

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID
ECONOMETRÍA I
Curso 2004/05
EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria)

7 de Febrero de 2005

TIEMPO: 2 HORAS 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 DNI) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
(Siga las instrucciones de la hoja adjunta).
 - 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 uno de los problemas enunciados en el cuadernillo adjunto, el encabezado de la pregunta incluirá entre paréntesis el número de problema al que se refiere.
Se recomienda leer atentamente el enunciado de cada problema **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 aprobar el examen hay que responder correctamente un mínimo de 24 preguntas.
- 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:** Viernes 11 de febrero.
- **Fecha de revisión:**
 - Grupos del Campus de Getafe: Martes, 15 de febrero a las 15 h en las AULAS 15.1.03 y 15.1.05
 - Grupos del Campus de Colmenarejo: Lunes, 14 de febrero a las 15 h en el despacho 1.2.B11.
- **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 a partir del miércoles 9 de febrero.

CONFECCIÓN DEL EXAMEN

- No se debe **marcar** en las zonas ocupadas por **marcas negras** en la hoja de examen.
- No **arrugar** ni doblar las hojas de examen.
- El campo D.N.I. debe estar marcado en su totalidad, **incluyendo ceros** a la izquierda si el D.N.I. tiene un tamaño inferior al del campo. Es **muy importante incluir tantos ceros a la izquierda como sea necesario** para la correcta corrección de los exámenes.

Por ejemplo, un alumno cuyo D.N.I. sea 52.107.352, debería rellenar el campo así:

Grilla de D.N.I. correctamente rellena con el número 052107352. El número está escrito en la fila superior de la grilla, con un cero a la izquierda para completar el campo de 10 dígitos.

En cambio no será válido si lo rellena de alguna de estas formas:

Grillas de D.N.I. con errores de formato. La grilla de la izquierda muestra el número 52107352 sin el cero inicial, con una etiqueta "error" y el texto "Debía haber comenzado por un cero". La grilla de la derecha muestra el número 521073520 con un cero adicional a la derecha, con una etiqueta "error" y el texto "No puso el cero al principio".

El campo D.N.I. se utiliza para comprobar la existencia del alumno en los grupos de clase.

- Se pueden tener hasta **10 tipos distintos de examen**. Para indicarlo se utiliza la **primera línea** de las dos existentes sobre el bloque de las respuestas en la hoja de exámenes. Todos los tipos de exámenes deberán tener el **mismo número de preguntas**.

Grilla de marcas de tipo de examen. La primera línea de la grilla está marcada con una línea superior y una línea inferior, indicando el tipo de examen. El texto "Las marcas del tipo de examen se realizarán en la fila superior" está impreso debajo de la grilla.

- El **número máximo de preguntas** en el examen es de **100**. Cada pregunta puede tener **cuatro posibles respuestas** y ninguna puede aparecer en blanco.
- **No existe la posibilidad de corregir una contestación** con una marca especial, es necesario borrarla y marcar otra. Si el borrado no es bueno puede originar dobles marcas en la pregunta al leerla (se recomienda en caso de tener que corregir alguna marca, usar una hoja nueva).

**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.				

PROBLEMA 1: EFECTO DE LA EDUCACIÓN

La ecuación de salarios típicamente postulada para caracterizar el rendimiento de la educación tiene la forma

$$LW = \beta_0 + \beta_1 EDUC + \beta_2 EXP + \beta_3 ANT + \beta_4 CAP + \varepsilon, \quad (S.1)$$

$$\begin{aligned} E(\varepsilon | EDUC, EXP, ANT, CAP) &= 0 \\ V(\varepsilon | EDUC, EXP, ANT, CAP) &= \sigma^2 \end{aligned}$$

donde:

LW = logaritmo del salario mensual (en miles de dólares);
 $EDUC$ = años de educación completados;
 EXP = años de experiencia laboral;
 ANT = años de antigüedad en el último empleo;
 CAP = capacidad.

Los efectos esperados de las cuatro variables explicativas son positivos.

Además, se sabe que educación y capacidad están positivamente correlacionados,

$$C(EDUC, CAP) > 0.$$

y que tanto la experiencia (EXP) como la antigüedad (ANT) **no están correlacionadas** con la educación ($EDUC$) ni con la capacidad (CAP).

Sin embargo, la capacidad es habitualmente inobservable, de manera que el modelo que se estima en la práctica es

$$LW = \delta_0 + \delta_1 EDUC + \delta_2 EXP + \delta_3 ANT + u \quad (S.2).$$

No obstante, cabe la posibilidad de medir, si bien de forma imperfecta, la capacidad. Una medida disponible en nuestra muestra es el coeficiente de inteligencia (IQ) del individuo, que aunque va a estar positivamente correlacionado con la capacidad va a diferir de ésta de acuerdo con la siguiente expresión:

$$IQ = CAP + \xi,$$

donde ξ representaría el error de medida resultante de utilizar el IQ en lugar de CAP . (IQ es un número índice con base 100, donde 100 representa el nivel de inteligencia "normal", de manera que IQ puede tomar valores por encima o por debajo de 100). Dicho error de medida ξ no está correlacionado con las restantes variables explicativas incluidas en (S.1).

Además de las variables consideradas, se dispone también de información sobre las siguientes variables (que no están correlacionadas con ε ni con ξ):

EDUCMAD = años de educación de la madre;
KWW = calificación obtenida en un examen de cultura general;
EDAD = edad (en años).

Empleando datos de 758 observaciones se han realizado las siguientes estimaciones:

SALIDA 1

Dependent Variable: *LW*

Method: Least Squares

Sample: 1 758

Included observations: 758

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.5135	0.1205	45.76	0.000
<i>EDUC</i>	0.0705	0.0070	10.75	0.000
<i>EXP</i>	0.0202	0.0038	5.26	0.000
<i>ANT</i>	0.0073	0.0029	2.56	0.011

R-squared 0.1485

Adjusted R-squared 0.1451

S.E. of regression 0.3790

Sum squared resid 108.32

SALIDA 2

Dependent Variable: *LW*

Method: Least Squares

Sample: 1 758

Included observations: 758

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.2686	0.1391	37.87	0.000
<i>IQ</i>	0.0040	0.0012	3.45	0.001
<i>EDUC</i>	0.0624	0.0078	7.95	0.000
<i>EXP</i>	0.0204	0.0038	5.35	0.000
<i>ANT</i>	0.0069	0.0028	2.44	0.015

R-squared 0.1617

Adjusted R-squared 0.1572

S.E. of regression 0.3763

Sum squared resid 106.64

SALIDA 3

Dependent Variable: *IQ*

Method: Least Squares

Sample: 1 758

Included observations: 758

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	74.7950	5.2558	14.23	0.000
<i>EDUCMAD</i>	0.3393	0.1602	2.12	0.034
<i>KWW</i>	0.4702	0.0688	6.84	0.000
<i>EDAD</i>	-0.9243	0.1755	-5.27	0.000
<i>EDUC</i>	2.6301	0.2387	11.02	0.000
<i>EXP</i>	0.1607	0.1321	1.22	0.224
<i>ANT</i>	0.1075	0.0863	1.25	0.213

R-squared	0.3233
Adjusted R-squared	0.3179
S.E. of regression	11.248
Sum squared resid	95010.45

W^0	64.04
-------	-------

(**NOTA:** W^0 es el contraste de significación conjunta de *EDUCMAD*, *KWW*, *EDAD*)

SALIDA 4

Dependent Variable: *LW*

Method: Two-Stage Least Squares

Sample: 1 758

Included observations: 758

Instrument list: *EDUCMAD* *KWW* *EDAD*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.6350	0.2945	15.74	0.000
<i>IQ</i>	0.0145	0.0044	3.30	0.001
<i>EDUC</i>	0.0296	0.0139	2.13	0.033
<i>EXP</i>	0.0208	0.0040	5.19	0.000
<i>ANT</i>	0.0059	0.0030	1.96	0.050

R-squared	0.0731
Adjusted R-squared	0.0682
S.E. of regression	0.3957
Sum squared resid	117.91

(**NOTA:** La variable explicativa endógena en la Salida 4 es *IQ*).

SALIDA 5

Dependent Variable: *LW*

Method: Least Squares

Sample: 1 758

Included observations: 758

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	4.6350	0.2790	16.61	0.000
<i>IQ</i>	0.0145	0.0042	3.48	0.001
<i>EDUC</i>	0.0296	0.0148	2.00	0.045
<i>EXP</i>	0.0208	0.0038	5.47	0.000
<i>ANT</i>	0.0059	0.0029	2.07	0.039
<i>RES3</i>	-0.0113	0.0043	-2.62	0.009

R-squared 0.1693

Adjusted R-squared 0.1637

S.E. of regression 0.3749

Sum squared resid 105.67

(**NOTA:** *RES3* son los residuos de la Salida 3)

PROBLEMA 2: DIFERENCIAS SALARIALES POR SEXO Y ORIGEN ÉTNICO

Sea el modelo de regresión lineal:

$$\begin{aligned}
 E(\ln SAL \mid EDUC, EXP, NEG, HISP, MUJER) = & \beta_0 + \beta_1 EDUC + \beta_2 EXP \\
 & + \beta_3 NEG + \beta_4 HISP \\
 & + \beta_5 MUJER \\
 & + \beta_6 (EXP * MUJER)
 \end{aligned}$$

donde se cumplen los supuestos del modelo de regresión clásico.

Además, las variables se definen como:

SAL = salario-hora de un individuo en euros;

EDUC = años de educación;

EXP = años de experiencia laboral;

NEG = variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es de raza negra y 0 en caso contrario;

HISP = variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es hispano y 0 en caso contrario;

MUJER = variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es mujer y 0 en caso contrario.

Existen tres posibles razas: negra, hispana y blanca. Empleando datos de 528 individuos, se han obtenido por MCO las estimaciones que aparecen en las SALIDAS 1 y 2.

SALIDA 1				
Dependent Variable: $\ln(SAL)$				
Method: Least Squares				
Sample: 1 528				
Included observations: 528				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	0.6101	0.1264	4.83	0.000
<i>EDUC</i>	0.0993	0.0082	12.15	0.000
<i>EXP</i>	0.0167	0.0023	7.23	0.000
<i>NEG</i>	-0.0844	0.0580	-1.45	0.146
<i>HISP</i>	-0.1109	0.0910	-1.22	0.224
<i>MUJER</i>	-0.1140	0.0684	-1.67	0.096
<i>EXP * MUJER</i>	-0.0082	0.0032	-2.59	0.010
R-squared		0.2977		
Adjusted R-squared		0.2896		
S.E. of regression		0.4393		
Sum squared resid		100.55		

SALIDA 2

Dependent Variable: *SAL*

Method: Least Squares

Sample: 1 528

Included observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	-5.4025	1.2457	-4.34	0.000
<i>EDUC</i>	0.9770	0.0813	11.98	0.000
<i>EXP</i>	0.1575	0.0230	6.84	0.000
<i>MUJER</i>	-0.7200	0.6836	-1.05	0.293
<i>EXP * MUJER</i>	-0.0899	0.0317	-2.83	0.005
R-squared		0.2702		
Adjusted R-squared		0.2646		
S.E. of regression		4.4137		
Sum squared resid		10177.66		

PROBLEMA 3: USO MENSUAL DE LA TARJETA DE CRÉDITO

Sea el modelo lineal sobre el gasto mensual con la tarjeta de crédito,

$$TC = \beta_0 + \beta_1 EDAD + \beta_2 RENTA + \beta_3 RENTA^2 + \beta_4 PROP + \varepsilon$$

donde:

TC = gasto mensual (en euros) realizado con la tarjeta de crédito;

$EDAD$ = edad en años;

$RENTA$ = renta en euros, dividida por 10000;

$PROP$ = variable dicotómica que toma valor 1 si el individuo es propietario de su vivienda ó 0 en caso contrario (es decir, si es arrendatario).

Empleando una muestra de 72 observaciones se han realizado las siguientes estimaciones:

SALIDA 1

Dependent Variable: TC

Method: Least Squares

Sample: 1 72

Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-237.1465	199.3517	-1.19	0.238
$EDAD$	-3.0818	5.5147	-0.56	0.578
$RENTA$	234.3470	80.3659	2.92	0.005
$RENTA^2$	-14.9968	7.4693	-2.01	0.049
$PROP$	27.9409	82.9223	0.34	0.737
R-squared	0.2435	Mean dependent var	262.5321	
Adjusted R-squared	0.1984	S.D. dependent var	318.0468	
S.E. of regression	284.75	Akaike info criterion	14.20802	
Sum squared resid	5432562	Schwarz criterion	14.36612	

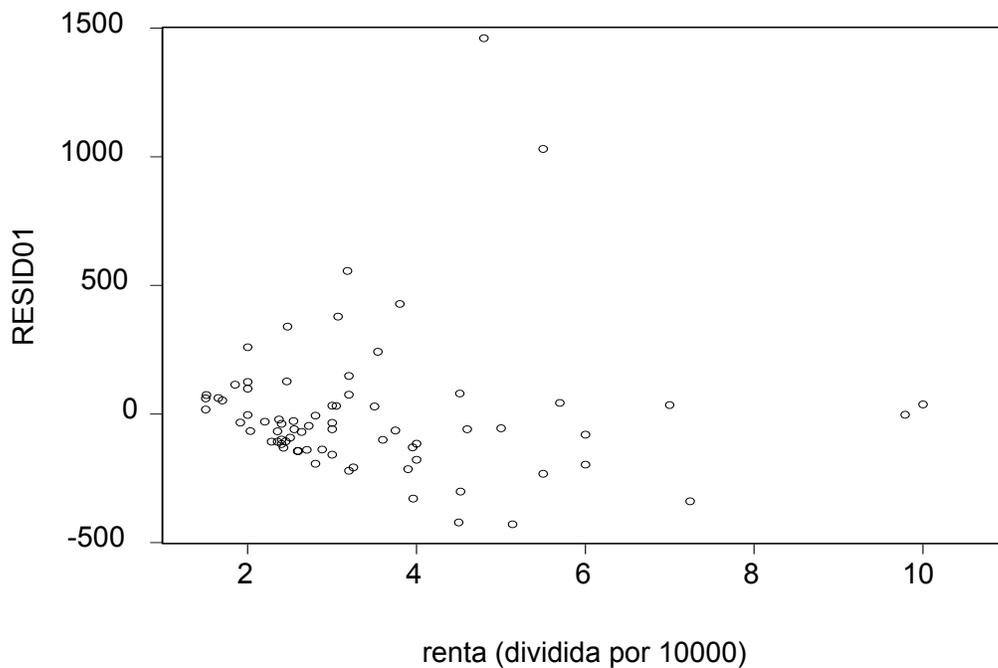


Gráfico H: Residuos frente a la variable renta

SALIDA 2

Dependent Variable: TC
 Method: Least Squares
 Sample: 1 72
 Included observations: 72
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-237.1465	220.7950	-1.07	0.287
<i>EDAD</i>	-3.0818	3.4226	-0.90	0.371
<i>RENTA</i>	234.3470	92.1226	2.54	0.013
<i>RENTA</i> ²	-14.9968	7.1990	-2.08	0.041
<i>PROP</i>	27.9409	95.5657	0.29	0.771
R-squared	0.2436	Mean dependent var	262.5321	
Adjusted R-squared	0.1984	S.D. dependent var	318.0468	
S.E. of regression	284.75	Akaike info criterion	14.20802	
Sum squared resid	5432562	Schwarz criterion	14.36612	

PROBLEMA 4: ESTIMACIÓN DE TECNOLOGÍAS DE PRODUCCIÓN

Una de las funciones de producción más utilizadas es la función CES (Constant Elasticity substitution) debido a que anida como casos particulares otras funciones de producción utilizadas habitualmente en la literatura empírica tales como la Cobb-Douglas o la Leontieff. La expresión de la función CES es la siguiente:

$$Y = \gamma (\delta K^\rho + (1 - \delta)L^\rho)^{v/\rho}$$

donde Y , K y L denotan la producción, el capital y el trabajo, γ es el parámetro de eficiencia, δ es la proporción en que los dos factores entran en la función de producción, ρ es el parámetro que define la elasticidad de sustitución y v es el parámetro que mide los rendimientos a escala, de manera que $v = 1$, $v > 1$ y $v < 1$ indican, respectivamente, rendimientos constantes, rendimientos crecientes y rendimientos decrecientes a escala.

Un investigador ha especificado un modelo econométrico para estimar la tecnología con datos de 25 empresas manufactureras basándose en la aproximación lineal de primer orden de la función CES (expresada en logaritmos):

$$\begin{aligned} \ln Y &= \ln \gamma + \delta v \ln K + (1 - \delta)v \ln L - 1/2\rho\delta(1 - \delta)v [\ln(K/L)]^2 + \varepsilon \\ &= \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 [\ln(K/L)]^2 + \varepsilon \end{aligned}$$

Los resultados obtenidos se presentan a continuación:

SALIDA 1				
Dependent Variable: $\ln Y$				
Method: Least Squares				
Sample: 1 25				
Included observations: 25				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.9602	2.2051	-0.89	0.384
$\ln K$	0.6501	0.0303	21.47	0.000
$\ln L$	0.5592	0.2075	2.69	0.013
$[\ln(K/L)]^2$	0.0879	0.0654	1.36	0.188
R-squared	0.9912			
Adjusted R-squared	0.9900			
S.E. of regression	0.0266			
Sum squared resid	0.0148			

SALIDA 2

Dependent Variable: $\ln(Y/L)$

Method: Least Squares

Sample: 1 25

Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0155	0.0084	1.84	0.079
$\ln(K/L)$	0.6262	0.0144	43.51	0.000
$[\ln(K/L)]^2$	0.0379	0.0323	1.17	0.253

R-squared	0.9921
Adjusted R-squared	0.9914
S.E. of regression	0.0264
Sum squared resid	0.0154

SALIDA 3

Dependent Variable: $\ln Y$

Method: Least Squares

Sample: 1 25

Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.6394	1.1255	0.56	0.576
$\ln K$	0.6130	0.0135	45.44	0.000
$\ln L$	0.3214	0.1142	2.81	0.010

R-squared	0.9905
Adjusted R-squared	0.9896
S.E. of regression	0.0271
Sum squared resid	0.0161

Suponemos además que los errores del modelo econométrico satisfacen los supuestos

$$\begin{aligned} E(\varepsilon|K, L) &= 0 \\ V(\varepsilon|K, L) &= \sigma^2 \end{aligned}$$

PROBLEMA 5: PRECIO DE LAS ACCIONES

Algunos autores sostienen que los precios de las acciones de las empresas dependen de la política de dividendos seguida por los gestores de las mismas. El modelo económico empleado para explicar el valor de mercado de las acciones es:

$$P = \alpha VC^{\beta_2} DPA^{\beta_3},$$

donde P es el precio de cotización en bolsa (en euros) de las acciones de una empresa, VC es el valor contable (en euros) de las mismas, y DPA es el dividendo (en euros) obtenido por acción.

Para estimar el modelo se ha seleccionado una muestra de 22 empresas que cotizan en Bolsa. El modelo estimado por MCO es

$$\ln P = \beta_1 + \beta_2 \ln(VC) + \beta_3 \ln(DPA) + \varepsilon.$$

Los resultados de la estimación figuran en la Salida 1.

La Salida 2 recoge la matriz de varianzas y covarianzas estimadas de los estimadores de los parámetros asociados con el modelo.

SALIDA 1

Dependent Variable: $\ln P$

Method: Least Squares

Sample: 1 22

Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.0913	0.4251	2.57	0.0190
$\ln(VC)$	0.7781	0.0935	8.32	0.000
$\ln(DPA)$	0.1814	0.0820	2.21	0.039

R-squared 0.8669

Adjusted R-squared 0.8529

S.E. of regression 0.4069

Sum squared resid 3.1460

SALIDA 2 (Matriz de cov. de los estimadores)

	C	$\ln(VC)$	$\ln(DPA)$
C	0.1807		
$\ln(VC)$	-0.0376	0.0087	
$\ln(DPA)$	0.0291	-0.0074	0.0067

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

Universidad Carlos III de Madrid
ECONOMETRÍA I
Curso 2004/05, Examen Final
CUESTIONARIO DE EXAMEN
7 de Febrero de 2005

Tipo de examen: 1

1. Considere el modelo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon,$$

donde ε es la perturbación del modelo, que verifica que $E(\varepsilon) = 0$, $C(X_1, \varepsilon) = 0$ y $C(X_2, \varepsilon) \neq 0$. Además, $C(X_1, X_2) \neq 0$. Suponga que disponemos de una muestra aleatoria para la que observamos Y , X_1 y X_2 . Sean b_1 , b_2 los estimadores MCO de las pendientes de X_1 , X_2 , respectivamente. Entonces, en general:

- (a) Aunque b_1 será un estimador consistente de β_1 , b_2 será un estimador inconsistente de β_2 .
- (b) Es posible hacer contrastes de hipótesis válidos sobre los parámetros β_1 y β_2 utilizando b_1 y b_2 .
- (c) Aunque sólo X_2 es una variable endógena, tanto b_1 como b_2 son estimadores inconsistentes de β_1 y de β_2 , respectivamente.
- (d) Tanto b_1 como b_2 son estimadores consistentes de β_1 , β_2 , respectivamente, porque X_1 y X_2 son exógenas.

2. (**Problema 2**) Considerando los resultados de la Salida 1:

- (a) La estimación de $V(\ln SAL)$ es igual a $(0.4393)^2$
- (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- (c) La estimación de $V(\ln SAL \mid EDUC, EXP, NEG, HISP, MUJER)$ es igual a $(0.4393)^2$
- (d) La estimación de $V(\ln SAL \mid EDUC, EXP, NEG, HISP, MUJER)$ es igual a 0.2916.

3. (**Problema 2**) La diferencia porcentual media estimada entre el salario de un hombre negro y una mujer blanca con igual educación y experiencia laboral es:

- (a) $[-0.0844 - (-0.1140)] \times 100 = 2.96\%$.
- (b) $[-0.0844 - (-0.0082)] \times 100 = -7.62\%$, solamente si ambos sujetos tienen 1 año de experiencia laboral.
- (c) $[-0.0844 - (-0.0082)] \times 100 = -7.62\%$.
- (d) $[-0.0844 - (-0.1140) - (-0.0082) \times 10] \times 100 = 11.16\%$, si ambos sujetos tienen 10 años de experiencia laboral.

4. (**Problema 2**) Suponga que queremos contrastar la hipótesis nula de que la ecuación salarial es independiente del sexo del individuo. Considerando el modelo no restringido presentado en dicha pregunta:

- (a) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_5 = \beta_6 = 0$.
- (b) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_5 = 0$.
- (c) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_2 = \beta_6 = 0$.
- (d) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_5 = \beta_6$.

5. (**Problema 2**) Suponga que queremos contrastar la hipótesis nula de que la ecuación salarial es independiente del origen étnico del individuo. Considerando el modelo no restringido presentado en dicha pregunta:

- (a) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_4 = \beta_6 = 0$.
- (b) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_3 = \beta_4$.
- (c) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_0 = \beta_3 = \beta_4$.
- (d) La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$.

6. (**Problema 2**) Suponga que queremos contrastar la hipótesis nula de que la ecuación salarial es independiente de la raza del individuo.

- (a) El estadístico de contraste asociado es (comparando los coeficientes de determinación de los modelos restringido –Salida 2– y no restringido –Salida 1–) es

$$W^0 = \frac{(0.2702 - 0.2977)}{(1 - 0.2977)} \times (528 - 7 - 1) = -20.39,$$

que sigue una distribución aproximada χ_2^2 , por lo que no rechazo la hipótesis nula a ningún nivel de significación.

- (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- (c) El estadístico de contraste asociado es (comparando los coeficientes de determinación de los modelos restringido –Salida 2– y no restringido –Salida 1–) es

$$W^0 = \frac{(0.2977 - 0.2702)}{(1 - 0.2977)} \times (528 - 7 - 1) = 20.39,$$

que sigue una distribución aproximada χ_1^2 , por lo que rechazo la hipótesis nula al 1% de significación.

- (d) El estadístico de contraste asociado es (comparando los coeficientes de determinación de los modelos restringido –Salida 2– y no restringido –Salida 1–) es

$$W^0 = \frac{(0.2977 - 0.2702)}{(1 - 0.2977)} \times (528 - 7 - 1) = 20.39,$$

que sigue una distribución aproximada χ_2^2 , por lo que rechazo la hipótesis nula al 1% de significación.

7. A partir de las declaraciones del Patrimonio y del IRPF de 500 contribuyentes y de su consumo por tipos de bienes, un grupo de Inspectores de Hacienda quiere analizar la relación entre el consumo de bienes de lujo y la renta de las personas. Para ello formulan el modelo :

$$C = \beta_0 + \beta_1 R^* + \varepsilon$$

donde C es el consumo en bienes de lujo, R^* es la renta y ε es el término de error.

Sin embargo, tienen la certeza de que algunos contribuyentes no han declarado ciertas “rentas ocultas”, de manera que se observa $R = R^* - v$, donde v son las rentas ocultas (no observables). Asimismo, los inspectores observan el patrimonio declarado, P .

En este contexto, considerando que en la estimación se va a utilizar la renta declarada como regresor, sea b_1 el estimador MCO de la pendiente de la regresión simple de C sobre R .

Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA.

- (a) b_1 es un estimador inconsistente de β_1 .
 - (b) Suponiendo que el patrimonio declarado P no está correlacionado con las rentas ocultas, podríamos estimar consistentemente β_1 mediante un estimador de variables instrumentales, utilizando P como instrumento de R .
 - (c) La renta declarada R es una variable endógena, por lo que el estimador de MCO de β_1 es inconsistente.
 - (d) La renta declarada R es una variable exógena, es decir, no correlacionada con el error del modelo a estimar.
8. Sea el modelo de regresión simple sin término constante

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i, \quad (i = 1, \dots, n)$$

donde $E(\varepsilon_i | x_i) = 0$, $E(\varepsilon_i^2 | x_i) = \sigma^2$, $E(x_i) \neq 0$. Considere el siguiente estimador del parámetro β :

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n x_i}.$$

En general:

- (a) Dicho estimador coincide con el estimador de MCO.
 - (b) Dicho estimador no es consistente porque no hay ninguna variable instrumental.
 - (c) Dicho estimador es el más eficiente entre todos los lineales e insesgados.
 - (d) Dicho estimador es consistente.
9. (**Problema 5**) De las estimaciones se deduce que:
- (a) Ante un incremento de un euro en el valor contable, el precio de cotización medio aumenta en 0.78 euros.
 - (b) Ante un incremento de un euro en el dividendo obtenido por acción, el precio de cotización medio aumenta en un 0.18%.
 - (c) Ante un incremento del 1% en el valor contable, el precio de cotización medio aumenta en un 0.78%.
 - (d) Ante un incremento de un 1% en el dividendo obtenido por acción, el precio de cotización medio aumenta en 0.18 euros.

10. (**Problema 5**) De acuerdo con los resultados contenidos en la Salida 1, puede concluirse que la elasticidad promedio del precio de la cotización de las acciones con respecto al dividendo obtenido por acción:

- (a) No es estadísticamente distinta de 1 al 1%.
- (b) Es estadísticamente distinta de 1 al 1%.
- (c) Es estadísticamente distinta de 0 al 1%.
- (d) Es estadísticamente distinta de 0 al 2%.

11. (**Problema 5**) El intervalo de confianza aproximado para la elasticidad del precio de cotización de las acciones con respecto a su valor contable, al 95% de confianza es

- (a) (0.0206 ; 0.3422).
- (b) (0.0465 ; 0.3164).
- (c) (0.6243 ; 0.9319).
- (d) (0.5948 ; 0.9614).

12. (**Problema 5**) Si queremos examinar si la suma de elasticidades del precio de cotización de las acciones respecto a su valor contable y al dividendo obtenido por acción es igual a la unidad:

- (a) El estadístico asociado es

$$t = \frac{(0.7781 + 0.1814) - 1}{0.0935 + 0.0820} = -2.61,$$

que se distribuye aproximadamente como una $N(0, 1)$ bajo la hipótesis nula de que las elasticidades suman la unidad.

- (b) No se puede contrastar con la información disponible, necesitaríamos contar con el modelo restringido que impone que la suma de elasticidades es igual a la unidad.
- (c) El estadístico asociado es

$$t = \frac{(0.7781 + 0.1814)}{\sqrt{0.0935^2 + 0.0820^2 - 2 \times 0.0074}} = 37.17,$$

que se distribuye aproximadamente como una $N(0, 1)$ bajo la hipótesis nula de que las elasticidades suman la unidad.

- (d) El estadístico asociado es

$$t = \frac{(0.7781 + 0.1814) - 1}{\sqrt{0.0935^2 + 0.0820^2 - 2 \times 0.0074}} = -1.56,$$

que se distribuye aproximadamente como una $N(0, 1)$ bajo la hipótesis nula de que las elasticidades suman la unidad.

13. **(Problema 5)** Si queremos contrastar que la suma de elasticidades del precio de cotización de las acciones respecto a su valor contable y al dividendo obtenido por acción es igual a la unidad:

- (a) No se puede rechazar H_0 a un nivel de significación del 5%.
- (b) No se puede contrastar con la información disponible, necesitaríamos contar con el modelo restringido que impone que la suma de elasticidades es igual a la unidad.
- (c) Se rechaza H_0 a un nivel de significación del 5%.
- (d) Se rechaza H_0 a un nivel de significación del 1%.

14. **(Problema 4)** En relación al contraste de rendimientos constantes a escala en la tecnología CES, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

- (a) La hipótesis nula a contrastar es $H_0 : \nu = 1$, o de forma equivalente, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$, siendo β_1 y β_2 los parámetros asociados a las variables $\ln K$ y $\ln L$ en el modelo que representa la aproximación de primer orden a la tecnología CES y que se estima en la Salida 1.
- (b) Puesto que el coeficiente asociado a la variable $[\ln(K/L)]^2$ es estadísticamente igual a cero, podrían contrastarse los rendimientos constantes a escala en el modelo que impone la restricción $\beta_3 = 0$, siendo en este caso la hipótesis a contrastar $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$.
- (c) Para contrastar la presencia de rendimientos constantes a escala en la tecnología CES, podrían considerarse los modelos estimados en las Salidas 1 y 2, como modelos no restringido y modelo restringido, respectivamente, y se podría utilizar como estadístico de contraste:

$$\frac{R_S^2 - R_R^2}{1 - R_S^2} (n - 4)$$

con distribución aproximada χ_1^2 , donde R_R^2 y R_S^2 denotan, respectivamente, los coeficientes de determinación asociados al modelo restringido y al modelo sin restringir.

- (d) Para contrastar la presencia de rendimientos constantes a escala en la tecnología CES, podrían considerarse los modelos estimados en las Salidas 1 y 2, como modelos no restringido y modelo restringido, respectivamente, y se podría utilizar como estadístico de contraste:

$$\frac{SRR - SRS}{SRS} (n - 4)$$

con distribución aproximada χ_1^2 , donde SRR y SRS denotan, respectivamente, las sumas de cuadrados de los residuos del modelo restringido y del modelo no restringido.

15. **(Problema 4)** A la luz de los resultados obtenidos, en las Salidas 1 y 3, la omisión de la variable $[\ln(K/L)]^2$ en la Salida 3 implica que:

- (a) La varianza estimada es menor que la del estimador MCO del modelo no restringido, y además el estimador MCO correspondiente continúa siendo consistente.
- (b) La varianza estimada es mayor que la del estimador MCO del modelo no restringido, y además el estimador MCO correspondiente es inconsistente.
- (c) La varianza estimada es mayor que la del estimador MCO del modelo no restringido, aunque el estimador MCO correspondiente es consistente.
- (d) La varianza estimada es menor que la del estimador MCO del modelo no restringido, aunque el estimador MCO correspondiente deja de ser consistente.

16. (**Problema 4**) Considere los resultados obtenidos en las Salidas 1 y 3. Suponiendo que el p-valor asociado al estimador MCO del parámetro correspondiente a la variable $[\ln(K/L)]^2$ en la Salida 1 fuese igual a 0.0001 en vez de 0.188, y que los demás resultados siguen siendo los mismos, la omisión de la variable $[\ln(K/L)]^2$ en la Salida 3 implicaría que:

- (a) La varianza estimada es menor que la del estimador MCO del modelo no restringido, y además el estimador MCO correspondiente continúa siendo consistente.
- (b) La varianza estimada es mayor que la del estimador MCO del modelo no restringido, y además el estimador MCO correspondiente es inconsistente.
- (c) La varianza estimada es mayor que la del estimador MCO del modelo no restringido, aunque el estimador MCO correspondiente es consistente.
- (d) La varianza estimada es menor que la del estimador MCO del modelo no restringido, aunque el estimador MCO correspondiente deja de ser consistente.

17. (**Problema 4**) Considere ahora que el modelo verdadero para representar la tecnología de las empresas de un sector es:

$$\ln(Y/L) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(K/L) + \gamma_2 [\ln(K/L)]^2 + \eta,$$

en el que el término de error satisface los supuestos del modelo de regresión: $E(\eta|K, L) = 0$, $Var(\eta|K, L) = \sigma^2$, donde $\gamma_1 > 0$, $C(\ln(K/L), [\ln(K/L)]^2) > 0$.

Si se omite $[\ln(K/L)]^2$, el sesgo de inconsistencia (o sesgo asintótico) del estimador de γ_1 en la regresión simple de $\ln(Y/L)$ sobre $\ln(K/L)$ será:

- (a) Cero.
- (b) De igual signo que γ_2 . Además, la magnitud de dicho sesgo estaría directamente relacionada con $V(\ln(K/L))$.
- (c) De signo opuesto a γ_2 . Además, la magnitud de dicho sesgo estaría directamente relacionada con $V(\ln(K/L))$.
- (d) De igual signo que γ_2 . Además, la magnitud de dicho sesgo estaría inversamente relacionada con $V(\ln(K/L))$.

18. Considere el modelo

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 \ln(X) + \varepsilon$$

donde $E(\varepsilon|X) = 0$, $\beta_1 \neq 0$.

- (a) Se verifica que $E(Y|X) = PLO(Y|X)$
- (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- (c) La función de esperanza condicional de Y dado X es lineal en X .
- (d) Se verifica que $E(Y|X) = PLO(Y|\ln(X))$

19. Si hay heterocedasticidad pero es ignorada completamente y se usa el comando para obtener el estimador de MCO habitual (sin ninguna opción especial), entonces:

- (a) Obtendremos estimaciones de los parámetros inconsistentes.
- (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- (c) Obtendremos siempre estimaciones de la varianza sesgadas al alza.
- (d) Obtendremos estimaciones de la varianza del estimador de los parámetros que no son consistentes.

20. **(Problema 1)** Aunque estamos interesados en los coeficientes de la ecuación (S.1), como la capacidad es inobservable, suponga que consideramos la estimación MCO de la proyección lineal del logaritmo del salario sobre la educación, la experiencia y la antigüedad (ecuación (S.2)). Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA.
- (a) La estimación MCO de la ecuación (S.2) no proporciona estimadores consistentes de β_1 .
 - (b) La omisión de la capacidad en la ecuación de interés ocasiona que las variables explicativas que se incluyen en el modelo (particularmente, la educación) pueden estar correlacionadas con el término de perturbación de la ecuación a estimar, lo que supone que $E(\varepsilon \mid EDUC, EXP, ANT) \neq 0$.
 - (c) Es de esperar que el estimador MCO de la ecuación (S.2) infraestime el efecto de la educación sobre el salario.
 - (d) Es de esperar que el estimador MCO de la ecuación (S.2) sobreestime el efecto de la educación sobre el salario.
21. **(Problema 1)** Suponga que $IQ = CAP$, de manera que el coeficiente de inteligencia IQ coincide exactamente con la capacidad. Para una experiencia, una antigüedad y una capacidad dadas, un año adicional de educación representa en promedio un incremento estimado del salario de:
- (a) 62.4 dólares mensuales.
 - (b) Un 7.05%.
 - (c) Un 6.24%.
 - (d) 70.5 dólares mensuales.
22. **(Problema 1)** Suponga que $IQ = CAP + \xi$, donde $V(\xi) \neq 0$.
- (a) El coeficiente de la educación en la Salida 1 es un estimador apropiado de β_1 .
 - (b) Para obtener un estimador consistente de la educación en la ecuación que incluye IQ , $EDUC$, EXP y ANT como variables explicativas, bastaría con aplicar mínimos cuadrados en dos etapas, utilizando un instrumento apropiado para la educación ($EDUC$) y considerando exógenas las restantes variables (IQ , EXP y ANT).
 - (c) El estimador del coeficiente de la educación en la Salida 2 va a ser inconsistente debido a que el coeficiente de inteligencia mide con error la capacidad.
 - (d) El coeficiente de la educación en la Salida 2 es un estimador apropiado de β_1 .

23. **(Problema 1)** Suponga que $IQ = CAP + \xi$, donde $V(\xi) \neq 0$. Estamos interesados en estimar consistentemente los coeficientes de la ecuación (S.1)
- (a) Los estimadores de la Salida 2 son consistentes.
 - (b) La forma reducida para IQ de la Salida 3 es incorrecta, porque no debería incluir las restantes variables incluidas en el modelo ($EDUC$, EXP y ANT): sólo debería incluir los instrumentos.
 - (c) Los estimadores de la Salida 4 son consistentes, porque los instrumentos ($EDUCMAD$, KWW , $EDAD$) cumplen las dos condiciones para ser válidos: no estar correlacionados con el error de medida de la capacidad, ξ (como se establece en el enunciado) y estar correlacionados con la variable endógena IQ (como se puede ver en la forma reducida de la Salida 3).
 - (d) Los estimadores de la Salida 4 no son consistentes, porque para ello necesitamos que al menos uno de los instrumentos ($EDUCMAD$, KWW , $EDAD$) esté correlacionado con la variable endógena IQ , lo cual no ocurre, a la vista de la Salida 3.
24. **(Problema 1)** Si queremos verificar si la variable IQ , como medida de la capacidad, presenta un problema de error de medida:
- (a) Contrastaremos si IQ es endógena en la ecuación de salarios mediante un contraste t para el coeficiente de IQ .
 - (b) Contrastaremos la significación conjunta de todos los regresores en la Salida 3 (contraste de significación global o contraste de regresión).
 - (c) Contrastaremos si IQ es endógena en la ecuación de salarios mediante un contraste de Hausman.
 - (d) No se puede verificar dicha hipótesis.
25. **(Problema 1)** A la vista de los resultados presentados:
- (a) Como RES es estadísticamente significativa en la estimación MCO de la ecuación de salarios ampliada (Salida 5), NO rechazamos que IQ es exógena y por tanto concluimos que el error de medida de IQ es irrelevante.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) El contraste de endogeneidad presentado es incorrecto, porque la forma reducida en que se basan los residuos incluye incorrectamente las variables exógenas de la ecuación de salarios ($EDUC$, EXP y ANT).
 - (d) Como RES es estadísticamente significativa en la estimación MCO de la ecuación de salarios ampliada (Salida 5), rechazamos que IQ es exógena y por tanto concluimos que existe un problema de error de medida de IQ como medida de capacidad.
26. **(Problema 1)** Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que para una experiencia, una antigüedad y una capacidad dadas, un año adicional de educación representa en promedio un incremento estimado del salario de:
- (a) 29.6 dólares mensuales.
 - (b) Un 2.96%.
 - (c) Un 7.05%.
 - (d) Un 6.24%.

27. **(Problema 1)** Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que para una experiencia, una antigüedad y una educación dadas, 10 puntos adicionales en la capacidad representan en promedio un incremento estimado del salario de:
- (a) 4 dólares mensuales.
 - (b) 14.5 dólares mensuales.
 - (c) Un 4%.
 - (d) Un 14.5%.
28. **(Problema 1)** Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que para una capacidad, una experiencia y una educación dadas, 1 año adicional de antigüedad representa en promedio un incremento estimado del salario de:
- (a) 5.9 dólares mensuales.
 - (b) 6.9 dólares mensuales.
 - (c) Un 0.69%.
 - (d) Un 0.59%.
29. **(Problema 1)** Utilizando las estimaciones apropiadas, si comparamos dos individuos con igual capacidad e igual nivel de educación, que se diferencian en que mientras el primero tiene una experiencia laboral de 30 años y una antigüedad en su empleo actual de 20 años, el segundo tiene una experiencia laboral de 35 años y una antigüedad en su empleo actual de 5 años, se estima que el primero ganará en promedio:
- (a) Un 1.55% menos que el segundo.
 - (b) 15.5 dólares mensuales menos que el segundo.
 - (c) Un 1.55% más que el segundo.
 - (d) Un 0.75% más que el segundo.

30. Considere el modelo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon,$$

donde ε verifica que $E(\varepsilon) = 0$, $C(X_1, \varepsilon) = 0$, $C(X_2, \varepsilon) \neq 0$ y $C(X_3, \varepsilon) \neq 0$. Suponga que disponemos de una muestra aleatoria para la que observamos Y , X_1 , X_2 , X_3 , Z_1 y Z_2 , siendo Z_1 y Z_2 independientes de ε . En esta situación:

- (a) Si se cumple que $C(X_2, Z_1) \neq 0$ y $C(X_3, Z_2) \neq 0$, podemos estar seguros de que Z_1 y Z_2 son instrumentos válidos y los utilizaremos para obtener el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas de β_0 , β_1 , β_2 y β_3 .
- (b) Las otras respuestas son todas correctas.
- (c) El estimador MCO del modelo no será consistente e intentaremos usar el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas, contrastando en la primera etapa si tenemos los instrumentos válidos que necesitamos.
- (d) Si se cumple que $C(X_2, Z_1) \neq 0$ y $C(X_2, Z_2) \neq 0$, sabremos seguro que no podemos usar el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas porque los dos instrumentos están correlacionados con la misma variable endógena.

31. El precio de una casa en euros (*precio*) está relacionado con la contaminación local existente medida por el nivel de CO_2 (CO_2) y con el número de habitaciones (*habit*) según el modelo de regresión lineal

$$\log(\text{precio}) = \beta_0 + \beta_1 \log(CO_2) + \beta_2 \text{habit} + \varepsilon,$$

donde $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ y ambos regresores están negativamente correlacionados. Sea a_1 el estimador MCO de α_1 en la regresión simple

$$\log(\text{precio}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(CO_2) + u.$$

¿Qué esperarías de a_1 cuando el tamaño muestral tiende a infinito?

- (a) Que converja a un valor menor que β_1 .
 - (b) Que converja a β_1 .
 - (c) Que converja a cero.
 - (d) Que converja a un valor mayor que β_1 .
32. Para 1000 empresas del sector siderúrgico en España, se ha planteado el modelo $Y = \beta_0 + \beta_1 X^* + \varepsilon$, donde X^* es la facturación e Y es el número de empleados; ε es el término de error tal que $E(\varepsilon | X^*) = 0$. Sin embargo, hay sospechas de que las empresas falsean la facturación, de manera que observamos $X = X^* + v$. Sea b_1 el estimador de la pendiente por MCO de Y sobre X . Entonces:
- (a) b_1 es un estimador inconsistente de β_1 .
 - (b) b_1 es un estimador consistente de β_1 , aunque su varianza es alta y como consecuencia, hay pérdida de precisión.
 - (c) b_1 es un estimador consistente de β_1 , a pesar del error de medición de la facturación.
 - (d) Utilizando b_1 , podemos contrastar de forma válida la hipótesis $H_0 : \beta_1 = 1$.
33. (**Problema 3**) A la vista de las estimaciones:

- (a) Las estimaciones de los parámetros del modelo lineal en la Salida 1 no son consistentes porque el Gráfico H muestra evidencia de que no se cumple el supuesto de homocedasticidad.
- (b) En el gráfico H se aprecia que los residuos tienen una mayor dispersión cuanto mayor es la renta, por lo que hay indicios de heterocedasticidad y deberemos usar errores estandar robustos.
- (c) El Gráfico H nos indica que hay un problema de endogeneidad de la variable *RENTA*, implicando esto que ε no es independiente en media de todas variables explicativas.
- (d) No tenemos ninguna forma de saber si la varianza condicional de los errores es independiente de las variables explicativas, porque la varianza de los errores no se puede estimar consistentemente cuando hay heterocedasticidad.

34. (**Problema 3**) Si queremos contrastar la significatividad individual de cada una de las variables, en base a las estimaciones obtenidas:

- (a) El estadístico de contraste que usaremos para contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 = 0$ es:

$$t = \frac{234.3470}{80.3659} \simeq 2.92,$$

que bajo los supuestos clásicos sigue una distribución aproximada normal estándar, por lo que tiene un p-valor de 0.005, rechazando la hipótesis nula al 5%.

- (b) No se puede realizar el contraste en base a ninguna de las estimaciones presentadas porque el gráfico H muestra indicios de que los errores son heterocedásticos, en cuyo caso no se pueden utilizar las estimaciones de los parámetros del modelo hechas por MCO para contrastar hipótesis.

- (c) El estadístico de contraste que usaremos para contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 = 0$ es:

$$t = \frac{234.3470}{92.1226} = 2.543860,$$

que sigue una distribución aproximada normal estándar, por lo que tiene un p-valor de 0,0133, rechazando la hipótesis nula al 5% (pero no al 1%).

- (d) Las respuestas (a) y (c) son ambas correctas.

35. (**Problema 3**) De acuerdo con las estimaciones cabría concluir que:

- (a) El efecto medio estimado, ceteris paribus, de la renta sobre el gasto mensual con la tarjeta de crédito, no es constante, esto es, depende del nivel de renta, y viene dado aproximadamente por la siguiente expresión: $234.3470 - 2 \times 14.9968 \times RENTA$.

- (b) Para un individuo con una renta de 30000 euros, el efecto medio estimado, ceteris paribus, de un euro más de renta sobre el gasto mensual con la tarjeta de crédito es aproximadamente igual a $234.3470 - 2 \times 14.9968 \times 30000 = -899576.053$.

- (c) El efecto medio estimado, ceteris paribus, de la renta sobre el gasto mensual con la tarjeta de crédito es siempre negativo y decreciente con el nivel de renta.

- (d) Las respuestas (a) y (b) son ambas correctas.

36. (**Problema 3**) A partir de las estimaciones del modelo:

- (a) Los arrendatarios gastan en promedio más con la tarjeta de crédito que los propietarios (manteniendo el resto de las características constantes), si bien la diferencia no es significativa.

- (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.

- (c) Para contrastar si existe alguna diferencia de cara al gasto esperado en tarjeta de crédito entre un propietario y un arrendatario tendremos que contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_0 = \beta_4 = 0$, usando los errores robustos a heterocedasticidad en el contraste.

- (d) Manteniendo la renta constante, para un individuo de 30 años la diferencia media estimada en el gasto con tarjeta de crédito entre un propietario y un arrendatario es constante e igual a $-3.0818 + 27.9409 = 24.8591$ euros.

37. (**Problema 3**) De acuerdo con las estimaciones, para un individuo con una renta anual de 40000 euros, el incremento medio estimado del gasto mensual en tarjeta de crédito, ceteris paribus, ante un incremento de la renta anual de 1000 euros es de:

- (a) $(234.3470 - 2 \times 14.9968 \times 4) = 114.3726$ euros.
- (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- (c) $(234.3470 - 2 \times 14.9968 \times 4)/10000 = 0.01143726$ euros.
- (d) $(234.3470 - 2 \times 14.9968 \times 4)/10 = 11.43726$ euros.

38. Considere el modelo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 \ln(X_2) + \varepsilon$$

donde $E(\varepsilon|X_1, X_2) = 0$, $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$.

- (a) Se verifica que $E(Y|X_1, X_2) = PLO(Y|X_1, X_2)$.
- (b) Se verifica que $\beta_1 = C(X_1, Y)/V(X_1)$.
- (c) La función de esperanza condicional de Y dado X_1 y X_2 es lineal en ambas variables.
- (d) Se verifica que $E(Y|X_1, X_2) = PLO(Y|X_1, \ln(X_2))$.

39. Sea un modelo de regresión lineal en el que hay heterocedasticidad, pero los demás supuestos habituales se cumplen. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

- (a) El estimador MCO es consistente.
- (b) Para hacer inferencia sobre los parámetros de forma correcta, hay que utilizar errores estándar robustos de Eicker-White.
- (c) El cumplimiento o no del supuesto de homocedasticidad no afecta a las propiedades del estimador MCO ni a la forma que tiene su varianza.
- (d) La forma normal de calcular la varianza del estimador MCO es incorrecta.

40. Considere el modelo de regresión múltiple

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$$

con los supuestos habituales. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA.

- (a) Para que la función de esperanza condicional de Y dados X_1, X_2 sea lineal (y coincida por tanto con el predictor lineal óptimo) es necesario que $E(\varepsilon|X_1, X_2) = 0$.
- (b) El hecho de que la función de esperanza condicional de Y dados X_1, X_2 sea lineal no implica que la función de esperanza condicional de Y dado X_1 sea también lineal
- (c) El incumplimiento del supuesto $V(\varepsilon|X_1, X_2) = \sigma^2$ no afecta a la linealidad de la función de esperanza condicional de Y dados X_1, X_2 .
- (d) Para que la función de esperanza condicional de Y dados X_1, X_2 sea lineal (y coincida por tanto con el predictor lineal óptimo) es necesario que $E(\varepsilon|X_1, X_2) = 0$ y que $V(\varepsilon|X_1, X_2) = \sigma^2$.