de Septiembre a las 15 h (las aulas se comunicarán en Aula Global)
 - Grupos del Campus de Colmenarejo: el profesor responsable lo comunicará en Aula Global.

- **Normas para la revisión:**
 - La revisión sólo tendrá por objeto comprobar el número de respuestas correctas del examen.
 - Para tener derecho a revisión, el alumno deberá:
 - * *Solicitarlo por escrito*, apuntándose en la lista situada en el Tablón de Información del departamento de Economía (junto al despacho 15.2.22), indicando titulación y grupo. Los alumnos de los grupos del Campus de Colmenarejo deberán apuntarse en la lista situada en la puerta del despacho 1.2.B11.
 - * *Acudir a la revisión con una copia impresa de las soluciones* del examen, que estarán disponibles en Aula Global desde el día de publicación de las calificaciones.

**Borrador de
RESPUESTAS**

PREGUNTA	(a)	(b)	(c)	(d)	PREGUNTA	(a)	(b)	(c)	(d)
1.					21.				
2.					22.				
3.					23.				
4.					24.				
5.					25.				
6.					26.				
7.					27.				
8.					28.				
9.					29.				
10.					30.				
11.					31.				
12.					32.				
13.					33.				
14.					34.				
15.					35.				
16.					36.				
17.					37.				
18.					38.				
19.					39.				
20.					40.				

1. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Sean las siguientes afirmaciones:
 - (i) Una estimación apropiada de $V(LAL)$ sería $(121.95/(965 - 9)) \simeq 0.128$.
 - (ii) Una estimación apropiada de $V(LAL | LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD)$ sería $(121.95/(965 - 9)) \simeq 0.128$.
 - (iii) Una estimación apropiada de $V(LAL | LGT, LGT_UH, TAM, TAM2, UH, UM, MT, EDAD)$ sería $(121.95/(965 - 9)) \simeq 0.128$.
 - (a) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Las tres afirmaciones son ciertas.

2. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Sean las siguientes afirmaciones:
 - (i) Una estimación apropiada de $V(u)$ sería $(121.95/(965 - 9)) \simeq 0.128$.
 - (ii) Una estimación apropiada de $V(u | LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD)$ sería $(121.95/(965 - 9)) \simeq 0.128$.
 - (iii) Una estimación apropiada de $V(u | LGT, LGT_UH, TAM, TAM2, UH, UM, MT, EDAD)$ sería $(121.95/(965 - 9)) \simeq 0.128$.
 - (a) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Las tres afirmaciones son ciertas.

3. (**Problema 2**) Suponga que dado el modelo (*) queremos contrastar la hipótesis nula de que el gasto en alimentación medio es independiente de que los miembros de la pareja tengan estudios universitarios.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_5 = \beta_6 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_2 = \beta_5 = \beta_6$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_2 = \beta_5 = \beta_6 = 0$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_5 = \beta_6$.

4. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico y queremos contrastar la hipótesis nula de que el gasto en alimentación medio es independiente de que los miembros de la pareja tengan estudios universitarios.
 - (a) El estadístico de contraste, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 4, es $W = \frac{(0.359^2 \times (965 - 7) - 121.95)}{121.95} \times (965 - 9) \simeq 11.9$, que se distribuye aproximadamente como una χ_2^2 .
 - (b) No disponemos de información suficiente para llevar a cabo el contraste.
 - (c) El estadístico de contraste, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 4, es $W = \frac{(0.359^2 \times (965 - 7) - 121.95)}{121.95} \times (965 - 9) \simeq 11.9$, que se distribuye aproximadamente como una χ_3^2 .
 - (d) El estadístico de contraste, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 4A, es $W = \frac{((1 - 0.374) \times 202.643 - 121.95)}{121.95} \times (965 - 9) \simeq 38.45$, que se distribuye aproximadamente como una χ_3^2 .

5. (**Problema 2**) Suponga que dado el modelo (*) queremos contrastar la hipótesis nula de que la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total es independiente de que el marido tenga estudios universitarios.
- La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_2 = \beta_5 = 0$.
 - La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_1 = \beta_2$.
 - La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_2 = 0$.
 - La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_2 = \beta_5$.
6. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico y queremos contrastar la hipótesis nula de que la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total es independiente de que el marido tenga estudios universitarios.
- No disponemos de información suficiente para contrastar dicha hipótesis.
 - El estadístico de contraste es $t \simeq \frac{0.518 - (-0.177)}{\sqrt{0.028^2 + 0.066^2 - 2 \times (-0.0007)}} \simeq 8.42$, que se distribuye asintóticamente como una $N(0, 1)$.
 - El estadístico de contraste es $t \simeq -2.70$, que se distribuye asintóticamente como una $N(0, 1)$.
 - El estadístico de contraste es $t \simeq \frac{-0.177 - 1.628}{\sqrt{0.066^2 + 0.678^2 - 2 \times (-0.046)}} \simeq -2.42$, que se distribuye asintóticamente como una $N(0, 1)$.
7. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico y queremos contrastar la hipótesis nula de que la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total es independiente de que el marido tenga estudios universitarios. Con la evidencia disponible:
- No disponemos de información suficiente para contrastar dicha hipótesis.
 - Rechazaríamos la hipótesis nula al 0.1%.
 - Rechazaríamos la hipótesis nula al 1% pero no al 0.1%.
 - Rechazaríamos la hipótesis nula al 5% pero no al 1%.
8. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Comparando dos hogares que un gasto total de 20000 euros, igual tamaño, igual edad del marido e igual situación laboral de la mujer, el hecho de que los dos cónyuges del primer hogar tengan titulación universitaria supone una diferencia promedio estimada en el gasto en alimentación respecto a otro en el que ambos cónyuges carecen de estudios universitarios igual a:
- $(1.628 - 0.105) \% \simeq 1.52\%$ más.
 - $[(-0.177 \times \ln(20000) + (1.628 - 0.105))] \times 1000 \simeq 229.9$ euros más.
 - $[(-0.177 \times \ln(20000) + (1.628 - 0.105))] \times 100\% \simeq 22.99\%$ menos.
 - No disponemos de información suficiente.

9. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. A partir de las estimaciones obtenidas, considere las siguientes afirmaciones acerca del gasto medio en alimentación:
- (i) Considerando hogares con un gasto total de 8000 euros, aquellos en que el marido tiene titulación universitaria tendrán en promedio un gasto en alimentación mayor que aquellos en que el marido no tiene titulación universitaria (*ceteris paribus*).
 - (ii) Considerando hogares con un gasto total de 8000 euros, aquellos en que el marido tiene titulación universitaria tendrán siempre un gasto en alimentación mayor que aquellos en que el marido no tiene titulación universitaria (*ceteris paribus*).
 - (iii) Es posible que haya hogares en los que el marido tiene titulación universitaria con un gasto efectivo en alimentación mayor que otros hogares con características similares en los que el marido no tiene titulación universitarias, y viceversa.
- (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
10. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Queremos contrastar la hipótesis nula de que la elasticidad promedio del gasto en alimentación respecto al gasto total es del 57%. Entonces:
- (a) No rechazo la hipótesis nula al 5% si el marido tiene titulación universitaria.
 - (b) No rechazo la hipótesis nula al 10% para hogares en los que el marido no tiene titulación universitaria.
 - (c) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha hipótesis.
 - (d) No rechazo la hipótesis nula al 5% para hogares en los que el marido no tiene titulación universitaria.
11. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Queremos contrastar la hipótesis de que el número de miembros del hogar no afecta al gasto en alimentación.
- (a) La información disponible no aporta evidencia suficiente para dilucidar dicha hipótesis.
 - (b) A partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 3, el estadístico de contraste apropiado es $W \simeq \frac{(0.392^2 \times (965 - 7) - 121.95)}{121.95} \times (965 - 9) \simeq 198.02$, que se distribuye aproximadamente como una χ_2^2 , de manera que rechazamos dicha hipótesis nula a cualquier nivel de significación razonable.
 - (c) Como TAM y TAM2 son individualmente significativas, rechazamos dicha hipótesis nula.
 - (d) El estadístico de contraste es $t = 7.94$, que se distribuye asintóticamente como una normal estándar, con lo que rechazamos dicha hipótesis nula a cualquier nivel de significación razonable.

12. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. El efecto *ceteris paribus* de un miembro adicional en una familia compuesta por 5 miembros (incluyendo los cónyuges) supone un aumento promedio estimado en el gasto en alimentación de:
- (a) $(0.143 - 2 \times 0.01 \times 3) \times 100 \%$. $\simeq 8.3\%$.
 - (b) $(0.143 - 2 \times 0.01 \times 5) \times 10 \simeq 43$ euros.
 - (c) $(0.143 - 2 \times 0.01 \times 3) \times 10 \simeq 83$ euros.
 - (d) $(0.143 - 2 \times 0.01 \times 5) \times 100 \%$. $\simeq 4.3\%$.
13. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. A la vista de los coeficientes estimados y los errores estándar de TAM y TAM2, indique cuál de las siguientes afirmaciones acerca del efecto estimado *ceteris paribus* del tamaño sobre el gasto en alimentación es FALSA:
- (a) Dicho efecto es positivo para un hogar formado por menos de 8 miembros (incluyendo a los cónyuges).
 - (b) Dicho efecto es negativo para hogares con 10 miembros (incluyendo a los cónyuges).
 - (c) Dicho efecto es positivo pero marginalmente decreciente.
 - (d) El efecto es positivo para familias pequeñas pero marginalmente decreciente con el tamaño, pudiendo ser negativo para hogares de gran tamaño.
14. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La diferencia promedio estimada en el gasto en alimentación de dos hogares con igual gasto total, igual tamaño, igual nivel educativo de los cónyuges y en el que la mujer trabaja pero en el que la edad del marido en el primer hogar es 10 años mayor que la del segundo es igual a:
- (a) 40 euros.
 - (b) 4 euros.
 - (c) Un 4%.
 - (d) Un 0.04%.
15. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La diferencia promedio estimada, *ceteris paribus*, en el gasto en alimentación entre un hogar con un gasto total de 29700 euros en el que los cónyuges tienen estudios universitarios y la mujer no trabaja respecto a otro con el mismo gasto total en el que los cónyuges no tienen estudios universitarios y la mujer trabaja es aproximadamente igual a:
- (a) $(-0.177 \times 10.3 + 1.628 - 0.105) \times 100 = -30.01\%$ menos.
 - (b) $(-0.177 \times 10.3 + 1.628 - 0.105 - (-0.071)) \times 10 \simeq 229.1$ euros menos.
 - (c) $-(-0.177 \times 10.3 + 1.628 - 0.105 - (-0.071)) \times 100 \simeq 22.91\%$ más.
 - (d) $(-0.177 \times 10.3 + 1.628 - 0.105 - (-0.071)) \times 100 \simeq 22.91\%$ menos.

16. (**Problema 2**) A la hora de estimar el modelo (*), existe un problema potencial respecto a LGT debido a que el gasto en alimentación es parte del gasto total, y por tanto se determinan simultáneamente. Ante tal situación, considere las siguientes afirmaciones:
- (i) LGT es una variable endógena.
 - (ii) $E(u | LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) \neq 0$.
 - (iii) $E(u | LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) = 0$.
- (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (iii) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
17. (**Problema 2**) A la hora de estimar el modelo (*), si LGT es endógena, considere las siguientes afirmaciones:
- (i) La estimación MCO de la ecuación (*) no proporciona un estimador consistente de β_1 .
 - (ii) Asintóticamente, el estimador MCO de la ecuación (*) infraestima β_2 .
 - (iii) Asintóticamente, el estimador MCO de la ecuación (*) sobreestima β_1 .
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (d) Solamente (i) es cierta.
18. (**Problema 2**) Suponga que estamos interesados en estimar consistentemente los coeficientes del modelo (*), y que $E(LGT \times u) \neq 0$, $E(LGT_UH \times u) \neq 0$, aunque el resto de las variables explicativas incluidas en el modelo (*) no están correlacionadas con el término de error u . Además, sabemos que la variable LY tampoco está correlacionada con u .
- (a) Bajo dichas condiciones, los estimadores de la SALIDA 1 son consistentes.
 - (b) Los estimadores de la SALIDA 6 no son consistentes, porque aunque LY es exógena, LY_UH no lo es.
 - (c) Los estimadores de la SALIDA 6 son consistentes, porque los instrumentos LY, LY_UH cumplen las dos condiciones para ser instrumentos válidos: no estar correlacionados con u y estar correlacionados con las variables explicativas endógenas LGT, LGT_UH.
 - (d) La forma reducida para LGT de la SALIDA 5 no es apropiada, porque debería incluir LY pero no LY_UH entre las variables explicativas.
19. (**Problema 2**) Teniendo en cuenta que la variable LY no está correlacionada con u , para verificar empíricamente si existe un problema de endogeneidad con la variable LGT:
- (a) Utilizaremos el contraste de la t asociado al coeficiente de dicha variable en la SALIDA 1.
 - (b) Contrastaremos la significación conjunta de los regresores en la SALIDA 5.
 - (c) Contrastaremos la significación conjunta de los regresores tanto en la SALIDA 5 como en la salida 5A.
 - (d) Llevaremos a cabo un contraste de Hausman.

20. (**Problema 2**) Teniendo en cuenta que la variable LY no está correlacionada con u , dados los resultados presentados en la SALIDA 7, considere las siguientes afirmaciones:
- (i) Como RES5 no es estadísticamente significativa, NO rechazaríamos que LGT es exógena.
 - (ii) Como RES5A no es estadísticamente significativa, NO rechazaríamos que LGT_UH es exógena..
 - (iii) El contraste de Hausman se hace mediante el estadístico $W = \frac{121.95 - 121.74}{121.74} \times (965 - 11) \simeq 1.65$, por lo que rechazamos exogeneidad de LGT y LGT_UH a cualquier nivel de significación razonable.
- (a) Sólo (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Sólo (iii) es cierta.
 - (d) Sólo (i) es cierta.
21. (**Problema 2**) A la vista de los resultados presentados en la SALIDA 7, tomando las estimaciones más apropiadas del modelo (*), al 95% de nivel confianza, la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total para aquellos hogares en los que el marido tiene titulación universitaria:
- (a) Estaría aproximadamente entre -7.6% y 45.2% .
 - (b) No se puede calcular con la información disponible.
 - (c) Estaría aproximadamente entre 27.5% y 40.7% .
 - (d) Estaría aproximadamente entre -58.9% y -5.1% .
22. (**Problema 2**) A la vista de los resultados presentados en la SALIDA 7, tomando las estimaciones más apropiadas del modelo (*), considere las siguientes afirmaciones acerca de la diferencia en la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total entre aquellos hogares en los que el marido tiene titulación universitaria y aquellos hogares en que el marido no tiene titulación universitaria:
- (i) Es estadísticamente distinta de cero al 1% de significación.
 - (ii) Es estadísticamente distinta de cero al 5% de significación..
 - (iii) Es estadísticamente distinta de cero al 10% de significación.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (iii) es cierta.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.
23. (**Problema 2**) Según el modelo de la SALIDA 1, la estimación del coeficiente de la variable LGT es:
- (i) Significativo y positivo con un nivel de confianza del 90%.
 - (ii) Igual a 0.518.
 - (iii) No podemos calcular el valor exacto con la información proporcionada.
- De las tres afirmaciones realizadas:
- (a) Solamente (i) es correcta.
 - (b) Solamente (iii) es correcta.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son correctas.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son correctas.

24. Sea el siguiente modelo

$$Y = \alpha + \beta X + u,$$

donde $u = X\varepsilon$. Sabe que se cumple que $E(\varepsilon|X) = 0$ y $V(\varepsilon|X) = V(\varepsilon) = \sigma^2$. Considere las siguientes afirmaciones:

- (i) El estimador MCO de β es inconsistente porque u depende de X .
- (ii) El supuesto de $E(\varepsilon|X) = 0$ es suficiente para saber seguro que X es independiente en media de u .
- (iii) Como $V(\varepsilon|X) = V(\varepsilon) = \sigma^2$ sabemos que al menos NO hay un problema de heterocedasticidad.

- (a) Solamente (i) es correcta.
- (b) Solamente (ii) y (iii) son correctas.
- (c) Solamente (iii) es correcta.
- (d) Solamente (ii) es correcta.

25. Sea el siguiente modelo

$$Y = \alpha + \beta X + u$$

donde $u = X\varepsilon$. Sabe que se cumple que $E(\varepsilon|X) = 0$. Considere las siguientes afirmaciones:

- (i) No sabemos si hay un problema de heterocedasticidad o no, porque no nos han dicho que $V(\varepsilon|X) = V(\varepsilon) = \sigma^2$.
- (ii) En este caso la forma normal de calcular la varianza del estimador MCO no es correcta porque con la información dada sabemos que los errores serán en general heterocedasticos.
- (iii) Haya o no haya heterocedasticidad, el estimador MCO de β de este modelo es inconsistente en cualquier caso.

- (a) Solamente (i) es correcta.
- (b) Solamente (ii) y (iii) son correctas.
- (c) Solamente (i) y (iii) son correctas.
- (d) Solamente (ii) es correcta.

26. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 1 y el gráfico 1:

- (a) Está claro que NO hay autocorrelación en los residuos.
- (b) El coeficiente de autocorrelación residual de orden 1 es aproximadamente igual a 0.32.
- (c) El coeficiente de autocorrelación residual de orden 1 es aproximadamente igual a 0.84.
- (d) Está claro que NO hay autocorrelación de los residuos positiva.

27. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 1 y el gráfico 1:

- (a) La variable VM(-1) **no** es relevante para explicar la inversión en el modelo estimado en la SALIDA 1.
- (b) Al estar el Durbin-Watson cerca de 0, parece que no hay autocorrelación en los residuos.
- (c) Suponiendo normalidad, El contraste de significación conjunta (F-statistic) **sí** es fiable en la SALIDA 1.
- (d) No podemos estar seguros de si la variable VM(-1) es o no significativa en el modelo estimado en la SALIDA 1.

28. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 2 y el gráfico 2:
- (a) La autocorrelación de los residuos es claramente negativa.
 - (b) El coeficiente de autocorrelación residual de primer orden es aproximadamente 0.41.
 - (c) Los residuos son, en este caso, independientes, al estar centrados en 0.
 - (d) La autocorrelación de los residuos es mayor en la SALIDA 2 que en la SALIDA 1.
29. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 2 y el gráfico 2:
- (a) No existe autocorrelación residual en la SALIDA 2. Lo que pasaba en la SALIDA 1 es que la omisión de la variable t estaba generando TODA la autocorrelación.
 - (b) Los valores de los coeficientes estimados en la SALIDA 2, **no** son fiables al existir autocorrelación en los residuos.
 - (c) Los errores estándar de los parámetros de la SALIDA 2 están bien calculados.
 - (d) Los valores de los coeficientes estimados en la SALIDA 2, **sí** son fiables en la medida en que sólo queda autocorrelación en los residuos.
30. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 3:
- (a) El primer y el segundo retardo no son significativos.
 - (b) No hay autocorrelación residual de orden 1 y 2.
 - (c) Con la información de la SALIDA 3, solamente podemos saber si los retardos (1 y 2) de los residuos son individualmente significativos pero no si lo son conjuntamente.
 - (d) El contraste de significación conjunta del primer y del segundo retardo de los residuos indica que son significativos, por lo que hay autocorrelación residual de primer y segundo orden en la especificación de la SALIDA 2.
31. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 4:
- (a) La variable valor de mercado retrasada, $VM(-1)$, es significativa al 5%.
 - (b) La SALIDA 4 no es fiable, ya que los coeficientes estimados son idénticos a los de la SALIDA 2.
 - (c) El R^2 de la regresión NO explica ni el 1% de la varianza de la inversión en la empresa.
 - (d) La variable tendencia, τ , NO es significativa.
32. **(Problema 1)** A la vista de la SALIDA 4:
- (a) NO es normal que la desviación típica de la variable dependiente (48.58) de la regresión sea mayor que el error estándar de la regresión (24.98) .
 - (b) En base a la evolución de los residuos del gráfico 1 es extraño que la variable tendencia, τ , tenga signo positivo.
 - (c) El Durbin-Watson de la regresión estimada por Newey-West debe ser el mismo que el estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).
 - (d) El R^2 ajustado suele ser mayor que el R^2 sin ajustar. Esto no se verifica en el caso de la SALIDA 4 debido a la autocorrelación.

33. **(Problema 1)** Si la especificación de la SALIDA 4 se estimase con datos trimestrales, en vez de con datos anuales, el retardo de truncamiento de la formula de los errores estándar de Newey-West debería:
- Disminuir.
 - El retardo de truncamiento de Newey-West no depende del tipo de datos que tengamos porque está siempre fijo.
 - Aumentar.
 - No cambiar.
34. **(Problema 1)** Utilizando los resultados apropiados, ante un incremento del valor de mercado en el año pasado de 1 millón de dólares, la inversión variaría en promedio, a un nivel de confianza del 10%:
- Aproximadamente entre 4900 y 51100 dólares.
 - Aproximadamente entre 6550 y 49450 dólares.
 - Aproximadamente entre 9850 y 46150 dólares.
 - Aproximadamente entre -5900 y 79900 dólares.
35. **(Problema 1)** Utilizando los resultados apropiados, considere las siguientes afirmaciones acerca del efecto del valor de mercado del año pasado sobre la inversión:
- Es significativo al 1%.
 - Es significativo al 5%.
 - Es significativo al 10%.
- Solamente (i) es cierta.
 - Las tres afirmaciones son falsas.
 - Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - Solamente (i) y (ii) son ciertas.
36. **(Problema 3)** Utilizando el concepto de correlación, los precios de las manzanas normales y de las manzanas ecológicas de la muestra:
- Tienen una relación positiva.
 - Con la información proporcionada en el enunciado del problema y en las estimaciones (f1), (f2) y (f3) no podemos decir nada sobre la correlación entre esos dos precios.
 - No están correlacionadas.
 - Tienen una relación negativa.
37. **(Problema 3)** Si además de la información proporcionada en el enunciado del problema y en las estimaciones (f1), (f2) y (f3) supieramos que $\widehat{V}(ecoprc) = 2$ (utilizando el símbolo $\widehat{}$ para denotar momentos estimados), entonces:
- $\widehat{C}(ecoprc, regprc) = 1.3747$
 - Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - La información adicional proporcionada en el enunciado de esta pregunta no se necesita para calcular que $\widehat{C}(ecoprc, regprc) = 0.2376$.
 - Necesitamos la matriz de la varianzas y covarianzas de las estimaciones de (f2) para poder calcular $\widehat{C}(ecoprc, regprc)$.

38. **(Problema 3)** Las variables *ecoprc* y *regprc* son significativas en la ecuación (f2) y sin embargo no han sido incluidas en la ecuación (f3). Esto puede ser debido a que:
- difprc* sería endógena con respecto a esas otras dos variables y si las incluimos habría que estimar usando variables instrumentales.
 - Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - Como por definición la correlación entre *difprc* y *ecoprc* es exactamente igual a 1 y la correlación entre *difprc* y *regprc* es exactamente igual a -1, no necesitamos incluirlas en la regresión, pues ya sabemos que los coeficientes estimados serán igual a -2.926 y 2.926 .
 - Una función de demanda que incluyera esas tres variables estaría incorrectamente especificada.
39. **(Problema 3)** Con las estimaciones realizadas se quiere contrastar la siguiente hipótesis nula: si los distribuidores de manzanas normales reducen el precio en un euro, los distribuidores de manzanas ecológicas mantendrán constante su demanda si también reducen el precio en un euro. Considere las siguientes afirmaciones:
- Las hipótesis nula y alternativa las definiremos en base a los efectos marginales de *ecoprc* y *regprc* que surgen de interpretar la regresión (f2) por lo que para realizar el contraste necesitaremos la matriz de varianzas y covarianzas de las estimaciones de (f2).
 - La hipótesis alternativa se puede definir en base a la función de demanda que se ha estimado en (f2) ($ecocan = \beta_0 + \beta_1 ecoprc + \beta_2 regprc + \varepsilon$) como $H_1 : \beta_1 + \beta_2 > 0$.
 - La hipótesis nula se puede definir en base a la función de demanda que se ha estimado en (f2) ($ecocan = \beta_0 + \beta_1 ecoprc + \beta_2 regprc + \varepsilon$) como $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 0$.
- Solamente (i) es correcta.
 - Solamente (iii) es correcta.
 - Solamente (ii) y (iii) son correctas.
 - Solamente (ii) es correcta.
40. **(Problema 3)** Con las estimaciones realizadas se quiere contrastar la siguiente hipótesis nula: si los distribuidores de manzanas normales reducen el precio en un euro, los distribuidores de manzanas ecológicas mantendrán constante su demanda si también reducen el precio en un euro. Considere las siguientes afirmaciones:
- Podemos realizar el contraste y la conclusión es que no podemos rechazar la hipótesis nula al 5%.
 - Podemos realizar el contraste utilizando el estadístico de la F cuyo valor aproximado es 0.058.
 - Podemos realizar el contraste y la conclusión es que rechazamos la hipótesis nula al 5%.
- Solamente (i) es correcta.
 - Ninguna de las afirmaciones es correcta, porque necesitamos más información para poder realizar el contraste.
 - Solamente (iii) es correcta.
 - Solamente (i) y (ii) son correctas.

TABLA A.1. Función de distribución acumulada de la normal estándar.

	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,00	0,500	0,504	0,508	0,512	0,516	0,520	0,524	0,528	0,532	0,536
0,10	0,540	0,544	0,548	0,552	0,556	0,560	0,564	0,567	0,571	0,575
0,20	0,579	0,583	0,587	0,591	0,595	0,599	0,603	0,606	0,610	0,614
0,30	0,618	0,622	0,626	0,629	0,633	0,637	0,641	0,644	0,648	0,652
0,40	0,655	0,659	0,663	0,666	0,670	0,674	0,677	0,681	0,684	0,688
0,50	0,691	0,695	0,698	0,702	0,705	0,709	0,712	0,716	0,719	0,722
0,60	0,726	0,729	0,732	0,736	0,739	0,742	0,745	0,749	0,752	0,755
0,70	0,758	0,761	0,764	0,767	0,770	0,773	0,776	0,779	0,782	0,785
0,80	0,788	0,791	0,794	0,797	0,800	0,802	0,805	0,808	0,811	0,813
0,90	0,816	0,819	0,821	0,824	0,826	0,829	0,831	0,834	0,836	0,839
1,00	0,841	0,844	0,846	0,848	0,851	0,853	0,855	0,858	0,860	0,862
1,10	0,864	0,867	0,869	0,871	0,873	0,875	0,877	0,879	0,881	0,883
1,20	0,885	0,887	0,889	0,891	0,893	0,894	0,896	0,898	0,900	0,901
1,30	0,903	0,905	0,907	0,908	0,910	0,911	0,913	0,915	0,916	0,918
1,40	0,919	0,921	0,922	0,924	0,925	0,926	0,928	0,929	0,931	0,932
1,50	0,933	0,934	0,936	0,937	0,938	0,939	0,941	0,942	0,943	0,944
1,60	0,945	0,946	0,947	0,948	0,949	0,951	0,952	0,953	0,954	0,954
1,70	0,955	0,956	0,957	0,958	0,959	0,960	0,961	0,962	0,962	0,963
1,80	0,964	0,965	0,966	0,966	0,967	0,968	0,969	0,969	0,970	0,971
1,90	0,971	0,972	0,973	0,973	0,974	0,974	0,975	0,976	0,976	0,977
2,00	0,977	0,978	0,978	0,979	0,979	0,980	0,980	0,981	0,981	0,982
2,10	0,982	0,983	0,983	0,983	0,984	0,984	0,985	0,985	0,985	0,986
2,20	0,986	0,986	0,987	0,987	0,987	0,988	0,988	0,988	0,989	0,989
2,30	0,989	0,990	0,990	0,990	0,990	0,991	0,991	0,991	0,991	0,992
2,40	0,992	0,992	0,992	0,992	0,993	0,993	0,993	0,993	0,993	0,994
2,50	0,994	0,994	0,994	0,994	0,994	0,995	0,995	0,995	0,995	0,995
2,60	0,995	0,995	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996
2,70	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997
2,80	0,997	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998
2,90	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,999	0,999	0,999
3,00	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999

Ejemplo: Si $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$, entonces $\Pr(Z < 1,15) = F(1,15) = 0,875$.

TABLA A.2. Función de distribución acumulada de la chi-cuadrado.

k	$G_k(\cdot)$										
	0,60	0,65	0,70	0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,975	0,990	0,995
1	0,71	0,87	1,07	1,32	1,64	2,07	2,71	3,84	5,02	6,63	7,88
2	1,83	2,10	2,41	2,77	3,22	3,79	4,61	5,99	7,38	9,21	10,60
3	2,95	3,28	3,66	4,11	4,64	5,32	6,25	7,81	9,35	11,34	12,84
4	4,04	4,44	4,88	5,39	5,99	6,74	7,78	9,49	11,14	13,28	14,86
5	5,13	5,57	6,06	6,63	7,29	8,12	9,24	11,07	12,83	15,09	16,75
6	6,21	6,69	7,23	7,84	8,56	9,45	10,64	12,59	14,45	16,81	18,55
7	7,28	7,81	8,38	9,04	9,80	10,75	12,02	14,07	16,01	18,48	20,28
8	8,35	8,91	9,52	10,22	11,03	12,03	13,36	15,51	17,53	20,09	21,95
9	9,41	10,01	10,66	11,39	12,24	13,29	14,68	16,92	19,02	21,67	23,59
10	10,47	11,10	11,78	12,55	13,44	14,53	15,99	18,31	20,48	23,21	25,19
11	11,53	12,18	12,90	13,70	14,63	15,77	17,28	19,68	21,92	24,72	26,76
12	12,58	13,27	14,01	14,85	15,81	16,99	18,55	21,03	23,34	26,22	28,30
13	13,64	14,35	15,12	15,98	16,98	18,20	19,81	22,36	24,74	27,69	29,82
14	14,69	15,42	16,22	17,12	18,15	19,41	21,06	23,68	26,12	29,14	31,32
15	15,73	16,49	17,32	18,25	19,31	20,60	22,31	25,00	27,49	30,58	32,80
16	16,78	17,56	18,42	19,37	20,47	21,79	23,54	26,30	28,85	32,00	34,27
17	17,82	18,63	19,51	20,49	21,61	22,98	24,77	27,59	30,19	33,41	35,72
18	18,87	19,70	20,60	21,60	22,76	24,16	25,99	28,87	31,53	34,81	37,16
19	19,91	20,76	21,69	22,72	23,90	25,33	27,20	30,14	32,85	36,19	38,58
20	20,95	21,83	22,77	23,83	25,04	26,50	28,41	31,41	34,17	37,57	40,00