COLECCIÓN DE EXÁMENES

Econometría



Unión de Estudiantes de Ciencias Económicas | AECUC3M

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			POS	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.

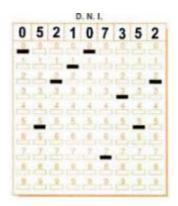
• Normas para la revisión:

- 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:



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



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.



- 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								
$\begin{array}{c c c c c c c c c c c c c c c c c c 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

$$LW = \beta_0 + \beta_1 EDUC + \beta_2 EXP + \beta_3 ANT + \beta_4 CAP + \varepsilon,$$

$$E(\varepsilon | EDUC, EXP, ANT, CAP) = 0$$

$$V(\varepsilon | EDUC, EXP, ANT, CAP) = \sigma^2$$
(S.1)

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,

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

$$LW = \delta_0 + \delta_1 EDUC + \delta_2 EXP + \delta_3 ANT + u$$
 (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	SALIDA 1								
Depender	Dependent Variable: LW								
Method:	Least Square	\mathbf{s}							
Sample:	1 758								
Included	observations:	758							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
\mathbf{C}	5.5135	0.1205	45.76	0.000					
EDUC	0.0705	0.0070	10.75	0.000					
EXP	0.0202	0.0038	5.26	0.000					
ANT	0.0073	0.0029	2.56	0.011					
R-squared	d	0.1485							
Adjusted	Adjusted R-squared 0.1451								
S.E. of re	S.E. of regression 0.3790								
Sum squa	ared resid	108.32							

SALIDA 2									
Dependen	Dependent Variable: LW								
Method:	Least Square	S							
Sample: 1	l 758								
Included	observations:	758							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
\mathbf{C}	5.2686	0.1391	37.87	0.000					
IQ	0.0040	0.0012	3.45	0.001					
EDUC	0.0624	0.0078	7.95	0.000					
EXP	0.0204	0.0038	5.35	0.000					
ANT	0.0069	0.0028	2.44	0.015					
R-squared	1	0.1617							
Adjusted	Adjusted R-squared 0.1572								
S.E. of re	S.E. of regression 0.3763								
Sum squa	red resid	106.64							

SALIDA 3 Dependent Variable: IQMethod: Least Squares Sample: 1 758 Included observations: 758 Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob. \mathbf{C} 74.79505.255814.23 0.000EDUCMAD0.33930.16022.12 0.034KWW6.84 0.000 0.47020.0688EDAD-0.92430.1755-5.270.000EDUC2.6301 0.238711.02 0.000EXP0.16071.22 0.2240.1321ANT0.10750.08631.250.213R-squared 0.3233Adjusted R-squared 0.3179S.E. of regression 11.248 Sum squared resid 95010.45 $\overline{W^0}$ 64.04

 $(\mathbf{NOTA}\colon W^0$ es el contraste de significación conjunta de $EDUCMAD,\,KWW,\,EDAD)$

Depender	Dependent Variable: LW								
Method:	Method: Two-Stage Least Squares								
Sample: 1	1 758								
Included	observations:	758							
Instrumer	Instrument list: EDUCMAD KWW EDAD								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
\mathbf{C}	4.6350	0.2945	15.74	0.000					
IQ	0.0145	0.0044	3.30	0.001					
EDUC	0.0296	0.0139	2.13	0.033					
EXP	0.0208	0.0040	5.19	0.000					
ANT	0.0059	0.0030	1.96	0.050					
R-squared	R-squared 0.0731								
Adjusted R-squared 0.0682									
S.E. of re	S.E. of regression 0.3957								
Sum squa	red resid	117.91							

SALIDA 4

 $(\mathbf{NOTA} :$ 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.
\mathbf{C}	4.6350	0.2790	16.61	0.000
IQ	0.0145	0.0042	3.48	0.001
EDUC	0.0296	0.0148	2.00	0.045
EXP	0.0208	0.0038	5.47	0.000
ANT	0.0059	0.0029	2.07	0.039
RES3	-0.0113	0.0043	-2.62	0.009
R-squared	d	0.1693		
Adjusted	Adjusted R-squared			
S.E. of re	gression	0.3749		
Sum squa	red resid	105.67		

 $(\mathbf{NOTA} \colon RES3$ son los residuos de la Salida 3)

PROBLEMA 2: DIFERENCIAS SALARIALES POR SEXO Y ORIGEN ÉTNICO

Sea el modelo de regresión lineal:

$$E\left(\ln SAL \mid EDUC, EXP, NEG, HISP, MUJER\right) = \beta_0 + \beta_1 EDUC + \beta_2 EXP \\ + \beta_3 NEG + \beta_4 HISP \\ + \beta_5 MUJER \\ + \beta_6 (EXP * MUJER)$$

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
\overline{C}	0.6101	0.1264	4.83	0.000
EDUC	0.0993	0.0082	12.15	0.000
EXP	0.0167	0.0023	7.23	0.000
NEG	-0.0844	0.0580	-1.45	0.146
HISP	-0.1109	0.0910	-1.22	0.224
MUJER	-0.1140	0.0684	-1.67	0.096
EXP*MUJER	-0.0082	0.0032	-2.59	0.010
R-squared		0.2977		
Adjusted R-square	ed	0.2896		
S.E. of regression		0.4393		
Sum squared resid		100.55		

SALIDA 2

Dependent Variable: SAL Method: Least Squares

Sample: 1 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.4025	1.2457	-4.34	0.000
EDUC	0.9770	0.0813	11.98	0.000
EXP	0.1575	0.0230	6.84	0.000
MUJER	-0.7200	0.6836	-1.05	0.293
EXP*MUJER	-0.0899	0.0317	-2.83	0.005
R-squared		0.2702		
Adjusted R-square	ed	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: 172

Variable	Coefficient	Std. E	Error	t-Statistic	Prob.	=
$^{\mathrm{C}}$	-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	7.6	4693	-2.01	0.049	
PROP	27.9409	82.	9223	0.34	0.737	,
R-squared		0.2435	Mea	n dependent	var	262.5321
Adjusted R	R-squared	0.1984	S.D.	dependent	var	318.0468
S.E. of regr	ression	284.75	Aka	ike info crite	rion	14.20802
Sum square	ed resid 5	432562	Schv	varz criterion	n	14.36612

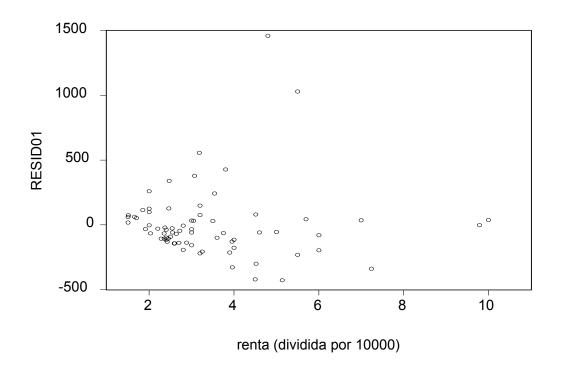


Gráfico H: Residuos frente a la variable renta

SALIDA 2

Dependent Variable: TC Method: Least Squares

Sample: 172

Included observations: 72

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors Covariance

Variable	Coefficient	Std. E	rror	t-Statistic	Prob.	=
\mathbf{C}	-237.1465	220.	7950	-1.07	0.287	,
EDAD	-3.0818	3.4	4226	-0.90	0.371	
RENTA	234.3470	92.1	1226	2.54	0.013	
$RENTA^2$	-14.9968	7.	1990	-2.08	0.041	
PROP	27.9409	95.	5657	0.29	0.771	
R-squared		0.2436	Mea	n dependent	var	262.5321
Adjusted R	R-squared	0.1984	S.D.	dependent	var	318.0468
S.E. of regr	ression	284.75	Akai	ike info crite	rion	14.20802
Sum square	ed resid 5	432562	Schv	varz criterion	1	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:

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

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 substitución 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):

$$\ln Y = \ln \gamma + \delta v \ln K + (1 - \delta)v \ln L - 1/2\rho \delta (1 - \delta)v \left[\ln(K/L)\right]^2 + \varepsilon$$
$$= \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \left[\ln(K/L)\right]^2 + \varepsilon$$

Los resultados obtenidos se presentan a continuación:

SALIDA 1									
Dependent	Dependent Variable: $\ln Y$								
Method: Le	east Squares								
Sample: 12	25								
Included ob	servations: 2	5							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
\mathbf{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 square	ed 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.
\mathbf{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-	Adjusted R-squared			
S.E. of regression		0.0264		
Sum square	d 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.
\mathbf{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	d	0.9905		
Adjusted	R-squared	0.9896		
S.E. of regression		0.0271		
Sum squa	ared resid	0.0161		

Suponemos además que los errores del modelo econométrico satisfacen los supuestos

$$E(\varepsilon|K,L) \ = \ 0$$

$$V(\varepsilon|K,L) = \sigma^2$$

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:

$$P = \alpha V C^{\beta_2} DP A^{\beta_3},$$

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	SALIDA 1								
Dependent	t Variable: ln	P							
Method: I	Least Squares	1							
Sample: 1	22								
Included o	bservations:	22							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
\mathbf{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 1	R-squared	0.8529							
S.E. of reg	S.E. of regression 0.4069								
Sum squar	red resid	3.1460							

SALIDA	2 (Matrix	z de cov.	de los estimadores)
	С	$\ln(VC)$	$\ln(DPA)$
\mathbf{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.

						$G_k(\cdot)$					
<u>k</u>	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 parametro 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:

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

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 $\gamma_1 > 0$,

 $C\left(\ln\left(K/L\right), \left[\ln(K/L)\right]^2\right) > 0.$

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 éndogena.

31. El precio de una casa en euros (precio) está relacionado con la contaminación local existente medida por el nivel de CO_2 (CO2) y con el número de habitaciones (habit) según el modelo de regresión lineal

$$log(precio) = \beta_0 + \beta_1 log(CO2) + \beta_2 habit + \varepsilon,$$

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

$$log(precio) = \alpha_0 + \alpha_1 log(CO2) + u.$$

¿Qué esperaría 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 distribucion aproximada normal estándar, por lo que tiene un p-valor de 0.005, rechazando la hipotesis 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 distribucion aproximada normal estándar, por lo que tiene un p-valor de 0,0133, rechazando la hipotesis 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 $234.3470-2\times14.9968\times30000=-899576.053$.
 - (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 $V(\varepsilon|X_1,X_2) = \sigma^2$.

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

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I

Curso 2005/06

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria)

30 de Enero de 2006

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

PROBLEMA 1: PROBABILIDAD DE DENEGACIÓN DE UNA HIPOTECA

Se consideran tres especificaciones de un modelo que explique la probabilidad de NO concesión de una hipoteca:

$$E(Y|X_1, X_2) = F(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2)$$

donde:

Y toma el valor 1 si NO le conceden la hipoteca;

 $X_1 = DEUDA =$ tasa de endeudamiento en tanto por uno (sin incluir el préstamo hipotecario considerado) del solicitante;

 $X_2 = NEG =$ toma el valor 1 si el solicitante es negro y cero si es blanco.

Con una muestra de 2380 solicitudes de hipotecas en Boston (EE.UU.), se han estimado esos tres modelos:

SALIDA 1

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Sample: 1 2380

Included observations: 2380

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.091	0.029	-3.165	0.0016
DEUDA	0.559	0.089	6.307	0.0000
NEG	0.177	0.025	7.112	0.0000
R-squared	0.076003	Mean depende	nt var	0.119748
Adj. R-squared	0.075226	S.D. depende	ent var	0.324735
S.E. of regression	0.312282	Akaike info	criterion	0.511438
Sum squared resid	231.8047	Schwarz crit	erion	0.518717
Log likelihood	-605.6107	F-statistic		97.76019
Durbin-Watson stat	1.517180	Prob (F-stat	istic)	0.00000

SALIDA 2

Dependent Variable: Y

Method: ML - Binary Probit

Sample: 1 2380

Included observations: 2380

Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.26	0.16	-14.225	0.0000
DEUDA	2.74	0.44	6.1738	0.0000
NEG	0.71	0.08	8.5146	0.0000
Mean dependent var	0.1197	S.D. depende	nt var	0.3247
S.E. of regression	0.3104	Akaike info	criterion	0.6724
Sum squared resid	229.06	Schwarz crit	erion	0.6797
Log likelihood	-797.14	HannanQuinn criter.		0.6750
Restr. log likelihood	-872.09	Avg. log li	kelihood	-0.3349
LR statistic (2 df)	149.90	McFadden R-s	quared	0.0859
Probability (LR stat)	0.0000			
Obs. with Dep=0	2095	Total obs		2380
Obs. with Dep=1	285			

SALIDA 3

Dependent Variable: Y
Method: ML - Binary Logit

Sample: 1 2380

Included observations: 2380

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-4.13	0.35	-11.93	0.0000
DEUDA	5.37	0.96	5.58	0.0000
NEG	1.27	0.15	8.71	0.0000
Mean dependent var	0.1197	S.D. depende	nt var	0.3247
S.E. of regression	0.3101	Akaike info	criterion	0.6711
Sum squared resid	228.61	Schwarz crit	erion	0.6785
Log likelihood	-795.70	HannanQuin	n criter.	0.6738
Restr. log likelihood	-872.09	Avg. log li	kelihood	-0.3343
LR statistic (2 df)	152.78	McFadden R-s	quared	0.0860
Probability (LR stat)	0.0000			
Obs. with Dep=0	2095	Total obs		2380
Obs. with Dep=1	285			

Nota: Recuerde que en el modelo probit se considera que, dado (en nuestro ejemplo) $Z=\beta_0+\beta_1X_1+\beta_2X_2,\ F(Z)=\Phi(Z),\ donde\ \Phi(Z)$ es la función de distribución acumulada de una variable aleatoria $N(0,1),\$ cuya función de densidad es $\phi(Z)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(\frac{-Z^2}{2}\right)\simeq 0.3989\times \exp\left(\frac{-Z^2}{2}\right),\$ y en el modelo logit se considera $F(Z)=\Lambda(Z),\$ es decir, una función de distribución acumulada de una variable aleatoria logística estándar, $\Lambda(Z)=\frac{e^Z}{1+e^Z},\$ cuya densidad es igual a $\lambda(Z)=\frac{e^Z}{(1+e^Z)^2}.$

Otro investigador añade al análisis una medida de la morosidad del solicitante en la devolución de créditos al consumo (MORC) y una medida de la morosidad del solicitante en la devolución de créditos hipotecarios (MORH):

SALIDA 4

Dependent Variable: Y

Method: ML - Binary Probit

Sample: 1 2380

Included observations: 2380

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-2.98	0.18	-16.30	0.0000
DEUDA	2.66	0.36	7.35	0.0000
NEG	0.51	0.09	5.74	0.0000
MORC	0.18	0.02	9.31	0.0000
MORH	0.19	0.07	2.82	0.0048
Mean dependent var	0.1197	S.D. depende	nt var	0.3247
S.E. of regression	0.3015	Akaike info	criterion	0.6306
Sum squared resid	215.91	Schwarz crit	erion	0.6427
Log likelihood	-745.39	HannanQuin	n criter.	0.6350
Restr. log likelihood	-872.09	Avg. log li	kelihood	-0.3132
LR statistic (4 df)	253.40	McFadden R-s	quared	0.1453
Probability (LR stat)	0.0000			
Obs. with Dep=0	2095	Total obs		2380
Obs. with Dep=1	285			

PROBLEMA 2: IMPACTO DE LA FERTILIDAD EN LAS HORAS TRABA-JADAS POR LAS MUJERES

Existe evidencia de que el comportamiento laboral de las mujeres está determinado en particular por sus decisiones de fertilidad. Para evaluar el impacto de la fertilidad (medido por el número de niños) en las horas trabajadas, nos concentramos en la siguiente especificación:

$$\begin{split} \text{HRS} &= \beta_0 + \beta_1 \text{WHITE} + \beta_2 \text{BLACK} + \beta_3 \text{HISPAN} \\ &+ \beta_4 \text{HIGHSC} + \beta_5 \text{UNIV} + \beta_6 \text{AGE} + \beta_7 \text{AGE2} \\ &+ \beta_8 \text{SPOUSE} + \beta_9 \left(\text{SPOUSE} \times \text{AGE} \right) + \beta_{10} \left(\text{SPOUSE} \times \text{AGE2} \right) \\ &+ \beta_{11} \text{NCHILD} + \varepsilon \end{split} \tag{E.1}$$

donde, para cada mujer:

HRS = número de horas trabajadas a la semana;

WHITE = variable binaria que vale 1 si la mujer es blanca y cero en caso contrario;

BLACK = variable binaria que vale 1 si la mujer es negra y cero en caso contrario;

HISPAN = variable binaria que vale 1 si la mujer es hispana y cero en caso contrario;

HIGHSC = variable binaria que vale 1 si la mujer ha completado solamente la educación secundaria y cero en caso contrario;

UNIV = variable binaria que vale 1 si la mujer tiene un título universitario y cero en caso contrario;

AGE = edad en años;

AGE2 = edad al cuadrado;

SPOUSE = variable binaria que vale 1 si la mujer tiene un cónyuge que convive en su domicilio y cero en caso contrario;

NCHILD = número de hijos menores de 18 años que conviven en su domicilio.

Nota: Hay cuatro grupos étnicos mutuamente exluyentes: blanca, negra, hispana y asiática. Sólo hay tres niveles de educación (mutuamente excluyentes): educación primaria o menos, educación secundaria, educación universitaria.

Para estimar esta ecuación, utilizamos datos de 69852 mujeres con hijos del censo de los EE.UU. de 1980.

Además, sabemos que las decisiones de fertilidad están correlacionadas con características inobservables que afectan a su vez a las decisiones laborales. Por ejemplo, aquellas mujeres mejor preparadas para el mercado laboral pueden tener en promedio no sólo mayores salarios (y por tanto un coste de oportunidad de asumir tareas del hogar más alto), sino también un mayor coste personal asociado al cuidado de los hijos. Por tanto, esperaríamos que

$$C(\varepsilon, \mathtt{NCHILD}) \neq 0.$$

mientras que el resto de las variables del lado derecho de (E.1) no están correlacionadas con las variables inobservables (ε).

Además de las variables arriba mencionadas, tenemos información sobre si la mujer ha experimentado un parto múltiple (MB), es decir, si ha tenido mellizos, trillizos, cuatrillizos o quintillizos en el mismo parto. Podemos por tanto definir la variable Parto Múltiple (*Multiple Births*) MB:

 $\mathtt{MB}=$ variable binaria que vale 1 si la mujer ha tenido un parto múltiple y cero en caso contrario.

Además, sabemos que $C(\mathtt{MB}, \varepsilon) = 0$.

A continuación se presentan las siguientes estimaciones:

SALIDA 1	SALIDA 1							
Dependent Variable: HRS								
Method: Leas	t Squares							
Sample: 6985	52							
Included obse	rvations: 69	852						
Variable	Coefficient	Std.	Error	t-Statistic	Prob.			
WHITE	1.3224		0.7901	1.67	0.094			
BLACK	3.3607		0.8005	4.20	0.000			
HISPAN	-0.5399		1.0007	-0.54	0.590			
HIGHSC	4.4627		0.1770	25.22	0.000			
UNIV	4.3868		0.2005	21.88	0.000			
AGE	1.4505		0.0288	50.37	0.000			
AGE2	-0.0207		0.0006	-36.04	0.000			
SPOUSE	0.4258		0.4343	0.98	0.327			
${\tt SPOUSE} * {\tt AGE}$	-0.5668		0.0335	-16.90	0.000			
${\tt SPOUSE} * {\tt AGE2}$	0.0101		0.0006	15.42	0.000			
NCHILD	-1.8506		0.0610	-30.32	0.000			
C	0.2952		0.8568	0.34	0.730			
R-squared			0.1344					

0.1343

335.4738

S	A	T	Π	D	Α	2

Adjusted R-squared

S.E. of regression

Dependent Variable: NCHILD

Method: Least Squares

Sample: 69852

Included Observations. 09002							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
WHITE	-0.3527	0.0482	-7.32	0.000			
BLACK	0.2822	0.0488	5.78	0.000			
HISPAN	0.0638	0.0610	1.05	0.296			
HIGHSC	-0.4758	0.0106	-44.68	0.000			
UNIV	-0.5453	0.0121	-45.22	0.000			
AGE	0.0801	0.0017	46.26	0.000			
AGE2	-0.0012	0.00003	-35.08	0.000			
SPOUSE	0.2622	0.0265	9.90	0.000			
$\mathtt{SPOUSE} * \mathtt{AGE}$	-0.0095	0.0020	-4.65	0.000			
${\tt SPOUSE} * {\tt AGE2}$	0.0001	0.00004	3.42	0.001			
MB	1.2192	0.0255	47.79	0.000			
C	1.5957	0.0519	30.73	0.000			
R-squared		0.1568					
Adjusted R-squared		0.1566					

SALIDA 3

Dependent Variable: HRS

Method: Two-Stage Least Squares

Sample: 69852

Included observations: 69852

Instrument list: MB

Variable Variable	Coefficient	Std.	Error	t-Statistic	Prob.
WHITE	1.7045		0.8019	2.13	0.034
BLACK	3.0750		0.8077	3.81	0.000
HISPAN	-0.5925		1.0029	-0.59	0.555
HIGHSC	4.9467		0.2398	20.63	0.000
UNIV	4.9483		0.2746	18.02	0.000
AGE	1.3697		0.0395	34.69	0.000
AGE2	-0.0195		0.0007	-27.66	0.000
SPOUSE	0.1529		0.4446	0.34	0.731
SPOUSE * AGE	-0.5575		0.0337	-16.52	0.000
SPOUSE * AGE2	0.0100		0.0007	15.15	0.000
NCHILD	-0.8362		0.3437	-2.43	0.015
С	-1.3616		1.0209	-1.33	0.182
R-squared			0.1310		
Adjusted R-squared			0.1308		

SALIDA 4

Dependent Variable: HRS Method: Least Squares

Sample: 69852

Included observations: 69852

77	O44:-:	O+ 1 F	+ 0+-+	D 1-
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WHITE	1.7045	0.8002	2.13	0.033
BLACK	3.07502	0.8061	3.81	0.000
HISPAN	-0.5925	1.0008	-0.59	0.554
HIGHSC	4.9467	0.2393	20.67	0.000
UNIV	4.9483	0.2741	18.05	0.000
AGE	1.3697	0.0394	34.76	0.000
AGE2	-0.0195	0.0007	-27.71	0.000
SPOUSE	0.1529	0.4437	0.34	0.730
$\mathtt{SPOUSE} * \mathtt{AGE}$	-0.5575	0.0337	-16.55	0.000
$\mathtt{SPOUSE} * \mathtt{AGE2}$	0.0100	0.0007	15.19	0.000
NCHILD	-0.8362	0.3430	-2.44	0.015
RES	-1.0475	0.3486	-3.01	0.003
С	-1.3616	1.0188	-1.34	0.181
R-squared		0.1345		
Adj. R-squar	ed	0.1344		

 $(\mathbf{NOTA} \colon \mathtt{RES} \ \mathrm{son} \ \mathrm{los} \ \mathrm{residuos} \ \mathrm{de} \ \mathrm{la} \ \mathrm{SALIDA} \ 2)$

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA I</u>

Curso 2005/06

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 30 de Enero 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 NIE (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			POS	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 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: Miércoles 1 de Febrero.
- Fecha de revisión:
 - Grupos del Campus de Getafe: Lunes 6 de Febrero a las 15 h en las AULAS 15.0.04, 15.0.05 y 15.0.06.
 - Grupos del Campus de Colmenarejo: Lunes 6 de Febrero a las 10 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 desde el día de publicación de las calificaciones.

Borrador de RESPUESTAS									
PREGUNTA									
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. Señale en cuál de los siguientes modelos los parámetros α y β pueden ser consistentemente estimados por MCO, donde $A=e^{\alpha}$ y u es un término de error inobservable que es independiente de X:
 - (a) $Y = AX^{\beta} + u$
 - (b) No es posible en ninguno de los modelos indicados.
 - (c) $Y = AX^{\beta}u$
 - (d) $\Pr(Y = 1|X) = \Phi(\alpha + \beta X)$
- 2. Dada la estimación por MCO de la pendiente de la regresión lineal de Y frente a X, ¿que puede decir de la estimación por MCO de la pendiente de la regresión lineal de X frente a Y?
 - (a) La pendiente de la primera regresión es la inversa de la pendiente de la segunda regresión.
 - (b) Las pendientes de ambas regresiones son idénticas.
 - (c) La pendiente de la primera regresión es igual a la pendiente de la segunda regresión con signo opuesto.
 - (d) Ninguna de las otras respuestas es correcta.

- 3. Dado un modelo que cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico excepto el de homocedasticidad condicional:
 - (a) Un buen indicador de la bondad del ajuste es el error estándar de la regresión así como el \mathbb{R}^2 .
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Un buen indicador de la bondad del ajuste es el \mathbb{R}^2 pero no el error estándar de la regresión.
 - (d) Un buen indicador de la bondad del ajuste es el error estándar de la regresión pero no el \mathbb{R}^2 .
- 4. (Problema 1) A la vista del modelo LOGIT estimado, la probabilidad predicha de que no le concedan la hipoteca a un solicitante blanco con una tasa de endeudamiento del 30% es aproximadamente igual a:
 - (a) 0.0745.
 - (b) 0.2229.
 - (c) $(0.3 \times 5.37)/100 \simeq 0.0161$
 - (d) 0.0690.
- 5. (Problema 1) Ignorando los problemas del modelo lineal, si consideramos el modelo lineal de la SALIDA 1 para describir la probabilidad de no conceder un crédito hipotecario, la probabilidad predicha para un solicitante negro con igual nivel de endeudamiento que un solicitante blanco e igual al 30%, es igual a:
 - (a) 0.2537.
 - (b) 0.0767.
 - (c) $0.559 \times 0.30 = 0.1677$.
 - (d) 0.559.
- 6. (Problema 1) De acuerdo con el modelo LOGIT estimado, la diferencia esperada en la probabilidad de que no le concedan la hipoteca a un solicitante blanco respecto a uno negro, cuando ambos tienen una tasa de endeudamiento del 30% es igual a:
 - (a) -[0.0745 0.2229] = 0.1483.
 - (b) $1.27 \times 0.1732 = 0.2196$.
 - (c) 0.0745 0.2229 = -0.1483.
 - (d) $1.27 \times 0.0690 \simeq 0.0876$.
- 7. (Problema 1) Ignorando los problemas del modelo lineal, si consideramos el modelo lineal de la SALIDA 1 para describir la probabilidad de no conceder un crédito hipotecario, la diferencia esperada en la probabilidad de que no le concedan la hipoteca a un solicitante blanco respecto a un solicitante negro con igual tasa de endeudamiento es igual a:
 - (a) 0.177 (e independiente del valor de la variable DEUDA).
 - (b) $0.559 \times \text{DEUDA} + 0.177$.
 - (c) -0.177 (e independiente del valor de la variable DEUDA).
 - (d) $-0.091 + 0.559 \times DEUDA + 0.177$.

- 8. (Problema 1) De acuerdo con el modelo PROBIT estimado en la salida 2, el efecto marginal esperado de la tasa de endeudamiento, para un solicitante blanco con una tasa de endeudamiento del 30%, sobre la probabilidad de que no le concedan la hipoteca es aproximadamente igual a:
 - (a) 0.8386.
 - (b) 0.622.
 - (c) 0.556.
 - (d) 0.3887.
- 9. (Problema 1) Una comparación de las estimaciones del modelo lineal con las estimaciones del modelo LOGIT, nos permite concluir que el efecto esperado de un cambio en la tasa de endeudamiento sobre la probabilidad de que no le concedan la hipoteca para un solicitante blanco:
 - (a) Es mayor en la estimación del modelo de probabilidad lineal.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) En los dos modelos ese efecto no es constante; depende del valor de la variable DEUDA.
 - (d) Es mayor en la estimación del modelo LOGIT.
- 10. (Problema 1) En base a las estimaciones obtenidas, se realizan las siguiente afirmaciones:
 - (i) Antes de estimar el modelo lineal de probabilidad con errores estándar robustos a heterocesdasticidad deberíamos haber mirado a los residuos porque cabe la posibilidad de que no haya heterocedasticidad, en cuyo caso sería preferible usar los errores estándar convencionales.
 - (ii) La probabilidad de que no le concedan la hipoteca a un solicitante blanco con $\mathtt{DEUDA} = 0.3$ de acuerdo con el modelo lineal de probabilidad es inferior a la proporción de hipotecas no concedidas en la muestra.
 - (iii) La comparación directa de los coeficientes estimados en la salidas 2 y 3 nos permite saber en cuál de los dos modelos el efecto esperado de las variables es mayor que en el otro.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (ii) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Todas son ciertas.
- 11. (**Problema 1**) Se desea contrastar la significatividad conjunta de las dos variables añadidas en la salida 4.
 - (a) El valor del estadístico de contraste, que asintóticamente sigue una distribución χ_2^2 , es igual a $2 \times (-745.39 + 797.14) = 103.50$.
 - (b) A la vista del "Probability(LR stat)" de la salida 4, rechazamos la hipotesis nula.
 - (c) No se puede realizar ese contraste con la información proporcionada porque necesitamos saber las covarianzas de los dos coeficientes estimados.
 - (d) No se puede rechazar la hipótesis nula al 5%.

- 12. Suponga que ha estimado un modelo de regresión múltiple con datos de series temporales y ha obtenido un valor del estadístico Durbin-Watson igual a 0.20. Indique la respuesta CORRECTA:
 - (a) Es un claro signo de haber incluido en la regresión una variable irrelevante.
 - (b) Indica que puede haber autocorrelación de primer orden igual a 0.90.
 - (c) Indica que puede haber autocorrelación de primer orden igual 0.10
 - (d) Indica claramente que la variable dependiente debería estar en logaritmos.
- 13. Considere el modelo de regresión simple estudiado en clase. Suponga que tenemos datos de series temporales y que se cumplen todos los supuestos del modelo de regresión clásico, menos el de ausencia de autocorrelaciónde los errores. Indique la respuesta CORRECTA:
 - (a) Los estimadores MCO de la constante y de la pendiente NO son consistentes.
 - (b) Para hacer inferencia hay que utilizar los errores estándar robustos de Eicker-White.
 - (c) Los estimadores MCO de la constante y de la pendiente son eficientes.
 - (d) El estimador de Newey-West de los errores estándar de los parámetros estimados es consistente.

14. Indique la respuesta CORRECTA:

- (a) Los contrastes de autocorrelación en los errores se pueden realizar mediante contrastes de hipótesis basados en regresiones de los residuos.
- (b) En regresión, al pasar de datos trimestrales a datos mensuales el orden máximo de autocorrelación relevante J para el cómputo del estimador de Newey-West de los errores estándar debe disminuir, necesariamente.
- (c) Los valores de los coeficientes estimados por MCO y los estimados por MCO con errores estándar robustos a autocorrelación son muy distintos a pesar de ser ambos estimadores consistentes.
- (d) Con datos anuales, el orden de la autocorrelación de los errores de la regresión no puede ser mayor que uno.
- 15. Para garantizar la consistencia de los estimadores MCO de los parámetros de un modelo de regresión múltiple por MCO, indique cuál de los siguientes supuestos habituales NO es necesario:
 - (a) Esperanza condicional del término de error (condicional en las variables explicativas) igual a cero.
 - (b) Linealidad en los parámetros.
 - (c) No correlación entre los regresores y el término de error.
 - (d) Homocedasticidad condicional (condicional en las variables explicativas).

16. Sea una muestra aleatoria de las variables (Y, X_1, X_2) con la relación

$$E(Y|X_1, X_2) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2,$$

se han estimado los cuatro modelos siguientes:

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + e$$

$$Y = c_0 + c_1 X_1 + u$$

$$X_1 = a_0 + a_1 X_2 + v$$

$$Y = d_0 + d_1 v + w$$

donde b_0 , b_1 , b_2 , c_0 , c_1 , a_0 , a_1 , d_0 y d_1 representan los estimadores MCO de los correspondientes parámetros y e, u, v y w son los residuos que quedan tras el ajuste MCO. Considere las siguientes afirmaciones:

- (i) $V(c_1)$ es siempre menor o igual que $V(b_1)$.
- (ii) $d_1 = b_1$
- (iii) La varianza estimada de c_1 puede ser mayor que la varianza estimada de b_1 .
- (a) Sólo (i) es correcta.
- (b) Las tres afirmaciones son correctas.
- (c) Sólo (ii) es correcta.
- (d) Sólo (i) y (ii) son correctas.
- 17. En regresión, la versión más general del estimador de Newey-West resuelve:
 - (a) Únicamente el problema de heterocedasticidad en los errores.
 - (b) Únicamente el problema de autocorrelación de orden dos.
 - (c) El problema de autocorrelación y de heterocedasticidad simultáneamente.
 - (d) Únicamente el problema de autocorrelación de orden uno.
- 18. (Problema 2) Suponga que las variables exógenas de la ecuación (E.1) (WHITE, BLACK, HISPAN, HIGSCH, UNIV, AGE, AGE2, SPOUSE, AGE × SPOUSE, AGE2 × SPOUSE) no están correlacionadas con NCHILD. Suponga que estimamos por MCO una ecuación para HRS con dichas variables explicativas solamente (es decir, omitiendo NCHILD). Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Los coeficientes estimados serán inconsistentes. En particular, el coeficiente de WHITE tenderá a infraestimarse.
 - (ii) Los coeficientes estimados serán inconsistentes. En particular, el coeficiente de AGE tenderá a infraestimarse.
 - (iii) Los coeficientes estimados serán inconsistentes. En particular, el coeficiente de SPOUSE tenderá a infraestimarse.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Ninguna de las afirmaciones anteriores es cierta.
 - (c) Tanto (i), como (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) and (iii) son ciertas.

- 19. (**Problema 2**) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, y el modelo (E.1) satisface todas los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) La estimación de V (HRS) es igual a $(335.4738)^2$.
 - (ii) La estimación de

V (HRS | WHITE, BLACK, HISPAN, HIGSCH, UNIV, AGE, AGE2, SPOUSE, NCHILD)

es igual a $(335.4738)^2$.

(iii) La estimación de

$$V\left({{ ext{HRS}} \;\;|\;\; { ext{WHITE},\text{BLACK},\text{HISPAN},\text{HIGSCH},\text{ UNIV},\text{AGE},} \atop { ext{SPOUSE},\text{AGE} \times \text{SPOUSE},\text{AGE2} \times \text{SPOUSE},\text{NCHILD}} } \right)$$

es igual a $(335.4738)^2$.

- (a) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- (b) Solamente (i) es cierta.
- (c) Solamente (iii) es cierta.
- (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- 20. (Problema 2) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, y el modelo (E.1) satisface todas los supuestos del modelo de regresión clásico, excepto el de homocedasticidad condicional. Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Las estimaciones de los parámetros de la SALIDA 1 no son consistentes.
 - (ii) Los errores estándar de los parámetros de la SALIDA 1 no son consistentes.
 - (iii) El \mathbb{R}^2 del modelo carece de sentido.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 21. (Problema 2) Suponga que en el modelo (E.1) queremos contrastar las hipótesis nula de que las horas trabajadas por semana son independientes de la edad.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 = \beta_7 = \beta_9 = \beta_{10} = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = 0$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 = \beta_7 = 0$.
- 22. (Problema 2) Suponga que en el modelo (E.1) queremos contrastar las hipótesis nula de que las horas trabajadas por semana son independientes de si la mujer tiene un cónyuge que convive en el mismo hogar.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_0 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = 0$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_8 = \beta_9 = 0$.

23.	Problema 2) Suponga que en el modelo (E.1) queremos contrastar la hipótesis nula de qu	.e
	as horas trabajadas por semana son independientes de la educación de la mujer.	

- (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_0 = 0$.
- (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$.
- (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_0 = 0.$
- (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_4 \beta_5 = 0$.
- 24. (Problema 2) Estamos interesados en obtener estimadores consistentes de todos los coeficientes de la ecuación (E.1).
 - (a) Los estimadores de la SALIDA 1 son consistentes.
 - (b) La regresión auxiliar de primera etapa para NCHILD de la SALIDA 2 es incorrecta, porque debería incluir solamente el instrumento.
 - (c) Los estimadores de la SALIDA3 son consistentes, porque el instrumento (MB) satisface las dos condiciones que debe cumplir para ser un instrumento válido: no estar correlacionado con ε (lo que se establece en el enunciado) y estar correlacionado con la variable endógena NCHILD (como se comprueba en la regresión auxiliar de primera etapa de la SALIDA 2).
 - (d) Los estimadores de la SALIDA 3 no son consistentes, porque necesitaríamos que el instrumento (MB) no estuviera correlacionado con la variable endógena NCHILD, lo que no parece ser el caso a la vista de la SALIDA 2.
- 25. (**Problema 2**) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, con lo que NCHILD es exógeno. Una mujer de 20 años de edad sin niños ni cónyuge, asiática y con estudios primarios trabajará en promedio, aproximadamente:
 - (a) 21 horas semanales.
 - (b) No se puede determinar con la información disponible.
 - (c) 3 horas semanales.
 - (d) 18 horas semanales.
- 26. (**Problema 2**) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, con lo que NCHILD es exógeno. Para una raza, nivel de educación, edad y estatus marital dado, un niño adicional implica una disminución media de las horas trabajadas de:
 - (a) 1.85% horas mensuales.
 - (b) 1.85 horas semanales.
 - (c) Depende de la edad del individuo.
 - (d) 0.83 horas mensuales.
- 27. (Problema 2) Suponga para esta pregunta que $C(MB, \varepsilon) \neq 0$. Entonces
 - (a) El coeficiente del número de niños en la SALIDA 1 es un estimador consistente de β_{11} .
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) El coeficiente de la variable de partos múltiples en la SALIDA 2 es inconsistente.
 - (d) El coeficiente del número de niños en la SALIDA 3 es un estimador consistente de β_{11} .

- 28. (Problema 2) Si queremos evaluar si la variable NCHILD is endógena:
 - (a) Contrastaremos si NCHILD es endógena en la ecuación auxiliar de primera etapa por medio del estadístico t del coeficiente de MB.
 - (b) Contrastaremos la significación conjunta de todos los regresores de la SALIDA 2 (contraste de significación conjunta , o contraste de regresión).
 - (c) Contrastaremos si NCHILD es endógena en la ecuación de horas por medio de un contraste de Hausman.
 - (d) No podemos contrastar dicha hipótesis porque necesitamos al menos dos instrumentos.
- 29. (Problema 2) A la vista de los resultados:
 - (a) Como RES es estadísticamente significativo en la estimación MCO de la ecuación de horas ampliada (SALIDA 4), NO rechazamos que NCHILD es exógeno.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) El contraste de endogeneidad presentado es incorrecto, porque la forma reducida en la que se basan los residuos incluye de forma incorrecta las variables exógenas de la ecuación de horas (WHITE, BLACK, HISPAN, AGE, AGE2, SPOUSE, AGE × SPOUSE, AGE2 × SPOUSE).
 - (d) Como RES es estadísticamente significativo en le estimación MCO de la ecuación de horas ampliada (SALIDA 4), rechazamos que NCHILD es exógeno.
- 30. (Problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que para una raza, nivel de educación, edad y estatus marital, un niño adicional conlleva aproximadamente una disminución promedio de las horas trabajadas de:
 - (a) 0.84% por semana.
 - (b) 1.85 horas semanales.
 - (c) 1.21 horas semanales.
 - (d) 0.84 horas semanales.
- 31. (**Problema 2**) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que para un número de niños, edad y estatus marital dados, la diferencia promedio en las horas trabajadas entre una mujer blanca con educación universitaria respecto a una mujer negra con educación secundaria será aproximadamente:
 - (a) 1.37 horas semanales menos que la mujer negra.
 - (b) 1.37 horas semanales más que la mujer negra.
 - (c) 1.7% horas semanales más que la mujer negra.
 - (d) 3.07 horas semanales más que la mujer negra.
- 32. (Problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que, dada una mujer de 46 años, sin cónyuge, para un número de hijos, para una raza y educación dadas, tener un año más de edad implicará que trabajará aproximadamente en promedio:
 - (a) 1.33 horas semanales más.
 - (b) 0.79 horas semanales más.
 - (c) 1.33 horas semanales menos.
 - (d) 0.42 horas semanales menos.

- 33. (Problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que para un número de niños, edad educación y raza dados, la diferencia promedio en las horas trabajadas entre una mujer con cónyuge respecto a otra mujer sin cónyuge será aproximadamente:
 - (a) $[0.4258 0.5668 \times AGE + 0.0101 \times AGE2]$ horas semanales más.
 - (b) $[0.1529 0.5575 \times AGE + 2 \times 0.01 \times AGE2]$ horas semanales más.
 - (c) $[0.1529 0.5575 \times AGE + 0.01 \times AGE2]$ horas semanales más.
 - (d) $[0.4258 0.5668 \times AGE + 2 \times 0.0101 \times AGE2]$ horas semanales más.
- 34. (Problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que para un número de niños y edad dados, la diferencia promedio en las horas trabajadas entre una mujer blanca con educación universitaria sin cónyuge respecto a una mujer negra con educación secundaria y con cónyuge será aproximadamente:
 - (a) $-1.37 + [0.1529 0.5575 \times AGE + 0.01 \times AGE2]$ horas semanales más.
 - (b) $-1.37 [0.1529 0.5575 \times AGE + 0.01 \times AGE2]$ horas semanales más.
 - (c) $-2.11 [0.4258 0.5668 \times AGE + 2 \times 0.0101 \times AGE2]$ horas semanales más.
 - (d) $-2.11 + [0.4258 0.5668 \times AGE + 2 \times 0.0101 \times AGE2]$ horas semanales más.
- 35. (Problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, la edad aproximada a la que en promedio una mujer con cónyuge trabaja el mayor número de horas es:
 - (a) 42.7 años de edad.
 - (b) 35.9 años de edad.
 - (c) 45 años de edad.
 - (d) 35 años de edad.
- 36. (**Problema 2**) Utilizando las estimaciones apropiadas, si comparamos dos mujeres de igual raza, educación y número de niños pero en que la primera tiene cónyuge y la segunda no, la diferencia aproximada en valor absoluto en las edades a las que cada una trabajaría en promedio el mayor número de horas será:
 - (a) 2.2 años.
 - (b) 15.5 años.
 - (c) 10.1 años.
 - (d) 7.6 años.
- 37. (Problema 2) Suponga que en el modelo (E.1) queremos contrastar la hipótesis nula de que las horas trabajadas son independientes de la edad. Utilizando las estimaciones apropiadas:
 - (a) El estadístico t asociado, que se distribuye asintóticamente como una N(0,1), es 34.69.
 - (b) No es posible evaluar dicha hipótesis a partir de la información disponible.
 - (c) El estadístico t asociado, que se distribuye asintóticamente como una N(0,1), es 46.26.
 - (d) El estadístico t asociado, que se distribuye asintóticamente como una N(0,1), es 50.37.

- 38. (Problema 2) Suponga que tanto en la SALIDA 1 como en la SALIDA 3, la estimación del coeficiente de correlación entre los parámetros estimados de HIGSCH y UNIV es $\widehat{corr}(b_4, b_5) = 0.6$. Utilizando las estimaciones apropiadas, si queremos contrastar la hipótesis nula de que tener educación secundaria tiene el mismo efecto en las horas trabajadas que tener educación universitaria:
 - (a) El estadístico apropiado es

$$t = \left| \frac{-0.0016}{\sqrt{0.2398^2 + 0.2746^2 - 2 \times 0.6 \times 0.2398 \times 0.2746}} \right| = 6.8923 \times 10^{-2}.$$

(b) El estadístico apropiado es

$$t = \left| \frac{-0.0016}{\sqrt{0.2398^2 + 0.2746^2 + 2 \times 0.6 \times 0.2398 \times 0.2746}} \right| = 3.4756 \times 10^{-2}.$$

- (c) No es posible evaluar dicha hipótesis a partir de la información disponible.
- (d) El estadístico apropiado es

$$t = \left| \frac{0.0759}{\sqrt{0.1770^2 + 0.2005^2 - 2 \times 0.6 \times 0.1770 \times 0.2005}} \right| = 0.44614$$

39. Sea el modelo

$$E(Y|X) = F(\beta_0 + \beta_1 X)$$

donde Y es una variable binaria. Considere las siguientes afirmaciones:

- (i) E(Y|X) = PLO(Y|X).
- (ii) $\Pr(Y = 1 | X) = F(\beta_0 + \beta_1 X)$, donde $F(\beta_0 + \beta_1 X) \in [0, 1]$ para cualquier valor de X.
- (iii) $F(\beta_0 + \beta_1 X) = \beta_0 + \beta_1 X$.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente (ii) es cierta.
- (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 40. Dada e la siguiente distribución conjunta del par de variables aleatorias discretas (X,Y):

$$Pr(X = x, Y = y)$$
 $X = 1$ $X = 2$ $X = 3$
 $Y = 1$ 0.15 0.10 0.15
 $Y = 2$ 0.15 0.30 0.15

- (a) E(Y|X) = 1.60.
- (b) $E(Y|X) = 1.75 0.25 \times \sqrt{(X-2)^2}$.
- (c) E(Y|X) = PLO(Y|X).
- (d) E(Y|X) = 0 porque son independientes.

SOLUCIONES EXAMEN 30/01/06

	TIPO 1 C D B A C C D B B B A B D A D B C B C B C B C B C C B C C C C C C C
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28	С
2	D
3	В
4	А
5	А
6	С
7	С
8	D
9	В
10	В
11	А
12	В
13	D
14	Α
15	D
16	В
17	С
18	В
19	А
20	В
21	В
22	С
23	В
24	С
25	Α
26	В
27	В
28	С
29	D
30	D
31	Α
32	D
33	С
31 32 33 34 35 36 37 38 39	D A D C B A D B A
35	А
36	D
37	В
38	А
39	В
40	В

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I 30 de Enero de 2007

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

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

PROBLEMA 1: EFECTO DE UNA INCINERADORA DE BASURAS SOBRE LOS PRECIOS DE LAS CASAS

Después de 1978 comenzaron los rumores de que se iba a construir una incineradora de basuras en North Andover (Massachusetts, EE.UU.). La construcción comenzó en 1981 y se pensaba que iba a entrar en funcionamiento enseguida (aunque luego no empezó a funcionar hasta 1985).

La hipótesis es que las casas que estaban cerca de la incineradora perdieron valor respecto a las que estaban alejadas.

Contamos con una muestra de 321 observaciones de casas vendidas en 1978 (las primeras 179 observaciones) y en 1981 (las últimas 142 observaciones) para las que observamos sus precios de compraventa, su distancia a la incineradora y otras características. Consideramos que la instalación y puesta en marcha de la incineradora es un suceso completamente exógeno respecto a la determinación de los precios observados.

Empleando datos de 1981, se estima el siguiente modelo:

$$RPRICE = \gamma_0 + \gamma_1 NEARINC + \varepsilon$$

donde:

RPRICE = precio de la casa en términos reales (dólares de 1978)

NEARINC = variable ficticia que vale 1 si la casa está cerca de la incineradora (a menos de 3 millas) y cero en caso contrario.

SALIDA 1: Estimaciones MCO utilizando las 142 observaciones 180 - 321 Variable dependiente: RPRICE

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	101308	3093	32.75	0.0000
NEARINC		5828	-5.27	0.0000

Media de la variable dependiente	92663
Desviación típica de la var. dependiente	34071
Suma de cuadrados de los residuos	1.36614e + 11
Desviación típica de los residuos $(\hat{\sigma})$	31238
R^2	0.1653
\bar{R}^2 corregido	0.1594

Se estima también el mismo modelo con datos de 1978:

SALIDA 2: Estimaciones MCO utilizando las 179 observaciones 1-179 Variable dependiente: RPRICE

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	82517	2654	31.09	0.0000
NEARINC	-18824	4745		0.0001
Media de la	variable dependiente	76628	3	
Desviación ti	pica de la var. depend	liente 30626	;	
Suma de cua	drados de los residuos	1	1.53324e + 11	
Desviación ti	ípica de los residuos (ô	(7) 29432	2	
R^2		(0.0817	
\bar{R}^2 corregido		(0.0765	

Asimismo, se estima el siguiente modelo con datos de 1978 y de 1981:

$$RPRICE = \alpha_0 + \alpha_1 NEARINC + \alpha_2 Y81 + \alpha_3 Y81 NEARINC + \varepsilon$$

donde:

Y81 = variable ficticia que vale 1 si la casa fue vendida en el año 1981 y cero en caso contrario;

Y81NEARINC = Y81 \times NEARINC.

 ${\bf SALIDA~3:}$ Estimaciones MCO utilizando las 321 observaciones 1 — 321 Variable dependiente: RPRICE

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	82517	2727	30.26	0.0000
NEARINC	-18824	4875	-3.86	0.0001
Y81	18790	4050	4.64	0.0000
Y81NEARINC	-11890	7457		0.1126

Media de la variable dependiente	83721
Desviación típica de la var. dependiente	33119
Suma de cuadrados de los residuos	2.89939e + 11
Desviación típica de los residuos $(\hat{\sigma})$	30243
R^2	0.1739
\bar{R}^2 corregido	0.1661
F(3,317)	22.2511

Por último, se estima el siguiente modelo con datos de 1978 y de 1981:

$$\text{LRPRICE} = \beta_0 + \beta_1 \text{LDIST} + \beta_2 \text{Y81} + \beta_3 \text{Y81LDIST} + \varepsilon$$

donde:

LRPRICE = log(RPRICE)

LDIST = log(DIST) = logaritmo neperiano de la distancia (en millas) de la casa a la incineradora;

 $Y81LDIST = Y81 \times \log(DIST).$

 ${\bf SALIDA~4:}$ Estimaciones MCO utilizando las 321 observaciones 1 — 321 Variable dependiente: LRPRICE

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	8.0585	0.5084	15.85	0.0000
LDIST	0.3167	0.0515	6.15	0.0000
Y81	-0.2752	0.8051	-0.34	0.7327
Y81LDIST	0.0482	0.0818	0.59	0.5562
Media de la var	riable dependiente	11.26		
Desviación típic	ca de la var. dependier	nte 0.3879		
Suma de cuadra	ados de los residuos	37.1217		
Desviación típic	ca de los residuos $(\hat{\sigma})$	0.3422		
R^2		0.2290		
\bar{R}^2 corregido		0.2217		

PROBLEMA 2: IMPACTO DE LA FERTILIDAD EN LOS AÑOS DE EDUCACIÓN DE LOS NIÑOS

(**Nota**: Los datos han sido modificados para realizar este problema, por lo que no reflejan la evidencia real)

Una teoría establece una relación negativa entre el número de niños en el hogar y los años de educación completados por éstos. Para evaluar dicha teoría, disponemos de una muestra de familias con 2 o más niños del censo de Chile de 2002. Queremos estudiar el impacto del número de niños en los años de educación completados **por los dos hermanos mayores**. Para evaluar el impacto de la fertilidad (medida por el número de niños en el hogar) sobre los años de educación de los niños, nos centramos en la siguiente especificación:

LYEDU =
$$\beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE2 + \beta_3 MOMAGE + \beta_4 MOMAGE2$$
 (E.1)
+ $\beta_5 MOMEDU + \beta_6 MOMEDU2 + \beta_7 FEMALE$ (1)
+ $\beta_8 SECOND + \beta_9 URBAN + \beta_{10} NCHILD + \varepsilon$

donde, para cada individuo (niño):

LYEDU = logaritmo de los años de educación del niño;

AGE = edad del niño en años;

AGE2 = cuadrado de la edad del niño en años;

MOMAGE = edad de la madre en años;

MOMAGE2 = cuadrado de la edad de la madre en años;

MOMEDU = años de educación de la madre;

MOMEDU2 = cuadrado de los años de educación de la madre;

FEMALE = variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde a una niña y 0 en caso contrario;

SECOND = variable binaria que toma el valor 1 si el niño es el segundo en edad y cero en caso contrario;

URBAN = variable binaria que toma el valor 1 si el niño vive en un área urbana y cero en caso contrario;

NCHILD = número de hijos menores de 18 años que conviven en el hogar.

Además, sabemos que las decisiones de fertilidad están correlacionadas con características inobservables que afectan simultáneamente al nivel de educación de los niños. Entonces, esperaríamos que

$$C(\varepsilon, \text{NCHILD}) \neq 0$$
,

mientras que el resto de las variables en el lado derecho de (E.1) no están correlacionadas con dichas características inobservables. (ε) .

Además de las variables arriba mencionadas, tenemos información acerca de si ha habido un parto múltiple en la familia (MB). Entendemos que se ha producido un parto múltiple si la madre tuvo mellizos, trillizos, cuatrillizos o quintillizos. También conocemos la composición por sexos de la familia. En general, las familias prefieren tener hijos de distinto sexo.

Por tanto, podemos definir las variables Parto Múltiple (MB) y Mismo Sexo (SSEX) como:

MB = variable binaria que toma el valor 1 si ha habido un parto múltiple en el hogar y cero en caso contrario;

SSEX = variable binaria que toma el valor 1 si los dos hermanos mayores tienen el mismo sexo y cero en caso contrario.

A continuación presentamos las siguientes estimaciones:

 ${\bf SALIDA~1}:$ Estimaciones MCO utilizando las 43972 observaciones 1-43972 Variable dependiente: LYEDU

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	-3.8964	0.0285	-136.63	0.0000
AGE	0.6660	0.0026	254.38	0.0000
AGE2	-0.0185	0.0001	-188.05	0.0000
MOMAGE	0.0045	0.0012	3.84	0.0001
MOMAGE2	-0.00004	0.000014	-2.89	0.0038
MOMEDU	0.0221	0.0011	20.31	0.0000
MOMEDU2	-0.0008	0.00005	-15.12	0.0000
FEMALE	0.0174	0.0025	7.00	0.0000
SECOND	-0.0102	0.0023	-4.35	0.0000
URBAN	0.0219	0.0032	6.74	0.0000
NCHILD	-0.0266	0.0016	-16.50	0.0000
Media de la va	r. dependiente	1.66418		
Suma de cuadr	ados de los residuos	2037.25		
R^2		0.8868		
\bar{R}^2 corregido		0.8867		

 ${\bf SALIDA~2} :$ Estimaciones MCO utilizando las 43972 observaciones 1 — 43972 Variable dependiente: NCHILD

Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
3.9502	0.0816	48.41	0.0000
0.0664	0.0077	8.65	0.0000
-0.0010	0.0003	-3.51	0.0004
-0.0498	0.0035	-14.40	0.0000
0.00048	0.00004	11.99	0.0000
-0.0356	0.0032	-11.18	0.0000
0.0016	0.00016	9.81	0.0000
-0.0052	0.0075	-0.69	0.4877
0.1359	0.0068	19.87	0.0000
-0.0399	0.0095	-4.18	0.0000
0.9280	0.0341	27.24	0.0000
0.0252	0.0098	2.58	0.0099
dos de los residuos		17544.1	
		0.048	0
		0.047	7
	3.9502 0.0664 -0.0010 -0.0498 0.00048 -0.0356 0.0016 -0.0052 0.1359 -0.0399 0.9280 0.0252	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$

NOTA: En una estimación MCO similar a la de la SALIDA 2 pero que omite MB, SSEX: $\mathbb{R}^2=0.0319$

SALIDA 3: Estimaciones MC2E utilizando las 43972 observaciones 1-43972

Variable dependiente: LYEDU Instrumentos: MB SSEX

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	-3.9987	0.0567	-70.48	0.0000
AGE	0.6642	0.0027	254.38	0.0000
AGE2	-0.0184	0.0001	-185.65	0.0000
MOMAGE	0.0058	0.0013	4.36	0.0000
MOMAGE2	-0.00005	0.000015	-3.48	0.0001
MOMEDU	0.0230	0.0012	19.51	0.0000
MOMEDU2	-0.00086	0.00006	-14.89	0.0000
FEMALE	0.0175	0.0025	7.00	0.0000
SECOND	-0.0137	0.0029	-4.74	0.0000
URBAN	0.0230	0.0033	6.97	0.0000
NCHILD	-0.0007	0.0125	-0.05	0.9581
Media de la var	:. dependiente	1.66418		
R^2		0.8861		

 ${\bf SALIDA~4}:$ Estimaciones MCO utilizando las 43972 observaciones 1 — 43972 Variable dependiente: LYEDU

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	-3.9987	0.0567	-70.48	0.0000
AGE	0.6642	0.0027	254.38	0.0000
AGE2	-0.0184	0.0001	-185.65	0.0000
MOMAGE	0.0058	0.0013	4.36	0.0000
MOMAGE2	-0.00005	0.000015	-3.48	0.0001
MOMEDU	0.0230	0.0012	19.51	0.0000
MOMEDU2	-0.00086	0.00006	-14.89	0.0000
FEMALE	0.0175	0.0025	7.00	0.0000
SECOND	-0.0137	0.0029	-4.74	0.0000
URBAN	0.0230	0.0033	6.97	0.0000
NCHILD	-0.0007	0.0125	-0.05	0.9581
RES	-0.0264	0.0126	-2.10	0.0361
Suma de cuad	rados de los residuos	2037	.04	
R^2		0	.8868	
\bar{R}^2 corregido		0	.8867	
(NOTA: RES	son los residuos de la S	SALIDA 2)		

(NOTA: RES son los residuos de la SALIDA 2)

 ${\bf SALIDA~5}:$ Estimaciones MCO utilizando las 43972 observaciones 1-43972 Variable dependiente: RES1

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
\mathbf{C}	-0.0009	0.0279	-0.03	0.9744
AGE	0.000015	0.0026	0.01	0.9954
AGE2	-0.000001	0.0001	-0.01	0.9929
MOMAGE	0.00001	0.0012	0.01	0.9912
MOMAGE2	-0.0000001	0.000014	-0.01	0.9926
MOMEDU	-0.00001	0.0011	-0.01	0.9928
MOMEDU2	0.0000004	0.00005	0.01	0.9937
FEMALE	-0.0007	0.0025	-0.28	0.7767
SECOND	-0.00002	0.0023	-0.01	0.9937
URBAN	0.00007	0.0033	0.02	0.9837
MB	-0.0011	0.0116	-0.10	0.9226
SSEX	0.0045	0.0033	1.36	0.1741
Media de la va	ar. dependiente		0.000000	
Suma de cuad	rados de los residuos	20^{4}	49.15	
R^2			0.00004	
\bar{R}^2 corregido		-	-0.0002	
(NOTA: RESI	l son los residuos de la S	SALIDA 3)		

PROBLEMA 3: EFECTO DEL ORIGEN ETNICO SOBRE LA PENA DE MUERTE

Un grupo de expertos piensa que en Estados Unidos la probabilidad de ser condenado a muerte es mayor, ceteris paribus, cuando el acusado es de raza negra. Para comprobar esta hipótesis, se analizan 679 juicios en diferentes Estados donde se aplica la pena de muerte. En la muestra utilizada, la proporción de víctimas de raza blanca es de un 76%. Las variables consideradas son las siguientes:

CONDENA = variable binaria que toma el valor 1 si el acusado es condenado a muerte y 0 en caso contrario;

RAZA_ACUSADO = variable binaria que toma el valor 1 si el acusado es de raza negra y 0 en caso contrario;

RAZA_VICTIMA = variable binaria que toma el valor 1 si la víctima es de raza blanca y 0 en caso contrario.

Se obtuvieron los siguientes resultados:

SALIDA 1: Estimaciones Logit utilizando las 679 observaciones 1-679 Variable dependiente: CONDENA

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	Pendiente*
\mathbf{C}	-2.08	0.14	-14.86	
RAZA_ACUSADO	-0.39	0.31	-1.26	-0.0356
*Evaluado en la media				

Media de condena = 0.102

Número de casos 'correctamente predichos' = 610 (89.8 percent)

Pseudo- R^2 de McFadden = 0.0040

 $f(\beta'x)$ en la media de las variables independientes = 0.090

Log-verosimilitud = -222.25

Contraste de razón de verosimilitudes: $\chi_1^2 = 1.770$

SALIDA 2: Estimaciones Logit utilizando las 679 observaciones 1-679 Variable dependiente: CONDENA

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	Pendiente*
const	-4.43	0.61	-7.26	
RAZA_ACUSADO	0.83	0.36	2.31	0.0644
RAZA_VICTIMA	2.39	0.60	3.98	0.1861
*Evaluado en la media				

Número de casos 'correctamente predichos' = 610 (89.8 percent)

Pseudo- R^2 de McFadden = 0.0496

 $f(\beta'x)$ en la media de las variables independientes = 0.078

Log-verosimilitud = -212.07

Contraste de razón de verosimilitudes: $\chi_2^2 = 22.13$

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA I</u> 2006/07

 $Curso\ 2006/07$

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 30 de Enero de 2007

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 NIU) 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		G]	RUF	POS	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.		78				43020		
Sim. ADE-Dcho (Colmenarejo)						43020		

^{*}Grupos bilingües

- Compruebe que este 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

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 obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen hay que responder correctamente 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 del documento con los enunciados de los problemas, 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: Jueves 1 de Febrero.

• Fecha de revisión:

- Grupos del Campus de Getafe: Martes 6 de Febrero a las 15 h en las aulas 15.0.05 y 15.0.06.
- Grupos del Campus de Colmenarejo: Lunes 5 de Febrero a las 17 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 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									
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) Suponiendo que $C(NCHILD, \varepsilon) = 0$, y que el modelo (E.1) satisface todas los supuestos del modelo de regresión clásico excepto el de homocedasticidad condicional:
 - (i) Las estimaciones de los parámetros de OUTPUT 1 no son consistentes.
 - (ii) Los errores estándar de los parámetros de OUTPUT 1 no son consistentes.
 - (iii) El \mathbb{R}^2 del modelo carece de sentido.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 2. (**problema 2**) Si en el modelo (E.1) quisiéramos contrastar la hipótesis nula de que los años de educación de un niño son independientes del nivel de educación de la madre.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_0 = \beta_5 = \beta_6$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = \beta_6 = 1$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = \beta_6 = 0$.

- 3. (problema 2) Estamos interesados en obtener estimadores consistentes de todos los coeficientes de la ecuación (E.1).
 - (a) Los estimadores de la SALIDA 1 son consistentes.
 - (b) Los estimadores de la SALIDA 3 son consistentes, porque los instrumentos (MB and SSEX) satisfacen las dos condiciones para ser instrumentos válidos: no estar correlacionados con ε (como se desprende de la SALIDA 5) y estar correlacionados con la variable endógena NCHILD (como se desprende de la regresión de primera etapa de la SALIDA 2).
 - (c) Los estimadores de la SALIDA 3 son consistentes, porque los instrumentos (MB and SSEX) satisfacen las dos condiciones para ser instrumentos válidos: no estar correlacionados con ε (como se desprende de la SALIDA 4) y estar correlacionados con la variable endógena NCHILD (como se desprende de la regresión de primera etapa de la SALIDA 2).
 - (d) Los estimadores de la SALIDA 3 no son consistentes, porque necesitaríamos que los instrumentos (MB and SSEX) no estuvieran correlacionados con la variable endógena NCHILD, lo que no parece ser el caso en vista de la SALIDA 2.
- 4. (**problema 2**) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, de manera que NCHILD es exógena. Una niña de 10 años de edad, que es la mayor en una familia con un hermano adicional y cuya madre tiene 25 años de edad y 10 años de educación, que vive en un área rural, tendrá en media, aproximadamente:
 - (a) 1.1 años de educación.
 - (b) No disponemos de suficiente información.
 - (c) 2.8 años de educación.
 - (d) 3 años de educación.
- 5. (**problema 2**) Suponga que $C(NCHILD, \varepsilon) = 0$, de manera que NCHILD es exógena. Dados un sexo, edad, edad de la madre, educación de la madre, estatus urbano y orden de nacimiento entre sus hermanos, un niño adicional supone en media una disminución estimada en los años de educación de aproximadamente:
 - (a) 2.7% años de educación.
 - (b) 0.027% años de educación.
 - (c) Depende de la edad del individuo.
 - (d) 0.027 años de educación.
- 6. (problema 2) Suponga que SSEX no es un instrumento válido. En tal situación:
 - (i) La SALIDA 3 no proporciona estimaciones consistente del modelo (E.1).
 - (ii) Si MB es un instrumento válido, podríamos obtener estimaciones consistentes para el modelo (E.1).
 - (iii) No podemos contrastar la validez de MB como instrumento.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.

- 7. (problema 2) Suponga para esta pregunta que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) \neq 0$, $C(\text{MB}, \varepsilon) \neq 0$ y $C(\text{SSEX}, \varepsilon) = 0$. Entonces:
 - (i) El coeficiente del número de niños en la SALIDA 1 es un estimador inconsistente de β_{10} .
 - (ii) El coeficiente del número de niños en la SALIDA 3 es un estimador inconsistente de β_{10} .
 - (iii) El sesgo de inconsistencia del coeficiente del número de niños es siempre mayor (en valor absoluto) en la SALIDA 1 que en la SALIDA 3.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- 8. (problema 2) Si queremos evaluar si la variable NCHILD es endógena:
 - (a) Contrastaremos si NCHILD es endógena en la ecuación de primera etapa por medio de un contraste de que los coeficientes de MB y SSEX son conjuntamente iguales a cero.
 - (b) Contrastaremos la significación conjunta de todos los regresores en la SALIDA 2 (contraste de significación conjunta o contraste de regresión.
 - (c) Contrastaremos si NCHILD es endógena en la ecuación para LYEDU por medio de un contraste de Hausman.
 - (d) Haremos una regresión auxiliar de los residuos de la SALIDA 1 sobre NCHILD y sobre el resto de las variables explicativas del modelo. Un coeficiente significativo de NCHILD aportaría evidencia de que los residuos y NCHILD están correlacionados.
- 9. (problema 2) Dados los resultados:
 - (i) Dada la SALIDA 4, rechazamos que NCHILD es exógeno al 5% de significación (pero no al 1%).
 - (ii) El contraste de la hipótesis nula de no correlación entre los instrumentos y el término de error del modelo, que se distribuye aproximadamente como una χ_1^2 , tiene un valor de $43972 \times 4 \times 10^{-5} \simeq 1.76$, por lo que no rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (iii) El contraste de la hipótesis nula de que tanto MB como SSEX no están correlacionadas con NCHILD, que se distribuye aproximadamente como una χ^2 , tiene un valor de alrededor de 739, por lo que rechazamos dicha hipótesis a cualquier nivel de significación razonable.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 10. (problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que dados un sexo, edad, edad y educación de la madre, orden de nacimiento entre sus hermanos y estatus urbano, un niño adicional:
 - (a) Supone una reducción estimada de aproximadamente 2.7% años de educación.
 - (b) Supone una reducción estimada de aproximadamente 0.07% años de educación.
 - (c) No disminuye los años de educación.
 - (d) Supone una reducción estimada de aproximadamente 2.7 años de educación.

- 11. (problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que dados un sexo, edad, edad y educación de la madre, número de hermanos y estatus urbano, el hermano mayor de la familia tiene aproximadamente:
 - (a) 1.4 años de educación más que el segundo hermano.
 - (b) 1% menos de años de educación que el segundo hermano.
 - (c) 1.4% más de años de educación que el segundo hermano.
 - (d) 1 años de educación menos que el segundo hermano.
- 12. (**problema 2**) Utilizando las estimaciones apropiadas, una chica de 17 años de edad, que es la segunda más mayor entre todos los hermanos, que tiene 5 hermanos y cuya madre tiene 43 años de edad y 12 años de educación, que vive en un área rural, tendrá en media, aproximadamente:
 - (a) 9.8 años de educación.
 - (b) 9 años de educación.
 - (c) 9.2 años de educación.
 - (d) 2.3 años de educación.
- 13. (problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, la edad de la madre a partir de la cual la edad de la madre tiene un impacto negativo en los años de educación de los niños es:
 - (a) No disponemos de suficiente información.
 - (b) 60 años de edad.
 - (c) 58 años de edad.
 - (d) 56 años de edad.
- 14. (problema 3) Utilizando las estimaciones disponibles más apropiadas, podemos afirmar que:
 - (a) Si el acusado es negro, es más probable que éste sea condenado.
 - (b) La raza del acusado sólo influye si la víctima es negra.
 - (c) La raza del acusado no influye en la probabilidad de ser condenado.
 - (d) Si el acusado es blanco, es más probable que éste sea condenado.
- 15. (problema 3) De acuerdo con los resultados, podemos afirmar que:
 - (a) Si la víctima es blanca, es más probable que el acusado sea condenado.
 - (b) La raza de la víctima sólo influye si el acusado es negro.
 - (c) La raza de la víctima no influye en la probabilidad de ser condenado.
 - (d) Si la víctima es negra, es más probable que el acusado sea condenado.
- 16. (problema 3) La probabilidad predicha de que un acusado de raza negra sea condenado cuando la víctima es blanca es aproximadamente igual a:
 - (a) 0.23
 - (b) 0.96
 - (c) 0.08
 - (d) 0.83

- 17. (problema 3) Si el modelo especificado en la SALIDA 2 hubiera sido estimado mediante un modelo de probabilidad lineal en lugar de utilizar la estimación logit:
 - (i) El término de error presentaría heterocedasticidad (condicional a las variables explicativas).
 - (ii) El término de error seguiría una distribución (condicional a las variables explicativas) normal.
 - (iii) Las probabilidades predichas podrían ser mayores que uno o menores que cero.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 18. (problema 3) Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) El modelo de la SALIDA 1 presenta un problema de variables relevantes omitidas.
 - (ii) Detrás de las diferencias en el coeficiente estimado de la raza del acusado en la SALIDA 1 y en la SALIDA 2 está la correlación negativa entre la raza del acusado y la raza de la víctima.
 - (iii) Podemos concluir que tanto la mayoría de los acusados como la mayoría de los condenados son de raza negra.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 19. (problema 3) Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Si la víctima es blanca, el efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a 0.11.
 - (ii) El efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a 0.22, sea cual sea la raza de la víctima.
 - (iii) La raza de la víctima tiene una mayor influencia en la probabilidad de condena que la raza del acusado.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 20. (problema 3) Considere las siguientes afirmaciones relacionadas con la SALIDA 2:
 - (i) El modelo es lineal en parámetros.
 - (ii) El modelo es lineal en variables.
 - (iii) Las probabilidades predichas podrían ser mayores que uno o menores que cero.
 - (a) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.

- 21. (problema 3) En la SALIDA 2, la hipótesis de que todos los coeficientes excepto la constante, son cero:
 - (i) No se rechaza al nivel de significación del 1%.
 - (ii) No se rechaza al nivel de significación del 5%.
 - (iii) No se rechaza al nivel de significación del 10%.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) No tenemos información suficiente para evaluar ninguna de las tres afirmaciones.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 22. (problema 3) Evaluando en la proporción media de víctimas de raza blanca, la probabilidad predicha de que un acusado de raza negra sea condenado es aproximadamente igual a:
 - (a) 0.14.
 - (b) 0.07.
 - (c) 0.08.
 - (d) 0.93.
- 23. (problema 3) Si queremos contrastar si la raza de la víctima es una variable relevante para explicar la probabilidad de que un acusado sea condenado a muerte:
 - (i) En vista de que el valor del correspondiente estadístico t es aproximadamente 3.98, rechazamos al 1% la hipótesis nula de que el coeficiente de dicha variable es cero.
 - (ii) En vista de que el valor del correspondiente contraste de razón de verosimilitudes es aproximadamente 20.36, rechazamos al 1% la hipótesis nula de que el coeficiente de dicha variable es cero.
 - (iii) Comparando el modelo restringido con el modelo sin restringir, el número de predicciones correctas es idéntico, lo que evidencia que dicha variable es irrelevante.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.
- 24. (problema 3) Si la SALIDA 2 incluye todas las variables explicativas relevantes y el supuesto de la distribución logística es correcto, el modelo de la SALIDA 2 caracteriza:
 - (i) La probabilidad de que un acusado sea condenado a muerte, condicional en la raza del acusado y en la raza de la víctima.
 - (ii) La esperanza condicional del suceso de que un acusado sea condenado a muerte, condicional en la raza del acusado y en la raza de la víctima.
 - (iii) La proyección lineal del suceso de que un acusado sea condenado a muerte, condicional en la raza del acusado y en la raza de la víctima.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.

- 25. (problema 3) Dado el modelo de la SALIDA 2:
 - (i) Hubiéramos obtenido efectos similares de las variables explicativas (raza del acusado, raza de la víctima) si hubiéramos supuesto una distribución normal en vez de una logística y hubiéramos estimado por máxima verosimilitud (siempre que no haya demasiados valores extremos en la muestra).
 - (ii) Hubiéramos obtenido estimadores consistentes de los efectos de las variables explicativas (raza del acusado, raza de la víctima) si hubiéramos mantenido el supuesto de distribución logística y hubiéramos estimado por mínimos cuadrados no lineales.
 - (iii) Si, manteniendo el supuesto de distribución logística, hubiéramos estimado por mínimos cuadrados no lineales, los errores estándar convencionales serían inapropiados debido a la existencia de heterocedasticidad condicional.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) es cierta.
- 26. (problema 3) Dado el modelo de la SALIDA 2:
 - (i) Si mantenemos el supuesto de distribución logística, las estimaciones de los parámetros serían idénticas tanto si estimamos por máxima verosimilitud como si aplicamos mínimos cuadrados no lineales.
 - (ii) Si estimáramos por máxima verosimilitud suponiendo una distribución normal en vez de logística (y suponiendo que no hay demasiados valores extremos en la muestra) las magnitudes de los coeficientes estimados serían mayores en el caso de la normal.
 - (iii) Si, manteniendo el supuesto de distribución logística, estimamos por mínimos cuadrados no lineales en vez de por máxima verosimilitud, los errores estándar de las estimaciones por mínimos cuadrados no lineales de los coeficientes estimados serán menores o iguales que los correspondientes errores estándar cuando se estima por máxima verosimilitud.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 27. (problema 3) De acuerdo con las estimaciones de la SALIDA 2, la media del el efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a:

30 de enero de 2007

- (a) 0.22.
- (b) No tenemos información suficiente para calcular este efecto medio.
- (c) 0.09.
- (d) 0.11.

- 28. (Problema 1) Dados los resultados de la SALIDA 1, considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) El coeficiente de la constante se interpreta como el precio medio de venta en 1981 de las casas que no están cerca de la incineradora.
 - (ii) Los resultados implican que la causa de los precios más bajos de las casas cercanas a la incineradora es la presencia de la misma, ya que el coeficiente de la variable NEARINC es negativo y significativo.
 - (iii) Los resultados permiten calcular el precio medio de las casas cerca de la incineradora en 1981.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 29. (problema 1) Indique cuál de las siguientes afirmaciones es cierta:
 - (a) El precio medio estimado de venta de las casas en 1981 es aproximadamente de 70594 dólares.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
 - (c) El precio medio estimado de venta en 1981 de las casas que están cerca de la incineradora es aproximadamente 30714 dólares superior al de las casas más alejadas.
 - (d) El precio medio estimado de venta en 1981 de las casas que están lejos de la incineradora es aproximadamente 30714 dólares superior al de las casas más cercanas.
- 30. (problema 1) Los resultados de la SALIDA 2 indican que:
 - (a) La incineradora se construyó en una zona en la que los precios de las casas eran más bajos.
 - (b) La incineradora no hizo bajar los precios de las casas significativamente.
 - (c) Si no se hubiera construido la incineradora, los precios de las casas serían de 82517 dólares.
 - (d) La incineradora hizo bajar los precios de las casas en 18824 dólares.
- 31. (**problema 1**) La diferencia estimada entre el precio medio de las casas que están lejos de la incineradora y las que están cerca en el año 1981:
 - (i) Es aproximadamente igual a 30714 dólares.
 - (ii) Es aproximadamente igual a 70594 dólares.
 - (iii) Es una buena medida del efecto de la incineradora sobre el precio medio de las casas.
 - (a) Solamente (iii) es cierto.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertos.
 - (c) Solamente (i) es cierto.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertos.
- 32. (problema 1) La diferencia estimada del precio medio de las casas cercanas a la incineradora entre 1981 y 1978 es aproximadamente igual a:
 - (a) 70594 dólares.
 - (b) 11890 dólares.
 - (c) 6901 dólares.
 - (d) 63693 dólares.

- 33. (**problema 1**) El efecto estimado de la incineradora sobre el diferencial medio de precios entre las casas cercanas a la incineradora y las casas más alejadas de ésta es aproximadamente igual a:
 - (a) 18791 dólares.
 - (b) -11890 dólares.
 - (c) 63693 dólares.
 - (d) 70594 dólares.
- 34. (problema 1) A la luz de los resultados de las SALIDAS 1 y 2:
 - (i) Es posible obtener el efecto causal de la incineradora sobre el precio medio de las casas.
 - (ii) No es posible saber si el efecto causal de la incineradora sobre el precio medio de las casas es significativamente distinto de cero.
 - (iii) Es posible obtener la diferencia estimada entre 1981 y 1978 del precio medio de las casas que están lejos de la incineradora.
 - (a) Solamente (i) y (iii) son ciertos.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 35. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 3:
 - (i) El coeficiente de la variable Y81 capta la variación en el precio medio de todas las casas entre 1978 y 1981.
 - (ii) El coeficiente de la constante capta el precio medio de las casas en 1978, ya estén cerca o lejos de la incineradora.
 - (iii) El coeficiente de la variable NEARINC mide el efecto de la localización sobre el precio que es debido a la presencia de la incineradora.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- 36. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 3:
 - (a) Se estima que la incineradora reduce el precio medio de las casas en 18824 dólares.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) No es posible saber si la reducción del precio medio de las casas debida a la incineradora es significativamente distinta de cero.
 - (d) Se estima que la variación en el diferencial medio de precios entre las casas cercanas a la incineradora y las casas más alejadas de ésta no es significativo al 10%.
- 37. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 4:
 - (a) Debido a la presencia de la incineradora, las casas se devaluaron aproximadamente en un 31%.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) En 1981 las casas valían aproximadamente un 0.27% menos que en 1978.
 - (d) Debido a la presencia de la incineradora, las casas se devaluaron aproximadamente en 0.31%.

- 38. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 4:
 - (i) No podemos rechazar la hipótesis nula de que la construcción de la incineradora no tiene efecto sobre el precio de las casas.
 - (ii) No podemos rechazar la hipótesis nula de que la incineradora se construyó cerca de casas cuyo valor no es diferente que el de casas alejadas de la incineradora.
 - (iii) No podemos rechazar la hipótesis nula de que en promedio las casas no tenían un precio diferente en 1981 que en 1978.
 - (a) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.

39. (problema 1) El modelo de la SALIDA 4:

- (i) Al igual que los de las salidas anteriores, no sirve para obtener una estimación del efecto de la incineradora sobre el precio de las casas, ya que las variables incluidas sólo explican aproximadamente el 23% de la variación en el mismo.
- (ii) No sirve para obtener una estimación precisa del efecto de la incineradora sobre el precio, ya que el coeficiente de la variable Y81LDIST no es estadísticamente significativo al 5%.
- (iii) Es mejor modelo para estimar el efecto causal de la incineradora que el de la SALIDA 3, porque el coeficiente de determinación ajustado es sustancialmente mayor.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 40. (problema 1) Dados los resultados de la SALIDA 1, considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) El coeficiente de la constante se interpreta como el precio medio de venta de las casas, condicional a no estar cerca de la incineradora en 1978.
 - (ii) Los resultados implican que la causa de los precios más bajos de las casas cercanas a la incineradora es la presencia de la misma, ya que el coeficiente de la variable NEARINC es negativo y significativo.
 - (iii) Los resultados permiten calcular el precio medio de las casas cerca de la incineradora en 1981.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (i) es cierta.

Solución del Examen Tipo: 1

Universidad Carlos III de Madrid ECONOMETRÍA I

Curso 2006/07 EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 30 de Enero de 2007

TIEMPO: 2 HORAS Y 30 MINUTOS

- 1. (problema 2) Suponiendo que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, y que el modelo (E.1) satisface todas los supuestos del modelo de regresión clásico excepto el de homocedasticidad condicional:
 - (i) Las estimaciones de los parámetros de OUTPUT 1 no son consistentes.
 - (ii) Los errores estándar de los parámetros de OUTPUT 1 no son consistentes.
 - (iii) El \mathbb{R}^2 del modelo carece de sentido.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 2. (**problema 2**) Si en el modelo (E.1) quisiéramos contrastar la hipótesis nula de que los años de educación de un niño son independientes del nivel de educación de la madre.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_0 = \beta_5 = \beta_6$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = \beta_6 = 1$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = \beta_6 = 0$.
- 3. (problema 2) Estamos interesados en obtener estimadores consistentes de todos los coeficientes de la ecuación (E.1).
 - (a) Los estimadores de la SALIDA 1 son consistentes.
 - (b) Los estimadores de la SALIDA 3 son consistentes, porque los instrumentos (MB and SSEX) satisfacen las dos condiciones para ser instrumentos válidos: no estar correlacionados con ε (como se desprende de la SALIDA 5) y estar correlacionados con la variable endógena NCHILD (como se desprende de la regresión de primera etapa de la SALIDA 2).
 - (c) Los estimadores de la SALIDA 3 son consistentes, porque los instrumentos (MB and SSEX) satisfacen las dos condiciones para ser instrumentos válidos: no estar correlacionados con ε (como se desprende de la SALIDA 4) y estar correlacionados con la variable endógena NCHILD (como se desprende de la regresión de primera etapa de la SALIDA 2).
 - (d) Los estimadores de la SALIDA 3 no son consistentes, porque necesitaríamos que los instrumentos (MB and SSEX) no estuvieran correlacionados con la variable endógena NCHILD, lo que no parece ser el caso en vista de la SALIDA 2.

- 4. (**problema 2**) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, de manera que NCHILD es exógena. Una niña de 10 años de edad, que es la mayor en una familia con un hermano adicional y cuya madre tiene 25 años de edad y 10 años de educación, que vive en un área rural, tendrá en media, aproximadamente:
 - (a) 1.1 años de educación.
 - (b) No disponemos de suficiente información.
 - (c) 2.8 años de educación.
 - (d) 3 años de educación.
- 5. (**problema 2**) Suponga que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) = 0$, de manera que NCHILD es exógena. Dados un sexo, edad, edad de la madre, educación de la madre, estatus urbano y orden de nacimiento entre sus hermanos, un niño adicional supone en media una disminución estimada en los años de educación de aproximadamente:
 - |a| 2.7% años de educación.
 - (b) 0.027% años de educación.
 - (c) Depende de la edad del individuo.
 - (d) 0.027 años de educación.
- 6. (problema 2) Suponga que SSEX no es un instrumento válido. En tal situación:
 - (i) La SALIDA 3 no proporciona estimaciones consistente del modelo (E.1).
 - (ii) Si MB es un instrumento válido, podríamos obtener estimaciones consistentes para el modelo (E.1).
 - (iii) No podemos contrastar la validez de MB como instrumento.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.
- 7. (problema 2) Suponga para esta pregunta que $C(\text{NCHILD}, \varepsilon) \neq 0$, $C(\text{MB}, \varepsilon) \neq 0$ y $C(\text{SSEX}, \varepsilon) = 0$. Entonces:
 - (i) El coeficiente del número de niños en la SALIDA 1 es un estimador inconsistente de β_{10} .
 - (ii) El coeficiente del número de niños en la SALIDA 3 es un estimador inconsistente de β_{10} .
 - (iii) El sesgo de inconsistencia del coeficiente del número de niños es siempre mayor (en valor absoluto) en la SALIDA 1 que en la SALIDA 3.

30 de enero de 2007

- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- (c) Las tres afirmaciones son falsas.
- (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.

- 8. (problema 2) Si queremos evaluar si la variable NCHILD es endógena:
 - (a) Contrastaremos si NCHILD es endógena en la ecuación de primera etapa por medio de un contraste de que los coeficientes de MB y SSEX son conjuntamente iguales a cero.
 - (b) Contrastaremos la significación conjunta de todos los regresores en la SALIDA 2 (contraste de significación conjunta o contraste de regresión.
 - (c) Contrastaremos si NCHILD es endógena en la ecuación para LYEDU por medio de un contraste de Hausman.
 - (d) Haremos una regresión auxiliar de los residuos de la SALIDA 1 sobre NCHILD y sobre el resto de las variables explicativas del modelo. Un coeficiente significativo de NCHILD aportaría evidencia de que los residuos y NCHILD están correlacionados.
- 9. (problema 2) Dados los resultados:
 - (i) Dada la SALIDA 4, rechazamos que NCHILD es exógeno al 5% de significación (pero no al 1%).
 - (ii) El contraste de la hipótesis nula de no correlación entre los instrumentos y el término de error del modelo, que se distribuye aproximadamente como una χ_1^2 , tiene un valor de $43972 \times 4 \times 10^{-5} \simeq 1.76$, por lo que no rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (iii) El contraste de la hipótesis nula de que tanto MB como SSEX no están correlacionadas con NCHILD, que se distribuye aproximadamente como una χ^2 , tiene un valor de alrededor de 739, por lo que rechazamos dicha hipótesis a cualquier nivel de significación razonable.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 10. (problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que dados un sexo, edad, edad y educación de la madre, orden de nacimiento entre sus hermanos y estatus urbano, un niño adicional:
 - (a) Supone una reducción estimada de aproximadamente 2.7% años de educación.
 - (b) Supone una reducción estimada de aproximadamente 0.07% años de educación.
 - (c) No disminuye los años de educación.
 - (d) Supone una reducción estimada de aproximadamente 2.7 años de educación.
- 11. (problema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos concluir que dados un sexo, edad, edad y educación de la madre, número de hermanos y estatus urbano, el hermano mayor de la familia tiene aproximadamente:
 - (a) 1.4 años de educación más que el segundo hermano.
 - (b) 1% menos de años de educación que el segundo hermano.
 - | (c) | 1.4% más de años de educación que el segundo hermano.
 - (d) 1 años de educación menos que el segundo hermano.

12.	es la s tiene	dema 2) Utilizando las estimaciones apropiadas, una chica de 17 años de edad, que segunda más mayor entre todos los hermanos, que tiene 5 hermanos y cuya madre 43 años de edad y 12 años de educación, que vive en un área rural, tendrá en media, madamente:
	(a)	9.8 años de educación.
	(b)	9 años de educación.
	(c)	9.2 años de educación.
	(d)	2.3 años de educación.
13.	\ -	de la madre tiene un impacto negativo en los años de educación de los niños es:
	(a)	No disponemos de suficiente información.
	(b)	60 años de edad.
	(c)	58 años de edad.
	(d)	56 años de edad.
14.	(prob	lema 3) Utilizando las estimaciones disponibles más apropiadas, podemos afirmar que:
	(a)	Si el acusado es negro, es más probable que éste sea condenado.
	(b)	La raza del acusado sólo influye si la víctima es negra.
	(c)	La raza del acusado no influye en la probabilidad de ser condenado.
	(d)	Si el acusado es blanco, es más probable que éste sea condenado.
15.	(prob	lema 3) De acuerdo con los resultados, podemos afirmar que:
	(a)	Si la víctima es blanca, es más probable que el acusado sea condenado.
	(b)	La raza de la víctima sólo influye si el acusado es negro.
	(c)	La raza de la víctima no influye en la probabilidad de ser condenado.
	(d)	Si la víctima es negra, es más probable que el acusado sea condenado.
16.	\ -	clema 3) La probabilidad predicha de que un acusado de raza negra sea condenado o la víctima es blanca es aproximadamente igual a:
	(a)	0.23
	(b)	0.96
	(c)	0.08
	(d)	0.83
 17. (problema 3) Si el modelo especificado en la SALIDA 2 hubiera sido estimado media modelo de probabilidad lineal en lugar de utilizar la estimación logit: (i) El término de error presentaría heterocedasticidad (condicional a las variables explication). (ii) El término de error seguiría una distribución (condicional a las variables explication). (iii) Las probabilidades predichas podrían ser mayores que uno o menores que cero. 		
	(a)	Las tres afirmaciones son ciertas.
	(b)	Solamente (i) y (ii) son ciertas.

30 de enero de 2007

Solamente (i) y (iii) son ciertas.

Solamente (ii) y (iii) son ciertas.

(c)

(d)

- 18. (problema 3) Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) El modelo de la SALIDA 1 presenta un problema de variables relevantes omitidas.
 - (ii) Detrás de las diferencias en el coeficiente estimado de la raza del acusado en la SALIDA 1 y en la SALIDA 2 está la correlación negativa entre la raza del acusado y la raza de la víctima.
 - (iii) Podemos concluir que tanto la mayoría de los acusados como la mayoría de los condenados son de raza negra.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 19. (problema 3) Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Si la víctima es blanca, el efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a 0.11.
 - (ii) El efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a 0.22, sea cual sea la raza de la víctima.
 - (iii) La raza de la víctima tiene una mayor influencia en la probabilidad de condena que la raza del acusado.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 20. (problema 3) Considere las siguientes afirmaciones relacionadas con la SALIDA 2:
 - (i) El modelo es lineal en parámetros.
 - (ii) El modelo es lineal en variables.
 - (iii) Las probabilidades predichas podrían ser mayores que uno o menores que cero.
 - (a) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 21. (problema 3) En la SALIDA 2, la hipótesis de que todos los coeficientes excepto la constante, son cero:
 - (i) No se rechaza al nivel de significación del 1%.
 - (ii) No se rechaza al nivel de significación del 5%.
 - (iii) No se rechaza al nivel de significación del 10%.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) No tenemos información suficiente para evaluar ninguna de las tres afirmaciones.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.

99	(nuchlama 2) Evaluando en la preparción media de víctimos de rega blanca, la probabilidad
22.	(problema 3) Evaluando en la proporción media de víctimas de raza blanca, la probabilidad predicha de que un acusado de raza negra sea condenado es aproximadamente igual a:
	(a) 0.14 .
	(b) 0.07.
	(c) = 0.08.
	(d) 0.93.
23.	(problema 3) Si queremos contrastar si la raza de la víctima es una variable relevante para explicar la probabilidad de que un acusado sea condenado a muerte: (i) En vista de que el valor del correspondiente estadístico t es aproximadamente 3.98, rechazamos al 1% la hipótesis nula de que el coeficiente de dicha variable es cero. (ii) En vista de que el valor del correspondiente contraste de razón de verosimilitudes es aproximadamente 20.36, rechazamos al 1% la hipótesis nula de que el coeficiente de dicha variable es cero. (iii) Comparando el modelo restringido con el modelo sin restringir, el número de predicciones correctas es idéntico, lo que evidencia que dicha variable es irrelevante.
	(a) Solamente (i) es cierta.
	(b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
	(c) Solamente (iii) es cierta.
	(d) Solamente (ii) es cierta.
24.	(problema 3) Si la SALIDA 2 incluye todas las variables explicativas relevantes y el supuesto de la distribución logística es correcto, el modelo de la SALIDA 2 caracteriza: (i) La probabilidad de que un acusado sea condenado a muerte, condicional en la raza del acusado y en la raza de la víctima. (ii) La esperanza condicional del suceso de que un acusado sea condenado a muerte, condicional en la raza del acusado y en la raza de la víctima. (iii) La proyección lineal del suceso de que un acusado sea condenado a muerte, condicional en la raza del acusado y en la raza de la víctima.
	(a) Las tres afirmaciones son ciertas.
	(b) Solamente (i) es cierta.
	(c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.

(d)

Solamente (i) y (ii) son ciertas.

- 25. (problema 3) Dado el modelo de la SALIDA 2:
 - (i) Hubiéramos obtenido efectos similares de las variables explicativas (raza del acusado, raza de la víctima) si hubiéramos supuesto una distribución normal en vez de una logística y hubiéramos estimado por máxima verosimilitud (siempre que no haya demasiados valores extremos en la muestra).
 - (ii) Hubiéramos obtenido estimadores consistentes de los efectos de las variables explicativas (raza del acusado, raza de la víctima) si hubiéramos mantenido el supuesto de distribución logística y hubiéramos estimado por mínimos cuadrados no lineales.
 - (iii) Si, manteniendo el supuesto de distribución logística, hubiéramos estimado por mínimos cuadrados no lineales, los errores estándar convencionales serían inapropiados debido a la existencia de heterocedasticidad condicional.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) es cierta.

26. (problema 3) Dado el modelo de la SALIDA 2:

- (i) Si mantenemos el supuesto de distribución logística, las estimaciones de los parámetros serían idénticas tanto si estimamos por máxima verosimilitud como si aplicamos mínimos cuadrados no lineales.
- (ii) Si estimáramos por máxima verosimilitud suponiendo una distribución normal en vez de logística (y suponiendo que no hay demasiados valores extremos en la muestra) las magnitudes de los coeficientes estimados serían mayores en el caso de la normal.
- (iii) Si, manteniendo el supuesto de distribución logística, estimamos por mínimos cuadrados no lineales en vez de por máxima verosimilitud, los errores estándar de las estimaciones por mínimos cuadrados no lineales de los coeficientes estimados serán menores o iguales que los correspondientes errores estándar cuando se estima por máxima verosimilitud.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 27. (problema 3) De acuerdo con las estimaciones de la SALIDA 2, la media del el efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a:
 - (a) 0.22.
 - (b) No tenemos información suficiente para calcular este efecto medio.
 - (c) 0.09.
 - (d) 0.11.

- 28. (Problema 1) Dados los resultados de la SALIDA 1, considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) El coeficiente de la constante se interpreta como el precio medio de venta en 1981 de las casas que no están cerca de la incineradora.
 - (ii) Los resultados implican que la causa de los precios más bajos de las casas cercanas a la incineradora es la presencia de la misma, ya que el coeficiente de la variable NEARINC es negativo y significativo.
 - (iii) Los resultados permiten calcular el precio medio de las casas cerca de la incineradora en 1981.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 29. (problema 1) Indique cuál de las siguientes afirmaciones es cierta:
 - (a) El precio medio estimado de venta de las casas en 1981 es aproximadamente de 70594 dólares.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
 - (c) El precio medio estimado de venta en 1981 de las casas que están cerca de la incineradora es aproximadamente 30714 dólares superior al de las casas más alejadas.
 - (d) El precio medio estimado de venta en 1981 de las casas que están lejos de la incineradora es aproximadamente 30714 dólares superior al de las casas más cercanas.
- 30. (problema 1) Los resultados de la SALIDA 2 indican que:
 - (a) La incineradora se construyó en una zona en la que los precios de las casas eran más bajos.
 - (b) La incineradora no hizo bajar los precios de las casas significativamente.
 - (c) Si no se hubiera construido la incineradora, los precios de las casas serían de 82517 dólares.
 - (d) La incineradora hizo bajar los precios de las casas en 18824 dólares.
- 31. (problema 1) La diferencia estimada entre el precio medio de las casas que están lejos de la incineradora y las que están cerca en el año 1981:
 - (i) Es aproximadamente igual a 30714 dólares.
 - (ii) Es aproximadamente igual a 70594 dólares.
 - (iii) Es una buena medida del efecto de la incineradora sobre el precio medio de las casas.
 - (a) Solamente (iii) es cierto.
 - (b) Solamente (i) y (iii) son ciertos.
 - (c) Solamente (i) es cierto.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertos.
- 32. (problema 1) La diferencia estimada del precio medio de las casas cercanas a la incineradora entre 1981 y 1978 es aproximadamente igual a:
 - (a) 70594 dólares.
 - (b) 11890 dólares.
 - |(c)| 6901 dólares.
 - (d) 63693 dólares.

- 33. (**problema 1**) El efecto estimado de la incineradora sobre el diferencial medio de precios entre las casas cercanas a la incineradora y las casas más alejadas de ésta es aproximadamente igual a:
 - (a) 18791 dólares.
 - (b) -11890 dólares.
 - (c) 63693 dólares.
 - (d) 70594 dólares.
- 34. (problema 1) A la luz de los resultados de las SALIDAS 1 y 2:
 - (i) Es posible obtener el efecto causal de la incineradora sobre el precio medio de las casas.
 - (ii) No es posible saber si el efecto causal de la incineradora sobre el precio medio de las casas es significativamente distinto de cero.
 - (iii) Es posible obtener la diferencia estimada entre 1981 y 1978 del precio medio de las casas que están lejos de la incineradora.
 - (a) Solamente (i) y (iii) son ciertos.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 35. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 3:
 - (i) El coeficiente de la variable Y81 capta la variación en el precio medio de todas las casas entre 1978 y 1981.
 - (ii) El coeficiente de la constante capta el precio medio de las casas en 1978, ya estén cerca o lejos de la incineradora.
 - (iii) El coeficiente de la variable NEARINC mide el efecto de la localización sobre el precio que es debido a la presencia de la incineradora.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- 36. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 3:
 - (a) Se estima que la incineradora reduce el precio medio de las casas en 18824 dólares.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) No es posible saber si la reducción del precio medio de las casas debida a la incineradora es significativamente distinta de cero.
 - (d) Se estima que la variación en el diferencial medio de precios entre las casas cercanas a la incineradora y las casas más alejadas de ésta no es significativo al 10%.
- 37. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 4:
 - (a) Debido a la presencia de la incineradora, las casas se devaluaron aproximadamente en un 31%.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) En 1981 las casas valían aproximadamente un 0.27% menos que en 1978.
 - (d) Debido a la presencia de la incineradora, las casas se devaluaron aproximadamente en 0.31%.

- 38. (problema 1) De acuerdo con los resultados de la SALIDA 4:
 - (i) No podemos rechazar la hipótesis nula de que la construcción de la incineradora no tiene efecto sobre el precio de las casas.
 - (ii) No podemos rechazar la hipótesis nula de que la incineradora se construyó cerca de casas cuyo valor no es diferente que el de casas alejadas de la incineradora.
 - (iii) No podemos rechazar la hipótesis nula de que en promedio las casas no tenían un precio diferente en 1981 que en 1978.
 - (a) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.

39. (problema 1) El modelo de la SALIDA 4:

- (i) Al igual que los de las salidas anteriores, no sirve para obtener una estimación del efecto de la incineradora sobre el precio de las casas, ya que las variables incluidas sólo explican aproximadamente el 23% de la variación en el mismo.
- (ii) No sirve para obtener una estimación precisa del efecto de la incineradora sobre el precio, ya que el coeficiente de la variable Y81LDIST no es estadísticamente significativo al 5%.
- (iii) Es mejor modelo para estimar el efecto causal de la incineradora que el de la SALIDA 3, porque el coeficiente de determinación ajustado es sustancialmente mayor.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 40. (problema 1) Dados los resultados de la SALIDA 1, considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) El coeficiente de la constante se interpreta como el precio medio de venta de las casas, condicional a no estar cerca de la incineradora en 1978.
 - (ii) Los resultados implican que la causa de los precios más bajos de las casas cercanas a la incineradora es la presencia de la misma, ya que el coeficiente de la variable NEARINC es negativo y significativo.
 - (iii) Los resultados permiten calcular el precio medio de las casas cerca de la incineradora en 1981.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (i) es cierta.

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I

Curso~2008/09

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria)

19 de Enero de 2009

Muy importante: Tenga en cuenta que:

- 1. Cada pregunta del cuestionario, salvo que se indique expresamente lo contrario, requiere un análisis completo de todas las salidas del problema al que se refiere.
 - Por ejemplo, para responder aquellas preguntas que se refieren a "estimaciones apropiadas", o "dadas las estimaciones" o "dadas las condiciones del problema", deben usarse los resultados basados en los estimadores consistentes y más eficientes de entre las distintas salidas.
- 2. Cada salida incluye todas las variables explicativas utilizadas en la estimación correspondiente.
- 3. Algunos resultados correspondientes a las salidas presentadas han podido ser omitidos.
- 4. La variable dependiente puede variar en cada salida presentada dentro del mismo problema.
- 5. Para simplificar, diremos que un modelo está "bien especificado" cuando el modelo sea lineal en las variables en que se condiciona (tal y como aparecen en el modelo) y el error sea independiente en media de dichas variables.
- 6. MCO y MC2E son las abreviaturas de mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en 2 etapas, respectivamente.
- 7. Se adjuntan tablas estadísticas al final de este documento.

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

PROBLEMA 1: Rendimiento de la educación

Estamos interesados en estimar una ecuación salarial con datos de individuos varones, utilizando el logaritmo neperiano del salario mensual, *lwage*, como variable dependiente. Las variables explicativas para cada individuo son los años de educación, *educ*, su edad, *age*, una variable binaria que indica su estado civil, *married* (que toma el valor uno si el individuo está casado y cero en caso contrario), y su abilidad, *abil*.

$$lwage = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 age + \beta_3 married + \beta_4 abil + \varepsilon$$
 (1.1)

donde $E(\varepsilon | educ, age, married, abil) = 0$. Esperaríamos que $\beta_4 > 0$.

Dado que *abil* es inobservable, la ecuación que podemos estimar omite dicha variable, de manera que estimamos el siguiente modelo de determinación salarial:

$$lwage = \delta_0 + \delta_1 educ + \delta_2 age + \delta_3 married + u \tag{1.2}$$

Tenemos razones sólidas para creer que los años de educación, educ, están correlacionados con la abilidad omitida, abil. Por el contrario, podemos asumir que dicha variable omitida no está correlacionada con las otras dos variables explicativas observables, age y married.

Como posibles instrumentos para *educ*, disponemos de dos variables observables no incluidas en el modelo, que sabemos que no están correlacionadas con la habilidad:

- *urban* (una variable binaria que toma el valor uno si el individuo reside en una ciudad de más de 50000 habitantes y cero en caso contrario);
- feduc (años de educación del padre).

Nuestro objetivo es obtener estimadores consistentes de los parámetros de (1.1), β_1 , β_2 , β_3 , a partir de la información observable.

Salida 1: estimaciones MCO utilizando las 663 observaciones 1–663 Variable dependiente: lwage

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	5.0578	0.1831	27.62	0.0000
educ	0.0597	0.0066	9.03	0.0000
age	0.0228	0.0048	4.71	0.0000
married	0.2101	0.0494	4.25	0.0000

Suma de cuadrados de los residuos	94.4723
R^2	0.1601
\bar{R}^2 corregido	0.1563
F(3,659)	41.88

 $Salida\ 2\colon$ estimaciones MCO utilizando las 663 observaciones 1–663 Variable dependiente: educ

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p		
const	12.4497	0.9632	12.92	0.0000		
age	0.0383	0.0282	1.35	0.1761		
married	-0.4256	0.2890	-1.47	0.1413		
urban	0.4888	0.4161	1.17			
Suma de cuadrados de los residuos 3244.91						
R^2		0.0156				
F(3,659)		3.47				

 $Salida\ 3$: estimaciones MCO utilizando las 663 observaciones 1–663 Variable dependiente: educ

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p		
const	9.1774	0.9140	10.04	0.0000		
age	0.0565	0.0257	2.20	0.0281		
married	-0.3868	0.2623	-1.47	0.1407		
feduc	0.2907	0.0239	12.18	0.0000		
Suma de cuadrados de los residuos 2674.57						

Suma de cuadrados de los residuos 2574.57 R^2 0.1886 F(3,659) 51.06

 $Salida\ 4\colon$ estimaciones MC2E utilizando las 663 observaciones 1–663

Variable dependiente: lwage

Instrumentos: urban

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-0.2134	2.2910	-0.09	0.9258
educ	0.4700	0.1753	2.68	0.0073
age	0.0073	0.0142	0.51	0.6087
$\overline{married}$	0.3964	0.1515	2.62	0.0089

Suma de cuadrados de los residuos 646.232 F(3,659) 29.27

Contraste de Hausman -

Hipótesis nula: Los estimadores de MCO son consistentes

Estadístico de contraste asintótico: $\chi_1^2=40.42$

con valor p = 2.04972e-010

Salida 5: estimaciones MC2E utilizando las 663 observaciones 1-663

Variable dependiente: lwage

Instrumentos: feduc

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	4.4176	0.2669	16.55	0.0000
educ	0.1095	0.0161	6.81	0.0000
age	0.0209	0.0051	4.13	0.0000
married	0.2327	0.0519	4.49	0.0000

Suma de cuadrados de los residuos 102.610 F(3,659) 38.79

Contraste de Hausman –

Hipótesis nula: Los estimadores de MCO son consistentes

Estadístico de contraste asintótico: $\chi^2_1=13.11$

con valor p = 0.000293096

PROBLEMA 2: Determinantes del test SAT

La variable sat es la puntuación en el test SAT de aptitud escolar, hsize es el tamaño de la promoción (medido en cientos de alumnos) a la que pertenece el alumno, female es una variable binaria de sexo (que toma el valor 1 si el estudiante es una mujer y 0 en caso contrario), y black es una variable binaria racial (que toma el valor 1 si el estudiante es de raza negra y 0 en caso contrario). Se propone el modelo siguiente para estimar los efectos de varios factores sobre los resultados del test SAT de aptitud escolar,

$$sat = \beta_0 + \beta_1 hsize + \beta_2 hsize + \beta_3 female + \beta_4 black + \beta_5 femaleblack + u \quad (2.1)$$

donde hsize2 es el cuadrado de la variable hsize y la variable femaleblack es el término de interacción $female \times black$.

Se considera también un modelo más general que incluye el efecto adicional de que el alumno sea deportista, mediante la variable athlete (que toma el valor 1 si la observación corresponde a un estudiante deportista y 0 en caso contrario), así como la variable interacción $athleteblack = athlete \times black$.

 $Salida\ 1\colon$ estimaciones MCO utilizando las 4137 observaciones 1–4137 Variable dependiente: sat

	Coeficiente	Desv. típica	estadístico t	valor p
const	1028.1000	6.2902	163.44	0.0000
hsize	19.2971	3.8323	5.03	0.0000
hsize2	-2.1948	0.5272	-4.16	0.0000
female	-45.0910	4.2911	-10.51	0.0000
black	-169.8100	12.7131	-13.36	0.0000
female black	62.3064	18.1542	3.43	0.0006
Media de la	var. dependiente	1030.33		
D.T. de la va	ariable dependiente	139.401		
Suma de cua	drados de los residuos	7.34791e + 07		
Desviación ti	ípica de la regresión $(\hat{\sigma})$	133.369		
R^2	,	0.0858		
\bar{R}^2 corregido		0.0847		
F(5,4131)		77.52		

Salida 2: estimaciones MCO utilizando las 4137 observaciones 1–4137 Variable dependiente: usq1 (residuos de la Salida 1 al cuadrado)

	Coeficiente	Desv. típica	estadístico t	valor p
const	19456.50	1195.80	16.27	0.0000
hsize	25.94	728.54	0.04	0.9716
hsize2	-43.98	100.22	-0.44	0.6608
female	-3226.80	815.76	-3.96	0.0001
black	7445.69	2416.85	3.08	0.0021
female black	-9217.30	3451.23	-2.67	0.0076
	drados de los resid	uos 3.2907e+12		
R^2		0.0357		

 Suma de cuadrados de los residuos
 3.2907e+12

 R^2 0.0357

 \bar{R}^2 corregido
 0.0346

 F(5,4131) 30.61

Salida 3: estimaciones MCO utilizando las 4137 observaciones 1–4137 Variable dependiente: usq1 (residuos de la Salida 1 al cuadrado)

	Coeficiente	Desv. típica	estadístico t	valor p
const	2024.31	607.05		
female	-3892.49	907.94		
black	26726.56	2689.55		
female black	-11921.12	3838.87		
R^2 $F(3,4131)$	0.0355 50.78			

 $Salida~4\colon$ estimaciones MCO utilizando las 4137 observaciones 1–4137 Variable dependiente: sat

	Coeficiente	Desv. típica	estadístico t	valor p
const	1033.6200	6.2360	165.75	0.0000
hsize	18.0214	3.7787	4.77	0.0000
hsize2	-1.8931	0.5202	-3.64	0.0003
female	-48.4500	4.2450	-11.41	0.0000
black	-130.2500	14.1122	-9.23	0.0000
female black	36.7119	18.3839	2.00	0.0459
athlete	-97.5820	11.0091	-8.86	0.0000
athleteblack	-59.1710	25.2181	-2.35	0.0190

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA I</u>

Curso 2008/09

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 19 de Enero de 2009

Tipo de examen: 1

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- 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	0.1001 0.0			CODIGO DE	
					ASIGNATURA
Economía	61	62	63	64	10188
ADE	71	72	73	74	10188
ADE (Colmenarejo)	71				10188
Sim. Eco-Dcho.	19				42020
Sim. ADE-Dcho.	17	18			43020

- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene **55** 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 los enunciados de los problemas y las preguntas detenidamente. Cuando proceda, el encabezado de la pregunta incluirá entre paréntesis el número de problema a que corresponde.
- 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 ó B).
- 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 obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen hay que responder correctamente 32 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).

- 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 23 de Enero.

• Fecha de revisión:

- Grupos del Campus de Getafe: Lunes 26 de Enero a las 15 h (el lugar será anunciada en Aula Global).
- Grupos del Campus de Colmenarejo: Lunes 26 de Enero a las 15 h (el lugar será anunciada en Aula Global).

• Normas para la revisión:

- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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													
	(a)	(b)		(a)	(b)		(a)	(b)		(a)	(b)		(a)	(b)
1.			12.			23.			34.			45.		
2.			13.			24.			35.			46.		
3.			14.			25.			36.			47.		
4.			15.			26.			37.			48.		
5.			16.			27.			38.			49.		
6.			17.			28.			39.			50.		
7.			18.			29.			40.			51.		
8.			19.			30.			41.			52.		
9.			20.			31.			42.			53.		
10.			21.			32.			43.			54.		
11.			22.			33.			44.			55.		

1. (Problema 1) La existencia de heterocedasticidad tiene consecuencias similares sobre la inferencia con el estimador MC2E a las del estimador MCO, y se puede contrastar y corregir por métodos análogos a los de la estimación MCO.
(a) Falso.
(b) Verdadero.
2. (Problema 1) Si el término del error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, el estimador MCO es sesgado e inconsistente, pero el sesgo de inconsistencia es despreciable cuando crece el tamaño muestral.
(a) Falso.
(b) Verdadero.
3. (Problema 1) Utilizando las estimaciones apropiadas, para una edad y estado civil dados, un año adicional de educación supone, en promedio, un aumento estimado en el salario de un 10.95%.
(a) Falso.

4. (**Problema 1**) Utilizando las estimaciones apropiadas, para una edad y estado civil dados, un año adicional de educación supone, en promedio, un aumento estimado en el salario de un

5. (**Problema 1**) Utilizando las estimaciones apropiadas, para una edad y un nivel de educación dados, un individuo casado gana en promedio un 23.3% más que un individuo no casado.

6. (Problema 1) Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que la edad no tiene

7. (**Problema 1**) Utilizando las estimaciones apropiadas, a la vista de los resultados presentados, para una edad y estado civil dados, un año adicional de educación supone, en promedio, un

8. (**Problema 1**) En vista de las estimaciones, teniendo en cuenta que la edad y el estado civil no están correlacionados con la habilidad, podemos concluir que la correlación entre la educación

(b)

4.7%.

(a)

(b)

(a)

(b)

(a)

(b)

(a)

(b)

(a)(b)

Verdadero.

Falso.

Falso.

Falso.

Falso.

Falso.

Verdadero.

y la habilidad es negativa.

Verdadero.

Verdadero.

Verdadero.

Verdadero.

un efecto significativo en el salario.

aumento estimado en el salario de un 5.97%.

- 9. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, el tamaño de la promoción a partir del cual el efecto es negativo es aproximadamente de 440 alumnos.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 10. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, el tamaño de la promoción a partir del cual el efecto es negativo es aproximadamente de 44 alumnos.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 11. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, para un tamaño de promoción dado, las mujeres no negras tienen en media una puntuación en el SAT 45.09 puntos menor que los hombres no negros.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 12. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, para un tamaño de promoción dado, las mujeres no negras tienen en media una puntuación en el SAT 17.22 puntos menor que los hombres no negros.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 13. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, para un tamaño de promoción dado, la puntuación media de un hombre negro es aproximadamente 170 puntos menor que la de un hombre no negro.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 14. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, para un tamaño de promoción dado, la puntuación media de un hombre negro es aproximadamente 107 puntos mayor que la de un hombre no negro.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 15. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, si tomamos los exámenes SAT de un hombre negro y de un hombre no negro escogidos al azar, respectivamente, la diferencia en las puntuaciones será aproximadamente de 170 puntos menor para el primero.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.

- 16. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, si tomamos los exámenes SAT de un hombre negro y de un hombre no negro escogidos al azar, respectivamente, la diferencia en las puntuaciones será aproximadamente de 107 puntos mayor para el primero.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 17. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, la hipótesis nula de que no hay diferencia entre las puntuaciones de hombres negros y hombres no negros se contrastaría mediante el estadístico F o el estadístico asintótico $W^0 = 2 \times F$ de significación conjunta de las variables black y femaleblack.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 18. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, para un tamaño de promoción dado, la diferencia media estimada en la puntuación SAT entre mujeres negras y mujeres no negras es aproximadamente de 107.5 puntos menos para las primeras.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 19. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. De acuerdo con la Salida 1, para un tamaño de promoción dado, la diferencia media estimada en la puntuación SAT entre mujeres negras y mujeres no negras es aproximadamente de 152.6 puntos menos para las primeras.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 20. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. Para contrastar la hipótesis de que no hay diferencias en la puntuación media del SAT entre mujeres negras y mujeres no negras, la hipótesis nula es $H_0: \beta_4 + \beta_5 = 0$.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 21. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. Para contrastar la hipótesis de que no hay diferencias en puntuación media del SAT entre mujeres negras y mujeres no negras, la hipótesis nula es $H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 22. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. Si se excluye la variable hsize2, los estimadores MCO del resto de los coeficientes serán en general sesgados e inconsistentes si $\beta_2 \neq 0$, ya que hsize y hsize2 estarán correlacionados.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.

- 23. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. Para contrastar la presencia de heteroscedasticidad en el modelo (2.1), el estadístico del contraste de White es nR^2 , donde R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión de los residuos de la Salida 1 al cuadrado sobre todas las variables explicativas del modelo, los cuadrados de éstas y los productos cruzados entre todas ellas.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 24. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. La Salida 2 permite efectuar el contraste de heteroscedasticidad de White en dicho modelo.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 25. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. Si encontramos que dicho modelo es heterocedástico, tanto los estimadores MCO de los coeficientes como sus varianzas estimadas basadas en la expresión convencional son inconsistentes.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 26. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. Si supiéramos que $E(u^2|hsize, female, black)$ es una función no constante de hsize, no podríamos decir nada sobre la existencia o no de homoscedasticidad condicional, ya que el supuesto de homoscedasticidad condicional requiere que la varianza de u condicional a hsize, hsize2, female, black, femaleblack sea constante.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 27. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. A la vista de los resultados de la Salida 2, rechazamos la hipótesis nula del contraste de heterocedasticidad, por lo que podemos concluir que hay heteroscedasticidad en dicho modelo.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 28. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. En presencia de heteroscedasticidad, los coeficientes estimados por MCO en la Salida 1 serían inconsistentes, por lo que habría que utilizar MC2E para estimar el modelo (2.1).
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.
- 29. (**Problema 2**) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. En presencia de heteroscedasticidad, los errores estándar de los coeficientes presentados en la Salida 1 serían inconsistentes, y habría que calcular los errores estándar robustos para hacer inferencia estadística válida en dicho modelo.
 - (a) Falso.
 - (b) Verdadero.

30.	la var	blema 2) Suponga que el modelo (2.1) está bien especificado. A la vista de los resultados, ianza condicional de u difiere por sexo y por origen étnico, pero no por el número de nos de la promoción.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
31.	`	blema 1) Dadas las condiciones del problema, el estimador MCO del coeficiente de la ción de la ecuación (1.2) será en general un estimador sesgado e inconsistente de β_1 .
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
32.	de ag	blema 1) Dadas las condiciones del problema, los estimadores MCO de los coeficientes e y married de la ecuación (1.2) serán en general estimadores sesgados e inconsistentes y β_3 , respectivamente.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
33.	gener	olema 1) El estimador MCO del coeficiente de la educación de la ecuación (1.2) será en al un estimador sesgado de β_1 , por lo que deben calcularse errores estándar robustos a ocedasticidad.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
34.	`	blema 1) El hecho de que la variable $educ$ sea o no endógena en la ecuación (1.2) depende $\beta_4 \neq 0$ y $Cov(educ, abil) \neq 0$.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
35.		plema 1) Si $\beta_4 \neq 0$, la estimación MCO de la ecuación (1.2) proporcionaría estimadores extentes de β_1 , β_2 y β_3 .
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
36.		olema 1) Si $Cov(educ, abil) \neq 0$, la estimación MCO de la ecuación (1.2) proporcionaría adores consistentes de β_1 , β_2 y β_3 .
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
37.		blema 1) Dado que $Cov(u, urban) = 0$, $Cov(u, feduc) = 0$, y a la vista de las salidas 2 y to $urban$ como $feduc$ son instrumentos apropiados.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.

38. (**Problema 1**) Dado que Cov(u, urban) = 0, Cov(u, feduc) = 0, y a la vista de las salidas 2 y

3, solamente urban es un instrumento apropiado.

 $\begin{array}{cc} \text{(b)} & \text{Verdadero.} \\ \text{Tipo de examen:} \boxed{1} \end{array}$

Falso.

(a)

39.	(Problema 1) Dado que $Cov(u, urban) = 0$, $Cov(u, feduc) = 0$, y a la vista de las salidas 2 y 3, solamente $feduc$ es un instrumento apropiado.	У
	(a) Falso.	
	(b) Verdadero.	
40.	(Problema 1) Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 5 podrían habers obtenido de forma equivalente estimando por MCO la ecuación (1.2), pero sustituyendo <i>edu</i> por su predicción basada en la estimación de la Salida 3.	
	(a) Falso.	
	(b) Verdadero.	
41.	(Problema 1) Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 5 podrían habers obtenido de forma equivalente estimando por MC2E la ecuación (1.2), utilizando como in strumento la predicción de <i>educ</i> basada en la estimación de la Salida 3.	
	(a) Falso.	
	(b) Verdadero.	
42.	(Problema 1) Como $Cov(u, urban) = 0, Cov(u, feduc) = 0$, y a la vista de los resultado del contraste de Hausman (Salidas 4 y 5) y de las salidas 2 y 3, podemos concluir que lo estimadores MCO de la Salida 1 son consistentes.	
	(a) Falso.	
	(b) Verdadero.	
43.	(Problema 1) Como $Cov(u, urban) = 0$, $Cov(u, feduc) = 0$, y a la vista de los resultado del contraste de Hausman (Salidas 4 y 5) y de las salidas 2 y 3, podemos concluir que lo estimadores MC2E de la Salida 5 son consistentes.	
	(a) Falso.	
	(b) Verdadero.	
44.	(Problema 1) Dado que $Cov(u, urban) = 0$, $Cov(u, feduc) = 0$, y a la vista de los resultado del contraste de Hausman (Salidas 4 y 5) y de las salidas 2 y 3, podemos concluir que lo estimadores MC2E de la Salida 4 son consistentes.	

45. (**Problema 1**) Si estimásemos por MCO la ecuación (1.2) con los residuos de la Salida 3 como variable explicativa adicional, el estadístico t asociado a dichos residuos proporciona un

46. (**Problema 1**) Si estimásemos por MCO la ecuación (1.2) con los residuos de la Salida 3 como variable explicativa adicional, los coeficientes estimados de *educ*, *age* y *married* serían iguales

a los coeficientes correspondientes de esas mismas variables en la Salida 5.

(a)

(b)

(a)

(b)

(a)

(b)

Falso.

Falso.

Falso.

Verdadero.

Verdadero.

Verdadero.

contraste de exogeneidad de educ.

	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
48.		lema 1) Si dispusiésemos de un (tercer) instrumento válido adicional para <i>educ</i> , amos obtener un estimador MC2E más eficiente que los de las salidas 4 y 5.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
49.	ciente	lema 1) Suponga que disponemos de una variable proxy adecuada para $abil$: el coefide inteligencia del individuo (IQ) . No podríamos utilizar IQ como instrumento válido $educ$ en la ecuación (1.2) , ya que $abil$ forma parte del término de perturbación en dicha ón.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
50.		lema 2) El modelo estimado en la Salida 4 nos permite averiguar si existen diferencias resultados del test SAT entre los alumnos atletas y las alumnas atletas.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
51.	en la j	lema 2) Dados los resultados de la Salida 4, podemos concluir que la diferencia estimada puntuación SAT entre los alumnos atletas negros y los alumnos atletas no negros no es sticamente significativa.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
52.	mujer	dema 2) Dados los resultados de la Salida 4, para un tamaño de promoción dado, una deportista no negra obtiene en promedio alrededor de 4 puntos menos en el SAT que aujer negra no deportista.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
53.	que ol	dema 2) Dados los resultados de la Salida 4, podemos afirmar que, en promedio, el grupo etiene los peores resultados en el SAT corresponde a los estudiantes varones deportistas aza negra.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.
54.	grupo	dema 2) Dados los resultados de la Salida 4, podemos afirmar que, en promedio, el que obtiene los mejores resultados en el SAT corresponde a los estudiantes varones, no tistas y que no son de raza negra.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.

página 9

47. (Problema 1) Si dispusiésemos de un (tercer) instrumento válido adicional para educ,

podríamos contrastar si feduc no está correlacionado con u.

Tipo de examen: 1

(de la	olema 2) Dados los resultados de la Salida 4, podemos afirmar que para un sexo, tamaño promoción y raza dados, los deportistas obtienen en promedio resultados en el SAT náticamente peores que los no deportistas.
	(a)	Falso.
	(b)	Verdadero.

Tipo de examen: $\boxed{1}$ página 10

Universidad Carlos III de Madrid

ECONOMETRÍA I

Curso 2008/09

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria): Soluciones

19 de Enero de 2009

	TIPO					
	ı	Ш	III	IV		
Pregunta						
1	В	В	В	Α		
2	Α	В	В	Α		
3	В	Α	Α	В		
4	Α	Α	Α	В		
5	В	Α	Α	В		
6	Α	В	В	В		
7	Α	Α	Α	Α		
8	В	В	В	Α		
9	В	Α	Α	В		
10	A	Α	Α	В		
11	В	Α	Α	В		
12	A	A	A	A		
13	В	A	A	В		
14	A	В	В	A		
15	A	В	В	В		
16	A	A	A	В		
17	A	A	A	В		
18	В	A	A	В		
19	Α -	A	A	В		
20	В	A	A	В		
21	В	В	A	A		
22	В	A	В	В		
23	В	В	A	A		
24	A	A	В	В		
25	A	В	В	A		
26	A	В	A	A		
27	В	В	В	В		
28	A	В	A	В		
29	В	A	В	A		
30	В	В	A	В		
31 32	B B	A	B B	A B		
33		A				
34	A B	A A	A A	A A		
35	А	В	В	A		
36	A	В	А	A		
37	A	В	В	В		
38	A	A	A	A		
39	В	В	В	В		
40	В	А	В	В		
41	В	A	В	В		
42	A	A	В	В		
43	В	A	A	A		
44	A	В	В	A		
45	В	A	A	A		
46	В	В	A	В		
47	В	В	A	A		
48	В	A	A	В		
49	В	В	В	В		
50	A	A	В	В		
51	A	В	В	В		
52	В	A	A	A		
53	В	В	В	В		
54	В	В	A	A		
55	В	A	A	A		

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA

Curso 2009/10 EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria)

17 de Mayo de 2010

Muy importante: Tenga en cuenta que:

- 1. Cada pregunta del cuestionario, salvo que se indique expresamente lo contrario, requiere un análisis completo de todas las salidas del problema al que se refiere.
 - Por ejemplo, para responder aquellas preguntas que se refieren a "estimaciones apropiadas", o "dadas las estimaciones" o "dadas las condiciones del problema", deben usarse los resultados basados en los estimadores consistentes y más eficientes de entre las distintas salidas.
- 2. Cada salida incluye todas las variables explicativas utilizadas en la estimación correspondiente.
- 3. Algunos resultados correspondientes a las salidas presentadas han podido ser omitidos.
- 4. La variable dependiente puede variar en cada salida presentada dentro del mismo problema.
- 5. Para simplificar, diremos que un modelo está "bien especificado" cuando el modelo sea lineal en las variables en que se condiciona (tal y como aparecen en el modelo) y el error sea independiente en media de dichas variables.
- 6. MCO y MC2E son las abreviaturas de mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en 2 etapas, respectivamente.
- 7. Se adjuntan tablas estadísticas al final de este documento.

Problema: Determinantes de la fertilidad.

Queremos estudiar los determinantes del número total de niños que ha tenido una mujer (KIDS). Nos interesa, entre otras cosas, conocer si han cambiado los índices de fertilidad (entendidos como el número medio de hijos por mujer) a lo largo del tiempo. Disponemos de una muestra de 476 mujeres de la Encuesta Social General (General Social Survey) del Centro de Investigación Nacional de Opinión de Estados Unidos para los años 1972, 1978 y 1984.

Las características de la mujer que consideramos son EDUC (Años de educación), AGE (Edad), AGE^2 (Edad al cuadrado), BLACK (Variable binaria que toma el valor 1 si la mujer es de raza negra y 0 en caso contrario).

Además, para considerar la posibilidad de que los índices de fertilidad cambien a lo largo del tiempo, disponemos de las variables YEAR (año al que corresponde la observación; esta variable toma tres valores posibles: 72, 78 u 84); Y72 (Variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde al año 1972 y 0 en caso contrario); Y78 (Variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde al año 1978 y 0 en caso contrario); Y84 (Variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde al año 1984 y 0 en caso contrario).

Por último, cabe la posibilidad de utilizar las interacciones de Y78 e Y84 con educación, Y78 \times EDUC e Y84 \times EDUC, respectivamente.

Se han considerado los siguientes modelos para analizar los determinantes del número de hijos:

$$KIDS = \beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE^2 + \beta_3 BLACK + \beta_4 EDUC + \beta_5 YEAR + \varepsilon_1$$
 (I)

$$KIDS = \delta_0 + \delta_1 AGE + \delta_2 AGE^2 + \delta_3 BLACK + \delta_4 EDUC + \delta_5 Y78 + \delta_6 Y84 + \varepsilon_2$$
 (II)

$$KIDS = \delta_0 + \delta_1 AGE + \delta_2 AGE^2 + \delta_3 BLACK + \delta_4 EDUC + \delta_5 Y78 + \delta_6 Y84$$

$$+ \delta_7 Y78 \times EDUC + \delta_8 Y84 \times EDUC + \varepsilon_3$$
(III)

También se dispone de dos variables adicionales sobre los años de educación del padre (FEDUC) y de la madre (MEDUC), respectivamente. Además, sabemos que dichas variables no están correlacionadas con los errores de los tres modelos considerados.

A continuación se presentan los resultados de diversas estimaciones:

Salida 1: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: KIDS								
	Coefficie	ent Std. Error <i>t</i> -ratio			p-value			
const	-2.190	66	5.0370	-0.4361	0.6630			
AGE	0.478	88	0.2178	2.1982	0.0284			
AGE^2	-0.008	54	0.0025	-2.1862	0.0293			
BLACK	0.364	40	0.2929	1.2429	0.2145			
EDUC	-0.138	81	0.0298	-4.6403	0.0000			
YEAR	-0.048	89	0.0152	-3.2135	0.0014			
Mean depende	nt var	2.6	7 S.D. de	pendent var	1.67			
Sum squared r	esid	1197.	9 S.E. of	regression	1.60			
R^2	(0.099	3 Adjuste	$ed R^2$	0.0897			
F(5,470)		10.3	6 P-value	(F)	1.93e-09			

Salida 2: OLS, using observations 1–476

Dependent	variable:	KIDS
-----------	-----------	------

	1			
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	-6.0500	4.8054	-1.2590	0.2087
AGE	0.4908	0.2179	2.2518	0.0248
AGE^2	-0.0055	0.0025	-2.2398	0.0256
BLACK	0.3814	0.2931	1.3014	0.1938
EDUC	-0.1374	0.0298	-4.6184	0.0000
Y78	-0.1001	0.1871	-0.5351	0.5929
Y84	-0.5794	0.1827	-3.1706	0.0016
Mean depende	ent var 2	2.67 S.D. de	ependent var	1.67
Sum squared i	resid 119	94.3 S.E. of	regression	1.60
R^2	0.1	020 Adjust	$ed R^2$	0.0905
F(6, 469)	8	3.87 P-value	e(F)	3.48e-09

Coefficient covariance matrix (Salida 2)

AGE	AGE^2	BLACK	EDUC	Y78	Y84	
0.048	-0.0005	0.0013	0.0007	0.0034	0.0036	AGE
	6×10^{-6}	-1.4×10^{-5}	-7.4×10^{-6}	-3.6×10^{-5}	-3.6×10^{-5}	AGE^2
		0.0859	0	0.0030	0.0012	BLACK
			0.0009	-0.0003	-0.0008	EDUC
				0.0350	0.0177	Y78
					0.0334	Y84

Salida 3: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: KIDS

	Dependence "	ariabic. III	2 2	
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	-6.6862	4.8266	-1.3853	0.1666
AGE	0.4597	0.2182	2.1070	0.0357
AGE^2	-0.0052	0.0025	-2.0936	0.0368
BLACK	0.4199	0.2926	1.4349	0.1520
EDUC	-0.0308	0.0548	-0.5609	0.5751
Y78	1.4262	0.9752	1.4625	0.1443
Y84	1.5355	0.9166	1.6752	0.0946
$Y78 \times EDUC$	-0.1249	0.0770	-1.6209	0.1057
$Y84 \times EDUC$	-0.1684	0.0713	-2.3624	0.0186
Mean dependent	var 2.67	S.D. deper	ndent var	1.67
Sum squared resid	1179.8	S.E. of reg	ression	1.59
R^2	0.1129	Adjusted A	R^2	0.0977
F(8,467)	7.43	P-value(F)	2.48e-09

Coefficient covariance matrix (Salida 3)

			_		(- /		
AGE	AGE^2	BLACK	EDUC	Y78	Y84	$Y78 \times EDUC$	$Y84 \times EDUC$	
-1.04	0.0117	-0.0546	-0.0449	0.008	-0.011	-0.0003	0.0011	AGE
0.05	-0.0005	0.0013	0.0003	-8×10^{-5}	1.3×10^{-4}	3.2×10^{-6}	-1.3×10^{-5}	AGE^2
	6×10^{-6}	-1.3×10^{-5}	-3×10^{-5}	0.022	0.0134	-0.0015	-0.0010	BLACK
		0.085626	0.0013	0.037	0.0364	-0.0030	-0.0030	EDUC
			0.0030	0.951	0.4595	-0.0737	-0.0362	Y78
					0.8402	-0.0364	-0.0640	Y84
						0.0059	0.0030	$Y78 \times EDUC$
							0.0051	$Y84 \times EDUC$

Salida 4: TSLS, using observations 1-476

Dependent variable: KIDS

Instrumented: EDUC

Instruments: const AGE AG	GE^{2} $BLACK$ $Y78$ $Y84$ $MEDUC$	$!\;FEDUC$
---------------------------	--------------------------------------	------------

			_			_
	Coefficient	Std. 1	Error	$z ext{-stat}$	p-value	
const	-6.1390	5.	.0506	-1.2155	0.2242	
AGE	0.4931	0.	.2216	2.2247	0.0261	
AGE^2	-0.0056	0.	.0025	-2.2157	0.0267	
BLACK	0.3831	0.	.2946	1.3006	0.1934	
EDUC	-0.1344	0.	.0600	-2.2385	0.0252	
Y78	-0.1012	0.	.1880	-0.5381	0.5905	
Y84	-0.5822	0.	.1891	-3.0791	0.0021	
Mean deper	ndent var	2.67	S.D.	dependent	var	1.67
Sum square	ed resid 1	194.3	S.E.	of regressio	n	1.60
R^2	0	0.1019	Adju	sted R^2	0	.0905
F(6, 469)		6.15	P-val	ue(F)	3.10	6e-06

Coefficient covariance matrix (Salida 4)

AGE	AGE^2	BLACK	EDUC	Y78	Y84	
0.049	-0.0006	0.0025	0.0028	0.0027	0.0017	AGE
	6.3×10^{-6}	-2.6×10^{-5}	-3.0×10^{-5}	-2.8×10^{-5}	-1.4×10^{-5}	AGE^2
		0.0868	0.002	0.0024	-0.0002	BLACK
			0.0036	-0.0013	-0.0033	EDUC
				0.0353	0.0186	Y78
					0.0357	Y84

Salida 5: OLS, using observations 1-476

Dependent variable: EDUC

	1			
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	20.9667	6.4290	3.2613	0.0012
AGE	-0.5603	0.2936	-1.9083	0.0570
AGE^2	0.0063	0.0033	1.8922	0.0591
BLACK	0.2407	0.4003	0.6012	0.5480
Y78	0.1169	0.2529	0.4621	0.6442
Y84	0.3342	0.2485	1.3447	0.1794
MEDUC	0.1524	0.0333	4.5704	0.0000
FEDUC	0.2436	0.0371	6.5672	0.0000
Mean depende	nt var 12.7	71 S.D. dep	pendent var	2.53
Sum squared r	esid 2170	.8 S.E. of 1	regression	2.15
R^2	0.285	7 Adjuste	dR^2	0.2750
		_		

Salida 5B: OLS, using observations 1-476

26.74 P-value(F)

7.37e - 31

Dependent variable: EDUC

F(7,468)

	Coefficient	Std. Error	$t ext{-ratio}$	p-value
const	29.7970	7.3227	4.0691	0.0001
AGE	-0.7726	0.3360	-2.2994	0.0219
AGE^2	0.0084	0.0038	2.1926	0.0288
BLACK	-0.5606	0.4537	-1.2356	0.2172
Y78	0.3604	0.2896	1.2445	0.2139
Y84	0.9302	0.2801	3.3214	0.0010

Mean dependent var	12.71	S.D. dependent var	2.53
Sum squared resid	2877.1	S.E. of regression	2.47
R^2	0.0533	Adjusted \mathbb{R}^2	0.0433
F(5,470)	5.30	P-value (F)	0.000096

Salida 6: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: KIDS

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	-6.1390	5.0559	-1.2142	0.2253
AGE	0.4931	0.2219	2.2223	0.0267
AGE^2	-0.0056	0.0025	-2.2134	0.0274
BLACK	0.3831	0.2949	1.2993	0.1945
EDUC	-0.1344	0.0601	-2.2361	0.0258
Y78	-0.1012	0.1882	-0.5375	0.5912
Y84	-0.5822	0.1893	-3.0759	0.0022
RES5	-0.0040	0.0692	-0.0572	0.9544

${\bf NOTA:}~RES5$ son los residuos de la Salida 5

Mean dependent var	2.67	S.D. dependent var	1.67
Sum squared resid	1194.3	S.E. of regression	1.60
R^2	0.1020	Adjusted \mathbb{R}^2	0.0885
F(7,468)	7.59	P-value (F)	1.10e-08

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA</u> O 2000/10

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 17 de Mayo de 2010

Tipo de examen: 1
TIEMPO: 2 HORAS

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
 - Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 46 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- 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 obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente un mímimo de 27 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).
- 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 21 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
 - La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:

- * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

					Bor	rador	de F	RESP	UEST	ΓAS					
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.							
12.				24.				36.							

Tipo de examen: 1 página 2

- 1. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
 - (b) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.
 - (c) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es H_0 : $\delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
- 3. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (c) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
- 4. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 1.60.
 - (b) 2.79.
 - (c) 2.56.
- 5. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
- 6. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
 - (c) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.

7. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos
contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para
mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
·
(a) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
(b) $\delta_7 = \delta_8 = 0.$
(c) $\delta_7 = \delta_8$.

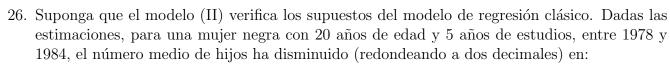
- 8. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
 - (c) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
- 9. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
- 10. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
- 11. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - (a) 1.60.
 - (b) 2.79.
 - (c) 2.56.
- 12. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
 - (b) Consistentes.
 - (c) Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.

- 13. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
 - (b) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
 - (c) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
- 14. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
- 15. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 2.20.
 - (b) 2.67.
 - (c) 1.67.
- 16. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
 - (b) Significativamente distinta de cero.
 - (c) Estadísticamente igual a cero.
- 17. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
 - (b) Constante.
 - (c) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
- 18. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (b) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (c) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.

Tipo de examen:	1	página 5	ó
-----------------	---	----------	---

- 19. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
 - (b) Serían inconsistentes.
 - (c) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
- 20. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor fuera el valor esperado de la educación.
 - (b) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.
 - (c) Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
- 21. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) 0.6.
 - (b) -1.6.
 - (c) -2.4.
- 22. Concentrándonos en el modelo (II):
 - (a) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (b) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (c) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
- 23. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
- 24. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - (a) No disponemos de información concluyente.
 - (b) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (c) Han disminuido a lo largo del tiempo.

25.	25. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos			
	decir o	que		
	(a)	Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.		
	(b)	Sólo la educación del padre $(FEDUC)$ es un instrumento válido para $EDUC$.		
	(c)	Sólo la educación de la madre $(MEDUC)$ es un instrumento válido para $EDUC$.		



- (a) 0.68.
- (b) 0.48.
- (c) 0.58.
- 27. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (b) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- 28. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 6\delta_5$.
 - (b) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (c) $\delta_6 = 2\delta_5$.
- 29. Si quisiéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 154.9.
 - (b) 190.4.
 - (c) 26.8.
- 30. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el \mathbb{R}^2 coincidiría con el de la Salida 2.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.

- 31. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
 - (b) Inconsistentes.
 - (c) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
- 32. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que EDUC es exógena.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
- 33. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
 - (b) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
 - (c) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
- 34. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (*EDUC*) se mide con error. Entonces:
 - (a) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (b) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (c) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
- 35. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
 - (b) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (c) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
- 36. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (b) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.

- 37. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
 - (b) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
 - (c) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
- 38. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
 - (b) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
- 39. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
 - (b) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
 - (c) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
- 40. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (b) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (c) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
- 41. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_2 = 0.$
- 42. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.

- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) 1 hijo más que la segunda.
 - (b) 5 hijos más que la segunda.
 - (c) El mismo número de hijos que la segunda.
- 44. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 1.1 hijos más.
 - (b) 0.4 hijos más.
 - (c) 0.3 hijos menos.
- 45. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
- 46. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.

$\begin{array}{c} {\bf Universidad~Carlos~III~de~Madrid} \\ {\bf \underline{ECONOMETR\'{I}A}} \end{array}$

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 17 de Mayo de 2010

Tipo de examen: 2
TIEMPO: 2 HORAS

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 46 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- 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 obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente un mímimo de 27 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).
- 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 21 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
 - La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:

- * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

					Bor	rador	de F	RESP	UEST	ΓAS					
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.							
12.				24.				36.							

1.	Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos
	contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para
	mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal)
	sería:

- (a) -2.4.
- (b) -1.6.
- (c) 0.6.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
 - (b) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (c) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
- 3. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
- 4. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - (a) 2.56.
 - (b) 2.79.
 - (c) 1.60.
- 5. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
 - (b) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
 - (c) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
- 6. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
 - (b) Constante.
 - (c) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.

- 7. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_7 = \delta_8$.
 - (b) $\delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (c) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
- 8. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos decir que
 - (a) Sólo la educación de la madre (MEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (b) Sólo la educación del padre (FEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (c) Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
- 9. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) El mismo número de hijos que la segunda.
 - (b) 5 hijos más que la segunda.
 - (c) 1 hijo más que la segunda.
- 10. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
- 11. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
 - (b) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 12. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_2 = 0$.
 - (b) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$

- 13. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y 1984, el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
 - (a) 0.58.
 - (b) 0.48.
 - (c) 0.68.
- 14. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
 - (b) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 - (c) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- 15. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 1.67.
 - (b) 2.67.
 - (c) 2.20.
- 16. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
- 17. Concentrándonos en el modelo (II):
 - (a) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
 - (b) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (c) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- 18. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.

- 19. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 2.56.
 - (b) 2.79.
 - (c) 1.60.
- 20. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 0.3 hijos menos.
 - (b) 0.4 hijos más.
 - (c) 1.1 hijos más.
- 21. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es H_0 : $\delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es H_0 : $\delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
- 22. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 2\delta_5$.
 - (b) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (c) $\delta_6 = 6\delta_5$.
- 23. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
 - (b) Serían inconsistentes.
 - (c) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
- 24. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5
 - (b) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.

- 25. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
 - (b) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (c) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
- 26. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 coincidiría con el de la Salida 2.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
- 27. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - (a) Han disminuido a lo largo del tiempo.
 - (b) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (c) No disponemos de información concluyente.
- 28. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
 - (b) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
 - (c) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
- 29. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.
 - (b) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.
 - (c) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
- 30. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (EDUC) se mide con error. Entonces:
 - (a) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
 - (b) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (c) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.

- 31. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
 - (b) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (c) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
- 32. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
 - (b) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
 - (c) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
- 33. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
 - (c) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
- 34. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
- 35. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que EDUC es exógena.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.

- 36. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
 - (b) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
- 37. Si quisiéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 26.8.
 - (b) 190.4.
 - (c) 154.9.
- 38. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
 - (b) Inconsistentes.
 - (c) Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
- 39. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
 - (b) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.
 - (c) Mayor fuera el valor esperado de la educación.
- 40. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
 - (b) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 41. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
 - (b) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
 - (c) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.

- 42. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
 - (b) Consistentes.
 - (c) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
- 44. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Estadísticamente igual a cero.
 - (b) Significativamente distinta de cero.
 - (c) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
- 45. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
 - (b) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (c) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
- 46. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
 - (c) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.

Tipo de examen: 2

$\begin{array}{c} {\bf Universidad~Carlos~III~de~Madrid} \\ {\bf \underline{ECONOMETR\'{I}A}} \end{array}$

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 17 de Mayo de 2010

Tipo de examen: 3
TIEMPO: 2 HORAS

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 46 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- 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 obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente un mímimo de 27 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).
- 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 21 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
 - La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:

- * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

					Bor	rador	de F	RESP	UEST	ΓAS					
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.							
12.				24.				36.							

- 1. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.
 - (b) Mayor fuera el valor esperado de la educación.
 - (c) Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
- 2. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 2.79.
 - (b) 1.60.
 - (c) 2.56.
- 3. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
- 4. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_2 = 0.$
- 5. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 0.4 hijos más.
 - (b) 1.1 hijos más.
 - (c) 0.3 hijos menos.
- 6. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el \mathbb{R}^2 coincidiría con el de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE², BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.

7.	Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo	(II)	con
	la siguiente restricción:		

- (a) $\delta_5 = \delta_6$.
- (b) $\delta_6 = 6\delta_5$.
- (c) $\delta_6 = 2\delta_5$.
- 8. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y 1984, el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
 - (a) 0.48.
 - (b) 0.68.
 - (c) 0.58.
- 9. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) $\delta_7 = \delta_8$.
- 10. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Constante.
 - (b) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
 - (c) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
- 11. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.
 - (b) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
 - (c) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.
- 12. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Inconsistentes.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
 - (c) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.

- 13. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (b) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
- 14. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - (a) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (b) No disponemos de información concluyente.
 - (c) Han disminuido a lo largo del tiempo.
- 15. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
- 16. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (b) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (c) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
- 17. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que EDUC es exógena.
 - (b) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
- 18. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
 - (b) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
 - (c) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.

- 19. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
- 20. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (EDUC) se mide con error. Entonces:
 - (a) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (b) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (c) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
- 21. Si quisiéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 190.4.
 - (b) 154.9.
 - (c) 26.8.
- 22. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
 - (b) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
 - (c) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
- 23. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.
- 24. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (c) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.

25. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
indoton apropidada de la varianza incondicional de la variable depondicino es.
(a) 2.79 .
(b) 1.60.
(c) 2.56.
26. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
(a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.

- (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
- (c) La hipótesis nula es H_0 : $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
- 27. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 2.67.
 - (b) 2.20.
 - (c) 1.67.
- 28. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) -1.6.
 - (b) 0.6.
 - (c) -2.4.
- 29. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es H_0 : $\delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
- 30. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos decir que
 - (a) Sólo la educación del padre (FEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (b) Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
 - (c) Sólo la educación de la madre (MEDUC) es un instrumento válido para EDUC.

- 31. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro
 - (b) El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
- 32. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.
 - (c) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
- 33. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.
- 34. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- 35. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
- 36. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Consistentes.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
 - (c) Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.

- 37. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
 - (b) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
 - (c) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
- 38. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
- 39. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (c) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
- 40. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían inconsistentes.
 - (b) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
 - (c) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
- 41. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (c) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.

- 42. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (b) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
 - (c) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) 5 hijos más que la segunda.
 - (b) 1 hijo más que la segunda.
 - (c) El mismo número de hijos que la segunda.
- 44. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
 - (b) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
 - (c) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
- 45. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Significativamente distinta de cero.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
 - (c) Estadísticamente igual a cero.
- 46. Concentrándonos en el modelo (II):
 - (a) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA</u>

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 17 de Mayo de 2010

Tipo de examen: 4
TIEMPO: 2 HORAS

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 46 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- 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 obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente un mímimo de 27 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).
- 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 21 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
 - La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:

- * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

					Bor	rador	de F	RESP	UEST	ΓAS					
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.							
12.				24.				36.							

- 1. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
 - (b) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
 - (c) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
- 3. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 2\delta_5$.
 - (b) $\delta_6 = 6\delta_5$.
 - (c) $\delta_5 = \delta_6$.
- 4. Concentrándonos en el modelo (II):
 - (a) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
- 5. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.
- 6. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 coincidiría con el de la Salida 2.

- 7. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 1.67.
 - (b) 2.20.
 - (c) 2.67.
- 8. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
 - (c) Inconsistentes.
- 9. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
- 10. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
 - (b) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
 - (c) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
- 11. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) El mismo número de hijos que la segunda.
 - (b) 1 hijo más que la segunda.
 - (c) 5 hijos más que la segunda.
- 12. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 0.3 hijos menos.
 - (b) 1.1 hijos más.
 - (c) 0.4 hijos más.

- 13. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
 - (b) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
 - (c) Constante.
- 14. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
 - (b) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (c) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
- 15. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.
 - (c) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
- 16. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
- 17. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
- 18. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
 - (b) El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
 - (c) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.

- 19. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
- 20. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
 - (b) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
- 21. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (c) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
- 22. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
 - (b) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
 - (c) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
- 23. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_7 = \delta_8$.
 - (b) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) $\delta_7 = \delta_8 = 0$.
- 24. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
 - (b) Mayor fuera el valor esperado de la educación.
 - (c) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.

- 25. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (c) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
- 26. Si quisiéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 26.8.
 - (b) 154.9.
 - (c) 190.4.
- 27. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y 1984, el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
 - (a) 0.58.
 - (b) 0.68.
 - (c) 0.48.
- 28. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Estadísticamente igual a cero.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
 - (c) Significativamente distinta de cero.
- 29. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - (a) 2.56.
 - (b) 1.60.
 - (c) 2.79.
- 30. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.
 - (b) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
 - (c) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.

- 31. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
 - (b) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
 - (c) Serían inconsistentes.
- 32. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
- 33. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B
- 34. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 2.56.
 - (b) 1.60.
 - (c) 2.79.
- 35. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es H_0 : $\delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.

- 36. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (EDUC) se mide con error. Entonces:
 - (a) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
 - (b) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (c) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
- 37. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
 - (c) No rechazamos que *EDUC* es exógena.
- 38. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
- 39. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
- 40. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos decir que
 - (a) Sólo la educación de la madre (MEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (b) Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
 - (c) Sólo la educación del padre (FEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
- 41. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.

- 42. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
 - (b) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
 - (c) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
- 43. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
 - (b) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
 - (c) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
- 44. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) -2.4.
 - (b) 0.6.
 - (c) -1.6.
- 45. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - (a) Han disminuido a lo largo del tiempo.
 - (b) No disponemos de información concluyente.
 - (c) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
- 46. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
 - (c) Consistentes.

Solución del Examen Tipo: 1

 ${\rm Curso~2009/10} \\ {\rm EXAMEN~FINAL~(Convocatoria~ordinaria)} \\ {\rm 17~de~Mayo~de~2010} \\$

TIEMPO: 2 HORAS

- 1. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
 - (b) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.
 - (c) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$
- 3. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (c) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
- 4. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 1.60.
 - (b) 2.79.
 - (c) 2.56.

- 5. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
- 6. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si, en una regresión de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
 - (c) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
- 7. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (b) $\delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (c) $\delta_7 = \delta_8$.
- 8. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
 - (c) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
- 9. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.

10.	Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el
	año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer
	blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos
	(redondeando a un decimal):

- (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.
- (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.
- (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
- 11. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - (a) 1.60.
 - (b) 2.79.
 - (c) 2.56.
- 12. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
 - (b) Consistentes.
 - (c) Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
- 13. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
 - (b) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
 - (c) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
- 14. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
- 15. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 2.20.
 - (b) 2.67.
 - (c) 1.67.

- 16. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
 - (b) Significativamente distinta de cero.
 - (c) Estadísticamente igual a cero.
- 17. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
 - (b) Constante.
 - (c) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
- 18. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (b) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (c) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
- 19. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
 - (b) Serían inconsistentes.
 - (c) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
- 20. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor fuera el valor esperado de la educación.
 - (b) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.
 - (c) Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
- 21. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) 0.6.
 - (b) -1.6.
 - (c) -2.4.

(b)	Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable $Y72$.
(c)	El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
_	nga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos astar que la educación no afecta a la fertilidad:
(a)	La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 - \delta_7 - \delta_8 = 0$.
(b)	La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
(c)	La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0$.
-	nga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de sultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
(a)	No disponemos de información concluyente.
(b)	Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
(c)	Han disminuido a lo largo del tiempo.
25. Si la e decir	ducación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos que
(a)	Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
(b)	Sólo la educación del padre $(FEDUC)$ es un instrumento válido para $EDUC$.
(c)	Sólo la educación de la madre $(MEDUC)$ es un instrumento válido para $EDUC$.
estima	nga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las aciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
(a)	0.68.
(b)	0.48.
(c)	0.58.
27. La inf	formación proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
(a)	Ninguna de las otras respuestas es correcta.
(b)	Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
(c)	Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
	parando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con niente restricción:
(a)	$\delta_6 = 6\delta_5$.
(b)	$\delta_5 = \delta_6$.
(c)	$\delta_6 = 2\delta_5$.
_	siéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, or del estadístico de contraste sería
(a)	154.9.
(b)	190.4.
(c) Tipo de exa	26.8. amen: 1 página 5

 $22.\,$ Concentrándonos en el modelo (II):

Ninguna de las otras respuestas es correcta.

(a)

- 30. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 coincidiría con el de la Salida 2.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
- 31. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
 - (b) Inconsistentes.
 - (c) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
- 32. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que EDUC es exógena.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
- 33. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
 - (b) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
 - (c) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
- 34. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (*EDUC*) se mide con error. Entonces:
 - (a) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (b) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (II). La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
- 35. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
 - (b) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (c) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.

Tipo de examen: 1 página 6

- 36. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (b) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
- 37. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
 - (b) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
 - (c) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
- 38. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
 - (b) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
- 39. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
 - (b) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
 - (c) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
- 40. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (b) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (c) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
- 41. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - $(c) H_0: \delta_2 = 0.$

- 42. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.
- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) 1 hijo más que la segunda.
 - (b) 5 hijos más que la segunda.
 - (c) El mismo número de hijos que la segunda.
- 44. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 1.1 hijos más.
 - (b) 0.4 hijos más.
 - (c) 0.3 hijos menos.
- 45. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
- 46. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.

Solución del Examen Tipo: 2

Curso 2009/10 EXAMEN FINAL (Convocatoria ordinaria) 17 de Mayo de 2010

TIEMPO: 2 HORAS

- 1. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) -2.4.
 - (b) -1.6.
 - (c) 0.6.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
 - (b) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (c) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
- 3. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
- 4. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - (a) 2.56.
 - (b) 2.79.
 - $\overline{\text{(c)}}$ 1.60.
- 5. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
 - (b) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
 - (c) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.

- 6. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
 - (b) Constante.
 - Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
- 7. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_7 = \delta_8$.
 - $\overline{\text{(b)}} \quad \delta_7 = \delta_8 = 0.$
 - (c) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
- 8. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos decir que
 - (a) Sólo la educación de la madre (MEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (b) Sólo la educación del padre (FEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (c) Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
- 9. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) El mismo número de hijos que la segunda.
 - (b) 5 hijos más que la segunda.
 - (c) 1 hijo más que la segunda.
- 10. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
- 11. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
 - (b) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.

12. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
$(a) H_0: \delta_2 = 0.$
(a) $H_0: \delta_2 = 0.$ (b) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
(c) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
13. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y 1984, el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
(a) 0.58 .
(b) 0.48.
(c) 0.68.

14. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:

- (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- (b) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es correcta.

15. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):

- (a) 1.67.
- (b) 2.67.
- $\overline{\text{(c)}}$ 2.20.

16. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

- (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.
- (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
- (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.

17. Concentrándonos en el modelo (II):

- (a) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
- (b) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es correcta.

18. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):

- (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
- (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.
- (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t=3.9.

19. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 (a) 2.56. (b) 2.79. (c) 1.60.
20. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
(.) 0.21"

- $\overline{\text{(b)}}$ 0.4 hijos más.
- (c) 1.1 hijos más.
- 21. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
- 22. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 2\delta_5$.
 - (b) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (c) $\delta_6 = 6\delta_5$.
- 23. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
 - (b) Serían inconsistentes.
 - (c) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
- 24. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (b) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.

- 25. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
 - (b) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (c) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
- 26. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el \mathbb{R}^2 coincidiría con el de la Salida 2.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
- 27. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - (a) Han disminuido a lo largo del tiempo.
 - (b) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (c) No disponemos de información concluyente.
- 28. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
 - (b) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
 - (c) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
- 29. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.
 - (b) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.
 - (c) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
- 30. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (*EDUC*) se mide con error. Entonces:
 - (a) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
 - (b) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (c) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.

- 31. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
 - (b) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (c) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
- 32. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
 - (b) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
 - (c) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
- 33. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
 - (c) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
- 34. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
- 35. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que EDUC es exógena.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
- 36. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
 - (b) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - [(c)] El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.

37.	_	siéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, or del estadístico de contraste sería
	(a)	26.8.
	(b)	190.4.
	(c)	154.9.
38.	KIDS	ga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable s'estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables ativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
	(a)	Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable $KIDS$ no se midiera con error.
	(b)	Inconsistentes.
	(c)	Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
39.	educa	ga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la ción $(EDUC)$ estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores coeficientes afectados sería mayor cuanto:
	(a)	Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
	(b)	Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.
	(c)	Mayor fuera el valor esperado de la educación.
40.	Si la e	ducación fuera una variable endógena, entonces:
	(a)	Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
	(b)	Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
	(c)	Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
41.		ga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las aciones, para una edad, educación y raza dadas:
	(a)	Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
	(b)	Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
	(c)	Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
42.	contra	ga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos star que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la sis nula es:
	(a)	La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
	(b)	La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.

43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:

Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.

(c) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta. Tipo de examen: $\boxed{2}$

La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.

(a)

(b)

Consistentes.

- 44. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Estadísticamente igual a cero.
 - (b) Significativamente distinta de cero.
 - (c) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
- 45. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
 - (b) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (c) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
- 46. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
 - (c) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.

Tipo de examen: 2 página 8

Solución del Examen Tipo: 3

${\rm Curso~2009/10} \\ {\rm EXAMEN~FINAL~(Convocatoria~ordinaria)} \\ {\rm 17~de~Mayo~de~2010} \\$

TIEMPO: 2 HORAS

- 1. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación.
 - (b) Mayor fuera el valor esperado de la educación.
 - (c) Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida.
- 2. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 2.79.
 - (b) 1.60.
 - (c) 2.56.
- 3. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
- 4. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_2 = 0.$
- 5. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 0.4 hijos más.
 - (b) 1.1 hijos más.
 - (c) 0.3 hijos menos.

- 6. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el \mathbb{R}^2 coincidiría con el de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
- 7. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (b) $\delta_6 = 6\delta_5$.
 - (c) $\delta_6 = 2\delta_5$.
- 8. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y 1984, el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
 - (a) 0.48.
 - (b) 0.68.
 - (c) 0.58.
- 9. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (b) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) $\delta_7 = \delta_8$.
- 10. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Constante.
 - (b) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
 - (c) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
- 11. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.
 - (b) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
 - (c) El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972.

- 12. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Inconsistentes.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones son correctas.
 - (c) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
- 13. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (b) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
- 14. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - (a) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (b) No disponemos de información concluyente.
 - (c) Han disminuido a lo largo del tiempo.
- 15. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
- 16. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (b) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (c) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
- 17. Dados los resultados de la Salida 6:
 - | (a) | No rechazamos que EDUC es exógena.
 - (b) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con *EDUC* es igual a cero.

Tipo de examen: 3 página 3

- 18. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
 - (b) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
 - (c) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
- 19. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
- 20. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (EDUC) se mide con error. Entonces:
 - (a) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (b) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (c) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
- 21. Si quisiéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 190.4.
 - (b) 154.9.
 - (c) 26.8.
- 22. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
 - (b) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
 - (c) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
- 23. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.

- 24. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (c) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
- 25. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - (a) 2.79.
 - (b) 1.60.
 - (c) 2.56.
- 26. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$
- 27. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 2.67.
 - (b) 2.20.
 - (c) 1.67.
- 28. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) -1.6.
 - (b) 0.6.
 - (c) -2.4.
- 29. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$

- 30. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos decir que
 - (a) Sólo la educación del padre (FEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (b) Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
 - (c) Sólo la educación de la madre (MEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
- 31. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (b) El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
- 32. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.
 - (c) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
- 33. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.
- 34. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- 35. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.

- 36. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Consistentes.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
 - |c| Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
- 37. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) = 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - (a) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
 - (b) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
 - (c) Los coeficientes estimados por MCO son insesgados.
- 38. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
- 39. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (c) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
- 40. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían inconsistentes.
 - (b) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
 - (c) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
- 41. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) No se rechaza, va que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (c) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.

Tipo de examen: |3| página 7

- 42. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (b) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.
 - (c) Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) 5 hijos más que la segunda.
 - (b) 1 hijo más que la segunda.
 - (c) El mismo número de hijos que la segunda.
- 44. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
 - (b) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
 - (c) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
- 45. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Significativamente distinta de cero.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
 - (c) Estadísticamente igual a cero.
- 46. Concentrándonos en el modelo (II):
 - (a) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).

Tipo de examen: 3 página 8

Solución del Examen Tipo: 4

 ${\rm Curso~2009/10} \\ {\rm EXAMEN~FINAL~(Convocatoria~ordinaria)} \\ {\rm 17~de~Mayo~de~2010} \\$

TIEMPO: 2 HORAS

- 1. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Una mujer en 1978 tiene un 10% más de hijos que una mujer en 1972.
 - (b) Una mujer en 1984 tiene un 58% menos de hijos que una mujer en 1972.
 - (c) Por cada 100 mujeres, hay alrededor de 58 hijos menos en 1984 que en 1972.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 \delta_7 \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = 0$.
- 3. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (I) puede expresarse como el modelo (II) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 2\delta_5$.
 - (b) $\delta_6 = 6\delta_5$.
 - (c) $\delta_5 = \delta_6$.
- 4. Concentrándonos en el modelo (II):
 - (a) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Dicho modelo está mal especificado, porque omite la variable Y72.
- 5. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_4 = \delta_7 + \delta_8$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_7 = \delta_8$.

- 6. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I), pero no es comparable con el modelo (II), porque impone distintas restricciones.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 coincidiría con el de la Salida 2.
- 7. Si únicamente dispusiera de información sobre el número de hijos, pero no del resto de las variables, la mejor predicción que podría dar sobre el valor de esta variable sería (redondeando a dos decimales):
 - (a) 1.67.
 - (b) 2.20.
 - (c) 2.67.
- 8. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, y dicho error está correlacionado con alguna de las variables explicativas, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Igual de eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error.
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones son corrrectas.
 - (c) Inconsistentes.
- 9. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el número medio de hijos para una mujer negra en 1972 con 10 años de educación es el mismo que para una mujer blanca en 1972 de igual edad pero con 12 años de educación:
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: 12\delta_4 \delta_3 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 + \delta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: 2\delta_4 \delta_3 = 0$.
- 10. Comparando los modelos (II) y (III), indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Al 5% de significación, optaríamos por el Modelo (II).
 - (b) Al estimar el modelo (III) por MCO, vemos que la educación deja de tener un efecto significativo sobre la fertilidad.
 - (c) El modelo (II) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación no depende del momento del tiempo (el año).
- 11. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con igual nivel de educación, de 40 y 30 años de edad, respectivamente. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) El mismo número de hijos que la segunda.
 - (b) 1 hijo más que la segunda.
 - (c) 5 hijos más que la segunda.

- 12. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a un decimal):
 - (a) 0.3 hijos menos.
 - (b) 1.1 hijos más.
 - (c) 0.4 hijos más.
- 13. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la edad sobre el número de hijos es:
 - (a) Negativo para mujeres mayores de 35 años.
 - (b) Positivo, pero marginalmente decreciente con la edad en el caso de mujeres menores de 40 años.
 - (c) Constante.
- 14. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
 - (b) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (c) En general, las mujeres con menor nivel de educación tienen en promedio más niños.
- 15. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios:
 - (a) No se dispone de información para predecir el número medio de hijos en 1972.
 - (b) El número medio de hijos es aproximadamente 6.24.
 - (c) El número medio de hijos es aproximadamente 0.19 en 1972.
- 16. En el modelo (II), si quisiera contrastar que el efecto de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 + \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
- 17. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, manteniendo todos los demás factores constantes, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.05 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos más que una mujer en el año 1984.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.29 hijos menos que una mujer en el año 1972.

- 18. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son ambos iguales a cero.
 - [(b)] El modelo (I) impone la restricción de que el coeficiente de Y84 es exactamente igual al coeficiente de Y78 multiplicado por 2.
 - (c) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
- 19. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación, dada, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
- 20. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 10%, pero no al 5% de significación.
 - (b) No rechazamos la hipótesis nula al 10% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
- 21. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que los dos instrumentos, educación del padre y educación de la madre, son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (c) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son conjuntamente significativos.
- 22. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Indique cuál de las siguientes afirmaciones es falsa.
 - (a) Al 5% de significación, no podemos rechazar dicha conjetura.
 - (b) No disponemos de información suficiente para evaluar dicha conjetura.
 - (c) Si dicha conjetura es cierta, el modelo (II) podría representarse como el modelo (I).
- 23. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\delta_7 = \delta_8$.
 - (b) $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) $\delta_7 = \delta_8 = 0$.

- 24. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la educación (EDUC) estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto: Mayor fuera la varianza de la educación respecto a la varianza del error de medida. (a) Mayor fuera el valor esperado de la educación. (b) (c) Mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la educación. 25. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos
- contrastar la hipótesis de que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (c) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
- 26. Si quisiéramos contrastar que la educación del padre y de la madre son instrumentos válidos, el valor del estadístico de contraste sería
 - 26.8. (a)
 - (b) 154.9.
 - (c) 190.4.
- 27. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una mujer negra con 20 años de edad y 5 años de estudios, entre 1978 y 1984, el número medio de hijos ha disminuido (redondeando a dos decimales) en:
 - (a) 0.58.
 - 0.68.(b)
 - (c) 0.48.
- 28. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Estadísticamente igual a cero.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información de la Salida 2.
 - Significativamente distinta de cero. (c)
- 29. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza incondicional de la variable dependiente es:
 - 2.56.(a)
 - (b) 1.60.
 - (c)
- 30. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - El efecto de la educación es más negativo en 1984 que en 1972. (a)
 - (b) El efecto de la educación no es estadísticamente distinto de cero.
 - (c) El efecto de la educación no varía a lo largo del tiempo.

- 31. Si tenemos la seguridad de que todas las variables explicativas en el modelo (II), excepto EDUC, son exógenas, si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente MEDUC como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían más ineficientes que los estimadores MC2E de la Salida 4.
 - (b) No podemos obtener estimadores consistentes por MC2E si disponemos de un único instrumento.
 - (c) Serían inconsistentes.
- 32. Si la educación fuera una variable endógena, entonces:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
- 33. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas y la educación, utilizando como instrumento para la educación una predicción basada en las estimaciones de la Salida 5B.
- 34. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de la varianza de la variable dependiente (redondeada a 2 decimales), condicional en las variables explicativas es:
 - (a) 2.56.
 - (b) 1.60.
 - (c) 2.79.
- 35. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el momento del tiempo (el año) no afecta al número de hijos:
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0.$
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \delta_5 = \delta_6 = 0$.

- 36. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, suponga que la variable de años de educación (*EDUC*) se mide con error. Entonces:
 - (a) La Salida 2 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (II).
 - (b) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (c) La Salida 1 proporcionaría estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (I).
- 37. Dados los resultados de la Salida 6:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (II) es igual a cero.
 - (c) No rechazamos que EDUC es exógena.
- 38. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y los instrumentos MEDUC y FEDUC.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con *KIDS* como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y la predicción de la educación basada en las estimaciones de la Salida 5B.
- 39. La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
- 40. Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada, podemos decir que
 - (a) Sólo la educación de la madre (MEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
 - (b) Sería posible obtener estimaciones consistentes de los parámetros utilizando únicamente la educación del padre como instrumento.
 - (c) Sólo la educación del padre (FEDUC) es un instrumento válido para EDUC.
- 41. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad y con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos (redondeando a un decimal):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.9.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 3.9.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = -1.2.

- 42. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años es igual que el de una mujer blanca de igual edad pero con 8 años menos de educación". Dados los resultados obtenidos: Podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación, pero no al 5%.
 - (b) No podemos rechazar dicha afirmación al 10% de significación.

 - (c) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
- 43. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E(\varepsilon_2|AGE,BLACK,EDUC,Y78,Y84)=0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. ENTONCES:
 - Los coeficientes estimados por MCO son insesgados. (a)
 - (b) Se verifica el Teorema de Gauss-Markov.
 - (c) Los coeficientes estimados por MCO son inconsistentes.
- 44. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984 el valor del estadístico de contraste (redondeando a un decimal) sería:
 - (a) -2.4.
 - (b) 0.6.
 - (c) -1.6.
- 45. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. A la luz de los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad:
 - Han disminuido a lo largo del tiempo. (a)
 - (b) No disponemos de información concluyente.
 - Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
- 46. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable KIDS estuviera medida con error, en cualquier caso, las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - Menos eficientes que las que se obtendrían si la variable KIDS no se midiera con error. (a)
 - (b) Ninguna de las otras dos afirmaciones es correcta.
 - (c) Consistentes.

Tipo de examen: 4

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I

Curso 2004/05 EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)

1 de Septiembre de 2005

PROBLEMA

La especificación de curvas de Engel para gasto en alimentación establece una relación entre dicho gasto y el gasto total. Sea Y el gasto anual (en euros) en alimentación de una familia y X su gasto total (en miles de euros). Las especificaciones más usuales son:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X + u \tag{I}$$

$$Y = \delta_0 + \delta_1 \ln X + v \tag{II}$$

$$Y = \delta_0 + \delta_1 \ln X + v$$

$$\frac{Y}{X} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln X + \varepsilon$$
(II)

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 miles de euros;

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

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

TAM2 = TAM * 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:

$$\begin{split} \text{LAL} &= \beta_0 + \beta_1 \text{LGT} + \beta_2 \text{TAM} + \beta_3 \text{TAM2} + \beta_4 \text{UH} + \beta_5 \text{UM} \\ &+ \beta_6 \text{MT} + \beta_7 \text{EDAD} + u, \end{split} \tag{*}$$

es decir, las variables que determinan el gasto en alimentación son el logaritmo del gasto total (LGT) y otras variables que recogen las características del hogar.

Además, es importante destacar que C(TAM, LGT) > 0.

Empleando datos de 965 observaciones se han realizado las siguientes estimaciones:

SALIDA 1						
Depender	nt Variable: I	LAL				
Method:	Least Square	es				
Sample:	1 965					
Included	observations:	965				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.		
С	6.6112	0.0794	83.24	0.000		
LGT	0.4917	0.0260	18.93	0.000		
TAM	0.1445	0.0178	8.11	0.000		
TAM2	-0.0105	0.0025	-4.18	0.000		
UH	-0.1286	0.0380	-3.38	0.001		
UM	-0.1059	0.0439	-2.41	0.016		
MT	-0.0700	0.0294	-2.38	0.017		
EDAD	0.0034	0.0013	2.66	0.008		
R-squared	d	0.3939				
Adjusted	R-squared	0.3895				
S.E. of re	gression	0.3582				
Sum squa	red resid	122.81				

SALI	SALIDA 1A							
Matri	Matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de la SALIDA 1							
	LGT	TAM	TAM2	UH	UM	MT	EDAD	
LGT	0.0007							
MAT	-0.0001	0.0003						
TAM2	0.00003	-0.0004	0.00006					
UH	-0.0002	0.00001	0.00001	0.001443				
UM	-0.0008	0.00007	-0.00008	-0.0007	0.00193			
MT	-0.0002	0.00002	0	0.00004	-0.0003	0.000865		
EDAD	-0.00007	0	0	0	0.00003	0.00001	0.000017	

SALIDA 2

Dependent Variable: LAL Method: Least Squares

Sample: 1 965

 ${\bf Included\ observations:\ 965}$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.9816	0.0706	98.85	0.000
LGT	0.4774	0.0254	18.78	0.000
R-squared	d	0.2680		
Adjusted	R-squared	0.2673		
S.E. of re	gression	0.3925		
Sum squa	red resid	148.33		

SALIDA 3

Dependent Variable: LAL Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.7134	0.0816	82.29	0.000
LGT	0.5375	0.0268	20.04	0.000
UH	-0.1350	0.0399	-3.39	0.001
UM	-0.1438	0.0459	-3.13	0.002
MT	-0.0984	0.0307	-3.21	0.001
EDAD	0.0041	0.0014	3.01	0.003
R-square	d	0.3308		
Adjusted	R-squared	0.3273		
S.E. of re	gression	0.3761		
Sum squa	ared resid	135.62		

SALIDA 4

Dependent Variable: LAL Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.6803	0.0793	84.24	0.000
LGT	0.4490	0.0251	17.87	0.000
TAM	0.1530	0.0180	8.51	0.000
TAM2	-0.0112	0.0025	-4.43	0.000
MT	-0.1064	0.0286	-3.72	0.000
EDAD	0.0037	0.0013	2.84	0.005
R-squared	d	0.3744		
Adjusted	R-squared	0.3711		
S.E. of re	gression	0.3636		
Sum squa	ared resid	126.77		

SALIDA 5

Dependent Variable: LGT Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.3080	0.0793	16.49	0.000
LY	0.4803	0.0300	15.98	0.000
TAM	0.0259	0.0199	1.30	0.193
TAM2	0.0005	0.0028	0.18	0.864
UH	0.1491	0.0426	3.50	0.000
UM	-0.0212	0.0492	-0.43	0.667
MT	0.0567	0.0337	1.68	0.093
EDAD	0.0037	0.0015	2.49	0.013
R-square	d	0.3699		
Adjusted	R-squared	0.3653		
S.E. of re	gression	0.3961		
Sum squa	ared resid	150.14		

SALIDA 6

Dependent Variable: LAL

Method: Two-Stage Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Instrument list: LY

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.6779	0.1283	52.05	0.000
LGT	0.4584	0.0566	8.09	0.000
TAM	0.1473	0.0183	8.03	0.000
TAM2	-0.0106	0.0025	-4.22	0.000
UH	-0.1172	0.0417	-2.81	0.005
UM	-0.1020	0.0444	-2.30	0.022
MT	-0.0622	0.0317	-1.97	0.050
EDAD	0.0038	0.0014	2.71	0.007
R-square	d	0.3929		
Adjusted	R-squared	0.3885		
S.E. of re	gression	0.3585		
Sum squa	ared resid	123.02		

SALIDA 7

Dependent Variable: LAL

Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

metaded observations. 505					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	6.6779	0.1283	52.05	0.000	
LGT	0.4584	0.0566	8.09	0.000	
TAM	0.1473	0.0183	8.03	0.000	
TAM2	-0.0106	0.0025	-4.22	0.000	
UH	-0.1172	0.0416	-2.81	0.005	
UM	-0.1020	0.0443	-2.30	0.022	
MT	-0.0622	0.0317	-1.97	0.049	
EDAD	0.0038	0.0014	2.71	0.007	
RES5	0.0422	0.0637	0.66	0.508	
R-square	d	0.3942			
Adjusted	R-squared	0.3891			
S.E. of re	gression	0.3583			
Sum squa	ared resid	122.76			

(RES5 son los residuos de la SALIDA 5)

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA I</u>

Curso 2004/05

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 1 de Septiembre de 2005

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.

(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 cuestionario de preguntas tiene 40 preguntas numeradas correlativamente y que tiene otro cuadernillo con el enunciado y tablas de 1 problema.
- 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 al problema del enunciado, el encabezado de la pregunta incluirá entre paréntesis la letra P.

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 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: Lunes 5 de Septiembre.
- Fecha de revisión:
 - Grupos del Campus de Getafe: Jueves, 8 de Septiembre a las 15 h en las AULAS 15.1.41
 y 15.1.43
 - Grupos del Campus de Colmenarejo: Jueves, 8 de Septiembre 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 Martes 6 de Septiembre.

	Borrador de RESPUESTAS								
PREGUNTA								(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. (P) 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 6 miembros (incluyendo a los cónyuges).
 - (b) Dicho efecto es negativo para hogares de más de 9 miembros (incluyendo a los cónyuges).
 - (c) Dicho efecto es positivo pero marginalmente creciente.
 - (d) Dicho efecto es positivo pero marginalmente decreciente, pudiendo ser negativo para hogares de gran tamaño.
- 2. (P) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. El hecho de que la mujer trabaje supone en promedio, *ceteris paribus*, una diferencia estimada en el gasto en alimentación del hogar igual a:
 - (a) $-0.07 \times 100 \% = 7\%$ menos.
 - (b) 7 euros menos.
 - (c) $0.07 \times 100 \% = 7\%$ más.
 - (d) 7 euros más.
- 3. (P) Suponga que el error del modelo (*) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico excepto el de homocedasticidad condicional. Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Las estimaciones de los parámetros en la SALIDA 1 no son consistentes.
 - (ii) Las errores estándar de los parámetros en la SALIDA 1 no son consistentes.
 - (iii) El \mathbb{R}^2 del modelo no tiene sentido.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
- 4. (P) Considere el modelo (I) y suponga que cumple los supuestos del modelo de regresión lineal clásico para las transformaciones de las variables originales. Para una familia con un gasto anual en alimentación de 4000 euros y un gasto anual total de 20000 euros, un incremento del gasto total de 100 euros aumenta en promedio el gasto en alimentación en:
 - (a) $\left(0.1 \times \beta_1 \times \frac{4000}{20}\right)$ euros.
 - (b) $\beta_1 \%$.
 - (c) β_1 euros.
 - (d) $\left(\beta_1 \times \frac{4000}{20}\right)$ euros.

- 5. (P) Teniendo en cuenta que la variable LY no está correlacionada con u, dados los resultados presentados en la SALIDA 7:
 - (a) Como RES5 no es estadísticamente significativa, NO rechazaríamos que LGT es exógena.
 - (b) Como RES5 no es estadísticamente significativa, rechazaríamos que LGT es exógena.
 - (c) Como RES5 es estadísticamente significativa, rechazamos que LGT es exógena.
 - (d) No es correcto basar el contraste de exogeneidad en la significación de RES5, porque la forma reducida en que se basan estos residuos incluye incorrectamente las variables explicativas exógenas del modelo (*).
- 6. (P) 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) No se puede verificar dicha hipótesis.
 - (d) Llevaremos a cabo un contraste de Hausman.
- 7. Sea el modelo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 \ln(X) + \varepsilon,$$

donde $E(\varepsilon|X) = 0, \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0$. Podemos afirmar que:

- (a) E(Y|X) = PLO(Y|X)
- (b) $\beta_2 = C(\ln(X), Y) / V(\ln(X))$
- (c) La función de esperanza condicional de Y dado X es lineal en X.
- (d) $E(Y|X) = PLO(Y|X, \ln(X))$
- 8. (P) 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 $W = \frac{(135.62-122.81)}{122.81} \times (965-8) = 99.822, \text{ que se distribuye aproximadamente como una } \chi^2_2, \text{ de manera que rechazamos dicha hipótesis nula a cualquier nivel de significación razonable.}$
 - (c) Como TAM y TAM2 son individualmente significativas, rechazamos dicha hipótesis nula.
 - (d) En la SALIDA 1, el estadístico de contraste es t=8.11, con lo que rechazamos dicha hipótesis nula a cualquier nivel de significación razonable.

- 9. (P) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Comparando dos hogares que tienen igual gasto total, 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:
 - (a) $(-0.1286 0.1059) \times 100 \% = 23.45\%$ menos.
 - (b) $-(-0.1286 0.1059) \times 100 = 23.45$ euros más.
 - (c) $(-0.1286 0.1059) \times 100 = 23.45$ euros menos.
 - (d) $-(-0.1286 0.1059) \times 100 \% = 23.45\%$ más.
- 10. Suponga que estamos interesados en el modelo

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

donde $E(\varepsilon|X_1,X_2)=0,\ V(\varepsilon|X_1,X_2)=\sigma^2.$ Además, sabemos que $\beta_1>0,\ \beta_2<0,\ C(X_1,X_2)<0.$

Sin embargo, sólo observamos Y y X_1 . Sea b_1 el estimador MCO de la pendiente de la regresión simple de Y sobre X_1 . Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

- (a) b_1 es un estimador inconsistente de β_1 .
- (b) Al excluir X_2 , la variable X_1 es endógena en el modelo $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + u$.
- (c) b_1 tenderá a infraestimar β_1 .
- (d) b_1 tenderá a sobreestimar β_1 .
- 11. (P) Considere el modelo (II) y suponga que cumple los supuestos del modelo de regresión lineal clásico para las transformaciones de las variables originales. Para una familia con un gasto anual en alimentación de 4000 euros y un gasto anual total de 20000 euros, un incremento del gasto total de 100 euros aumenta en promedio el gasto en alimentación en:
 - (a) $\left(0.1 \times \delta_1 \times \frac{1}{20}\right)$ euros.
 - (b) $100 \times \delta_1 \%$.
 - (c) $\frac{\delta_1}{20000}$ euros.
 - (d) $\left(\delta_1 \times \frac{4000}{20}\right)$ euros.
- 12. (P) Considere el modelo (I) y suponga que cumple los supuestos del modelo de regresión lineal clásico para las transformaciones de las variables originales. Para una familia con un gasto anual en alimentación de 4000 euros y un gasto anual total de 20000 euros, la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total es de:
 - (a) β_1 %.
 - (b) $100 \times \beta_1 \%$.
 - (c) $\beta_1 \times \frac{4000}{20} \%$.
 - (d) $\frac{\beta_1}{20}$ %.

- 13. (P) 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 en el que la mujer tiene estudios universitarios pero no trabaja respecto a otro en que la mujer no tiene titulación universitaria pero trabaja es de:
 - (a) $[-0.1059 (-0.07)] \times 100 \% = 3.59\%$ menos.
 - (b) $-[-0.1059 (-0.07)] \times 100 \% = 3.59\%$ más.
 - (c) $[-0.1059 0.07] \times 100 \% = 17.59\%$ más.
 - (d) 3.59 euros más.
- 14. (P) Teniendo en cuenta que la variable LY no está correlacionada con u, dados los resultados presentados en la SALIDA 7:
 - (a) Tanto los estimadores de la SALIDA 1 como los de la SALIDA 6 son inconsistentes.
 - (b) Los estimadores de las SALIDA 1 y los de la SALIDA 6 no pueden ser ambos consistentes, porque los valores numéricos de ambos son diferentes.
 - (c) Tanto los estimadores de la SALIDA 1 como los de la SALIDA 6 son consistentes, pero optaríamos por los de la SALIDA 1 porque el estimador de MCO es más eficiente que el de variables instrumentales.
 - (d) Tanto los estimadores de la SALIDA 1 como los de la SALIDA 6 son consistentes, pero optaríamos por los de la SALIDA 6 porque el estimador de variables instrumentales es más eficiente que el de MCO.
- 15. (P) Considerando las variables originales Y, X:
 - (a) El modelo (I) es lineal en $X \in Y$.
 - (b) Ninguna de las tres especificaciones es lineal en X e Y.
 - (c) El modelo (III) es lineal en X e Y.
 - (d) El modelo (II) es lineal en $X \in Y$.
- 16. (P) Estamos interesados en el modelo (*), que cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Queremos contrastar la hipótesis de que el efecto de que uno de los cónyuges tenga estudios universitarios es independiente de cuál de los cónyuges tiene dichos estudios.
 - (a) El estadístico de contraste es $t = \frac{-0.1286 (-0.1059)}{\sqrt{0.001443 + 0.00193 2 \times (-0.0007)}} = -0.32857$, con lo que no rechazamos dicha hipótesis al 10%.
 - (b) El estadístico de contraste es $t = \frac{-0.1286 (-0.1059)}{\sqrt{0.001443 + 0.00193 + 2 \times (-0.0007)}} = -0.51105$, con lo que no rechazamos dicha hipótesis al 10%.
 - (c) El estadístico de contraste es, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 4, $W=\frac{(126.77-122.81)}{122.81}\times(965-8)=30.858$, con lo que rechazamos dicha hipótesis al 1%.
 - (d) El estadístico de contraste es $t=\frac{-0.1286+(-0.1059)}{\sqrt{0.001443+0.00193+2\times(-0.0007)}}=-5.2793,$ con lo que rechazamos dicha hipótesis al 1%.

17. (P) Suponga que el modelo de interés es

$$LAL = \beta_0 + \beta_1 LGT + \beta_2 TAM + \beta_3 UH + \beta_4 UM + \beta_5 MT + \beta_6 EDAD + u$$

donde dicho modelo cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico y $\beta_2 > 0$. Suponga además, para simplificar, que LGT y TAM no están correlacionadas con el resto de las variables explicativas. Si omitimos el tamaño de la familia (TAM) y estimamos por MCO:

- (a) Obtendremos un estimador consistente de β_1 .
- (b) Obtendremos un estimador inconsistente de β_6 .
- (c) Obtendremos un estimador inconsistente de β_1 , que tenderá a infraestimar el efecto del gasto total sobre el gasto en alimentación.
- (d) Obtendremos un estimador inconsistente de β_1 , que tenderá a sobreestimar el efecto del gasto total sobre el gasto en alimentación.
- 18. (P) 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) $(0.1445 2 \times 0.0105 \times 3) \times 100 \% = 8.15\%$
 - (b) $(0.1445 2 \times 0.0105 \times 5) \times 100 = 3.95$ euros.
 - (c) $(0.1445 2 \times 0.0105 \times 3) \times 100 = 8.15$ euros.
 - (d) $(0.1445 2 \times 0.0105 \times 5) \times 100 \%. = 3.95\%.$
- 19. Un economista que desea estudiar el comportamiento de consumo de una bebida isotónica (Y = consumo en litros anuales) por parte de deportistas y no deportistas (DEP = 1 si la persona es deportista y 0 en caso contrario), teniendo en cuenta además su nivel de renta (RENTA = Renta en euros), especifica y estima el siguiente modelo:

$$E(Y \mid RENTA, DEP) = \beta_0 + \beta_1 RENTA + \beta_2 DEP + \beta_3 (RENTA \times DEP)$$
.

Suponga que consideramos la variable NOD = 1 - DEP y queremos estimar el siguiente modelo:

$$E(Y \mid RENTA, DEP, NOD) = \delta_2 DEP + \delta_3 (RENTA \times DEP) + \delta_4 NOD + \delta_5 (RENTA \times NOD).$$

Indique cuál de las siguientes opciones es correcta:

- (a) $\delta_2 = \beta_0$; $\delta_4 = \beta_0 + \beta_2$; $\delta_3 = \beta_3$; $\delta_5 = \beta_1 + \beta_3$.
- (b) Estos dos modelos no guardan ninguna relación.
- (c) $\delta_2 = \beta_0$; $\delta_4 = \beta_0 + \beta_2$; $\delta_3 = \beta_1 + \beta_3$; $\delta_5 = \beta_1 \beta_3$.
- (d) $\delta_2 = \beta_0 + \beta_2$; $\delta_4 = \beta_0$; $\delta_3 = \beta_1 + \beta_3$, $\delta_5 = \beta_1$.

- 20. (P) 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, y suponiendo (por simplificar) que LGT no está correlacionada con el resto de las variables explicativas, considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Es de esperar que la estimación MCO de la ecuación (*) no proporcione un estimador consistente de β_1 .
 - (ii) El hecho de que LGT y LAL se determinen simultáneamente hace que el modelo no verifique todos los supuestos del modelo de regresión clásico.
 - (iii) Es de esperar que el estimador MCO de la ecuación (*) sobreestime β_1 .
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 21. Sea el modelo

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

donde tanto X_1 como X_2 son endógenas. Sea una variable adicional Z que cumple $C\left(Z,\varepsilon\right)=0,$ $C\left(Z,X_1\right)\neq0,$ $C\left(Z,X_2\right)\neq0.$ Entonces:

- (a) Como Z es un instrumento válido tanto para X_1 como X_2 podemos estimar consistentemente los parámetros del modelo mediante un estimador de variables instrumentales con Z como único instrumento.
- (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (c) Aunque no se pueden estimar consistentemente β_1 y β_2 con la información disponible, si omitimos X_2 podríamos estimar consistentemente β_1 por variables instrumentales usando Z como instrumento (el modelo que estaríamos estimando sería $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + v$, donde $v = \varepsilon + \beta_2 X_2$).
- (d) Como tenemos dos variables explicativas endógenas, debemos usar el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas usando Z como único instrumento para cada variable endógena para obtener una estimación consistente de los parámetros del modelo.
- 22. Para garantizar la consistencia de los estimadores MCO de los parámetros de un modelo de regresión múltiple por MCO, indique cuál de los siguientes supuestos habituales NO es necesario:
 - (a) Esperanza condicional del término de error (condicional en las variables explicativas) igual a cero.
 - (b) Linealidad en los parámetros.
 - (c) No correlación entre los regresores y el término de error.
 - (d) Homocedasticidad condicional (condicional en las variables explicativas).

- 23. (P) 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) 34 euros.
 - (b) 3.4 euros.
 - (c) Un 3.4%.
 - (d) Un 0.34%.
- 24. (P) Suponga que el modelo de interés es

$$\mathtt{LAL} = \beta_0 + \beta_1 \mathtt{LGT} + \beta_2 \mathtt{TAM} + \beta_3 \mathtt{UH} + \beta_4 \mathtt{UM} + \beta_5 \mathtt{MT} + \beta_6 \mathtt{EDAD} + u$$

donde dicho modelo cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico y $\beta_2 > 0$. Suponga además, para simplificar, que LGT y TAM no están correlacionadas con el resto de las variables explicativas. Sean d_1 el estimador MCO de β_1 en el modelo que omite TAM y b_1 el estimador MCO de β_1 en el modelo de interés (que no omite TAM).

- (a) La varianza estimada de d_1 será menor que la de b_1 , y además d_1 continúa siendo consistente.
- (b) La varianza estimada de d_1 será menor que la de b_1 , pero d_1 es inconsistente.
- (c) La varianza estimada de d_1 será mayor que la de b_1 , aunque d_1 continúa siendo consistente.
- (d) La varianza estimada de d_1 será mayor que la de b_1 , pero d_1 es inconsistente.
- 25. (P) Suponga que estamos interesados en estimar consistentemente los coeficientes del modelo (*), y que $E(LGT \times u) \neq 0$, 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 no se cumple, a la vista de la SALIDA 5, la condición de que el instrumento LY esté correlacionado con la variable endógena LGT.
 - (c) Los estimadores de la SALIDA 6 son consistentes, porque el instrumento LY cumple las dos condiciones para ser un instrumento válido: no estar correlacionado con u y estar correlacionado con la variable endógena LGT (esto último se ve porque LY es una variable significativa en la forma reducida de la SALIDA 5).
 - (d) La forma reducida para LGT de la SALIDA 5 no es apropiada, porque no debería incluir las restantes variables incluidas en el modelo (sólo debería incluir los instrumentos externos, es decir, LY, y la constante).

- 26. (P) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Queremos contrastar que el nivel de estudios de la pareja no afecta al gasto en alimentación. Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) La hipótesis nula es $H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$.
 - (ii) El estadístico de contraste es, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 4, $W = \frac{(126.77 122.81)}{122.81} \times (965 8) = 30.858$, que se distribuye aproximadamente como una χ^2_2 .
 - (iii) Al 1% de significación rechazamos la hipótesis de que el nivel de estudios de la pareja no afecta al gasto en alimentación.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- 27. Tenemos tres variables Y, X_1 y X_2 , entre las que se cumplen las siguientes relaciones: $E(Y|X_1,X_2)=\beta_0+\beta_1X_1+\beta_2X_2$, con $\beta_2=0$ y $C(X_1,X_2)\neq 0$. Se quiere estimar el modelo $Y=\beta_0+\beta_1X_1+\varepsilon$, y se considera el estimador MCO y el de variables instrumentales. En base a las siguientes afirmaciones:
 - (i) El estimador de variables instrumentales será el de mínima varianza entre los estimadores lineales y consistentes si seleccionamos el mejor instrumento en el conjunto de TODAS las variables exógenas que tenemos.
 - (ii) El estimador MCO y el de variables instrumentales, utilizando como instrumento $Z=X_2$, son consistentes, pero el de MCO tiene menor varianza.
 - (iii) El estimador de variables instrumentales es inconsistente porque X_1 es una variable exógena.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.
- 28. Dado el modelo de regresion lineal simple

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon, \tag{D}$$

donde $E(\varepsilon|X) = 0$, $V(\varepsilon|X) = \sigma^2$, $\beta_1 \neq 0$, se quiere estimar el modelo inverso

$$X = \gamma_0 + \gamma_1 Y + v, \tag{C}$$

siendo, por lo tanto, $\gamma_0 = \frac{-\beta_0}{\beta_1}$, $\gamma_1 = \frac{1}{\beta_1}$, $v = \frac{-\varepsilon}{\beta_1}$. Sean b_1 el estimador MCO de la pendiente del modelo (D), g_1 el estimador MCO de la pendiente del modelo (C), y \widehat{g}_1 un estimador de variables instrumentales de la pendiente del modelo (C) que utiliza X como instrumento. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

- (a) b_1 es un estimador consistente de β_1 .
- (b) $\frac{1}{b_1}$ es un estimador consistente de γ_1 .
- (c) \widehat{g}_1 es un estimador consistente de γ_1 .
- (d) g_1 es un estimador consistente de γ_1 .

29. Un economista que desea estudiar el comportamiento de consumo de una bebida isotónica (Y = consumo en litros anuales) por parte de deportistas y no deportistas (DEP = 1 si la persona es deportista y 0 en caso contrario), teniendo en cuenta además su nivel de renta (RENTA = Renta en euros), especifica y estima el siguiente modelo:

$$E(Y \mid RENTA, DEP) = \beta_0 + \beta_1 RENTA + \beta_2 DEP + \beta_3 (RENTA \times DEP)$$
.

Suponga que consideramos la variable NOD=1-DEP y queremos estimar el siguiente modelo:

$$E(Y \mid RENTA, DEP, NOD) = \delta_1 RENTA + \delta_2 DEP + \delta_3 (RENTA \times DEP) + \delta_4 NOD + \delta_5 (RENTA \times NOD).$$

Indique cuál de las siguientes opciones es correcta:

- (a) $\delta_2 = \beta_0$; $\delta_4 = \beta_0 + \beta_2$; $\delta_3 = \beta_3$; $\delta_5 = \beta_1 + \beta_3$.
- (b) No podrá estimar este segundo modelo porque hay multicolinealidad perfecta.
- (c) $\delta_2 = \beta_0$; $\delta_4 = \beta_0 + \beta_2$; $\delta_3 = \beta_1 + \beta_3$; $\delta_5 = \beta_1 \beta_3$.
- (d) $\delta_2 = \beta_0 + \beta_2$; $\delta_4 = \beta_0$; $\delta_3 = \beta_1 + \beta_3$, $\delta_5 = \beta_1$.
- 30. (P) Suponga que dado el modelo (*) queremos contrastar la hipótesis nula de que el gasto en alimentación es independiente del tamaño de la familia.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 \beta_3 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_3 = 0$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0$.
- 31. (P) Considere el modelo (II) y suponga que cumple los supuestos del modelo de regresión lineal clásico para las transformaciones de las variables originales. Para una familia con un gasto anual en alimentación de 4000 euros y un gasto anual total de 20000 euros, la elasticidad del gasto en alimentación respecto al gasto total es de:
 - (a) δ_1 %.
 - (b) $\frac{\delta_1}{4000}$ %.
 - (c) $\frac{-\delta_1}{100 \times 20}$ %.
 - (d) $\frac{\delta_1}{20}$ %.
- 32. (P) 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 siguiente afirmaciones:
 - (i) LGT es una variable endógena.
 - (ii) $E(u \mid LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) \neq 0$.
 - (iii) $E(u \mid LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) = 0.$
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (iii) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (i) v (ii) son ciertas.

- 33. (P) Suponga que dado el modelo (*) queremos contrastar la hipótesis nula de que el efecto de que uno de los cónyuges tenga estudios universitarios es independiente de cuál de los dos cónyuges tenga dichos estudios.
 - (a) La hipótesis nula es $H_0: \beta_4 + \beta_5 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula es $H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula es $H_0: \beta_4 = -\beta_5$.
 - (d) La hipótesis nula es $H_0: \beta_4 \beta_5 = 0$.
- 34. (P) 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 en el que la mujer tiene estudios universitarios pero no trabaja respecto a otro en que la mujer tiene titulación universitaria pero trabaja es de:
 - (a) No se puede saber con la información disponible: necesitaríamos incluir la interacción entre UM y MT como variable adicional.
 - (b) $[-(-0.07) (-0.1059)] \times 100 \% = 17.59\%$ más.
 - (c) $(-0.07) \times 100 \% = 7\%$ menos.
 - (d) $-(-0.07) \times 100 \% = 7\%$ más.
- 35. Suponga que estamos interesados en el modelo

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

donde $E(\varepsilon|X_1,X_2) = 0$, $V(\varepsilon|X_1,X_2) = \sigma^2$. Además, sabemos que $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$, pero no sabemos nada sobre cómo es $C(X_1,X_2)$.

Sin embargo, sólo observamos Y, X_1 y otra variable X_3 no incluida en el modelo anteriormente escrito, siendo X_3 independiente de ε y de X_2 , pero correlacionada con X_1 .

Sea b_1 el estimador MCO de la pendiente de la regresión simple de Y sobre X_1 . Considere las siguientes afirmaciones:

- (i) Se puede verificar si la omisión de X_2 genera un problema de inconsistencia de b_1 mediante un contraste de Hausman, dado X_3 es un instrumento válido en la regresión simple de Y sobre X_1 .
- (ii) No se puede contrastar si la omisión de X_2 genera un problema de inconsistencia de b_1 usando el instrumento válido X_3 , porque X_1 es exógena y existe un problema de variable omitida pero no de endogeneidad.
- (iii) La relación entre X_3 y X_2 es irrelevante para que X_3 sea un instrumento válido en la regresión simple de Y sobre X_1 : basta con que sea independiente de ε y correlacionado con X_1 .
- (a) Solamente (i) es cierta.
- (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- (c) Solamente (iii) es cierta.
- (d) Solamente (ii) es cierta.

- 36. La inclusion de una variable irrelevante en una regresión lineal múltiple con los supuestos clásicos:
 - (a) No afecta a las propiedades del estimador MCO porque es irrelevante.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
 - (c) El estimador MCO sigue siendo consistente aunque es menos eficiente.
 - (d) Supone un error de especificación del modelo que hace que el estimador MCO no sea consistente.
- 37. (P) Suponga que dado el modelo (*) queremos contrastar la hipótesis nula de que el gasto en alimentación es independiente de que la mujer trabaje.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 \beta_5 = 0$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_6 = 1$.
 - (d) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_5 = \beta_6 = 0$.
- 38. (P) Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Sean las siguientes afirmaciones:
 - (i) La estimación de V (LAL) es igual a $(0.3582)^2$.
 - (ii) La estimación de V (LAL | LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) es igual a $(0.3582)^2$.
 - (iii) La estimación de V (LAL | LGT, TAM, TAM2, UH, UM, MT, EDAD) es igual a $(0.3582)^2$.
 - (a) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (b) Solamente (i) es cierta.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
- 39. (P) Suponga que el modelo (*) cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. El efecto *ceteris paribus* de un incremento de un 1% en el gasto total supone un aumento promedio estimado en el gasto en alimentación de:
 - (a) Un 49.17 %.
 - (b) Un $\left(\frac{49.17}{20}\right) \times 100 \% \simeq 24.59\%$.
 - (c) 49.17 euros.
 - (d) Un 0.4917 %.

- 40. (P) Estamos interesados en el modelo (*), que cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Queremos contrastar que las variables que recogen conjuntamente las características del hogar no afectan al gasto en alimentación.
 - (a) El estadístico de contraste, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 2, es $W=\frac{(148.33-122.81)}{122.81}\times(965-8)=198.87$, que se distribuye aproximadamente como una χ^2_6 .
 - (b) No es posible contrastar dicha hipótesis con la información disponible.
 - (c) El estadístico de contraste, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 2, es $W=\frac{(148.33-122.81)}{148.33}\times(965-8)=164.65$, que se distribuye aproximadamente como una χ^2_6 .
 - (d) El estadístico de contraste, a partir de la SALIDA 1 y la SALIDA 2, es $W=\frac{(148.33-122.81)}{122.81}\times(965-8)=198.87$, que se distribuye aproximadamente como una χ^2_8 .

ECONOMETRÍA I				
SOLUCION	ES EXAMEN 1/09/05			
	RESPUESTA			
PREGUNTA	TIPO 1			
1	С			
2	A			
3	В			
4	A			
5	A			
6	D			
7	D			
8	В			
9	A			
10	С			
11	A			
12	A			
13	A			
14	С			
15	В			
16	A			
17	D			
18	A			
19	D			
20	В			
21	В			
22	D			
23	С			
24	В			
25	С			
26	A			
27	В			
28	D			
29	В			
30	D			
31	В			
32	D			
33	D			
34	D			
35	A			
36	C			
37	A			
38	A			
39	D			
40	A			
40	11			

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

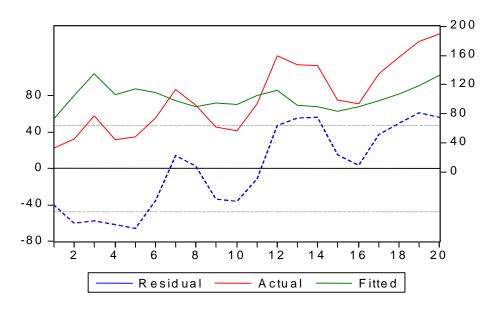
Sample: 1 20

Included observations: 20

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

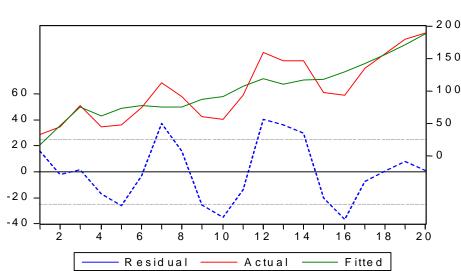
Dependent Variable: I Method: Least Squares

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-stat	istic)	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. Err	or t-Statistic	Prob.
C	-0.459	3.8	-0.12	0.906
$\mathtt{RES}(-1)$	0.716	0.1	4.09	0.010
RES(-2)	-0.725	0.1	-4.19	0.001
Log likelihood	-74.042	F-statist	ic	12.184
Durbin-Watson stat	2.48	Prob (F-s	tatistic)	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	depende	nt var	102.29
Adjusted R-squared	0.736	S.D.	depende	nt var	48.58
S.E. of regression	24.985	Akaik	ce info	criterion	9.412
Sum squared resid	10612.25	Schwa	arz crit	erion	9.561
Log likelihood	-91.119	F-sta	atistic		27.422
Durbin-Watson stat	1.18	Prob	(F-stat	istic)	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 × 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:

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

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, $\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \overline{Y})^2$, 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				
$\mathtt{LGT}_{\mathtt{UH}}$	-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]

SALID	SALIDA 2							
Covarian	nzas de los esti	imadores 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

	Included observations. 000							
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
С	2.733	0.270	10.12	0.000				
LGT	0.565	0.029	19.48	0.000				
$\mathtt{LGT}_\mathtt{UH}$	-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	l	0.335						
Adjusted	R-squared							
S.E. of regression		0.392						
Sum squa	red 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			
$\mathtt{LGT}_\mathtt{UH}$	-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	R-squared						
Adjusted	Adjusted R-squared						
S.E. of regression		0.359					
Sum squa	Sum squared resid						

SALIDA 4A

Dependent Variable: LAL Method: Least Squares

Sample: 1 965

Included observations: 965

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	3.579	0.233	15.36	0.000
LGT	0.449	0.025	17.96	0.000
MAT	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		

R-squared

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	d	0.372		
Adjusted R-squared		0.366		
S.E. of regression		0.396		
Sum squa	red 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
C				
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	1	0.998		
Adjusted	R-squared	0.998		
S.E. of re	gression	0.160		
Sum squa	red 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	1	0.394					
Adjusted R-squared		0.389					
S.E. of regression		0.358					
Sum squared resid		122.72					
THE OPERATOR							

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

Incidded observations: 509								
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: difprc = (ecoprc - regprc). Con estos datos se han estimado por mínimos cuadrados ordinarios las siguientes funciones de demanda lineal (errores estandar entre paréntesis):

$$e\widehat{cocan} = 2.388 - 0.845 ecoprc$$

$$(61)$$

$$n = 660; R^2 = 0.00098; \sigma^2 = 2.5153$$

$$e\widehat{cocan} = 2.056 - 2.926 difprc$$

$$n = 660; R^2 = 0.0363; \sigma^2 = 2.4814$$
(f3)

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA I</u>

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)					(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 $V\left(u\mid \text{LGT}, \text{TAM}, \text{UH}, \text{UM}, \text{MT}, \text{EDAD}\right)$ sería $(121.95/(965-9))\simeq 0.128$.
 - (iii) Una estimación apropiada de $V\left(u\mid \texttt{LGT}, \texttt{LGT_UH}, \texttt{TAM}, \texttt{TAM2}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD}\right)$ 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 $W=\frac{(0.359^2\times(965-7)-121.95)}{121.95}\times(965-9)\simeq11.9$, 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 $W=\frac{(0.359^2\times(965-7)-121.95)}{121.95}\times(965-9)\simeq11.9$, que se distribuye aproximadamente como una χ^2_3 .
 - (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^2_3 .

- 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.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 = \beta_5 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_1 = \beta_2$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 = 0$.
 - (d) 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.
 - (a) No disponemos de información suficiente para contrastar dicha hipótesis.
 - (b) 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).
 - (c) El estadístico de contraste es $t \simeq -2.70$, que se distribuye asintóticamente como una N(0,1).
 - (d) 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:
 - (a) No disponemos de información suficiente para contrastar dicha hipótesis.
 - (b) Rechazaríamos la hipótesis nula al 0.1%.
 - (c) Rechazaríamos la hipótesis nula al 1% pero no al 0.1%.
 - (d) 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:
 - (a) $(1.628 0.105)\% \simeq 1.52\%$ más.
 - (b) $[(-0.177 \times \ln(20000) + (1.628 0.105))] \times 1000 \simeq 229.9$ euros más.
 - (c) $[(-0.177 \times \ln(20000) + (1.628 0.105))] \times 100\% \simeq 22.99\%$ menos.
 - (d) 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 $W\simeq \frac{(0.392^2\times(965-7)-121.95)}{121.95}\times(965-9)\simeq 198.02, \text{ que se distribuye aproximadamente como una }\chi^2_2, \text{ de manera que rechazamos dicha hipótesis nula a cualquier nivel de significación razonable.}$
 - (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 siguiente afirmaciones:
 - (i) LGT es una variable endógena.
 - (ii) $E(u \mid LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) \neq 0$.
 - (iii) $E(u \mid LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) = 0.$
 - (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, t, 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, t, 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 \mathbb{R}^2 ajustado suele ser mayor que el \mathbb{R}^2 sin ajustar. Esto no se verifica en el caso de la SALIDA 4 debido a la autocorrelación.

Tipo de examen: $\boxed{1}$ página 8

- 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:
 - (a) Disminuir.
 - (b) El retardo de truncamiento de Newey-West no depende del tipo de datos que tengamos porque está siempre fijo.
 - (c) Aumentar.
 - (d) 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%:
 - (a) Aproximadamente entre 4900 y 51100 dólares.
 - (b) Aproximadamente entre 6550 y 49450 dólares.
 - (c) Aproximadamente entre 9850 y 46150 dólares.
 - (d) 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:
 - (i) Es significativo al 1%.
 - (ii) Es significativo al 5%.
 - (iii) Es significativo al 10%.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) 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:
 - (a) Tienen una relación positiva.
 - (b) 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.
 - (c) No están correlacionadas.
 - (d) 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 $\hat{V}(ecoprc) = 2$ (utilizando el símbolo para denotar momentos estimados), entonces:
 - (a) $\widehat{C}(ecoprc, regprc) = 1.3747$
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) La información adicional proporcionada en el enunciado de esta pregunta no se necesita para calcular que $\widehat{C}(ecoprc, regprc) = 0.2376$.
 - (d) 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:
 - (a) difprc sería endógena con respecto a esas otras dos variables y si las incluimos habría que estimar usando variables instrumentales.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) 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.
 - (d) 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 siguiente afirmaciones:
 - (i) 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).
 - (ii) La hipotesis 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 $H_1: \beta_1 + \beta_2 > 0$.
 - (iii) La hipotesis 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 $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 0$.
 - (a) Solamente (i) es correcta.
 - (b) Solamente (iii) es correcta.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son correctas.
 - (d) 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 siguiente afirmaciones:
 - (i) Podemos realizar el contraste y la conclusión es que no podemos rechazar la hipótesis nula al 5%.
 - (ii) Podemos realizar el contraste utilizando el estadístico de la F cuyo valor aproximado es 0.058.
 - (iii) Podemos realizar el contraste y la conclusión es que rechazamos la hipótesis nula al 5%.
 - (a) Solamente (i) es correcta.
 - (b) Ninguna de las afirmaciones es correcta, porque necesitamos más información para poder realizar el contraste.
 - (c) Solamente (iii) es correcta.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son correctas.

Solución del Examen Tipo: 1

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA</u> I

Curso 2005/06 EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 30 de Enero de 2006

TIEMPO: 2 HORAS Y 30 MINUTOS

- 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 $V\left(u\mid \texttt{LGT}, \texttt{TAM}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD}\right)$ sería $(121.95/(965-9))\simeq 0.128.$
 - (iii) Una estimación apropiada de $V\left(u\mid \texttt{LGT}, \texttt{LGT_UH}, \texttt{TAM}, \texttt{TAM2}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD}\right)$ 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 $H_0: \beta_2 = \beta_5 = \beta_6 = 0.$
 - $\overline{(d)}$ 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 $W=\frac{(0.359^2\times(965-7)-121.95)}{121.95}\times(965-9)\simeq11.9$, 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 $W=\frac{(0.359^2\times(965-7)-121.95)}{121.95}\times(965-9)\simeq11.9$, 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^2_3 .
- 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.
 - (a) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 = \beta_5 = 0$.
 - (b) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_1 = \beta_2$.
 - (c) La hipótesis nula sería $H_0: \beta_2 = 0$.
 - (d) 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.
 - (a) No disponemos de información suficiente para contrastar dicha hipótesis.
 - (b) 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).
 - [(c)] El estadístico de contraste es $t \simeq -2.70$, que se distribuye asintóticamente como una N(0,1).
 - (d) 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:
 - (a) No disponemos de información suficiente para contrastar dicha hipótesis.
 - (b) Rechazaríamos la hipótesis nula al 0.1%.
 - (c) Rechazaríamos la hipótesis nula al 1% pero no al 0.1%.
 - (d) 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:
 - (a) $(1.628 0.105)\% \simeq 1.52\%$ más.
 - (b) $[(-0.177 \times \ln(20000) + (1.628 0.105))] \times 1000 \simeq 229.9$ euros más.
 - (c) $[(-0.177 \times \ln(20000) + (1.628 0.105))] \times 100\% \simeq 22.99\%$ menos.
 - (d) 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 $W \simeq \frac{(0.392^2 \times (965-7)-121.95)}{121.95} \times (965-9) \simeq 198.02, \text{ que se distribuye aproximadamente como una } \chi^2_2, \text{ de manera que rechazamos dicha hipótesis nula a cualquier nivel de significación razonable.}$
 - (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) $(-0.177 \times 10.3 + 1.628 0.105 (-0.071)) \times 10 \approx 229.1$ 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 siguiente afirmaciones:
 - (i) LGT es una variable endógena.
 - (ii) $E(u \mid LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) \neq 0$.
 - (iii) $E(u \mid LGT, TAM, UH, UM, MT, EDAD) = 0.$
 - (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 \mathbb{R}^2 de la regresión NO explica ni el 1% de la varianza de la inversión en la empresa.
- (d) La variable tendencia, t, NO es significativa.

Tipo de examen: 1 página 8

- 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, t, 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:
 - (a) Disminuir.
 - (b) El retardo de truncamiento de Newey-West no depende del tipo de datos que tengamos porque está siempre fijo.
 - (c) Aumentar.
 - (d) 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%:
 - (a) Aproximadamente entre 4900 y 51100 dólares.
 - (b) Aproximadamente entre 6550 y 49450 dólares.
 - (c) Aproximadamente entre 9850 y 46150 dólares.
 - (d) 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:
 - (i) Es significativo al 1%.
 - (ii) Es significativo al 5%.
 - (iii) Es significativo al 10%.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (d) 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:
 - (a) Tienen una relación positiva.
 - (b) 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.
 - (c) No están correlacionadas.
 - (d) Tienen una relación negativa.

Γipo de examen:	1	página 9	
-----------------	---	----------	--

- 37. (**Problema 3**) Si además de la información proporcionada en el enunciado del problema y en las estimaciones (f1), (f2) y (f3) supieramos que $\hat{V}(ecoprc) = 2$ (utilizando el símbolo para denotar momentos estimados), entonces:
 - (a) $\widehat{C}(ecoprc, regprc) = 1.3747$
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) La información adicional proporcionada en el enunciado de esta pregunta no se necesita para calcular que $\widehat{C}(ecoprc, regprc) = 0.2376$.
 - (d) 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 *ecopre* y *regpre* son significativas en la ecuación (f2) y sin embargo no han sido incluidas en la ecuación (f3). Esto puede ser debido a que:
 - (a) difprc sería endógena con respecto a esas otras dos variables y si las incluimos habría que estimar usando variables instrumentales.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) 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.
 - (d) 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 siguiente afirmaciones:
 - (i) 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).
 - (ii) La hipotesis 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 $H_1: \beta_1 + \beta_2 > 0$.
 - (iii) La hipotesis 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 $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 0$.
 - (a) Solamente (i) es correcta.
 - (b) Solamente (iii) es correcta.
 - (c) Solamente (ii) y (iii) son correctas.
 - (d) 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 siguiente afirmaciones:
 - (i) Podemos realizar el contraste y la conclusión es que no podemos rechazar la hipótesis nula al 5%.
 - (ii) Podemos realizar el contraste utilizando el estadístico de la ${\bf F}$ cuyo valor aproximado es 0.058.
 - (iii) Podemos realizar el contraste y la conclusión es que rechazamos la hipótesis nula al 5%.
 - (a) Solamente (i) es correcta.
 - (b) Ninguna de las afirmaciones es correcta, porque necesitamos más información para poder realizar el contraste.
 - (c) Solamente (iii) es correcta.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son correctas.

Tipo de examen: 1

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I 22 de Septiembre de 2007

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

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

PROBLEMA 1: DEMANDA DE DINERO

La especificación convencional de la demanda de dinero establece que

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \alpha_1 + \alpha_2 RS + \alpha_3 \ln Y + \zeta, \tag{*}$$

donde "ln J denota el logaritmo neperiano, M = cantidad de dinero, P = índice de precios, RS = tipo de interés a corto plazo, en tanto por uno, Y = volumen de transacciones (renta).

La teoría cuantitativa del dinero establece la siguiente identidad contable:

$$MV = P Y$$
,

donde V= velocidad de circulación del dinero. Tomando logaritmos neperianos, podemos escribir dicha identidad en forma aditiva:

$$m + v = p + y,$$

o bien,

$$-v = m - p - y,$$

donde $m = \ln M$, $v = \ln V$, $p = \ln P$, $y = \ln Y$.

Además, cabe la posibilidad de que el tipo de interés a corto plazo, RS, sea una variable endógena. Como posibles instrumentos, disponemos del tipo de interés a largo plazo, en tanto por uno (RL), así como del tipo de interés a corto plazo de hace dos años RS(-2).

Se consideran dos especificaciones alternativas:

$$-v_t = \beta_1 + \beta_2 R S_t + u_t, \tag{1}$$

$$-v_t = \delta_1 + \delta_2 R S_t + \delta_3 y_t + \varepsilon_t. \tag{2}$$

Los siguientes resultados se han obtenido de la estimación de la demanda de dinero en el Reino Unido, durante los años 1874 hasta 1970:

SALIDA 1: Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874-1970 Variable dependiente: -v

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.309479	0.022446	-13.78742	0.0000
RS	-7.005548	0.634474	-11.04150	0.0000
Desviacion to Desviacion to R^2 \bar{R}^2 corregido	var. dependiente ipica de la var. dependier ipica de los residuos de Durbin-Watson	-0.5250 nte 0.1640 0.1091 0.5620 0.5574 0.3278	059 142 040 430	

SALIDA 2: Estimaciones MC2E utilizando las 97 observaciones 1874-1970 Variable dependiente: -v Instrumentos: RL, RS(-2)

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.324494	0.026089	-12.43802	0.0000
RS	-6.517483	0.767152	-8.495690	0.0000

 ${\bf SALIDA~3}:$ Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874 — 1970 Variable dependiente: RS

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.007971	0.003011	-2.647508	0.0095
RL	0.688677	0.097922	7.032898	0.0000
RS(-2)	0.417955	0.083551	5.002412	0.0000
Desviacion Desviacion	var. dependiente tipica de la var. depend tipica de los residuos adrados de los residuos	0.009	7557 19906 1224	
\bar{R}^2 corregid	0	0.681	1643	

 ${\bf SALIDA}$ 4: Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874 — 1970 Variable dependiente: -v

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.324494	0.026089	-12.43802	0.0000
RS	-6.517483	0.767152	-8.495690	0.0000
res3	-1.565694	1.367535	-1.144903	0.2552
Media de la	var. dependiente	-0.525	6011	
Desviacion	tipica de la var. depe	endiente 0.164	.059	
Desviacion	tipica de los residuos	0.108	964	
R^2		0.568	8063	
\bar{R}^2 corregid	О	0.558	8873	

(NOTA: res3 son los residuos de la SALIDA 3)

SALIDA 5: Estimaciones MCO utilizando las 95 observaciones 1876 - 1970 Variable dependiente: e (Nota: e son los residuos de la SALIDA 1)

Variable	Coeficiente I	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	0.000268	0.006242	0.042884	0.9659
e(-1)	0.850289	0.104457	8.140077	0.0000
e(-2)	-0.017044	0.104623	-0.162905	0.8710
Desviacion Desviacion R^2 \bar{R}^2 corregid	a var. dependiente tipica de la var. dependien tipica de los residuos o de Durbin-Watson	0.000 0.109 0.108 0.699 0.692 1.983	9702 8964 9037 2494	

(Nota: e(-1), e(-2) son el primer y segundo retardo de los residuos de la SALIDA 1)

 ${\bf SALIDA~6}:$ Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874 — 1970 Variable dependiente: -v

Desviaciones típicas robustas ante correlación serial, orden de retardo(s) 3

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.309479	0.040132	-7.711609	0.0000
RS	-7.005548	1.032501	-6.785029	0.0000
Media de la	a var. dependiente	-0.525	5011	
Desviacion	tipica de la var. dependie	nte 0.164	1059	
R^2		0.562	2040	
\bar{R}^2 corregid	o	0.557	7430	
Estadístico	de Durbin-Watson	0.327	7830	

SALIDA 7: Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874 - 1970 Variable dependiente: -v

- Т	· ·		1 /		1 .,	• 1	1	1 .	1 /	١.	0
	LOCATIO CIONOC	finicae r	Chiefae	anto	correlacion	COMINI	ordon	do rotaro	019	3 I	٠.
_ 1	Desviaciones	unicas i	obusias	ante	COLLEGACION	seriar.	oracii	ue retare	\mathbf{U}	7 1	J
		1				,			١.	/	_

alor p
.0270
.0000
.2540

Media de la var. dependiente	-0.525011
Desviacion tipica de la var. dependiente	0.164059
R^2	0.576082
\bar{R}^2 corregido	0.557230

 ${\bf SALIDA~8}:$ Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874 — 1970 Variable dependiente: -v

Desviaciones típicas robustas ante heterocedasticidad, variante HC1

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.652518	0.168034	-3.88325	0.00020
RS	-7.333019	0.701298	-10.45636	0.00000
y	0.042682	0.019122	2.23209	0.02798

SALIDA 9: Estimaciones MCO utilizando las 97 observaciones 1874 - 1970

Variable dependiente: -v

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
C	-0.652518	0.168834	-3.86485	0.00020
RS	-7.333019	0.700075	-10.47462	0.00000
y	0.042682	0.019002	2.24618	0.02703
	var. dependiente	-0.5250	011	
	tipica de la var. dependie	nte 0.1640	059	
R^2		0.5760	082	
\bar{R}^2 corregid	O	0.5572	230	

PROBLEMA 2: EFECTO DEL ORIGEN ETNICO SOBRE LA PENA DE MUERTE

Un grupo de expertos piensa que en Estados Unidos la probabilidad de ser condenado a muerte es mayor, ceteris paribus, cuando el acusado es de raza negra. Para comprobar esta hipótesis, se analizan 679 juicios en diferentes Estados donde se aplica la pena de muerte. En la muestra utilizada, la proporción de acusados de raza blanca es de un 72%. Las variables consideradas son las siguientes:

CONDENA = variable binaria que toma el valor 1 si el acusado es condenado a muerte y 0 en caso contrario;

RAZA_ACUSADO = variable binaria que toma el valor 1 si el acusado es de raza negra y 0 en caso contrario;

RAZA_VICTIMA = variable binaria que toma el valor 1 si la víctima es de raza negra y 0 en caso contrario.

Se obtuvieron los siguientes resultados:

SALIDA 1: Estimaciones Logit utilizando las 679 observaciones 1-679 Variable dependiente: CONDENA

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	Pendiente*	
\mathbf{C}	-2.08	0.14	-14.86		
RAZA_ACUSADO	-0.39	0.31	-1.26	-0.0356	
*Evaluado en la media					

Media de condena = 0.102

Número de casos 'correctamente predichos' = 610 (89.8 percent)

Pseudo- R^2 de McFadden = 0.0040

 $f(\beta'x)$ en la media de las variables independientes = 0.090

Log-verosimilitud = -222.25

Contraste de razón de verosimilitudes: $\chi_1^2 = 1.770$

SALIDA 2: Estimaciones Logit utilizando las 679 observaciones 1-679 Variable dependiente: CONDENA

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	Pendiente*
const	-2.04	0.61	-7.26	
RAZA_ACUSADO	0.83	0.36	2.31	0.0644
RAZA_VICTIMA	-2.39	0.60	-3.98	-0.1861
*Evaluado en la media				

Número de casos 'correctamente predichos' = 610 (89.8 percent)

Pseudo- R^2 de McFadden = 0.0496

 $f(\beta'x)$ en la media de las variables independientes = 0.078

Log-verosimilitud = -212.07

Contraste de razón de verosimilitudes: $\chi_2^2 = 22.13$

Universidad Carlos III de Madrid <u>ECONOMETRÍA I</u>

Curso 2006/07

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 22 de Septiembre de 2007

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000.) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
 - Rellene, en letra el nombre de la asignatura, la titulación y su grupo. Rellene también el grupo en las dos casillas correspondientes de lectura óptica.
- AL TERMINAR EL EXAMEN, DEBE ENTREGAR EL IMPRESO DE LECTURA OPTICA JUNTO CON EL CUESTIONARIO Y LOS ENUNCIADOS DE PROBLEMAS.
- Compruebe que este cuestionario tiene 40 preguntas numeradas correlativamente.
- Compruebe que el número de tipo de examen del cuestionario de preguntas coincide con el del 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.
- Cada pregunta, que debe responderse rellenando la casilla correspondiente a la opción seleccionada, tiene una única respuesta correcta (A, B, C ó D).

 Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada incorrecta y su puntuación será cero.
- Para obtener una calificación de 5 sobre 10 en la asignatura hay que responder correctamente **22 preguntas**. Recuerde que en la convocatoria extraordinaria no se considera la puntuación complementaria que se haya podido obtener durante el curso.
- 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 del 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 25 de Septiembre.

• Fecha de revisión:

- Grupos del Campus de Getafe: Jueves 27 de Septiembre a las 15 h en las aulas 15.0.04, 15.0.5 y 15.0.06.
- Grupos del Campus de Colmenarejo: Jueves 27 de Septiembre a las 15 h en el Despacho 1.2.B11.

• Normas para la revisión:

- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.
- La revisión tendrá por objeto comprobar que se ha computado bien el número de respuestas correctas del examen.
- Cualquier reclamación que se quiera hacer sobre supuestos errores en las preguntas y en la solución oficial del examen deberá hacerse mediante escrito razonado y entregarse en ese mismo acto de revisión, indicando nombre, apellidos, NIU y dirección de correo electrónico de la Universidad. No se admitirá ninguna reclamación posterior ni por otro medio. Si en el plazo de cinco días no recibiera respuesta a ese escrito y/o no se modificara su calificación provisional en Aula Global, debe entender que su reclamación ha sido desestimada, poniendo fin a la reclamación ante el profesor.

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) Teniendo en cuenta que en la SALIDA 1 la única variable explicativa es binaria, podemos concluir que la proporción en la muestra de acusados de raza negra que son condenados a muerte es aproximadamente igual a:
 - (a) No tenemos información suficiente para calcularlo.
 - (b) 23%.
 - (c) 28%.
 - (d) 8%.
- 2. (Problema 2) Teniendo en cuenta que en la SALIDA 1 la única variable explicativa es binaria, si en la SALIDA 1, en lugar de estimar un modelo logit por máxima verosimilitud estimamos un modelo de probabilidad lineal, la estimación de la constante sería aproximadamente:
 - (a) -2.08.
 - (b) No tenemos información suficiente para calcularlo.
 - (c) 0.11.
 - (d) 0.28.
- 3. (**Problema 2**) Teniendo en cuenta que en la SALIDA 1 la única variable explicativa es binaria, si en la SALIDA 1, en lugar de estimar un modelo logit por máxima verosimilitud estimamos un modelo de probabilidad lineal la estimación del parámetro asociado con la variable explicativa RAZA_ACUSADO sería aproximadamente:
 - (a) 0.08.
 - (b) -0.03.
 - (c) No tenemos información suficiente para calcularlo.
 - (d) -0.39.
- 4. (Problema 2) Teniendo en cuenta que en la SALIDA 1 la única variable explicativa es binaria, la estimación de $E(\text{CONDENA} \mid \text{RAZA_ACUSADO} = 1, \text{RAZA_VICTIMA} = 0)$ es aproximadamente igual a:
 - (a) No se puede calcular porque los modelos que se han estimado no son modelos sobre la esperanza condicional.
 - (b) 0.08.
 - (c) 0.83.
 - (d) 0.23.
- 5. (Problema 2) Teniendo en cuenta que en la SALIDA 1 la única variable explicativa es binaria, si el modelo especificado en la SALIDA 1 hubiera sido estimado mediante un modelo de probabilidad lineal en lugar de utilizar la estimación logit:
 - (i) El término de error presentaría heterocedasticidad (condicional a las variables explicativas).
 - (ii) La magnitud del efecto estimado de la variable explicativa sobre la probabilidad de condena sería la misma.
 - (iii) Las probabilidades predichas podrían ser mayores que uno o menores que cero.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.

- 6. (Problema 2) La probabilidad predicha de que un acusado de raza negra sea condenado cuando la víctima es blanca es aproximadamente igual a:
 (a) 0.23.
 (b) 0.96.
 (c) 0.08.
- 7. (**Problema 2**) Si el modelo especificado en la SALIDA 2 hubiera sido estimado mediante un modelo de probabilidad lineal en lugar de utilizar la estimación logit:
 - (i) El término de error presentaría heterocedasticidad (condicional a las variables explicativas).
 - (ii) Las magnitudes de los efectos estimados de las variables explicativas sobre la probabilidad de condena serían las mismas.
 - (iii) Las probabilidades predichas podrían ser mayores que uno o menores que cero.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 8. (Problema 2) De acuerdo con las estimaciones de la SALIDA 2, la media del efecto estimado de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a:
 - (a) 0.22.

(d)

0.83.

- (b) No tenemos información suficiente para calcular este efecto medio.
- (c) 0.09.
- (d) 0.11.
- 9. (Problema 2) De acuerdo con las estimaciones de la SALIDA 2, la media del efecto estimado de que la víctima sea de raza negra sobre la probabilidad de condena es aproximadamente igual a:
 - (a) -0.13.
 - (b) No tenemos información suficiente para calcular este efecto medio.
 - (c) -0.19.
 - (d) 0.20.
- 10. (Problema 2) De acuerdo con los resultados, podemos afirmar que:
 - (a) Si la víctima es blanca, es más probable que el acusado sea condenado.
 - (b) La raza de la víctima sólo influye si el acusado es negro.
 - (c) La raza de la víctima no influye en la probabilidad de ser condenado.
 - (d) Si la víctima es negra, es más probable que el acusado sea condenado.

- 11. (Problema 2) Dado el modelo de la SALIDA 2:
 - (i) Si mantenemos el supuesto de distribución logística, las estimaciones de los parámetros serían idénticas tanto si estimamos por máxima verosimilitud como si aplicamos mínimos cuadrados no lineales.
 - (ii) Si estimáramos por máxima verosimilitud suponiendo una distribución normal en vez de logística (y suponiendo que no hay demasiados valores extremos en la muestra) las magnitudes de los coeficientes estimados serían menores en el caso de la normal.
 - (iii) Si, manteniendo el supuesto de distribución logística, estimamos por mínimos cuadrados no lineales en vez de por máxima verosimilitud, los errores estándar robustos a heterocedasticidad de los coeficientes serán siempre mayores o iguales que los errores estándar convencionales de esos mismos coeficientes.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son falsas.
- 12. (Problema 2) En el modelo de la SALIDA 1:
 - (i) Hubiéramos obtenido **exactamente** las mismas estimaciones de los efectos de la variable explicativa (raza del acusado) si hubiéramos supuesto una distribución normal en vez de una logística.
 - (ii) Si este modelo fuera el correcto (esto es, incluyera todas las variables explicativas relevantes y el supuesto de la distribución logística fuera correcto), hubiéramos obtenido estimadores igualmente consistentes de los coeficientes del modelo si lo hubiéramos estimado por mínimos cuadrados no lineales.
 - (iii) Si, manteniendo el supuesto de distribución logística, hubiéramos estimado por mínimos cuadrados no lineales, los errores estándar convencionales serían inapropiados debido a la existencia de heterocedasticidad condicional.
 - (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (b) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (iii) es cierta.
- 13. (Problema 2) Suponga que la proporción de víctimas que son de raza blanca es del 47% y la proporción de acusados que son de raza negra es del 55%. Según la SALIDA 2, ¿cómo cambia en media la probabilidad de condena con la raza del acusado?
 - (a) 0.11.
 - (b) No tenemos información suficiente para calcular este efecto.
 - (c) 0.06.
 - (d) -0.07.
- 14. (**Problema 2**) Suponga que la proporción de víctimas que son de raza blanca es del 47% y la proporción de acusados que son de raza negra es del 55%. Según la SALIDA 2, ¿cuál es el efecto de ser un acusado de raza negra sobre la probabilidad de condena para un caso en que RAZA_VICTIMA toma valor medio?
 - (a) 0.01.
 - (b) 0.05.
 - (c) 0.04.
 - (d) No tenemos información suficiente para calcular este efecto.

- 15. (Problema 2) ¿Cuál es el efecto de que la víctima sea de raza blanca sobre la probabilidad de condena para un acusado cuya raza se corresponde con el valor modal de esta variable?
 - (a) No tenemos información suficiente para calcular este efecto.
 - (b) -0.10.
 - (c) -0.20.
 - (d) 0.10.
- 16. (Problema 2) Dados los resultados de la SALIDA 2:
 - (i) Si la víctima es de raza negra, la probabilidad de condena es muy pequeña comparada con la probabilidad media de condena.
 - (ii) Si la víctima es de raza negra, la raza del acusado hace que cambie la probabilidad de condena relativamente más que si la víctima fuese de raza blanca.
 - (iii) Considere los casos en que la víctima es de raza blanca. Entonces, la probabilidad de condena es mayor que si la víctima es de raza negra. Además, el efecto de que el acusado sea de raza negra es mayor cuando la víctima es de raza blanca que cuando es de raza negra.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 17. (Problema 2) Considere las siguientes afirmaciones:
 - (i) Mirando al número de casos correctamente predichos podemos concluir que los dos modelos estimados son igualmente válidos para conocer si hay efecto de la raza del acusado sobre la probabilidad de condena.
 - (ii) Atendiendo al número de casos correctamente predichos, los dos modelos estimados ajustan igual de bien los datos.
 - (iii) Atendiendo al valor de la función de verosimilitud, el modelo estimado en la salida 2 ajusta mejor los datos.
 - (a) Solamente (i) es falsa.
 - (b) Solamente (i) v (ii) son falsas.
 - (c) Solamente (iii) es falsa.
 - (d) Solamente (ii) es falsa.
- 18. (Problema 2) Si queremos contrastar si la raza del acusado es una variable relevante para explicar la probabilidad de que sea condenado a muerte:
 - (i) En vista de que el valor del correspondiente estadístico t es aproximadamente 2.31, rechazamos al 1% la hipótesis nula de que dicha variable no tiene un efecto significativo.
 - (ii) En vista de que el valor del correspondiente contraste de razón de verosimilitudes es aproximadamente 20.36, rechazamos al 1% la hipótesis nula de que dicha variable no tiene un efecto significativo.
 - (iii) En vista de que el valor del correspondiente estadístico t es aproximadamente -1.26, no podemos rechazar al 1% la hipótesis nula de que dicha variable no tiene un efecto significativo.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.

- 19. (Problema 1) En la SALIDA 1:
 - (i) La constante de la regresión mide la velocidad media de circulación del dinero.
 - (ii) El efecto estimado del tipo de interés a corto plazo sobre la velocidad de circulación del dinero es constante y aproximadamente igual a -7.
 - (iii) Un aumento del tipo de interés a corto plazo de 0.1 puntos porcentuales disminuye la velocidad de circulación aproximadamente en 0.7 puntos porcentuales.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 20. (Problema 1) En la SALIDA 1, si RS estuviera medido en tanto por ciento en vez de en tanto por uno:
 - (i) El valor estimado del coeficiente de RS sería aproximadamente -0.07005.
 - (ii) El estadístico t del coeficiente de RS sería aproximadamente -0.11041.
 - (iii) El error estándar del coeficiente de RS sería aproximadamente 0.006345.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 21. (Problema 1) Comparando los modelos (1) y (2) respecto a los coeficientes del modelo (*):
 - (i) Se cumple que $\alpha_3 = 0$ en el modelo (1).
 - (ii) Se cumple que $\alpha_2 = \delta_2$ en el modelo (2).
 - (iii) Se cumple que $\alpha_3 = \delta_3$ en el modelo (2)
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.
- 22. (Problema 1) Si quisiéramos estimar el modelo más general de los tres presentados:
 - (i) Utilizaríamos el modelo (*).
 - (ii) Utilizaríamos el modelo (2).
 - (iii) Los modelos (*) y (2) son distintos pero no son comparables.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Solamente (iii) es cierta.
 - (c) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.

- 23. (Problema 1) De acuerdo con la SALIDA 1, y suponiendo que el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico:
 - (i) La constante de la regresión mide la velocidad media de circulación del dinero.
 - (ii) La media del logaritmo de la velocidad de circulación del dinero es aproximadamente 0.525.
 - (iii) Un aumento del tipo de interés a corto plazo de 0.1 puntos porcentuales aumenta la velocidad de circulación aproximadamente en un 0.7%.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 24. (**Problema 1**) En la SALIDA 1, y suponiendo que el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico:
 - (i) La velocidad de circulación del dinero aumenta al aumentar el tipo de interés a corto plazo.
 - (ii) La media del logaritmo de la velocidad de circulación del dinero es aproximadamente -0.31.
 - (iii) Una reducción del tipo de interés a corto plazo de 0.1 puntos porcentuales disminuye la velocidad de circulación aproximadamente en un 0.7%.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 25. (**Problema 1**) En la SALIDA 1, y suponiendo que el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico:
 - (i) No podemos rechazar al 10% la hipótesis de que un incremento de 0.1 puntos porcentuales en el tipo de interés a corto plazo aumenta en promedio la velocidad de circulación en un 1%.
 - (ii) El estadístico de contraste para la hipótesis nula $H_0: \beta_2 = -10$ es aproximadamente igual a 4.8.
 - (iii) No podemos rechazar al 10% la hipótesis de que por cada punto porcentual de reducción en el tipo de interés a corto plazo, la velocidad de circulación aumenta en promedio en un punto porcentual.
 - (a) Solamente (ii) es cierta.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 26. (Problema 1) En la SALIDA 1, y suponiendo que el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico:
 - (i) El 56% de la varianza de v es explicada por el tipo de interés a corto plazo.
 - (ii) Los estimadores de la constante y de la pendiente del modelo (1) son, individualmente, distintos de cero estadísticamente, pero no tienen por qué ser conjuntamente distintos de cero estadísticamente.
 - (iii) La varianza condicional de -v es aproximadamente igual a 0.012.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.

- 27. (Problema 1) En la SALIDA 1, y suponiendo que el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico:
 - (i) El 56% de la varianza de v es explicada por el tipo de interés a corto plazo.
 - (ii) La varianza de v, condicional en RS, es aproximadamente igual a $-(0.109142)^2$.
 - (iii) La varianza condicional de -v es aproximadamente igual a 0.012.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 28. (Problema 1) Concentrándonos en la especificación (1) y a la vista de los resultados:
 - (i) RS es claramente endógena, ya que su coeficiente estimado varía de -7 en la SALIDA 1 a -6.5 en la SALIDA 2.
 - (ii) Tanto las estimaciones de la SALIDA 1 como las de la SALIDA 2 son consistentes.
 - (iii) El estimador de la SALIDA 1 es más eficiente que el de la SALIDA 2...
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 29. (Problema 1) Concentrándonos en la especificación (1) y a la vista de las distintas salidas presentadas, podemos concluir que:
 - (i) RS es endógena.
 - (ii) Solamente las estimaciones basadas en la SALIDA 1 son apropiadas.
 - (iii) No tenemos buenos instrumentos para RS que estén suficientemente correlacionados con dicha variable.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 30. (Problema 1) Concentrándonos en la especificación (1) y a la vista de las distintas salidas presentadas, podemos concluir que:
 - (i) Si RS es endógena, RL también lo es, dado que está correlacionada con RS.
 - (ii) RS(-2) nunca puede ser un buen instrumento para RS, ya que estará relacionado con los errores de la SALIDA 2 al ser RS una variable explicativa.
 - (iii) RL y RS(-2) cumplen una de las condiciones para ser instrumentos apropiados para RS, al estar conjuntamente e individualmente relacionadas con RS.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (iii) es cierta.
 - (d) Solamente (ii) es cierta.

- 31. (Problema 1) Concentrándonos en la especificación (1) y a la vista de las distintas salidas presentadas, encontramos evidencia de que:
 - (i) Hay autocorrelación de orden 1.
 - (ii) Hay autocorrelación de orden 2.
 - (iii) No hay autocorrelación de orden superior a 2, a la vista del estadístico Durbin-Watson de la SALIDA 1.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) es cierta.
 - (d) Solamente (iii) es cierta.
- 32. (Problema 1) Concentrándonos en la especificación (1) y a la vista de los distintos resultados:
 - (i) Los coeficientes estimados de las salidas 1 y 6 deberían ser iguales.
 - (ii) A pesar de que en la especificación (1) existe autocorrelación en los residuos, podemos afirmar que RS es significativa.
 - (iii) El estadístico para la hipótesis nula $H_0: \beta_2 = -1$ es aproximadamente igual a 0.29.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 33. (Problema 1) La especificación (1):
 - (i) Impone que el efecto del tipo de interés a corto plazo sobre la velocidad de circulación es constante.
 - (ii) Impone que la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta es constante.
 - (iii) Impone que la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta es igual a la unidad.
 - (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.
- 34. (Problema 1) La especificación (2):
 - (i) Impone que el efecto del tipo de interés a corto plazo sobre la velocidad de circulación es constante.
 - (ii) Impone que la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta es constante.
 - (iii) Impone que la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta es igual a la unidad.
 - (a) Solamente (i) es cierta.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (ii) es cierta.
 - (d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.

- 35. (Problema 1) Respecto a la especificación (2), de acuerdo con los resultados presentados:
 - (i) Hay evidencia de autocorrelación condicional.
 - (ii) Hay evidencia de heterocedasticidad condicional.
 - (iii) Deberíamos basar el análisis en la SALIDA 7.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 36. (Problema 1) De acuerdo con los resultados presentados para las especificaciones (1) y (2), podemos concluir que:
 - (i) La renta (Y) no es relevante para la demanda de dinero (M/P).
 - (ii) Al nivel de significación del 3%, rechazamos la hipótesis de que la elasticidad de la demanda de dinero en términos reales (M/P) con respecto a la renta (Y) sea igual a uno.
 - (iii) La renta tiene un efecto significativo sobre la velocidad de circulación: por cada punto porcentual de incremento en la renta (Y), manteniendo el tipo de interés constante, la velocidad de circulación (V) aumenta aproximadamente en un 0.04%.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 37. (Problema 1) De acuerdo con los resultados presentados para las especificaciones (1) y (2), podemos concluir que:
 - (i) La demanda de dinero (M/P) depende de la renta (Y) y del tipo de interés a corto plazo (RS).
 - (ii) Al nivel de significación del 3%, rechazamos la hipótesis de que la elasticidad de la demanda de dinero en términos reales (M/P) con respecto a la renta (Y) sea igual a uno.
 - (iii) Por cada punto porcentual de incremento en la renta (Y), para un tipo de interés a corto plazo dado, la demanda de dinero (M/P) aumenta en promedio en un 1%.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.
- 38. (Problema 1) De acuerdo con los resultados presentados para las especificaciones (1) y (2), podemos concluir que:
 - (i) Las estimaciones de la especificación (1) son inconsistentes.
 - (ii) Optaríamos por los resultados de la SALIDA 7.
 - (iii) Las estimaciones de la especificación (2) son inconsistentes.
 - (a) Solamente (i) y (ii) son ciertas.
 - (b) Las tres afirmaciones son falsas.
 - (c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.
 - (d) Solamente (ii) y (iii) son ciertas.

- 39. (Problema 1) De acuerdo con todos los resultados presentados, la estimación más apropiada del efecto de un incremento porcentual en el tipo de interés a corto plazo sobre la velocidad de circulación es:
 - (a) -7%.
 - (b) 7.33%.
 - (c) -7.33%.
 - (d) 7%.
- 40. (Problema 1) De acuerdo con todos los resultados presentados, la estimación más apropiada de la elasticidad de la demanda de dinero (M/P) con respecto a la renta (Y) es:
 - (a) -1.
 - (b) 1.04.
 - (c) -0.96.
 - (d) 1.

ECONOMETRÍA I Convocatoria Extraordinaria 22 de Septiembre de 2007

SOLUCIONES EXAMEN

Tipo 1				
1.D	2.C	3.B	4.D	5.B
6.A	7.C	8.B	9.A	10.A
11.A	12.A	13.C	14.C	15.D
16.D	17.A	18.A	19.B	20.C
21.D	22.C	23.D	24.C	25.A
26.C	27.C	28.D	29.B	30.C
31.C	32.A	33.C	34.C	35.C
36.B	37.C	38.B	39.D	40.D
Tipo	2			
1.A	2.B	3.C	4.A	5.C
6.D	7.B	8.C	9.D	10.D
11.D	12.D	13.B	14.B	15.A
16.A	17.D	18.D	19.C	20.B
21.A	22.B	23.A	24.B	25.D
26.B	27.B	28.A	29.C	30.B
31.B	32.D	33.B	34.B	35.B
36.C	37.B	38.C	39.A	40.A
Tipo	3			
1.A	2.D	3.B	4.D	5.B
6.D	7.C	8.D	9.D	10.B
11.A	12.D	13.D	14.C	15.D
16.D	17.D	18.A	19.D	20.A
21.B	22.B	23.B	24.D	25.A
26.B	27.A	28.C	29.D	30.A
31.C	32.C	33.C	34.C	35.D
36.D	37.B	38.B	39.C	40.C
Tipo	4			
1.C	2.A	3.D	4.C	5.D
6.B	7.A	8.D	9.B	10.B
11.B	12.B	13.A	14.A	15.C
16.C	17.B	18.B	19.D	20.A
21.C	22.A	23.C	24.A	25.B
26.A	27.A	28.C	29.D	30.A
31.A	32.B	33.A	34.A	35.A
36.D	37.A	38.D	39.C	40.C

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I

Curso 2006/07

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)

22 de Septiembre de 2007

GUIA DE SOLUCIONES

PROBLEMA 1

El presente problema se basa en la especificación más utilizada para la demanda de dinero de una economía. La ecuación (*), utilizando la notación del enunciado en logaritmos, puede escribirse como

$$(m_t - p_t) = \alpha_1 + \alpha_2 R S_t + \alpha_3 y_t + \zeta_t$$

Como -v = (m-p)-y, podemos escribir la ecuación de arriba de forma equivalente como (restando y_t en ambos lados de la ecuación).

$$-v_t = \alpha_1 + \alpha_2 R S_t + (\alpha_3 - 1) y_t + \zeta_t.$$

La especificación (*) es por tanto equivalente a la especificación (2), donde

$$\delta_1 = \alpha_1,$$

$$\delta_2 = \alpha_2,$$

$$\delta_3 = \alpha_3 - 1.$$

 $a_3 = a_3$ 1.

y por tanto el término de error ε_t verifica que $\varepsilon_t = \zeta_t$.

Por el contrario, la especificación (1) es una versión restringida del modelo, en la que

$$\beta_1 = \alpha_1$$

$$\beta_2 = \alpha_2$$

$$\alpha_3 = 1$$

Nótese que la especificación (1) es menos general que la ecuación (*), ya que impone la restricción de que $\alpha_3 = 1$. Eso no implica que la ecuación sea independiente de y_t , puesto que está implícita en la definición de la variable dependiente $-v_t$: lo que impone es que para un tipo de interés a corto plazo dado, la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta es igual a la unidad.

El modelo se estima con datos de series temporales, que pueden presentar un problema potencial de autocorrelación sobre el que se pregunta en el examen.

Tanto en la especificación (1) como en la (2), la variable dependiente es el opuesto del logaritmo neperiano de la velocidad de circulación del dinero (-v), lo que tiene que tenerse en cuenta a la hora de evaluar el signo de los efectos de las variables del lado derecho sobre la velocidad de circulación.

La discusión referente a las SALIDAS 1 a 6, a continuación, se basa en que la especificación (1) es correcta (en particular, que la restricción que impone respecto a la especificación general (*) se verifica).

Las SALIDAS 1 y 2 (en las que la variable dependiente es -v y la única variable explicativa es RS) estiman el modelo restringido (1) por MCO y por MC2E. En este segundo caso, se tiene en cuenta la posible endogeneidad del tipo de interés a corto plazo RS, para el que se utilizan como instrumentos el tipo de interés contemporáneo a largo plazo, RL, y el tipo de interés a corto plazo observado hace dos años, RS(-2). La SALIDA 6 estima igualmente el modelo (1) por MCO pero incluye errores estándar robustos a autocorrelación (de manera que los coeficientes estimados son idénticos a los de la SALIDA 1 pero los errores estándar de dichos coeficientes pueden diferir).

La SALIDA 3 presenta la ecuación auxiliar de forma reducida de la variable potencialmente endógena, que consiste en la proyección lineal de RS sobre RL y RS(-2). Dicha salida nos permite evaluar si se cumple una de las dos condiciones requeridas para que los instrumentos sean válidos, que estén correlacionados con la variable potencialmente endógena que se debe instrumentar. Puede verse que tanto RL como RS(-2) son individual y conjuntamente significativos en dicha ecuación auxiliar, lo que implica que ambos instrumentos tienen capacidad para predecir RS y cumplen por tanto la condición de correlación con dicha variable. Recordemos que la segunda condición para que un instrumento sea válido, que no esté correlacionado con el término de error del modelo a estimar u_t (es decir, que sean exógenas respecto al término de error del modelo de interés) es generalmente no contrastable (en todo caso, el ejercicio no aporta información que permita llevar a cabo un contraste de restricciones de sobreidentificación que permitiera contrastar parcialmente esta segunda condición).

La SALIDA 4 es una estimación MCO del modelo (1) ampliado, incluyendo los residuos de la ecuación auxiliar de forma reducida anterior (SALIDA 3) como variable adicional. El contraste de Hausman puede llevarse a cabo contrastando la significación de dicha variable adicional. Bajo la hipótesis de exogeneidad de RS, la variable res3 debería tener un coeficiente estadísticamente igual a 0. En vista de la SALIDA 4, res3 no es estadísticamente significativa, por lo que no rechazamos la exogeneidad de RS.

En consecuencia, dado que bajo la hipótesis de exogeneidad tanto el estimador MCO como el de MC2E de la especificación (1) son consistentes (en el caso de MC2E, siempre que los instrumentos sean válidos) debemos considerar los resultados de la SALIDA 1 frente a los de la SALIDA 2, dado que el estimador MCO es más eficiente bajo la hipótesis nula de exogeneidad.

Si nos concentramos por tanto en la SALIDA 1, vemos que el tipo de interés a corto plazo tiene un efecto **positivo** sobre la velocidad de circulación del dinero (es decir, que la velocidad de circulación del dinero aumenta al aumentar el tipo de interés a corto plazo). Por otro lado, como la variable dependiente es el logaritmo de la velocidad de circulación (con signo menos), la constante cambiada de signo se interpretaría como el valor medio del logaritmo de la velocidad de circulación cuando el tipo de interés a corto plazo es igual a cero. En cuanto a la interpretación del efecto del tipo de interés a corto plazo, RS, podemos concluir, dado que dicho tipo está medido en tanto por uno, que si éste aumenta en 0.1 puntos porcentuales, la velocidad de circulación aumentaría en un 0.7% (el efecto sobre la velocidad de

circulación se mide en tanto por ciento al estar transformada en logaritmos). Nótese que la especificación de la SALIDA 1 implica que el efecto del tipo de interés a corto sobre el logaritmo de la velocidad de circulación, v, es constante e igual a β_2 (de manera que el efecto sobre la velocidad de circulación V no es constante).

Una de las posible hipótesis que se plantean en el examen es H_0 : $\beta_2 = -10$ (es decir: que ante una aumento del tipo de interés a corto plazo en 0.1 puntos porcentuales, la velocidad de circulación aumenta en un 1%. Suponiendo que el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico, el estadístico de contraste, utilizando la SALIDA 1, sería aproximadamente

$$t = \frac{b_2 - (-10)}{se(b_2)} = \frac{-7 - (-10)}{0.63} \simeq 4.8,$$

que se distribuye asintóticamente como una N(0,1) bajo H_0 . El p-valor del estadístico es muy inferior al 1%, de manera que a los niveles de significación habituales rechazamos la hipótesis nula.

Continuando con el análisis de la SALIDA 1, vemos que el R^2 es igual a 0.56, de manera que, ateniéndonos a la definición del R^2 , si el modelo (1) cumple los supuestos del modelo de regresión clásico, podemos concluir que el tipo de interés a corto plazo explica el 56% de la varianza del logaritmo de la velocidad de circulación. En cuanto a la estimación de la varianza condicional (a RS) de v, no es sino el cuadrado de la desviación típica de los residuos, es decir, $(0.109142)^2 \simeq 0.012$. Nótese que la varianza condicional de v y de -v son la misma cosa.

Además, en la SALIDA 1 encontramos que los coeficientes estimados de la constante y de la pendiente son estadísticamente distintos de cero de forma individual. Como uno de los coeficientes es el de la constante, y la constante es una variable con correlación cero con cualquier otra (en particular, con RS) entonces podemos cocnluir que el hecho de que individualmente son estadísticamente distintos de cero implica que también son estadísticamente distintos de cero conjuntamente. Naturalmente, esta propiedad no tiene por qué cumplirse cuando se trata de la significación estadística de los coeficientes de dos variables explicativas, ninguna de las cuales es constante, que están generalmente correlacionadas.

Por último, la SALIDA 1 presenta, al tratarse de datos de series temporales, el estadístico de Durbin-Watson. Recordemos que el estadístico de Durbin-Watson es aproximadamente

$$DW \simeq 2(1-\widehat{\rho})$$
,

donde $\hat{\rho}$ es el coeficiente de autocorrelación muestral de primer orden de los residuos del modelo, es decir, la estimación basada en la muestra de $cov(e_t, e_{t-1})$. Recordemos que este estadístico sólo es informativo de si hay o no autocorrelación de primer orden, pero no aporta evidencia sobre si hay autocorrelación de orden superior. Si nos basamos en este estadístico, si no existe autocorrelación de primer orden, el valor del estadístico DW debería estar cercano a 2. Dado que el valor está muy alejado (mucho menor que 2), hay evidencia de autocorrelación (positiva) de primer orden. Utilizando la expresión de arriba, el coeficiente de autocorrelación muestral de primer orden está en torno a 0.84.

Sin embargo, la evidencia basada en el estadístico DW no nos dice nada acerca de la posibilidad de que exista autocorrelación de orden superior. La SALIDA 5 permite contrastar la hipótesis nula de no correlación de orden igual o inferior a 2. En concreto, consiste en una regresión de los residuos contemporáneos sobre los

residuos desfasados uno y dos períodos. En vista de que el coeficiente de e(-1) es estadísticamente significativo pero el coeficiente de e(-2) es estadísticamente igual a cero, podemos concluir que existe evidencia de autocorrelación de primer orden pero no de segundo orden. (Nótese que el coeficiente estimado de e(-1) es numéricamente similar al coeficiente de autocorrelación muestral calculado a partir del estadístico DW). No obstante, los resultados de la SALIDA 5 no nos permiten concluir que no existe autocorrelación de orden tres o superior, dado que no se han incluido retardos de los residuos de orden tres o superior.

La existencia de autocorrelación de primer orden no afecta a la consistencia del estimador MCO de los coeficientes del modelo, pero en dicha situación la los errores estándar convencionales de dichos coeficientes no estiman consistentemente las desviaciones típicas de los coeficientes estimados. Ello implica que no es posible hacer inferencia válida a partir de los resultados de la SALIDA 1. Como puede verse, los errores estándar de la SALIDA 6 son sustancialmente mayores que los de la SALIDA 1, lo que es coherente con la evidencia hallada de autocorrelación de primer orden. Esto quiere decir que cualquier contraste apropiado sobre el modelo (1) debe utilizar los resultados de la SALIDA 7. En todo caso, la variable RS mantiene su significación estadística cuando se utilizan errores estándar apropiados, robustos a autocorrelación.

Finalmente, el problema presenta las SALIDAS 7, 8 y 9, correspondientes al modelo (2), que es un modelo más general que el modelo (1) (al no restringir el coeficiente de y a la unidad) y equivalente a la especificación (*). La interpretación del coeficiente de RS es parecida a la del modelo anterior, excepto por el hecho de que ahora dicho coeficiente refleja el efecto de RS sobre la velocidad de circulación para una renta dada (es decir, el efecto ceteris paribus). En este sentido, condicional a RS y y, el efecto ceteris paribus del tipo de interés a corto sobre la velocidad de circulación sigue sin ser constante (lo que es constante es el efecto sobre el logaritmo de la velocidad de circulación). La magnitud del efecto es parecida a la obtenida en el modelo (1). En cuanto al efecto de la renta, recordemos que $\delta_3 = \alpha_3 - 1$, donde, al estar la demanda de dinero y la renta en logaritmos, α_3 es la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta, que es constante. El modelo (2) permite que esa elasticidad sea distinta de la unidad. Este modelo nos permite contrastar la validez de la hipótesis de elasticidad unitaria de la demanda de dinero con respecto a la renta, $H_0: \alpha_3=1$, o, de forma equivalente, $H_0: \delta_3=0$. De no rechazarse dicha hipótesis, optaríamos por el modelo (1), y basaríamos nuestra inferencia en la SALIDA 6.

En este caso, tenemos tres estimaciones MCO del mismo modelo (por tanto, los coeficientes estimados son los mismos) con estimaciones alternativas de los errores estándar: no robustos a autocorrelación y heterocedasticidad (SALIDA 9), robustos a heterocedasticidad (SALIDA 8) y robustos a autocorrelación de orden igual o inferior a tres (SALIDA 7). Dada la información, la decisión de qué salida utilizar debe basarse en la comparación de los errores estándar. En ausencia de heterocedasticidad y de autocorrelación, los errores estándar robustos y no robustos deberían ser numéricamente muy parecidos. A la vista de los resultados de las SALIDAS 8 y 9, no hay evidencia de heterocedasticidad condicional, dado el gran parecido en los errores estándar de ambas. Sin embargo, los errores estándar robustos a autocorrelación son sustancialmente mayores que los respectivos errores estándar convencionales. Este hecho apunta un problema de autocorrelación condicional que invalida la inferencia

de la SALIDA 9 (MCO con errores estándar no robustos), debiendo basarla en la SALIDA 7 (MCO con errores estándar robustos a heterocedasticidad). La elección de la SALIDA correcta tiene consecuencias críticas de cara al contraste de la hipótesis $H_0: \alpha_3 = 1$, o $H_0: \delta_3 = 0$. El estimador MCO de δ_3 es $d_3 = 0.043$ con un error estándar de 0.037. Por tanto, el estadístico t es

$$t = \frac{0.043}{0.037} \simeq 1.15$$

con un p-valor asociado de un 25%, por lo que no se rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria de la demanda de dinero respecto a la renta a niveles de significación habituales.

En consecuencia, dados los resultados, el modelo de nuestra elección sería el modelo (1), con la restricción arriba mencionada, y nuestra inferencia se basaría en la SAL-IDA 6. Nótese que ello no implica que la renta no sea relevante para la demanda de dinero, porque el modelo (1) se puede escribir en la forma (*) con $\ln\left(\frac{M}{P}\right) = m - p$ como variable dependiente y $\ln Y = y$ como variable explicativa con coeficiente restringido a la unidad (lo que lleva a redefinir la variable dependiente como -v = m - p - y. Podemos concluir por tanto que la demanda de dinero depende positivamente de la renta (con elasticidad unitaria) y del tipo de interés a corto plazo.

Conviene aclarar que, como el modelo (2) es más general que el (1), ambas especificaciones son válidas y si se cumplen los supuestos habituales, los estimadores MCO de los coeficientes en ambos modelos son consistentes. Sin embargo, a la hora de escoger uno de los dos modelos, optaríamos por el (1) dada la ganancia de eficiencia que supone estimar un modelo que incorpora una restricción ($\delta_3 = 0$) que es cierta (como puede verse en los menores errores estándar de la constante y de la pendiente de RS en la SALIDA 6 frente a los de la SALIDA 7). Eso implica que nuestras estimaciones preferidas implican que la elasticidad de la demanda de dinero respecto a la renta es igual a 1 y que el efecto estimado de un incremento de 1 punto porcentual en el tipo de interés a corto aumenta en promedio la velocidad de circulación en un 7%.

PROBLEMA 2

(El enunciado de este problema es similar al de un problema planteado en el examen de Enero de 2007, con la única diferencia de que la variable explicativa RAZA_ACUSADO se define de manera opuesta, es decir, toma el valor 1 si el acusado es de raza negra y 0 en caso contrario).

Se trata de un modelo de elección discreta para caracterizar la probabilidad de ser condenado a muerte. La SALIDA 1 incluye una única variable explicativa, RAZA_ACUSADO, mientras que la SALIDA 2 es un modelo más general que incluye una variable explicativa adicional, RAZA_VICTIMA. Nótese que, al igual que la variable dependiente CONDENA, las variables explicativas son binarias.

Comparando ambas salidas, vemos que la omisión de la variable RAZA_VICTIMA afecta de forma crítica a la hora de evaluar el efecto de la raza del acusado sobre la probabilidad de condena. Así, mientras que en la SALIDA 1 dicha variable no es significativa a niveles de significación habituales (de manera que concluiriamos que la condena es independiente de la raza del acusado) en la SALIDA 2 vemos que, dada la raza de la víctima, la probabilidad de condena es mayor si el acusado es negro.

El texto también indica que la proporción de acusados de raza blanca en la muestra es del 72% (lo que representa 489 individuos de la muestra) y por tanto la proporción de acusados de raza negra en la muestra es del 28% (lo que supone 190 individuos). En la SALIDA 1 podemos ver que la media de CONDENA es 0.102, es decir que el 10.2% de los individuos de la muestra son condenados a muerte.

Al ser la variable binaria RAZA_ACUSADO, tenemos que, a partir de la SALIDA 1 podemos estimar la proporción en la muestra de acusados de raza negra que son condenados a muerte como

$$\begin{split} E\,(\,\text{CONDENA}\,\,|\,\,\,\text{RAZA_ACUSADO} = 1) &= &\Lambda\,(-2.08-0.39) \\ &= &\frac{1}{1+e^{2.08+0.39}} = 0.0779. \end{split}$$

que en tanto por ciento es aproximadamente el 8%.

Con la información que tenemos, podemos calcular los estimadores de la constante y la pendiente de la proyección lineal o PLO de CONDENA sobre RAZA_ACUSADO (es decir, el modelo de probabilidad lineal). Recordemos que la estimación MCO de la constante y la pendiente de $PLO(Y|X) = \beta_1 + \beta_2 X$ son

$$b_0 = \overline{Y} - b_1 \overline{X},$$

$$b_1 = \frac{\sum_i Y_i X_i - n \overline{Y} \overline{X}}{\sum_i X_i^2 - n \overline{X}^2},$$

Donde los sumatorios se refieren a todas las observaciones (de 1 a 679).

En este caso, Y = CONDENA, X = RAZA ACUSADO, de manera que

- $\sum_{i} Y_i X_i = \text{No.}$ de acusado de raza negra que son condenados = 190×0.08 .
- $\overline{Y} = \text{Media de CONDENA} = 0.102.$

•
$$\overline{X}$$
 = Media de RAZA_ACUSADO = $\frac{1}{679} \sum_{i} X_i = \frac{190}{679} = 0.28$.

• Como X_i es binaria, $\sum_i X_i^2 = \sum_i X_i = 190$ (número de acusados de raza negra).

Por tanto, la estimación de la constante y la pendiente del modelo de probabilidad lineal son iguales a

$$b_0 = 0.102 - (-0.03) \, 0.28 \simeq 0.11,$$

 $b_1 = \frac{190 \times 0.08 - 679 \times 0.102 \times 0.28}{190 - 679 \times 0.28^2} \simeq -0.03.$

Nótese que si el modelo de la SALIDA 1 se hubiese estimado como un modelo de probabilidad lineal, el modelo sería por construcción homocedástico, dado que al ser Y_i binomial, su varianza condicional sería igual a $P_i(1-P_i)$, donde P_i depende del valor que tome la variable explicativa RAZA ACUSADO, de manera que la varianza condicional no es constante. Otra propiedad del modelo de probabilidad lineal es que impone que el efecto de la variable explicativa sobre la probabilidad de condena es constante, dada la linealidad del modelo (a diferencia de un logit o un probit). Por último, aunque en general el modelo de probabilidad lineal no acota los valores predichos entre 0 y 1, en este caso sí lo hace, debido que el modelo tiene una única variable explicativa que es además dicotómica, de manera que las predicciones del modelo en este caso no pueden ser mayores que 1 o menores que 0. Puede comprobarse directamente viendo que las únicas posibilidades aquí son que RAZA ACUSADO sea 0 (blanco) o 1 (negro). En el primer caso, la probabilidad predicha de condena es $0.11 - 0.03 \times 0 = 0.11$, mientras que en el segundo caso dicha probabilidad es $0.11 - 0.03 \times 1 = 0.08$. Si el modelo de probabilidad lineal incluyera dos o más variables explicativas, dicotómicas o no, no podría garantizarse que las probabilidades predichas para cualquier combinación posible de valores de dichas variables explicativas estén entre 0 y 1.

El hecho de que la única variable explicativa en el modelo de la SALIDA 1 sea dicotómica supone además que el efecto estimado de la raza del acusado sería **exactamente** el mismo si en lugar de un logit (distribución logística) hubiéramos utilizado un probit (distribución normal). Este resultado no se mantiene si el modelo tiene dos o más variables explicativas, dicotómicas o no.

Por otro lado, como se vio en teoría, el modelo logit puede estimarse de forma consistente (suponiendo que el modelo es correcto) tanto por mínimos cuadrados no lineales como por máxima verosimilitud. No obstante, bajo el supuesto de que la distribución es efectivamente logística, el estimador de máxima verosimilitud de dicho modelo sería más eficiente. Además, en el caso de la estimación del modelo logístico por mínimos cuadrados no lineales, deberíamos utilizar errores estándar de los coeficientes robustos a heterocedasticidad, porque los errores estándar convencionales serían inconsistentes.

A la hora de hacer inferencia o predecir probabilidades, debemos primero escoger el modelo más apropiado de entre los dos presentados. El criterio de selección a utilizar, dada la información disponible, es el logaritmo de la función de verosimilitud. Vemos que la mejora en el logaritmo de la función de verosimilitud es sustancial al pasar de la SALIDA 1 a la SALIDA 2. Formalmente, deberñiamos calcular un

contraste LR de razón de verosimilitudes

$$LR = 2\left(l_S - l_R\right) \stackrel{\sim}{\cdot} \chi_1^2,$$

donde l_S y l_R son los valores de los logaritmos de las funciones de verosimilitud del modelo no restringido (SALIDA 2, que no impone coeficiente cero a RAZA_VICTIMA) y del modelo restringido, respectivamente. Dicho contraste tiene en este caso un grado de libertad al existir una única restricción. El valor del estadístico es en este caso 20.36, por lo que a cualquier nivel de significación usual rechazamos la restricción que impone el modelo de la SALIDA 1 y optamos por tanto por la SALIDA 2.

Esto supone que:

- Si la víctima es blanca, es mucho más probable que el acusado sea condenado, con independencia de cuál sea la raza del acusado.
- La probabilidad de condena si la víctima es negra es mucho más pequeña que la probabilidad media de condena.
- El efecto relativo (en términos de cocientes de probabildiades) de la raza del acusado es mayor cuando la víctima es de raza negra.
- El efecto absoluto de la raza del acusado es mayor cuando la víctima es de raza blanca.

A partir de la SALIDA 2, podemos concluir, entre otras cosas, que la probabilidad predicha de condena para un acusado de raza negra cuando la víctima es blanca es aproximadamente

$$E(\text{CONDENA}|\text{RAZA_ACUSADO} = 1, \text{RAZA_VICTIMA} = 0) = \Lambda (-2.04 + 0.83 \times 1 - 2.39 \times 0)$$

= $0.2297 \simeq 0.23$

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA I

Curso 2008/09

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)

1 de Septiembre de 2009

Muy importante: Tenga en cuenta que:

- 1. Cada pregunta del cuestionario, salvo que se indique expresamente lo contrario, requiere un análisis completo de todas las salidas del problema al que se refiere.
 - Por ejemplo, para responder aquellas preguntas que se refieren a "estimaciones apropiadas", o "dadas las estimaciones" o "dadas las condiciones del problema", etc., deben usarse los resultados basados en los estimadores consistentes y más eficientes de entre las distintas salidas.
- 2. Cada salida incluye todas las variables explicativas utilizadas en la estimación correspondiente.
- 3. Algunos resultados correspondientes a las salidas presentadas han podido ser omitidos.
- 4. La variable dependiente puede variar en cada salida presentada dentro del mismo problema.
- 5. Para simplificar, diremos que un modelo está "bien especificado" cuando el modelo sea lineal en las variables en que se condiciona (tal y como aparecen en el modelo) y el error sea independiente en media de dichas variables.
- 6. MCO y MC2E son las abreviaturas de mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en 2 etapas, respectivamente.
- 7. Se adjuntan tablas estadísticas al final de este documento.

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

PROBLEMA 1: Nivel nutricional de los menores de 6 años

Los nutricionistas argumentan que una buena medida del nivel nutricional de los niños pequeños, condicional a su edad y sexo, es su altura. Un modelo económico del hogar sugeriría que la altura del niño, dados su edad y su sexo, debería depender de los recursos del hogar y de la eficiencia con que los hogares traducen esos recursos en una mejor salud de sus miembros. En este ejemplo, se proponen la renta del hogar y la educación de los padres para aproximar los recursos del hogar, y la edad de la madre para aproximar su experiencia en el uso de los recursos del hogar.

El modelo propuesto es el siguiente:

$$\begin{split} \text{ALTED} &= \beta_0 + \beta_1 \text{RENTAH} + \beta_2 \text{EDADM} + \beta_3 \text{EDUCM} + \\ \beta_4 \text{FEM} &+ \beta_5 \text{RENTAFEM} + u \end{split}$$

donde:

ALTED = altura del niño (en cm) comparada con la altura de un niño bien nutrido de su misma edad y sexo.

RENTAH = renta del hogar, medida en miles de euros.

EDADM = edad de la madre.

EDUCM = años de educación de la madre.

FEM = variable binaria que toma el valor uno si el menor es una niña y cero si es un niño

 $RENTAFEM = RENTAH \times FEM = interacción de la variable RENTAH con la variable binaria FEM.$

Empleando datos de una muestra aleatoria de 269 niños y niñas menores de 6 años, se proporcionan las siguientes estimaciones:

 $Salida\ 1$: estimaciones MCO utilizando las 269 observaciones 1–269 Variable dependiente: ALTED

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	33.31	6.62	5.03	0.0000
RENTAH	2.30	0.89	2.59	0.0101
EDADM	-1.15	0.29	-3.95	0.0001
EDUCM	1.34	0.29	4.68	0.0000
FEM	0.20	0.92	0.22	0.8244
RENTAFEM	0.21	0.13	1.60	0.1106

Suma de cuadrados de los residuos 7566.77 R^2 \bar{R}^2 corregido 0.1662 F(5,263) 11.6874

(NOTA: La suma de cuadrados de los residuos de una regresión como la de la *Salida 1* pero que omite tanto FEM como RENTAFEM es 7715.57).

 $Salida\ 2\colon$ estimaciones MCO utilizando las 269 observaciones 1–269 Variable dependiente: <code>ALTED</code>

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	7.29	0.77	9.47	0.0000
RENTAH	2.51	0.91	2.75	0.0064
EDUCM	0.28	0.11	2.68	0.0077
FEM	-0.29	0.94	-0.30	0.7607
RENTAFEM	0.21	0.14	1.51	0.1333
Suma de ci	uadrados de los re	siduos 8016.53		
R^2		0.1332		
\bar{R}^2 corregion	lo	0.1200		
F(4, 264)		10.1392		

 $Salida\ 3\colon$ Matriz de correlaciones de variables seleccionadas utilizando las 269 observaciones 1–269

	EDADM	EDUCM	RENTAH
EDADM	1.00		0.03
EDUCM		1.00	0.01
RENTAH			1.00

PROBLEMA 2: Estructura familiar y comportamiento laboral de la mujer

Estamos interesados en estimar el impacto de las características familiares en el comportamiento laboral de mujeres con hijos. Para ello, consideramos el modelo siguiente:

$$\begin{array}{ll} \text{hourswork} &=& \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{age2} + \beta_3 \text{educ} \\ &+ \beta_4 \text{educ2} + \beta_5 \text{Marr} + \beta_6 \text{nchild} + u, \end{array}$$

donde

hourswork = número de horas trabajados por la mujer en la última semana; age = edad de la mujer (en años);

 $age2 = (age)^2 = edad de la mujer (en años) al cuadrado;$

educ = anos de educación de la mujer (el número máximo de años de educación es 24);

educ2 = años de educación de la mujer al cuadrado;

Marr = variable binaria que vale 1 si la mujer está actualmente casada y 0 en caso contrario;

nchild = número de niños en el hogar.

Es muy posible que $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, por la existencia de posibles variables omitidas correlacionadas con el estado civil y el número de hijos. Para considerar este sesgo potencial de omisión de variables, disponemos de la variable binaria boy1, que toma el valor 1 si el primer hijo que tuvo la mujer fue varón y 0 en caso contrario, y la variable binaria mb1 que toma el valor 1 si la mujer tuvo un parto múltiple en su primer embarazo y 0 en caso contrario.

Salida 1: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: hourswork

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	3.3660	1.3668	2.46	0.0140
age	1.4447	0.0864	16.73	0.0000
age2	-0.0246	0.0013	-18.38	0.0000
educ	1.3966	0.0216	64.73	0.0000
educ2	-0.0204	0.0017	-12.28	0.0000
Marr	-5.6990	0.0514	-110.81	0.0000
nchild	-4.7962	0.0264	-181.77	0.0000

Media de la variable dependiente	16.8049
Desv. típica de la variable dependiente	19.0319
Suma de cuadrados de los residuos	2.18125e + 08
Desv. típica residual $(\hat{\sigma})$	18.1407
R^2	0.0914697
R^2 corregido	0.0914615
F(6,662822)	11122.0

Salida 2: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: Marr Errores estándar robustos a heterocedasticidad, variante HC1

	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	0.28190	0.0333	8.46	0.0000
age	0.0267	0.0021	12.63	0.0000
age2	-0.00026	0.00003	-7.95	0.0000
educ	-0.0344	0.0005	-69.07	0.0000
educ2	0.0013	0.00004	31.37	0.0000
mb1	-0.0313	0.0045	-6.91	0.0000
boy1	0.0095	0.0011	8.86	0.0000
Media de la variable dependiente 0.732848				
Desv. típica de la variable dependiente 0.442473				
Suma de cuadrados de los residuos 127184.				
age age2 educ educ2 mb1 boy1 Media de la Desv. típica	0.0267 -0.00026 -0.0344 0.0013 -0.0313 0.0095 variable dependient de la variable dep	0.0021 0.00003 0.0005 0.00004 0.0045 0.0011 inte (condinate)	12.63 -7.95 -69.07 31.37 -6.91 8.86 0.732848 0.442473	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000

Desv. típica de la variable dependiente	0.442473
Suma de cuadrados de los residuos	127184.
R^2	0.0199276
R^2 corregido	0.0199187
F(6,662822)	2264.04

Salida 3: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: Marr Errores estándar robustos a heterocedasticidad, variante HC1

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	0.2875	0.0333	8.62	0.0000
age	0.0266	0.0021	12.60	0.0000
age2	-0.00026	0.00003	-7.93	0.0000
educ	-0.0343	0.0005	-68.94	0.0000
educ2	0.00125	0.00004	31.24	0.0000

Suma de cuadrados de los residuos	127209.
R^2	0.0197302
R^2 corregido	0.0197243
F(4.662824)	3365.33

 $Salida~4\colon$ Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: nchild

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-0.67952	0.0640	-10.61	0.0000
age	0.1512	0.0040	37.39	0.0000
age2	-0.00277	0.00006	-44.26	0.0000
educ	0.1909	0.0010	195.41	0.0000
educ2	-0.00633	0.00008	-81.00	0.0000
mb1	0.6616	0.0086	76.71	0.0000
boy1	0.0073	0.0021	3.51	0.0004
Media de la	a variable dependiente	2	2.06760	
Desv. típic	a de la variable depen	adiente 0	0.949626	
Suma de cu	uadrados de los residu	os 479046) .	
R^2		C	0.198561	
R^2 corregion	lo	C	0.198553	
F(6,662822)	2)	27369	0.6	

 $Salida\ 5\colon$ Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: nchild

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p		
const	-0.6882	0.0643	-10.70	0.0000		
age	0.1522	0.0041	37.47	0.0000		
age2	-0.00278	0.00006	-44.15	0.0000		
educ	0.1901	0.0001	193.68	0.0000		
educ2	-0.0063	0.00008	-80.40	0.0000		
Suma de cu	adrados de los resi	duos 483299.				
R^2		0.191445				
R^2 corregid	regido 0.191440					
F(4,662824	1)	39235.0				

 $Salida\ 6\colon$ Estimaciones MC2E usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: text
thourswork

Instrumentos: mb1 boy1

Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
9.0637	1.8731	4.84	0.0000
1.1823	0.1876	6.30	0.0000
-0.0173	0.00241	-7.09	0.0000
0.3205	0.1333	2.40	0.0162
0.01641	0.0052	3.17	0.0015
-16.7750	4.6990	-3.57	0.0004
-1.1354	0.3646	-3.11	0.0018
Suma de cuadrados de los residuos		.37224e + 08	
residual $(\hat{\sigma})$	18	.9183	
	9.0637 1.1823 -0.0173 0.3205 0.01641 -16.7750 -1.1354	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$

5867.88

F(6,662822)Contraste de Hausman –

Estadístico de contraste asintótico: $\chi^2_2=234.234$ con valor p=1.37037e-051

Salida 7: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829 Variable dependiente: texttthourswork (Nota: u_Marr y u_nchild son los residuos de las $Salidas\ 2$ y 4, respectivamente)

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	9.0637	1.7958	5.05	0.0000
age	1.1823	0.1799	6.57	0.0000
age2	-0.0173	0.0023	-7.40	0.0000
educ	0.3205	0.1278	2.51	0.0121
educ2	0.01641	0.0050	3.31	0.0009
Marr	-16.7750	4.50511	-3.72	0.0002
nchild	-1.13540	0.3496	-3.25	0.0012
u_Marr	11.0956	4.50541	2.46	0.0138
u_nchild	-3.6993	0.3506	-10.55	0.0000
Suma de cu	adrados de los residuo	s 2.1	18048e + 08	
Desv. típica	a residual $(\hat{\sigma})$	18.1	1375	
R^2		0.0	917907	
R^2 corregide	0	0.0	917797	
F(8,662820)	8373.7	72	

Universidad Carlos III de Madrid ECONOMETRÍA I

Curso 2008/09

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 1 de Septiembre de 2009

Tipo de examen: 1

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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- 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			\mathbf{S}	CODIGO DE ASIGNATURA
Economía	61	62	63	64	10188
Economía-Periodismo	66				10188
ADE	71	72	73	74	10188
ADE (Colmenarejo)	71				10188
Sim. Eco-Dcho.	19				42020
Sim. ADE-Dcho.	17	18			43020

- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 60 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 los enunciados de los problemas y las preguntas detenidamente. Las primeras 25 preguntas se refieren al Problema 1, y las restantes al Problema 2.
- 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 ó B).
- 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 la asignatura, hay que responder correctamente un mímimo de 35 preguntas. Recuerde que en la convocatoria extraordinaria no se tiene en cuenta la posible puntuación complementaria que haya podido obtenerse durante el curso.

- 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).
- 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 4 de Septiembre.

• Fecha de revisión:

- Grupos del Campus de Getafe: Lunes 6 de Septiembre a las 15 h (el lugar será anunciado en Aula Global).
- Grupos del Campus de Colmenarejo: Lunes 6 de Septiembre a las 10 h (el lugar será anunciado en Aula Global).

• Normas para la revisión:

- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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													
	Α.	В.		Α.	В.		Α.	В.		A.	B.		Α.	В.
1.			13.			25.			37.			49.		
2.			14.			26.			38.			50.		
3.			15.			27.			39.			51.		
4.			16.			28.			40.			52.		
5.			17.			29.			41.			53.		
6.			18.			30.			42.			54.		
7.			19.			31.			43.			55.		
8.			20.			32.			44.			56.		
9.			21.			33.			45.			57.		
10.			22.			34.			46.			58.		
11.			23.			35.			47.			59.		
12.			24.			36.			48.			60.		

Problema 1

- 1. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La hipótesis nula de que para hogares con el mismo nivel de renta, la altura del menor no depende de su sexo es $H_0: \beta_4 = 0$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 2. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La hipótesis nula de que la altura del menor es independiente de su sexo se rechaza al 10%, pero no al 5%.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 3. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Si excluimos la variable EDADM en la estimación del modelo (*), el estimador MCO de β_3 será inconsistente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 4. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Si excluimos la variable RENTAH del modelo (*), los valores estimados de los coeficientes de las variables incluidas cambiarán en función de la correlación de cada variable con la variable excluida RENTAH.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 5. Si la renta de los hogares estuviera medida con error, solamente los estimadores para β_1 y β_5 serían inconsistentes.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 6. Si la renta de los hogares se midiera en euros en lugar de en miles de euros, el coeficiente de determinación R^2 no se vería afectado.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 7. Se podría argumentar que el modelo (*) omite la educación del padre. Suponga que tanto la educación del padre como la de la madre afectan positivamente la altura de sus hijos y que los cónyuges tienden a tener niveles similares de educación. En un modelo que incluyera la variable EDUCP (Educación del Padre) además de las variables ya incluidas en la Salida 1, esperaríamos que el coeficiente estimado de EDUCM fuera aún mayor que el de la Salida 1.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 8. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La hipótesis nula de que el efecto de la educación de la madre no depende del sexo del menor es $H_0: \beta_4 = 0$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 9. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. El estadístico de contraste asociado a la hipótesis nula de que la altura del menor es independiente de su sexo es $W^0 \simeq \frac{(7715.57-7566.77)}{7566.77} \times (269-5-1)$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 10. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico, salvo el de homocedasticidad condicional. En ese caso, los estimadores convencionales de las varianzas de los estimadores MCO serían incorrectos.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 11. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Si excluimos la variable RENTAH del modelo (*), los valores estimados de los coeficientes de las variables incluidas no deberían cambiar mucho, dado que RENTAH que no es una variable relevante.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 12. El modelo (*) proporciona el mismo estimador, para hermanos de distinto sexo, del efecto de un aumento en la renta del hogar sobre la altura.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 13. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Utilizando las estimaciones apropiadas, manteniendo todo lo demás constante, considerando una niña de 5 años, la diferencia media de altura si vive en un hogar cuya renta es de 11000 euros respecto a otro cuya renta es de 10000 euros, es aproximadamente de 2.51 cm.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 14. Si la renta de los hogares estuviera medida con error, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes afectados sería mayor cuanto mayor fuera la varianza del error de medida respecto a la varianza de la renta.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 15. Si suponemos que las variables RENTAFEM y RENTAH están muy correlacionadas, y estimamos el modelo (*) omitiendo una de las dos, el valor numérico del estadístico F de significación conjunta disminuiría sustancialmente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 16. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La hipótesis nula de que el efecto de la renta del hogar no depende del sexo del menor es $H_0: \beta_5 = 0$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 17. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Al estimar el modelo (*) sin incluir la variable EDADM, se verifica que $E\left(u\mid \texttt{RENTAH}, \texttt{EDUCM}, \texttt{FEM}\right) = 0$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 18. Teniendo en cuenta que 1 centímetro equivale a 0.4 pulgadas, si en lugar de disponer de la altura de los niños medida en centímetros, nos dieran la altura medida en pulgadas, los coeficientes y los errores estándar de éstos quedarían reescalados por un factor de 0.4.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 19. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico, salvo el de homocedasticidad condicional. En ese caso, los estimadores MCO convencionales de los parámetros del modelo serían incorrectos.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 20. Si la renta de los hogares se midiera en euros en lugar de en miles de euros, los estimadores MCO de todos los coeficientes quedarían transformados.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 21. Se podría argumentar que el modelo (*) omite la educación del padre. Suponga que tanto la educación del padre como la de la madre afectan positivamente la altura de sus hijos y que los cónyuges tienden a tener niveles similares de educación. Suponga además que, al estimar un modelo con la variable EDUCP (Educación del Padre) además de las variables ya incluidas en la Salida 1, los estadísticos t de EDUCP y EDUCM son, respectivamente, 0.8 y 0.9. Entonces, podríamos afirmar que la educación del padre y de la madre no son relevantes para la altura.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 22. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico, incluyendo el de homocedasticidad condicional, pero utilizamos errores estándar robustos a heterocedasticidad. En ese caso, la inferencia será incorrecta, porque dichos errores estándar son inconsistentes bajo homocedasticidad.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 23. Dados los coeficientes para la variable EDUCM de las *Salidas 1* y 2, si realizáramos una regresión simple de la variable EDUCM sobre EDADM, el coeficiente de EDADM sería positivo.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 24. Para complementar la especificación del modelo (*) se debería incluir una variable de interacción RENTAMAS = RENTAH × MAS, donde MAS es una variable binaria que toma el valor 1 si el menor es un niño, y 0 si es una niña.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 25. Suponga que el modelo (*) verifica todos los supuestos del modelo de regresión clásico. La hipótesis nula de que para hogares con el mismo nivel de renta, la altura del menor no depende de su sexo es $H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

Problema 2

- 26. De acuerdo con la información disponible, loa estimadores MCO de Marr y nchild serán estimadores sesgados de β_5 y β_6 , y por tanto debemos calcular los correspondientes errores estándar robustos a heterocedasticidad.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 27. Utilizando las estimaciones apropiadas, y manteniendo constante todo lo demás, una madre casada de 20 años de edad trabaja, en promedio, unas 5.1 horas semanales menos que una madre soltera de 40 años de edad.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 28. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, para que la ecuación esté sobreidentificada bastaría que $C(\mathtt{mb1}, \mathtt{Marr}) \neq 0$ y $C(\mathtt{mb1}, \mathtt{nchild}) \neq 0$ simultáneamente, o que $C(\mathtt{boy1}, \mathtt{Marr}) \neq 0$ y $C(\mathtt{boy1}, \mathtt{nchild}) \neq 0$ simultáneamente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 29. Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que, todo lo demás constante, una madre de 31 años de edad trabaja en promedio unas 1.18 horas semanales menos que una madre de 30 años de edad.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 30. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = 0$, $C(\mathtt{boy1}, u) \neq 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, la ecuación no está identificada, por lo que deberíamos estimarla apropiadamente por MCO.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 31. La hipótesis nula de que el modelo es lineal en los años de educación y en la edad de la madre es $H_0: \beta_2 = \beta_4 = 0$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 32. Utilizando las estimaciones apropiadas, la edad aumenta el número de horas semanales trabajadas para mujeres de hasta 29 años, mientras que para mujeres por encima de dicha edad, incrementos de la edad tienden a reducir la cantidad de horas trabajadas.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 33. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, necesitaríamos un instrumento adicional por variable endógena para tener una ecuación sobreidentificada.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 34. Utilizando las estimaciones apropiadas, una madre casada de 20 años de edad, con un niño, y con 12 años de educación trabajará un promedio de 14.1 horas semanales.
 A. Verdadero.
 B. Falso.
 35. Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que una mayor educación incre-
- 35. Utilizando las estimaciones apropiadas, podemos afirmar que una mayor educación incrementa la cantidad media de horas trabajadas pero a una tasa decreciente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 36. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, la ecuación está identificada, manteniéndose todo lo demás constante, incluso aunque $\mathtt{mb1}$ no sea significativo en la $Salida \ 2$ y $\mathtt{boy1}$ sea no significativo en la $Salida \ 2$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 37. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, necesitaríamos un instrumento adicional para tener una ecuación sobreidentificada.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 38. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = C(\mathtt{Marr}, u) = 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, podríamos estimar consistentemente el modelo usando sólo uno de los instrumentos. Sin embargo, las estimaciones resultantes serían menos eficientes que si utilizáramos ambos instrumentos.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 39. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, la ecuación está identificada, manteniéndose todo lo demás constante, incluso aunque $\mathtt{mb1}$ no sea significativo en la $Salida\ 4$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 40. Utilizando las estimaciones apropiadas, una madre casada de 25 años de edad, con un niño, y con 12 años de educación trabajará un promedio de 27.4 horas semanales.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 41. Utilizando las estimaciones apropiadas, y manteniendo constante todo lo demás, una madre soltera de 20 años de edad trabaja, en promedio, unas 13.9 horas semanales más que una madre casada de 40 años de edad.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 42. Si estimáramos la misma ecuación que en la Salida~6 por MCO, utilizando Marr pero sustituyendo nchild por su predicción correspondiente basada en las estimaciones de la Salida~4, la estimación numérica de β_6 sería idéntica a la de la Salida~6, pero la estimación numérica de β_5 diferiría de la de la Salida~6.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 43. Si C(Marr, u) = C(nchild, u) = 0, podemos afirmar que las horas semanales trabajadas tienden a aumentar con los años de educación pero a una tasa decreciente. Sin embargo, las horas trabajadas no decrecen con la educación para el rango de valores relevante (menos de 20 años de educación).
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 44. Podríamos haber obtenido estimaciones idénticas de los coeficientes de la Salida 6 si estimáramos la misma ecuación por MC2E, pero usando como instrumentos las predicciones correspondientes de Marr y nchild basadas en la Salida 2 y en la Salida 4, respectivamente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 45. Para contrastar únicamente la exogeneidad de Marr, debemos proceder de forma similar a la Salida 7, pero excluyendo u_nchild, y usar el estadístico t de u_Marr para implementar el contraste de exogeneidad.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 46. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = C(\mathtt{Marr}, u) = 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, tendremos una ecuación exactamente indentificada, que puede estimarse apropiadamente por MCO.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 47. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, mirando los resultados de la Salida 2 a la Salida 5, podemos concluir a partir de los estadísticos correspondientes, que son aproximadamente 130.3 y 5884.6, y al 5% de significación, que $\mathtt{mb1}$ y $\mathtt{boy1}$ son instrumentos válidos.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 48. De acuerdo con la información disponible, podemos implementar el contraste de exogeneidad de forma equivalente (con un valor similar) de nchild y Marr usando la Salida 7 y la Salida 1.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 49. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = C(\mathtt{boy1}, u) = 0$, mirando los resultados de la Salida 2 a la Salida 5, podemos concluir a partir de los estadísticos correspondientes, que son aproximadamente 2264.0 y 27369.6, y al 5% de significación, que $\mathtt{mb1}$ y $\mathtt{boy1}$ son instrumentos válidos.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 50. Si C(Marr, u) = 0 pero $C(\texttt{nchild}, u) \neq 0$ todas las estimaciones de la Salida 1 serán en general sesgadas e inconsistentes.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 51. Si C(Marr, u) = 0 pero $C(nchild, u) \neq 0$ podemos afirmar en base a la Salida 1 que una madre casada trabaja en media 5.7 horas semanales menos que una madre soltera. Sin embargo, no podemos decir nada sobre el impacto del número de niños, porque su coeficiente estimado es inconsistente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 52. De acuerdo con la información disponible, rechazamos la exogeneidad de nchild y Marr al 5% de significación, en vista del valor del estadístico χ^2 de 234.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 53. Si C(Marr, u) = C(nchild, u) = 0, podemos afirmar que las horas semanales trabajadas aumentan con la edad de la madre, pero a una tasa decreciente. Sin embargo, las horas trabajadas no decrecen con la edad para el rango de valores relevante (por debajo de 65 años).
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 54. Si $C(\texttt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\texttt{nchild}, u) \neq 0$ pero tanto Marr como nchild tienen media cero y no están correlacionadas con los demás regresores, que son exógenos, las estimaciones MCO de $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ y β_4 serían consistentes, mientras que las de β_5 y β_6 , no.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 55. Dada la información disponible, no es posible contrastar la exogeneidad de los instrumentos mb1 y boy1.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 56. Dada la información disponible, para contrastar que **mb1** no está correlacionado con u necesitamos un instrumento adicional para poder implementar un contraste de restricciones de sobreidentificación.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 57. La hipótesis nula de que el modelo es lineal en los años de educación y en la edad de la madre es $H_0: \beta_2 = \beta_4 = 1$.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

- 58. Para contrastar que **nchild** no está correlacionado con *u*, podemos eliminar Marr de la estimación, de manera que tendríamos entonces dos instrumentos para **nchild** y podríamos implementar un contraste de restricciones de sobredentificación.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 59. Podríamos haber obtenido estimaciones idénticas de los coeficientes de la Salida 6 si estimáramos la misma ecuación por MCO, pero sustituyendo Marr y nchild por sus predicciones correspondientes basadas en la Salida 2 y en la Salida 4, respectivamente.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.
- 60. Si $C(\mathtt{mb1}, u) = 0$, $C(\mathtt{boy1}, u) \neq 0$, $C(\mathtt{Marr}, u) \neq 0$ y $C(\mathtt{nchild}, u) \neq 0$, independientemente de la correlación parcial de los instrumentos con Marr y nchild, ni MCO ni MC2E proporcionarían estimadores consistentes.
 - A. Verdadero.
 - B. Falso.

Solución del Examen Tipo: 1

Universidad Carlos III de Madrid

<u>ECONOMETRÍA I</u>

Curso 2008/09

EXAMEN FINAL (Convocatoria Extraordinaria)
1 de Septiembre de 2009

Problema 1

5. B.	4. A.	3. A.	2. A.	1. B.
10. A.	9. A.	8. B.	7. B.	6. A.
15. A.	14. A.	13. A.	12. B.	11. B.
20. B.		18. A.	17. B.	16. A.
25. A.		23. A.		21. B.

Problema 2

32. B.		30. B.		28. B.	27. B.	
39. A.		37. A.	36. A.	35. B.		
46. B.	45. B.	44. A.	43. A.	42. B.		40. B.
53. B.	52. A.	51. B.	50. A.	49. B.	48. A.	
60. A.	59. A.			56. A.		

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID ECONOMETRÍA

Curso 2009/10 EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)

25 de Junio de 2010

Muy importante: Tenga en cuenta que:

- 1. Cada pregunta del cuestionario, salvo que se indique expresamente lo contrario, requiere un análisis completo de todas las salidas del problema al que se refiere.
 - Por ejemplo, para responder aquellas preguntas que se refieren a "estimaciones apropiadas", o "dadas las estimaciones" o "dadas las condiciones del problema", deben usarse los resultados basados en los estimadores consistentes y más eficientes de entre las distintas salidas.
- 2. El orden de las preguntas es aleatorio.
- 3. Cada salida incluye todas las variables explicativas utilizadas en la estimación correspondiente.
- 4. Algunos resultados correspondientes a las salidas presentadas han podido ser omitidos.
- 5. La variable dependiente puede variar en cada salida presentada dentro del mismo problema.
- 6. Para simplificar, diremos que un modelo está "bien especificado" cuando el modelo sea lineal en las variables en que se condiciona (tal y como aparecen en el modelo) y el error sea independiente en media de dichas variables.
- MCO y MC2E son las abreviaturas de mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en 2 etapas, respectivamente.
- 8. Se adjuntan tablas estadísticas al final de este documento.

Problema: Determinantes de la fertilidad.

Queremos estudiar los determinantes del número total de niños que ha tenido una mujer (KIDS). Nos interesa, entre otras cosas, conocer si han cambiado los índices de fertilidad (entendidos como el número medio de hijos por mujer) a lo largo del tiempo. Disponemos de una muestra de 476 mujeres de la Encuesta Social General (General Social Survey) del Centro de Investigación Nacional de Opinión de Estados Unidos para los años 1972, 1978 y 1984.

Las características de la mujer que consideramos son EDUC (Años de educación), AGE (Edad), AGE^2 (Edad al cuadrado), BLACK (Variable binaria que toma el valor 1 si la mujer es de raza negra y 0 en caso contrario).

Además, para considerar la posibilidad de que los índices de fertilidad cambien a lo largo del tiempo, disponemos de las variables YEAR (año al que corresponde la observación; esta variable toma tres valores posibles: 72, 78 u 84); Y72 (Variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde al año 1972 y 0 en caso contrario); Y78 (Variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde al año 1978 y 0 en caso contrario); Y84 (Variable binaria que toma el valor 1 si la observación corresponde al año 1984 y 0 en caso contrario).

Por último, cabe la posibilidad de utilizar la interacción de YEAR con educación, $(YEAR \times EDUC)$. Se han considerado los siguientes modelos para analizar los determinantes del número de hijos:

$$KIDS = \beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE^2 + \beta_3 BLACK + \beta_4 EDUC + \beta_5 YEAR + \varepsilon_1$$
 (I)

$$KIDS = \delta_0 + \delta_1 AGE + \delta_2 AGE^2 + \delta_3 BLACK + \delta_4 EDUC + \delta_5 Y78 + \delta_6 Y84 + \varepsilon_2$$
 (II)

$$KIDS = \gamma_0 + \gamma_1 AGE + \gamma_2 AGE^2 + \gamma_3 BLACK + \gamma_4 EDUC + \gamma_5 YEAR + \gamma_6 (YEAR \times EDUC) + \varepsilon_3$$
 (III)

También se dispone de dos variables binarias adicionales, RURAL (que toma el valor 1 si la mujer residía en un área rural en su adolescencia y 0 en caso contrario) y LPOP (que toma el valor 1 si la mujer residía en un área densamente poblada en su adolescencia y 0 en caso contrario). Por supuesto, pueden considerarse también las interacciones de YEAR con estas dos variables, $(YEAR \times RURAL)$ y $(YEAR \times LPOP)$.

A continuación se presentan los resultados de diversas estimaciones:

Salida 1: OLS, using observations 1–476

	Depe:	ndent va	ariable: <i>K</i>	ADS	
	Coefficie	ent St	d. Error	t-ratio	p-value
const	-2.19	966	5.0370	-0.4361	0.6630
AGE	0.47	788	0.2178	2.1982	0.0284
AGE^2	-0.00)54	0.0025	-2.1862	0.0293
BLACK	0.36	640	0.2929	1.2429	0.2145
EDUC	-0.13	381	0.0298	-4.6403	0.0000
YEAR	-0.04	189	0.0152	-3.2135	0.0014
Mean depend	ent var	2.67	S.D. $d\epsilon$	ependent va	r 1.67
Sum squared	resid	1197.9	S.E. of	regression	1.60
R^2		0.0993	Adjuste	$ed R^2$	0.0897
F(5,470)		10.36	P-value	e(F)	1.9e-09

Salida 2: OLS, using observations 1-476

	Coefficien	t Sto	l. Error	t-ratio	p-value
const	-6.050	0	4.8054	-1.2590	0.2087
AGE	0.490	8	0.2179	2.2518	0.0248
AGE^2	-0.005	5	0.0025	-2.2398	0.0256
BLACK	0.381	4	0.2931	1.3014	0.1938
EDUC	-0.137	4	0.0298	-4.6184	0.0000
Y78	-0.100	1	0.1871	-0.5351	0.5929
Y84	-0.579	4	0.1827	-3.1706	0.0016
Mean depend	ent var	2.67	S.D. de	ependent va	r 1.67
Sum squared	resid 1	194.3	S.E. of	regression	1.60
R^2	0	.1020	Adjust	$ed R^2$	0.0905
F(6, 469)		8.87	P-value	e(F)	3.5e-09

Coefficient covariance matrix (Salida 2)

AGE	AGE^2	BLACK	EDUC	Y78	Y84	
?	-0.0005	0.0013	0.0007	0.0034	0.0036	AGE
	?	-1.4×10^{-5}	-7.4×10^{-6}	-3.6×10^{-5}	-3.6×10^{-5}	AGE^2
		?	0	0.0030	0.0012	BLACK
			?	-0.0003	-0.0008	EDUC
				?	0.0180	Y78
					?	Y84

Salida 3: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: KIDS

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	-15.5816	7.4233	-2.0990	0.0363
AGE	0.4401	0.2172	2.0261	0.0433
AGE^2	-0.0050	0.0025	-2.0148	0.0445
BLACK	0.3984	0.2917	1.3660	0.1726
EDUC	0.9904	0.4627	2.1403	0.0328
YEAR	0.1321	0.0756	1.7473	0.0812
$(YEAR \times EDUC)$	-0.0143	0.0059	-2.4438	0.0149

Mean dependent var	2.67	S.D. dependent var	1.67
Sum squared resid	1182.8	S.E. of regression	1.588072
R^2	0.1106	Adjusted \mathbb{R}^2	0.0992
F(6,469)	9.7	P-value (F)	$4.2e{-}10$

Coefficient covariance matrix (Salida 3)

					(
AGE	AGE^2	BLACK	EDUC	YEAR	$(YEAR \times EDUC)$	
?	-0.0005	0.0009	-0.0066	-0.0009	9.3×10^{-5}	AGE
	?	-9.3×10^{-6}	7.5×10^{-5}	1×10^{-5}	-1×10^{-6}	AGE^2
		?	0.0069884	0.0011365	-8.3×10^{-5}	BLACK
			?	0.034144	-0.0027	EDUC
				?	-0.0004	YEAR
					?	$(YEAR \times EDUC)$

Salida 4: TSLS, using observations 1-476

Dependent variable: KIDS

Instrumented: EDUC

Instruments: const $AGE \ AGE^2 \ BLACK \ YEAR \ RURAL \ LPOP$	$(YEAR \times RURAL) (YEAR \times LPOP)$)
--	--	---

	Coefficient	Std. Error	z-stat	p-value		
const	-43.3158	34.9236	-1.2403	0.2149		
AGE	0.6207	0.2728	2.2749	0.0229		
AGE^2	-0.0069	0.0031	-2.2416	0.0250		
BLACK	0.6224	0.3591	1.7331	0.0831		
EDUC	3.0089	2.8246	1.0652	0.2868		
YEAR	0.3817	0.4369	0.8736	0.3824		
$(YEAR \times EDUC)$	-0.0360	0.0350	-1.0299	0.3031		
Mea	an dependent va	er 2.67	S.D. depe	endent var	1.67	
Sur	a squared resid	1497.2	S.E. of re	gression	1.79	
R^2	-	0.0061	Adjusted	\mathbb{R}^2	-0.0066	
F(6	(469)	4.28	P-value(F	7)	0.00033	

Coefficient covariance matrix (Salida 4)

AGE	AGE^2	BLACK	EDUC	YEAR	$(YEAR \times EDUC)$	
?	-0.0008	0.0058	-0.1016	-0.0195	0.0015	AGE
	?	-5.7×10^{-5}	0.0012	0.0002	-1.8×10^{-5}	AGE^2
		?	0.3550	0.0521	-0.0042	BLACK
			?	1.2291	-0.0986	EDUC
				?	-0.0153	YEAR
					?	$(YEAR \times EDUC)$

Salida 5A: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: $EDUC$					
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value	
const	15.7871	8.2430	1.9152	0.0561	
AGE	-0.6551	0.3326	-1.9693	0.0495	
AGE^2	0.0071	0.0038	1.8905	0.0593	
BLACK	-0.3120	0.4519	-0.6904	0.4903	
YEAR	0.1492	0.0358	4.1732	0.0000	
RURAL	11.1516	4.1572	2.6825	0.0076	
LPOP	5.0678	3.6998	1.3698	0.1714	
$(YEAR \times RURAL)$	-0.1509	0.0530	-2.8455	0.0046	
$(YEAR \times LPOP)$	-0.0586	0.0473	-1.2389	0.2160	
Mean dependent va	ar 12.71	S.D. depende	ent var	2.53	
Sum sauprod rosid	9743 1	S.F. of rogres	egion	2.42	

12.11	S.D. dependent var	2.33
2743.1	S.E. of regression	2.42
0.0974	Adjusted \mathbb{R}^2	0.0819
6.3	P-value (F)	9.2e-08
	$2743.1 \\ 0.0974$	2743.1 S.E. of regression 0.0974 Adjusted R^2 6.3 P-value(F)

Salida 5B: OLS, using observations 1-476

Dependent variable: EDUC

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	24.0167	7.7205	3.1108	0.0020
AGE	-0.7663	0.3354	-2.2849	0.0228
AGE^2	0.0083	0.0038	2.1778	0.0299
BLACK	-0.5512	0.4528	-1.2174	0.2241
YEAR	0.0779	0.0233	3.3433	0.0009

Mean dependent var	12.71	S.D. dependent var	2.53
Sum squared resid	2878.1	S.E. of regression	2.47
R^2	0.0530	Adjusted \mathbb{R}^2	0.0449
F(4,471)	6.6	P-value (F)	0.00004

Salida 5C: OLS, using observations 1–476 Dependent variable: $(YEAR \times EDUC)$

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	322.8543	649.5532	0.4970	0.6194
AGE	-54.4209	26.2127	-2.0761	0.0384
AGE^2	0.5941	0.2974	1.9977	0.0463
BLACK	-22.7724	35.6073	-0.6395	0.5228
YEAR	24.2667	2.8177	8.6124	0.0000
RURAL	907.9992	327.5882	2.7718	0.0058
LPOP	355.6616	291.5432	1.2199	0.2231
$(YEAR \times RURAL)$	-12.3139	4.1784	-2.9471	0.0034
$(YEAR \times LPOP)$	-4.0834	3.7263	-1.0958	0.2737
Mean dependent var	997.41	S.D. depen	dent var	220.29
Sum squared resid	17033368	S.E. of regr	ession	190.98
R^2	0.2610	Adjusted R	\mathbb{R}^2	0.2484
F(8,467)	20.6	$\operatorname{P-value}(F)$		8.4e-27

Salida 5D: OLS, using observations 1–476 Dependent variable: $(YEAR \times EDUC)$

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	957.0200	609.1059	1.5712	0.1168
AGE	-63.0297	26.4602	-2.3821	0.0176
AGE^2	0.6831	0.3003	2.2748	0.0234
BLACK	-40.9939	35.7203	-1.1476	0.2517
YEAR	18.7665	1.8383	10.2087	0.0000

Mean dependent var	997.41	S.D. dependent var	220.29
Sum squared resid	17914806	S.E. of regression	195.03
R^2	0.2228	Adjusted \mathbb{R}^2	0.2162
F(4,471)	33.7	P-value (F)	8.8e-25

Salida 6: OLS, using observations 1-476

Dependent variable: KIDS

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
const	-43.3158	30.9547	-1.3993	0.1624
AGE	0.6207	0.2418	2.5665	0.0106
AGE^2	-0.0069	0.0027	-2.5291	0.0118
BLACK	0.6224	0.3183	1.9553	0.0511
EDUC	3.0089	2.5036	1.2018	0.2300
YEAR	0.3817	0.3873	0.9856	0.3249
$(YEAR \times EDUC)$	-0.0360	0.0310	-1.1619	0.2459
RES5A	-2.0124	2.5476	-0.7899	0.4300
RES5C	0.0214	0.0316	0.6790	0.4975

NOTA: RES5A y RES5C son los respectivos residuos de las Salida 5A y 5C.

Mean dependent var	2.67	S.D. dependent var	1.67
R^2	0.1250	Adjusted \mathbb{R}^2	

Salida 7: OLS, using observations 1-476

Danie II	0 2 0, acme	, obbot rectorio	1 1.0							
Dependent variable: RES4										
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value						
const	-0.9642	6.0759	-0.1587	0.8740						
AGE	0.0135	0.2452	0.0551	0.9561						
AGE^2	-0.0001	0.0028	-0.0536	0.9572						
BLACK	-0.0349	0.3331	-0.1047	0.9166						
YEAR	0.0098	0.0264	0.3716	0.7104						
RURAL	-0.8046	3.0643	-0.2626	0.7930						
LPOP	2.3062	2.7271	0.8456	0.3982						
$(YEAR \times RURAL)$	0.0082	0.0391	0.2105	0.8334						
$(YEAR \times LPOP)$	-0.0315	0.0349	-0.9027	0.3671						
NOTA: $RES4$ son los	residuos de	e la Salida 4.								
Mean dependent var	0.0000	S.D. depende	ent var	1.77						
Sum squared resid	1490.4	S.E. of regres		1.79						
R^2	0.0046	Adjusted R^2	_	0.0125						
F(8,467)	0.2689	P-value (F)		0.9757						
•		` ′								

$\begin{array}{c} {\bf Universidad~Carlos~III~de~Madrid} \\ {\bf \underline{ECONOMETR\'{\bf IA}}} \end{array}$

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 25 de Junio de 2010

Tipo de examen: $\boxed{1}$

TIEMPO: 125 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 48 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.
 - Las respuestas incorrectas tendrán una puntuación de cero.
 - Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada nula y su puntuación será cero.
- Para obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente 28 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).
- 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: Lunes 28 de Junio.
- Fecha y lugar de revisión:
 - Grupos del Campus de **Getafe**: Miércoles 30 de Junio a las 14:30 h. Aulas 15.1.39, 15.1.41 y 15.1.43.

- Grupos del Campus de **Colmenarejo**: Jueves 1 de Julio a las 14:30 h. Aula 1.0.B08.

• Normas para la revisión:

- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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															
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.				47.			
12.				24.				36.				48.			

Tipo de examen: 1 página 2

- 1. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año), la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6$.
 - (b) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_5 = 0.$
- 2. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante, la varianza de los estimadores de los coeficientes de las variables relevantes sería mayor cuanto:
 - (a) Mayor sea la proporción de mujeres de raza negra en la muestra.
 - (b) Más correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
 - (c) Menos correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
- 3. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) \neq 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. Suponga además que disponemos de cuatro variables adicionales Z_{1} , Z_{2} , Z_{3} , Z_{4} no incluidas en el modelo y que sabemos que no están correlacionadas con ε_{2} . Entonces, en cualquier caso:
 - (a) Si estimáramos el modelo (II), incluyendo Z_1 , Z_2 , Z_3 , Z_4 como variables adicionales, por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían consistentes.
 - (b) Si estimáramos el modelo (II) por MC2E utilizando Z_1, Z_2, Z_3, Z_4 como instrumentos, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$, serían consistentes.
 - (c) Si estimáramos el modelo (II) por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían inconsistentes.
- 4. Si en el modelo (I) se omitiera alguna variable relevante, entonces las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Siempre inconsistentes.
 - (c) Consistentes, siempre que la variable omitida no esté correlacionada con las restantes variables explicativas del modelo.
- 5. Suponga que tenemos la seguridad de que AGE, BLACK y, por supuesto, YEAR, no están correlacionadas con ε_2 . Además, suponga que RURAL y LPOP tampoco están correlacionadas con ε_2 . Si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente RURAL como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) El programa Gretl nos indicaría que no hay suficientes instrumentos.
 - (b) Serían inconsistentes.
 - (c) Serían menos eficientes que los estimadores MC2E que utilizaran tanto RURAL como LPOP como instrumentos.

- 6. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 (a) RURAL es mejor instrumento que LPOP.
 (b) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- 7. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, podemos afirmar que el modelo está:
 - (a) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 2.
 - (b) Exactamente identificado.
 - (c) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 1.
- 8. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que el efecto causal de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_1 \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_2 = 0.$
- 9. Comparando los modelos (I), (II) y (III):
 - (a) Los modelos (I) y (II) no son comparables, ya que ninguno de los dos se puede expresar como un caso particular del otro.
 - (b) El modelo (I) es el más restrictivo.
 - (c) El modelo (III) es el menos restrictivo.
- 10. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (II) puede expresarse como el modelo (I) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 6\delta_5$.
 - (b) $\delta_6 = \delta_5$.
 - (c) $\delta_6 = 2\delta_5$.
- 11. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable *EDUC* estuviera medida con error (y dicho error tuviese varianza estrictamente positiva), las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Consistentes, aunque menos eficientes que si la variable no se midiera con error.
 - (b) Siempre inconsistentes.
 - (c) Inconsistentes, sólo si el error de medida estuviera correlacionado con el error del modelo.
- 12. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con la misma edad, la primera de las cuales tiene 7 años menos de estudios que la segunda. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) 1 hijo más que la segunda.
 - (b) 1 hijo menos que la segunda.
 - (c) El mismo número de hijos que la segunda.

- 13. Si la educación fuera una variable endógena:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
- 14. Suponiendo que RURAL y LPOP no están correlacionados con ε_3 , si quisiéramos contrastar que las variables RURAL y LPOP son instrumentos válidos para EDUC, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 7.8.
 - (b) 51.4.
 - (c) 23.4.
- 15. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de $V\left(KIDS|AGE,BLACK,EDUC,YEAR\right)$ (redondeada a 1 decimal), es:
 - (a) 1.6.
 - (b) 2.8.
 - (c) 2.6.
- 16. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años:
 - (a) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (b) Las mujeres con mayor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (c) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
- 17. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, para una edad, raza y nivel de educación determinados (y redondeando a 1 decimal):
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos menos que una mujer en el año 1984.
 - (b) Una mujer en el año 1984 tenía en media 0.6 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos más que una mujer en el año 1972.
- 18. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_4 = 0.$
 - (b) $H_0: \left\{ \begin{array}{ll} \gamma_4 \gamma_6 = 0 \\ \gamma_6 = 0 \end{array} \right.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6$.

- 19. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer negra con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos (redondeando a 2 decimales):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 1.64.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.06.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.63.
- 20. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas, así como las variables RURAL y LPOP y las interacciones de éstas con YEAR.
- 21. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, si quisiera realizar un contraste de restricciones de sobreidentificación, utilizaría como estadístico de contraste:
 - (a) El R^2 de la Salida 4 multiplicado por el número de observaciones.
 - (b) El \mathbb{R}^2 de la Salida 7 multiplicado por el número de observaciones.
 - (c) El R^2 de la Salida 5A multiplicado por el número de observaciones.
- 22. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación es igual para las mujeres observadas en 1978 que para las mujeres observadas en 1984, la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\gamma_4 = \gamma_6 = 0$.
 - (b) $\gamma_6 = 0$.
 - (c) $\gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6$.
- 23. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año):
 - (a) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (b) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (c) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.

- 24. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) Los modelos (I) y (II) no son modelos comparables porque el modelo (I) incluye variables que no incluye el modelo (II), y viceversa.
 - (b) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (c) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación dadas, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
- 25. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
- 26. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que en el año 1972, el número medio de hijos para una mujer negra con 10 años de educación es el mismo que para una mujer negra de igual edad pero con 12 años de educación, la hipótesis nula sería:
 - (a) $H_0: \gamma_4 = -144\gamma_6$.
 - (b) $H_0: \gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: 2\gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
- 27. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer también negra y con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) No podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
 - (b) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (c) Podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
- 28. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Los resultados de la Salida 7 nos permiten contrastar que:
 - (a) La educación no está correlacionada con los instrumentos utilizados en la Salida 4.
 - (b) Ninguno de los instrumentos utilizados en la Salida 4 está correlacionado con ε_3 .
 - (c) La educación no está correlacionada con ε_3 .
- 29. Concentrándonos en los modelos (I) y (II):
 - (a) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (b) El modelo (II) está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (c) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).

- 30. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 2.4 hijos más en 1972 que en 1984.
 - (b) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 29.3 hijos más en 1972 que en 1984.
 - (c) El número medio de hijos que tiene una mujer en 1978 es un 29.3% menor que el de una mujer en 1972.
- 31. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la educación sobre el número de hijos es:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Negativo (en promedio) para todas las mujeres de la muestra.
 - (c) Positivo (en promedio) para las mujeres negras, ya que el coeficiente de BLACK es mayor en valor absoluto que el coeficiente de EDUC.
- 32. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). A la vista de los resultados:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (III) es igual a cero.
 - (b) Rechazamos que EDUC es exógena.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
- 33. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios, en el año 1972, el número medio de hijos es aproximadamente:
 - (a) 0.98.
 - (b) 0.34.
 - (c) 1.12.
- 34. Suponga que desea obtener el efecto causal de la educación sobre el número de hijos en el modelo (III). Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada:
 - (a) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (b) Necesitaríamos al menos una variable no incluida en el modelo y no correlacionada con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E.
 - (c) Necesitaríamos al menos dos variables diferentes no incluidas en el modelo y no correlacionadas con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E, ya que la educación aparece en el modelo (III) interaccionada con la variable YEAR.
- 35. Suponga que estamos interesados en el modelo (II) y su relación con el modelo (I). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Si dicha conjetura es cierta, debe cumplirse que:
 - (a) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (b) Los términos constantes de ambos modelos son iguales, es decir, $\beta_0 = \delta_0$.
 - (c) $6\beta_5 = \delta_6 \delta_5$.

- 36. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, y a la luz de los resultados presentados:
 - (a) No se dispone de información para concluir si dichos instrumentos son o no válidos.
 - (b) No rechazamos la validez de dichos instrumentos.
 - (c) Rechazamos la validez de dichos instrumentos.
- 37. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, las mujeres negras con 20 años de edad y 5 años de educación han visto disminuir su número medio de hijos de 1978 a 1984 (redondeando a 1 decimal) en:
 - (a) -0.8.
 - (b) -0.7.
 - (c) -0.4.
- 38. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Entonces:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR, Y78 e Y84 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I) o que el modelo (II).
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 sería mayor que el de la Salida 2.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y84 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
- 39. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula de que el efecto causal de la educación es el mismo para mujeres observadas en 1978 que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 1% de significación.
 - (b) No rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5%, pero no al 1% de significación.
- 40. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante:
 - (a) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (b) La Salida 1 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (c) Para que la Salida 2 proporcionara estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (II) habría que estimar el modelo eliminando la variable *BLACK*.

- 41. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que tanto RURAL como LPOP son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos y sus respectivas interacciones con la variable YEAR, dichos instrumentos y sus respectivas interacciones son conjuntamente significativos.
 - (c) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
- 42. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1984.
 - (b) El efecto causal de la educación es positivo.
 - (c) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1972.
- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad medios:
 - (a) No disponemos de información concluyente.
 - (b) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (c) Han disminuido a lo largo del tiempo.
- 44. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6 = 0.$
- 45. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, el estadístico de contraste, en valor absoluto (redondeando a 1 decimal) sería:
 - (a) 14.7.
 - (b) 1.7.
 - (c) 2.4.
- 46. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que el valor del coeficiente de Y78 es exactamente la mitad del valor del coeficiente de Y84.
 - (b) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son iguales.

- 47. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a 1 decimal):
 - (a) 4.5 hijos menos.
 - (b) 0.2 hijos más.
 - (c) 5.3 hijos más.
- 48. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) No es posible responder con la información disponible.
 - (b) Significativamente distinta de cero.
 - (c) Estadísticamente igual a cero.

Tipo de examen: |1|

$\begin{array}{c} {\rm Universidad~Carlos~III~de~Madrid} \\ {\rm \underline{ECONOMETR\'{I}A}} \end{array}$

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 25 de Junio de 2010

Tipo de examen: 2

TIEMPO: 125 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 48 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.
 - Las respuestas incorrectas tendrán una puntuación de cero.
 - Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada nula y su puntuación será cero.
- Para obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente 28 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).
- 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: Lunes 28 de Junio.
- Fecha y lugar de revisión:
 - Grupos del Campus de **Getafe**: Miércoles 30 de Junio a las 14:30 h. Aulas 15.1.39, 15.1.41 y 15.1.43.

- Grupos del Campus de **Colmenarejo**: Jueves 1 de Julio a las 14:30 h. Aula 1.0.B08.

• Normas para la revisión:

- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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														
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.				47.			
12.				24.				36.				48.			

- 1. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año):
 - (a) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
 - (b) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (c) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
- 2. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con la misma edad, la primera de las cuales tiene 7 años menos de estudios que la segunda. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) El mismo número de hijos que la segunda.
 - (b) 1 hijo menos que la segunda.
 - (c) 1 hijo más que la segunda.
- 3. Suponiendo que RURAL y LPOP no están correlacionados con ε_3 , si quisiéramos contrastar que las variables RURAL y LPOP son instrumentos válidos para EDUC, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 23.4.
 - (b) 51.4.
 - (c) 7.8.
- 4. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer negra con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos (redondeando a 2 decimales):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.63.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.06.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 1.64.
- 5. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que el efecto causal de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_1 \delta_2 = 0.$
- 6. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que en el año 1972, el número medio de hijos para una mujer negra con 10 años de educación es el mismo que para una mujer negra de igual edad pero con 12 años de educación, la hipótesis nula sería:
 - (a) $H_0: 2\gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 = -144\gamma_6$.

- 7. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
- 8. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, el estadístico de contraste, en valor absoluto (redondeando a 1 decimal) sería:
 - (a) 2.4.
 - (b) 1.7.
 - (c) 14.7.
- 9. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) \neq 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. Suponga además que disponemos de cuatro variables adicionales Z_{1} , Z_{2} , Z_{3} , Z_{4} no incluidas en el modelo y que sabemos que no están correlacionadas con ε_{2} . Entonces, en cualquier caso:
 - (a) Si estimáramos el modelo (II) por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían inconsistentes.
 - (b) Si estimáramos el modelo (II) por MC2E utilizando Z_1, Z_2, Z_3, Z_4 como instrumentos, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$, serían consistentes.
 - (c) Si estimáramos el modelo (II), incluyendo Z_1 , Z_2 , Z_3 , Z_4 como variables adicionales, por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían consistentes.
- 10. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad medios:
 - (a) Han disminuido a lo largo del tiempo.
 - (b) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (c) No disponemos de información concluyente.
- 11. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer también negra y con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
 - (b) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (c) No podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
- 12. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Los resultados de la Salida 7 nos permiten contrastar que:
 - (a) La educación no está correlacionada con ε_3 .
 - (b) Ninguno de los instrumentos utilizados en la Salida 4 está correlacionado con ε_3 .
- (c) La educación no está correlacionada con los instrumentos utilizados en la Salida 4. Tipo de examen: 2 página 4

- 13. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años:
 - (a) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
 - (b) Las mujeres con mayor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (c) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
- 14. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Estadísticamente igual a cero.
 - (b) Significativamente distinta de cero.
 - (c) No es posible responder con la información disponible.
- 15. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación dadas, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
 - (b) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (c) Los modelos (I) y (II) no son modelos comparables porque el modelo (I) incluye variables que no incluye el modelo (II), y viceversa.
- 16. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable EDUC estuviera medida con error (y dicho error tuviese varianza estrictamente positiva), las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Inconsistentes, sólo si el error de medida estuviera correlacionado con el error del modelo.
 - (b) Siempre inconsistentes.
 - (c) Consistentes, aunque menos eficientes que si la variable no se midiera con error.
- 17. Si en el modelo (I) se omitiera alguna variable relevante, entonces las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Consistentes, siempre que la variable omitida no esté correlacionada con las restantes variables explicativas del modelo.
 - (b) Siempre inconsistentes.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 18. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son iguales.
 - (b) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que el valor del coeficiente de Y78 es exactamente la mitad del valor del coeficiente de Y84.

- 19. Suponga que tenemos la seguridad de que AGE, BLACK y, por supuesto, YEAR, no están correlacionadas con ε_2 . Además, suponga que RURAL y LPOP tampoco están correlacionadas con ε_2 . Si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente RURAL como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían menos eficientes que los estimadores MC2E que utilizaran tanto RURAL como LPOP como instrumentos.
 - (b) Serían inconsistentes.
 - (c) El programa Gretl nos indicaría que no hay suficientes instrumentos.
- 20. Concentrándonos en los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
 - (b) El modelo (II) está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (c) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- 21. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas, así como las variables RURAL y LPOP y las interacciones de éstas con YEAR.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
- 22. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de $V\left(KIDS|AGE,BLACK,EDUC,YEAR\right)$ (redondeada a 1 decimal), es:
 - (a) 2.6.
 - (b) 2.8.
 - (c) 1.6.
- 23. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que tanto RURAL como LPOP son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos y sus respectivas interacciones con la variable YEAR, dichos instrumentos y sus respectivas interacciones son conjuntamente significativos.
 - (c) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.

- 24. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la educación sobre el número de hijos es:
 - (a) Positivo (en promedio) para las mujeres negras, ya que el coeficiente de BLACK es mayor en valor absoluto que el coeficiente de EDUC.
 - (b) Negativo (en promedio) para todas las mujeres de la muestra.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 25. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
 - (b) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 26. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1972.
 - (b) El efecto causal de la educación es positivo.
 - (c) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1984.
- 27. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante, la varianza de los estimadores de los coeficientes de las variables relevantes sería mayor cuanto:
 - (a) Menos correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
 - (b) Más correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
 - (c) Mayor sea la proporción de mujeres de raza negra en la muestra.
- 28. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, y a la luz de los resultados presentados:
 - (a) Rechazamos la validez de dichos instrumentos.
 - (b) No rechazamos la validez de dichos instrumentos.
 - (c) No se dispone de información para concluir si dichos instrumentos son o no válidos.
- 29. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, las mujeres negras con 20 años de edad y 5 años de educación han visto disminuir su número medio de hijos de 1978 a 1984 (redondeando a 1 decimal) en:
 - (a) -0.4.
 - (b) -0.7.
 - (c) -0.8.

- 30. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC. Entonces:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y84 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 sería mayor que el de la Salida 2.
 - (c) Si incluyéramos además YEAR, Y78 e Y84 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I) o que el modelo (II).
- 31. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, podemos afirmar que el modelo está:
 - (a) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 1.
 - (b) Exactamente identificado.
 - (c) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 2.
- 32. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año), la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_5 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6$.
- 33. Suponga que desea obtener el efecto causal de la educación sobre el número de hijos en el modelo (III). Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada:
 - (a) Necesitaríamos al menos dos variables diferentes no incluidas en el modelo y no correlacionadas con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E, ya que la educación aparece en el modelo (III) interaccionada con la variable YEAR.
 - (b) Necesitaríamos al menos una variable no incluida en el modelo y no correlacionada con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E.
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 34. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante:
 - (a) Para que la Salida 2 proporcionara estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (II) habría que estimar el modelo eliminando la variable BLACK.
 - (b) La Salida 1 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (c) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.

- 35. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) El número medio de hijos que tiene una mujer en 1978 es un 29.3% menor que el de una mujer en 1972.
 - (b) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 29.3 hijos más en 1972 que en 1984.
 - (c) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 2.4 hijos más en 1972 que en 1984.
- 36. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios, en el año 1972, el número medio de hijos es aproximadamente:
 - (a) 1.12.
 - (b) 0.34.
 - (c) 0.98.
- 37. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). A la vista de los resultados:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
 - (b) Rechazamos que *EDUC* es exógena.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (III) es igual a cero.
- 38. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a 1 decimal):
 - (a) 5.3 hijos más.
 - (b) 0.2 hijos más.
 - (c) 4.5 hijos menos.
- 39. Suponga que estamos interesados en el modelo (II) y su relación con el modelo (I). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Si dicha conjetura es cierta, debe cumplirse que:
 - (a) $6\beta_5 = \delta_6 \delta_5$.
 - (b) Los términos constantes de ambos modelos son iguales, es decir, $\beta_0 = \delta_0$.
 - (c) $\delta_5 = \delta_6$.
- 40. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (II) puede expresarse como el modelo (I) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = 2\delta_5$.
 - (b) $\delta_6 = \delta_5$.
 - (c) $\delta_6 = 6\delta_5$.

- 41. Si la educación fuera una variable endógena:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
 - (b) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
- 42. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, para una edad, raza y nivel de educación determinados (y redondeando a 1 decimal):
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos más que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1984 tenía en media 0.6 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos menos que una mujer en el año 1984.
- 43. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, si quisiera realizar un contraste de restricciones de sobreidentificación, utilizaría como estadístico de contraste:
 - (a) El R^2 de la Salida 5A multiplicado por el número de observaciones.
 - (b) El \mathbb{R}^2 de la Salida 7 multiplicado por el número de observaciones.
 - (c) El \mathbb{R}^2 de la Salida 4 multiplicado por el número de observaciones.
- 44. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6$.
 - (b) $H_0: \left\{ \begin{array}{ll} \gamma_4 \gamma_6 = 0 \\ \gamma_6 = 0 \end{array} \right.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 = 0.$
- 45. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula de que el efecto causal de la educación es el mismo para mujeres observadas en 1978 que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5%, pero no al 1% de significación.
 - (b) No rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 1% de significación.
- 46. Comparando los modelos (I), (II) y (III):
 - (a) El modelo (III) es el menos restrictivo.
 - (b) El modelo (I) es el más restrictivo.
 - (c) Los modelos (I) y (II) no son comparables, ya que ninguno de los dos se puede expresar como un caso particular del otro.

- 47. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación es igual para las mujeres observadas en 1978 que para las mujeres observadas en 1984, la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6$.
 - (b) $\gamma_6 = 0$.
 - (c) $\gamma_4 = \gamma_6 = 0$.
- 48. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
 - (b) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 - (c) RURAL es mejor instrumento que LPOP.

$\begin{array}{c} \text{Universidad Carlos III de Madrid} \\ \underline{\text{ECONOMETR} \acute{\textbf{1}} \textbf{A}} \end{array}$

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 25 de Junio de 2010

Tipo de examen: 3

TIEMPO: 125 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 48 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.
 - Las respuestas incorrectas tendrán una puntuación de cero.
 - Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada nula y su puntuación será cero.
- Para obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente 28 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).
- 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: Lunes 28 de Junio.
- Fecha y lugar de revisión:
 - Grupos del Campus de **Getafe**: Miércoles 30 de Junio a las 14:30 h. Aulas 15.1.39, 15.1.41 y 15.1.43.

- Grupos del Campus de **Colmenarejo**: Jueves 1 de Julio a las 14:30 h. Aula 1.0.B08.

• Normas para la revisión:

- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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														
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.				47.			
12.				24.				36.				48.			

- 1. Concentrándonos en los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) está mal especificado, porque omite la variable Y72.
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - (c) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
- 2. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante, la varianza de los estimadores de los coeficientes de las variables relevantes sería mayor cuanto:
 - (a) Más correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
 - (b) Mayor sea la proporción de mujeres de raza negra en la muestra.
 - (c) Menos correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
- 3. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que tanto RURAL como LPOP son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si, en una regresión de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos y sus respectivas interacciones con la variable YEAR, dichos instrumentos y sus respectivas interacciones son conjuntamente significativos.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (c) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
- 4. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años:
 - (a) Las mujeres con mayor nivel de educación tienen en promedio más niños.
 - (b) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (c) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
- 5. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, el estadístico de contraste, en valor absoluto (redondeando a 1 decimal) sería:
 - (a) 1.7.
 - (b) 14.7.
 - (c) 2.4.
- 6. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_6 = 0$.
 - (b) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6 = 0.$

- 7. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, podemos afirmar que el modelo está:
 - (a) Exactamente identificado.
 - (b) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 2.
 - (c) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 1.
- 8. Comparando los modelos (I) y (II), el modelo (II) puede expresarse como el modelo (I) con la siguiente restricción:
 - (a) $\delta_6 = \delta_5$.
 - (b) $\delta_6 = 6\delta_5$.
 - (c) $\delta_6 = 2\delta_5$.
- 9. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con la misma edad, la primera de las cuales tiene 7 años menos de estudios que la segunda. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) 1 hijo menos que la segunda.
 - (b) 1 hijo más que la segunda.
 - (c) El mismo número de hijos que la segunda.
- 10. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, y a la luz de los resultados presentados:
 - (a) No rechazamos la validez de dichos instrumentos.
 - (b) No se dispone de información para concluir si dichos instrumentos son o no válidos.
 - (c) Rechazamos la validez de dichos instrumentos.
- 11. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
- 12. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación es igual para las mujeres observadas en 1978 que para las mujeres observadas en 1984, la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\gamma_6 = 0$.
 - (b) $\gamma_4 = \gamma_6 = 0$.
 - (c) $\gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6$.

- 13. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). A la vista de los resultados:
 - (a) Rechazamos que *EDUC* es exógena.
 - (b) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (III) es igual a cero.
 - (c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
- 14. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, las mujeres negras con 20 años de edad y 5 años de educación han visto disminuir su número medio de hijos de 1978 a 1984 (redondeando a 1 decimal) en:
 - (a) -0.7.
 - (b) -0.8.
 - (c) -0.4.
- 15. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \begin{cases} \gamma_4 \gamma_6 = 0 \\ \gamma_6 = 0 \end{cases}$.
 - (b) $H_0: \gamma_4 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6$.
- 16. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año), la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6$.
 - (c) $H_0: \gamma_5 = 0.$
- 17. Si la educación fuera una variable endógena:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
- 18. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que en el año 1972, el número medio de hijos para una mujer negra con 10 años de educación es el mismo que para una mujer negra de igual edad pero con 12 años de educación, la hipótesis nula sería:
 - (a) $H_0: \gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_4 = -144\gamma_6.$
 - (c) $H_0: 2\gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$

- 19. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer también negra y con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
 - (b) No podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
 - (c) Podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
- 20. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 29.3 hijos más en 1972 que en 1984.
 - (b) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 2.4 hijos más en 1972 que en 1984.
 - (c) El número medio de hijos que tiene una mujer en 1978 es un 29.3% menor que el de una mujer en 1972.
- 21. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que el efecto causal de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 \delta_2 = 0.$
 - (c) $H_0: \delta_2 = 0.$
- 22. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer negra con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos (redondeando a 2 decimales):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.06.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 1.64.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.63.
- 23. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable EDUC estuviera medida con error (y dicho error tuviese varianza estrictamente positiva), las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Siempre inconsistentes.
 - (b) Consistentes, aunque menos eficientes que si la variable no se midiera con error.
 - (c) Inconsistentes, sólo si el error de medida estuviera correlacionado con el error del modelo.
- 24. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año):
 - (a) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (c) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.

- 25. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas, así como las variables RURAL y LPOP y las interacciones de éstas con YEAR.
- 26. Suponiendo que RURAL y LPOP no están correlacionados con ε_3 , si quisiéramos contrastar que las variables RURAL y LPOP son instrumentos válidos para EDUC, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 51.4.
 - (b) 7.8.
 - (c) 23.4.
- 27. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a 1 decimal):
 - (a) 0.2 hijos más.
 - (b) 4.5 hijos menos.
 - (c) 5.3 hijos más.
- 28. Comparando los modelos (I), (II) y (III):
 - (a) El modelo (I) es el más restrictivo.
 - (b) Los modelos (I) y (II) no son comparables, ya que ninguno de los dos se puede expresar como un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (III) es el menos restrictivo.
- 29. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
 - (b) Los modelos (I) y (II) no son modelos comparables porque el modelo (I) incluye variables que no incluye el modelo (II), y viceversa.
 - (c) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación dadas, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.

- 30. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Significativamente distinta de cero.
 - (b) No es posible responder con la información disponible.
 - (c) Estadísticamente igual a cero.
- 31. Suponga que tenemos la seguridad de que AGE, BLACK y, por supuesto, YEAR, no están correlacionadas con ε_2 . Además, suponga que RURAL y LPOP tampoco están correlacionadas con ε_2 . Si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente RURAL como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían inconsistentes.
 - (b) El programa Gretl nos indicaría que no hay suficientes instrumentos.
 - (c) Serían menos eficientes que los estimadores MC2E que utilizaran tanto RURAL como LPOP como instrumentos.
- 32. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula de que el efecto causal de la educación es el mismo para mujeres observadas en 1978 que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) No rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.
 - (b) Rechazamos dicha hipótesis nula al 1% de significación.
 - (c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5%, pero no al 1% de significación.
- 33. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante:
 - (a) La Salida 1 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (I).
 - (b) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (c) Para que la Salida 2 proporcionara estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (II) habría que estimar el modelo eliminando la variable *BLACK*.
- 34. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Los resultados de la Salida 7 nos permiten contrastar que:
 - (a) Ninguno de los instrumentos utilizados en la Salida 4 está correlacionado con ε_3 .
 - (b) La educación no está correlacionada con los instrumentos utilizados en la Salida 4.
 - (c) La educación no está correlacionada con ε_3 .
- 35. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios, en el año 1972, el número medio de hijos es aproximadamente:
 - (a) 0.34.
 - (b) 0.98.
 - (c) 1.12.

- 36. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la educación sobre el número de hijos es:
 - (a) Negativo (en promedio) para todas las mujeres de la muestra.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Positivo (en promedio) para las mujeres negras, ya que el coeficiente de BLACK es mayor en valor absoluto que el coeficiente de EDUC.
- 37. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de $V\left(KIDS|AGE,BLACK,EDUC,YEAR\right)$ (redondeada a 1 decimal), es:
 - (a) 2.8.
 - (b) 1.6.
 - (c) 2.6.
- 38. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, $AGE, AGE^2, BLACK$ y EDUC. Entonces:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 sería mayor que el de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR, Y78 e Y84 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I) o que el modelo (II).
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y84 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
- 39. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad medios:
 - (a) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
 - (b) No disponemos de información concluyente.
 - (c) Han disminuido a lo largo del tiempo.
- 40. Suponga que estamos interesados en el modelo (II) y su relación con el modelo (I). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Si dicha conjetura es cierta, debe cumplirse que:
 - (a) Los términos constantes de ambos modelos son iguales, es decir, $\beta_0 = \delta_0$.
 - (b) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (c) $6\beta_5 = \delta_6 \delta_5$.
- 41. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, si quisiera realizar un contraste de restricciones de sobreidentificación, utilizaría como estadístico de contraste:
 - (a) El \mathbb{R}^2 de la Salida 7 multiplicado por el número de observaciones.
 - (b) El \mathbb{R}^2 de la Salida 4 multiplicado por el número de observaciones.
 - (c) El \mathbb{R}^2 de la Salida 5A multiplicado por el número de observaciones.

- 42. Suponga que desea obtener el efecto causal de la educación sobre el número de hijos en el modelo (III). Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada:
 - (a) Necesitaríamos al menos una variable no incluida en el modelo y no correlacionada con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Necesitaríamos al menos dos variables diferentes no incluidas en el modelo y no correlacionadas con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E, ya que la educación aparece en el modelo (III) interaccionada con la variable YEAR.
- 43. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
 - (b) RURAL es mejor instrumento que LPOP.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- 44. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro.
 - (b) El modelo (I) impone la restricción de que el valor del coeficiente de Y78 es exactamente la mitad del valor del coeficiente de Y84.
 - (c) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son iguales.
- 45. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E\left(\varepsilon_{2} \middle| AGE, BLACK, EDUC, Y78, Y84\right) \neq 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. Suponga además que disponemos de cuatro variables adicionales Z_{1} , Z_{2} , Z_{3} , Z_{4} no incluidas en el modelo y que sabemos que no están correlacionadas con ε_{2} . Entonces, en cualquier caso:
 - (a) Si estimáramos el modelo (II) por MC2E utilizando Z_1, Z_2, Z_3, Z_4 como instrumentos, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$, serían consistentes.
 - (b) Si estimáramos el modelo (II), incluyendo Z_1 , Z_2 , Z_3 , Z_4 como variables adicionales, por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían consistentes.
 - (c) Si estimáramos el modelo (II) por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían inconsistentes.
- 46. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, para una edad, raza y nivel de educación determinados (y redondeando a 1 decimal):
 - (a) Una mujer en el año 1984 tenía en media 0.6 hijos menos que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos menos que una mujer en el año 1984
 - (c) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos más que una mujer en el año 1972.

- 47. Si en el modelo (I) se omitiera alguna variable relevante, entonces las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Siempre inconsistentes.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Consistentes, siempre que la variable omitida no esté correlacionada con las restantes variables explicativas del modelo.
- 48. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto causal de la educación es positivo.
 - (b) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1984.
 - (c) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1972.

$\begin{array}{c} {\bf Universidad~Carlos~III~de~Madrid} \\ {\bf \underline{ECONOMETR\'{1}A}} \end{array}$

Curso 2009/10

EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria) 25 de Junio de 2010

Tipo de examen: 4

TIEMPO: 125 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 48 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- 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 ó C).
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.
 - Las respuestas incorrectas tendrán una puntuación de cero.
 - Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada nula y su puntuación será cero.
- Para obtener una calificación de 5 sobre 10 en el examen, hay que responder correctamente 28 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).
- 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: Lunes 28 de Junio.
- Fecha y lugar de revisión:
 - Grupos del Campus de **Getafe**: Miércoles 30 de Junio a las 14:30 h. Aulas 15.1.39, 15.1.41 y 15.1.43.

- Grupos del Campus de Colmenarejo: Jueves 1 de Julio a las 14:30 h. Aula 1.0.B08.

• Normas para la revisión:

- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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														
	(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)		(a)	(b)	(c)
1.				13.				25.				37.			
2.				14.				26.				38.			
3.				15.				27.				39.			
4.				16.				28.				40.			
5.				17.				29.				41.			
6.				18.				30.				42.			
7.				19.				31.				43.			
8.				20.				32.				44.			
9.				21.				33.				45.			
10.				22.				34.				46.			
11.				23.				35.				47.			
12.				24.				36.				48.			

- 1. Comparando los modelos (I), (II) y (III):
 - (a) El modelo (III) es el menos restrictivo.
 - (b) Los modelos (I) y (II) no son comparables, ya que ninguno de los dos se puede expresar como un caso particular del otro.
 - (c) El modelo (I) es el más restrictivo.
- 2. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación es igual para las mujeres observadas en 1978 que para las mujeres observadas en 1984, la hipótesis nula a contrastar sería:
 - (a) $\gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6$.
 - (b) $\gamma_4 = \gamma_6 = 0$.
 - (c) $\gamma_6 = 0$.
- 3. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis de que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año):
 - (a) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
 - (b) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.
 - (c) No se rechaza, ya que el p-valor del estadístico correspondiente es igual a 0.
- 4. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer negra con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos (redondeando a 2 decimales):
 - (a) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.63.
 - (b) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 1.64.
 - (c) El estadístico de contraste es aproximadamente t = 0.06.
- 5. Si en el modelo (I) se omitiera alguna variable relevante, entonces las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - (a) Consistentes, siempre que la variable omitida no esté correlacionada con las restantes variables explicativas del modelo.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Siempre inconsistentes.
- 6. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto causal de la educación sobre el número de hijos no depende del año, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
 - (c) $H_0: \gamma_6 = 0.$

- 7. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, y a la luz de los resultados presentados:
 - (a) Rechazamos la validez de dichos instrumentos.
 - (b) No se dispone de información para concluir si dichos instrumentos son o no válidos.
 - (c) No rechazamos la validez de dichos instrumentos.
- 8. Si la educación fuera una variable endógena:
 - (a) Los coeficientes estimados en la Salida 2 serían inconsistentes para el modelo (II), pero los de la Salida 3 no lo serían para el modelo (III).
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Los coeficientes estimados en la Salida 1 serían inconsistentes para el modelo (I), pero los de la Salida 2 no lo serían para el modelo (II).
- 9. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante:
 - (a) Para que la Salida 2 proporcionara estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (II) habría que estimar el modelo eliminando la variable *BLACK*.
 - (b) Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
 - (c) La Salida 1 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (I).
- 10. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el efecto de la educación para mujeres observadas en 1978 es el mismo que para mujeres observadas en 1984, el estadístico de contraste, en valor absoluto (redondeando a 1 decimal) sería:
 - (a) 2.4.
 - (b) 14.7.
 - (c) 1.7.
- 11. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Los resultados de la Salida 7 nos permiten contrastar que:
 - (a) La educación no está correlacionada con ε_3 .
 - (b) La educación no está correlacionada con los instrumentos utilizados en la Salida 4.
 - (c) Ninguno de los instrumentos utilizados en la Salida 4 está correlacionado con ε_3 .
- 12. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar la hipótesis nula de que el efecto causal de la educación es el mismo para mujeres observadas en 1978 que para mujeres observadas en 1984, podemos concluir que:
 - (a) Rechazamos dicha hipótesis nula al 5%, pero no al 1% de significación.
 - (b) Rechazamos dicha hipótesis nula al 1% de significación.
 - (c) No rechazamos dicha hipótesis nula al 5% de significación.

- 13. Suponga que estamos interesados en el modelo (II) y su relación con el modelo (I). Considere la siguiente conjetura: "Para una edad, raza y nivel de educación determinados, la caída en el índice de fertilidad es constante a lo largo del tiempo". Si dicha conjetura es cierta, debe cumplirse que:
 - (a) $6\beta_5 = \delta_6 \delta_5$.
 - (b) $\delta_5 = \delta_6$.
 - (c) Los términos constantes de ambos modelos son iguales, es decir, $\beta_0 = \delta_0$.
- 14. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). A la vista de los resultados:
 - (a) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con EDUC es igual a cero.
 - (b) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (III) es igual a cero.
 - (c) Rechazamos que *EDUC* es exógena.
- 15. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas, así como las variables RURAL y LPOP y las interacciones de éstas con YEAR.
 - (b) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
 - (c) Estimando por MCO un modelo con KIDS como variable dependiente que incluya como regresores todas las variables explicativas exógenas y las correspondientes predicciones de la educación y de su interacción con YEAR, basadas en las respectivas estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
- 16. Suponga que estamos interesados en el modelo (II). Considere la siguiente afirmación: "En el año 1972, el índice de fertilidad de una mujer negra de 30 años con 10 años de estudios es igual que el de una mujer también negra y con igual educación pero 1 año más joven". Dados los resultados obtenidos:
 - (a) Podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
 - (b) No podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
 - (c) Al 1% de significación, podemos rechazar dicha afirmación.
- 17. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Considere dos mujeres entrevistadas en el mismo año, ambas de raza blanca y con la misma edad, la primera de las cuales tiene 7 años menos de estudios que la segunda. La primera tendrá, en promedio, aproximadamente (redondeando al entero más próximo):
 - (a) El mismo número de hijos que la segunda.
 - (b) 1 hijo más que la segunda.
 - (c) 1 hijo menos que la segunda.

- 18. Concentrándonos en los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
 - (b) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - El modelo (II) está mal especificado, porque omite la variable Y72. (c)
- 19. Suponga que el error del modelo (II) verifica $E(\varepsilon_2|AGE,BLACK,EDUC,Y78,Y84) \neq 0$ para cualquier combinación de valores de las variables explicativas, pero no se cumple el supuesto de homocedasticidad. Suponga además que disponemos de cuatro variables adicionales Z_1 , Z_2, Z_3, Z_4 no incluidas en el modelo y que sabemos que no están correlacionadas con ε_2 . Entonces, en cualquier caso:
 - Si estimáramos el modelo (II) por MCO, los estimadores que obtendríamos para los (a) coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían inconsistentes.
 - Si estimáramos el modelo (II), incluyendo Z_1, Z_2, Z_3, Z_4 como variables adicionales, (b) por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían consistentes.
 - (c) Si estimáramos el modelo (II) por MC2E utilizando Z_1, Z_2, Z_3, Z_4 como instrumentos, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , serían consistentes.
- 20. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la variable EDUC estuviera medida con error (y dicho error tuviese varianza estrictamente positiva), las estimaciones de la Salida 1 serían:
 - Inconsistentes, sólo si el error de medida estuviera correlacionado con el error del (a)
 - Consistentes, aunque menos eficientes que si la variable no se midiera con error. (b)
 - (c) Siempre inconsistentes.
- 21. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, podemos afirmar que el modelo está:
 - Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 1. (a)
 - (b) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 2.
 - (c) Exactamente identificado.
- 22. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, para una edad, raza y nivel de educación determinados (y redondeando a 1 decimal):
 - (a) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos más que una mujer en el año 1972.
 - (b) Una mujer en el año 1978 tenía en media 0.3 hijos menos que una mujer en el año
 - (c) Una mujer en el año 1984 tenía en media 0.6 hijos menos que una mujer en el año 1972.
- 23. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que el efecto causal de la edad sobre el número de hijos es constante, la hipótesis nula sería
 - (a) $H_0: \delta_2 = 0.$
 - (b) $H_0: \delta_1 \delta_2 = 0.$
- (c) $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0.$ Tipo de examen: $\boxed{4}$

24.	Comparando los modelos (I) y ((II), el modelo	(II) puede	expresarse	como el	modelo (I) con
	la siguiente restricción:						

- (a) $\delta_6 = 2\delta_5$.
- (b) $\delta_6 = 6\delta_5$.
- (c) $\delta_6 = \delta_5$.
- 25. Suponga que estamos interesados en el modelo (III). La información proporcionada en la Salida 6 nos permite averiguar si:
 - (a) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
 - (b) RURAL es mejor instrumento que LPOP.
 - (c) Se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad de la educación.
- 26. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3, y considerando solamente mujeres menores de 40 años:
 - (a) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
 - (b) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
 - (c) Las mujeres con mayor nivel de educación tienen en promedio más niños.
- 27. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, las mujeres negras con 20 años de edad y 5 años de educación han visto disminuir su número medio de hijos de 1978 a 1984 (redondeando a 1 decimal) en:
 - (a) -0.4.
 - (b) -0.8.
 - (c) -0.7.
- 28. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que tanto RURAL como LPOP son instrumentos válidos, habría que:
 - (a) Contrastar si el residuo de la forma reducida (proyección lineal de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y los dos instrumentos) tiene un efecto significativo sobre la educación.
 - (b) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
 - (c) Contrastar si, en una regresión de EDUC sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos y sus respectivas interacciones con la variable YEAR, dichos instrumentos y sus respectivas interacciones son conjuntamente significativos.
- 29. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, en el año 1972, la diferencia media en el número de hijos entre una mujer negra y una mujer blanca de igual edad pero con 5 años menos de estudios es (redondeando a 1 decimal):
 - (a) 5.3 hijos más.
 - (b) 4.5 hijos menos.
 - (c) 0.2 hijos más.

- 30. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si quisiera contrastar que en el año 1972, el número medio de hijos para una mujer negra con 10 años de educación es el mismo que para una mujer negra de igual edad pero con 12 años de educación, la hipótesis nula sería:
 - (a) $H_0: 2\gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_4 = -144\gamma_6.$
 - (c) $H_0: \gamma_4 + 72\gamma_6 = 0.$
- 31. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que la educación no afecta a la fertilidad, la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_4 = \gamma_6$.
 - (b) $H_0: \gamma_4 = 0.$
 - (c) $H_0: \begin{cases} \gamma_4 \gamma_6 = 0 \\ \gamma_6 = 0 \end{cases}$.
- 32. Considere el modelo (III) y suponga que la educación es una variable endógena. Teniendo en cuenta los instrumentos utilizados en la Salida 4, si quisiera realizar un contraste de restricciones de sobreidentificación, utilizaría como estadístico de contraste:
 - (a) El \mathbb{R}^2 de la Salida 5A multiplicado por el número de observaciones.
 - (b) El \mathbb{R}^2 de la Salida 4 multiplicado por el número de observaciones.
 - (c) El R^2 de la Salida 7 multiplicado por el número de observaciones.
- 33. Suponga que tenemos la seguridad de que AGE, BLACK y, por supuesto, YEAR, no están correlacionadas con ε_2 . Además, suponga que RURAL y LPOP tampoco están correlacionadas con ε_2 . Si hubiéramos estimado el modelo (II) por MC2E pero utilizando solamente RURAL como instrumento para EDUC, los estimadores obtenidos para los parámetros del modelo (II):
 - (a) Serían menos eficientes que los estimadores MC2E que utilizaran tanto RURAL como LPOP como instrumentos.
 - (b) El programa Gretl nos indicaría que no hay suficientes instrumentos.
 - (c) Serían inconsistentes.
- 34. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (II) es menos restrictivo, ya que permite que, para una raza, edad y educación dadas, el índice de fertilidad cambie de manera diferente a lo largo del tiempo.
 - (b) Los modelos (I) y (II) no son modelos comparables porque el modelo (I) incluye variables que no incluye el modelo (II), y viceversa.
 - (c) El modelo (I) es más restrictivo, ya que impone que el efecto de la educación sobre el número de hijos en el año 1972 es nulo.
- 35. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones (y redondeando a dos decimales), para una mujer blanca de 20 años de edad con 10 de estudios, en el año 1972, el número medio de hijos es aproximadamente:
 - (a) 1.12.
 - (b) 0.98.
 - (c) 0.34.

- 36. Suponga que desea obtener el efecto causal de la educación sobre el número de hijos en el modelo (III). Si la educación fuera una variable endógena, a la luz de la información proporcionada:
 - (a) Necesitaríamos al menos dos variables diferentes no incluidas en el modelo y no correlacionadas con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E, ya que la educación aparece en el modelo (III) interaccionada con la variable YEAR.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Necesitaríamos al menos una variable no incluida en el modelo y no correlacionada con ε_3 para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E.
- 37. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 3:
 - (a) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1972.
 - (b) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1984.
 - (c) El efecto causal de la educación es positivo.
- 38. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de $V\left(KIDS|AGE,BLACK,EDUC,YEAR\right)$ (redondeada a 1 decimal), es:
 - (a) 2.6.
 - (b) 1.6.
 - (c) 2.8.
- 39. Suponga que el modelo (III) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si queremos contrastar que el número medio de hijos no depende del momento del tiempo (el año), la hipótesis nula es:
 - (a) $H_0: \gamma_5 = 0.$
 - (b) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6.$
 - (c) $H_0: \gamma_5 = \gamma_6 = 0.$
- 40. Utilizando KIDS como variable dependiente, considere modelos que incluyen una constante, $AGE, AGE^2, BLACK$ y EDUC. Entonces:
 - (a) Si incluyéramos además YEAR e Y84 como variables explicativas y estimáramos por MCO, los coeficientes estimados de AGE, AGE^2 , BLACK y EDUC coincidirían con los de la Salida 2.
 - (b) Si incluyéramos además YEAR, Y78 e Y84 como variables explicativas, dicho modelo sería más general que el modelo (I) o que el modelo (II).
 - (c) Si incluyéramos además YEAR e Y78 como variables explicativas y estimáramos por MCO, el R^2 sería mayor que el de la Salida 2.
- 41. Comparando los modelos (I) y (II):
 - (a) El modelo (I) impone la restricción de que los coeficientes de Y78 e Y84 son iguales.
 - (b) El modelo (I) impone la restricción de que el valor del coeficiente de Y78 es exactamente la mitad del valor del coeficiente de Y84.
 - (c) Los modelos (I) y (II) son modelos distintos porque ninguno es un caso particular del otro

- 42. Los coeficientes de la estimación por MC2E de la Salida 4 podrían haberse obtenido de forma equivalente:
 - (a) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5A y 5C.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Estimando por MC2E un modelo con KIDS como variable dependiente que incluye como regresores las variables explicativas exógenas, la educación y su interacción con YEAR, utilizando como instrumentos predicciones basadas en las estimaciones de las Salidas 5B y 5D.
- 43. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dados los resultados de la Salida 1, podemos decir que los índices de fertilidad medios:
 - (a) Han disminuido a lo largo del tiempo.
 - (b) No disponemos de información concluyente.
 - (c) Se han mantenido constantes a lo largo del tiempo.
- 44. Suponiendo que RURAL y LPOP no están correlacionados con ε_3 , si quisiéramos contrastar que las variables RURAL y LPOP son instrumentos válidos para EDUC, el valor del estadístico de contraste sería
 - (a) 23.4.
 - (b) 7.8.
 - (c) 51.4.
- 45. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, la diferencia media en el número de hijos entre dos mujeres de 1972 y de 1978 respectivamente, pero con similares características es:
 - (a) Estadísticamente igual a cero.
 - (b) No es posible responder con la información disponible.
 - (c) Significativamente distinta de cero.
- 46. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Dadas las estimaciones, para una edad, educación y raza dadas:
 - (a) El número medio de hijos que tiene una mujer en 1978 es un 29.3% menor que el de una mujer en 1972.
 - (b) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 2.4 hijos más en 1972 que en 1984.
 - (c) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 29.3 hijos más en 1972 que en 1984.
- 47. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. De acuerdo con la Salida 1, el efecto de la educación sobre el número de hijos es:
 - (a) Positivo (en promedio) para las mujeres negras, ya que el coeficiente de BLACK es mayor en valor absoluto que el coeficiente de EDUC.
 - (b) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
 - (c) Negativo (en promedio) para todas las mujeres de la muestra.

- 48. Suponga que el modelo (II) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Si la raza (BLACK) fuera una variable irrelevante, la varianza de los estimadores de los coeficientes de las variables relevantes sería mayor cuanto:
 - (a) Menos correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.
 - (b) Mayor sea la proporción de mujeres de raza negra en la muestra.
 - (c) Más correlacionada esté BLACK con las variables relevantes.

ESTUDIOS DE GRADO

Asignatura: ECONOMETRIA

Examen (25 de junio de 2010): SOLUCIONES

Pregunta	Tipo 1	Tipo 2	Tipo 3	Tipo 4
1	В	C	C	C
2	В	С	A	С
3	С	A	A	В
4	С	C	C	В
5	С	A	С	
6				A
7	В	В	A	C C
	Α	В	В	
8	С	A	С	В
9	В	A	В	В
10	С	A	A	A
11	В	C	С	C
12	A	В	A	Α
13	A	A	A	A
14	С	В	С	С
15	С	А	А	В
16	С	В	Α	В
17	В	А	В	В
18	В	С	Α	Α
19	Α	Α	В	Α
20	Α	Α	Α	С
21	В	С	С	В
22	В	Α	В	С
23	Α	В	Α	Α
24	С	В	В	Α
25	С	Α	В	С
26	В	Α	С	Α
27	Α	В	Α	Α
28	В	В	Α	С
29	С	Α	С	С
30	В	Α	Α	С
31	В	С	С	С
32	В	В	С	С
33	В	В	В	Α
34	В	С	Α	Α
35	С	В	Α	С
36	В	В	Α	С
37	С	В	С	Α
38	С	В	С	Α
39	С	А	С	С
40	Α	А	С	А
41	В	С	А	В
42	С	В	А	Α
43	С	В	Α	Α
44	В	В	В	Α
45	С	A	С	С
46	A	В	A	С
47	В	В	С	С
48	В	В	С	С
				-

Estudios de Grado

Asignatura: ECONOMETRIA Examen (25 de Junio de 2010)

Correspondencia entre número de respuestas correctas y nota del examen

Número de respuestas correctas	Nota del examen
1	0.00
2	0.19
3	0.37
4	0.56
5	0.74
6	0.93
7	1.11
8	1.30
9	1.48
10	1.67
11	1.85
12	2.04
13	2.22
14	2.41
15	2.59
16	2.78
17	2.96
18	3.15
19	3.33
20	3.52
21	3.70
22	3.89
23	4.07
24	4.26
25	4.44
26	4.63
27	4.81
28	5.00
29	5.25
30	5.50
31	5.75
32	6.00
33	6.25
34	6.50
35	6.75
36	7.00
37	7.25
38	7.50
39	7.75
40	8.00
41	8.25
42	8.50
43	8.75
44	9.00
45	9.25
46	9.50
47	9.75
48	10.00

19 de Mayo de 2011

Muy importante: Tenga en cuenta que:

- Salvo que la pregunta incluya condiciones o supuestos adicionales, su respuesta debe basarse únicamente en las condiciones establecidas en el enunciado del problema.
- 2. Salvo indicación en contario, cada pregunta requiere un anaálisis completo de toda la información contenida en el problema correspondiente.
 Por ejemplo, para responder a preguntas referidas a "estimaciones apropriadas", "estimaciones válidas", o "dadas las estimaciones" o "dadas las condiciones del problema", etc., deben utilizarse los resultados basados en las salidas que proporciones las estima-
- 3. Tenga en cuenta que para 2 variables aleatorias cualesquiera, U, V, denotamos L(U|V) como la proyección lineal de U dado V, y E(U|V) como la media condicional de U dado V.

ciones consistentes y más eficientes.

- 4. Para escoger la mejor predicción, utilizaremos el criterio de minimizar el errror cuadrático medio de la predicción, dada la información disponible.
- Cada salida de estimaciones de Gretl incluye todas las variables explicativas utilizadas en la estimación correspondiente.
- 6. Es posible que se hayan omitido algunos resultados en las salidas.
- 7. La variable dependiente puede variar entre distintas salidas del mismo problema.
- 8. OLS (MCO), IV (VI) y 2SLS o TSLS (MC2E), son abreviaturas de mínimos cuadrados ordinarios, variables instrumentales, y mínimos cuadrados en dos etapas, respectivamente.
- 9. Se incluyen tablas estadísticas al final de este documento.

Problema 1:

Considere la función de masa de probabilidad conjunta:

$$\begin{array}{c|ccccc} P(Y,X) & & X & & X \\ \hline & \mathbf{0} & \mathbf{5} & \mathbf{10} \\ \hline Y & \mathbf{1} & 0.2 & 0 & 0.2 \\ \mathbf{2} & 0.1 & 0 & 0.1 \\ \mathbf{3} & 0 & 0.2 & 0.2 \end{array}$$

Problema 2:

Considere el modelo

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X + \varepsilon,$$

donde Y= Gasto familiar en alimentación (en euros), X= Gasto familiar total (en euros), $y \in \mathfrak{S}$ en término de error inobservable para el que $E(\varepsilon)=0$. Estamos interesados en el mejor predictor de $\ln Y$ dado $\ln X$.

2

Problema 3: Rendimiento de la Educación

Queremos estudiar el rendimiento de la educación (ED) sobre el salario (W). Nos interesa conocer si el salario medio varía en función de los años de educación. Disponemos de una muestra de 3010 varones jóvenes de EE.UU. en 1976 de la encuesta longitudinal de jóvenes varones (National Longitudinal Survey of Young Men, NLSYM) extraída de las encuestas longitudinales nacionales de EE.UU. de 1976.

Las características individuales de interés son ED (Años de educación), EX (Experiencia, en años), EX^2 (Experiencia al cuadrado). Además, consideramos diferencias étnicas mediante la variable WHITE (variable binaria que vale 1 si el individuo es blanco y 0 en caso contrario).

Estamos interesados en el modelo siguiente:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 ED + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + \beta_4 WHITE + \beta_5 \left(WHITE \times ED\right) + \beta_6 ABIL + u \ \left(0\right)$$

donde ABIL es la habilidad o capacidad individual. Sabemos que $E\left(u|ED,EX,WHITE,ABIL\right)=0$ para cualquier combinación de valores de ED,EX,WHITE,ABIL.

Sin embargo, ABIL no se observa, por lo que consideramos el modelo empírico:

$$\ln W = \gamma_0 + \gamma_1 ED + \gamma_2 EX + \gamma_3 EX^2 + \gamma_4 WHITE + \gamma_5 (WHITE \times ED) + \varepsilon$$
 (1)

Disponemos también de dos variables adicionales: NEAR es una variable ficticia que vale 1 si el individuo vivía cerca de una universidad y 0 en caso contrario, y $WHITE \times NEAR$ vale 1 si el individuo es blanco y vivía cerca de una universidad y 0 en caso contrario. Además, sabemos que $C(EX,\varepsilon)=C(EX^2,\varepsilon)=C(WHITE,\varepsilon)=C(NEAR,\varepsilon)=0$.

Los resultados de las distintas estimaciones se presentan a continuación:

Salida 1: OLS, using observations 1-3010 Dependent variable: $\ln(W)$

Sum squared resid R^2	Mean dependent var	$WHITE \times ED$	WHITE	EX^2	EX	ED	const	Coefficie
sid 447.8 0.2444	. 6.3	-0.023	0.522	-0.0023	0.085	0.100	4.249	Coefficient
. Adjusted R^2	. S.D. dependent var		0.082	0.0003	0.007	0.006	0.088	Std. Error
$\mathrm{d}\;R^2$	endent v		6.4	-7.7	12.1	16.7	48.3	t-ratio
0.2431	var 0.44	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	p-value

ಬ

Salida 2: OLS, using observations 1–3010

Dependent variable: $\ln(W)$

F S	P	E	<u>F</u>	<u>F</u>	c	
Sum squa R^2	Iean dep	EX^2	EX	ED	const	,
Sum squared resid R^2	. Mean dependent var 6.3	-0.	0.	0.	4.	Coefficient
$476.6 \\ 0.1958$	6.3	-0.0025	0.090	0.093	4.468	nt ,
. Adjusted R^2	S.D. dependent var 0.44	0.0003	0.007	0.00358023	0.069	Std. Error
R^2	endent va	•	•	•	•	t-ratio
0.1950	ar 0.44	٠			•	p-value

Salida 3: TSLS, using observations 1-3010

Dependent variable: $\ln(W)$

Instrumented: ED, $WHITE \times ED$

Instruments: const EX, EX^2 , WHITE, $NEAR\ WHITE \times NEAR$

Sum squared resid R^2	Mean dependent var 6.3	$WHITE \times ED$	WHITE	EX^2	EX	ED	const	Coefficient Std. Error z p-value
id 794.0 0.1957	Pr.	-0.010	0.159	-0.0024	0.156	0.262	1.617	Coefficient
. Adjusted \mathbb{R}^2	S.D. dependent var 0.44		0.681	0.0006	0.022	0.049	0.677	Std. Error
l R^2	endent		0.2	-4.0	7.1	5.3	2.4	8
0.1944	var 0.44	0.8504	.8148	0.0002	0.0000	0.0000	0.0168	p-value

Salida 4: OLS, using observations 1-3010

Dependent variable: ED

R^2	Sum	Mea:		WH	NEAR	WHITE	EX^2	EX	const		7
	Sum squared resid	Mean dependent var		$WHITE \times NEAR$	4R	ITE			t		Doloridone idinordi il
0.4674	11484.2	13.3		-0.070	0.585	1.157	0.00025	-0.407	15.599	Coefficient	t
. Adjusted R^2		. S.D. dependent var	•	0.176	0.152	0.142	0.0017	0.034	0.197	Std. Error	
$1 R^2$		endent v		-0.4	3.8	8.1	0.1	-12.0	79.2	t-ratio	
0.4665		ar 2.7		0.6903	0.0001	0.0000	0.8803	0.0000	0.0000	p-value	

 $\bf NOTA$ a la Salida 4: El R^2 de la estimación MCO de la proyección lineal de ED sobre $EX,\,EX^2$ y WHITE es 0.4588.

Salida 5: OLS, using observations 1-3010 Dependent variable: $WHITE \times ED$

Sum squared resid R^2	Mean dependent var	$WHITE \times NEAR$	NEAR	WHITE	2	EX	const	
$ \begin{array}{c} 10454.2 \\ 0.9097 \end{array} $	10.5	0.818	-0.282	12.707	0.0084	-0.462	3.776	Coefficient
. Adjusted \mathbb{R}^2	S.D. dependent var	0.168	0.145	0.135	0.0016	0.032	0.188	Std. Error
$1 R^2$	endent v	4.9	-1.9	94.1	5.2	-14.4	20.1	t-ratio
	7ar 6.2	0.0000	0.0520	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	p-value

NOTA a la Salida 5: El R^2 de la estimación MCO de la proyección lineal de $WHITE\times ED$ sobre $EX,\,EX^2$ yWHITE es 0.9083.

Salida 6: OLS, using observations 1-3010

Mean dependent var Sum squared resid	RES5	$WHITE \times ED$ $RES4$	WHITE	EX^2	EX	ED	const	Dependent variable: $\ln(W)$ Coefficie
6.3 id 442.4	-0.012	-0.010	0.159	-0.0024	0.157	0.262	1.617	ble: $\ln(W)$ Coefficient
S.D. dependent var 0.44	0.041	0.040	0.508	0.0005	0.016	0.036	0.505	Std. Error
endent v	-0.3	-0.2	0.3	-4.8	9.8	7.3	3.2	t-ratio
. 0.44	0.7730	0.8007	0.7538	0.0000	0.0000	0.0000	0.0014	p-value

NOTA a la Salida 6: RES4 y RES5 son los resiudos de las Salidas 5 y 6, respectiva-

Sum squared resid R^2	Mean dependent var	$WHITE \times NEAR$	NEAR	$WHITE \times ED$	WHITE	EX^2	EX	ED	const		Dependent variable: $ln(W)$	Salida 7: OLS, using observations 1-3010
$442.4 \\ 0.2535$	6.3	-0.002	0.094	-0.021	0.501	-0.0023	0.084	0.096	4.246	Coefficient	$\ln(W)$	ng observation
. Adjusted R^2	. S.D. dependent var	0.036	0.030	0.006	0.082	0.0003	0.007	0.006	0.087	Std. Error		s 1-3010
$1 R^2$	endent	-0.1	3.1	-3.5	6.2	-7.7	12.0	16.0	48.8	t-ratio		
0.2517	var 0.44	0.9542	0.0021	0.0008	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	p-value		

TIPO 1

19 de Mayo de 2011

DURACION: 2 HORAS Y 15 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- -Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 37 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- Si procede, se incluirá entre paréntesis al principio de la pregunta el número de problema al que se refiere.
- 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).
- UTILICE LAPIZ PARA RESPONDER EN LA HOJA DE LECTURA ÓPTICA.
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.

Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada incorrecta.

- Cada respuesta correcta sumará 0.27 puntos a la calificación. Cada respuesta incorrecta restará
 0.09 puntos a la calificación. Las preguntas sin responder se puntuarán con 0.
- La calificación resultará de la fórmula

$$[0.27 \times (\# \text{ resp. correctas}) - 0.09 \times (\# \text{ resp. incorrectas})] + 0.01$$

- 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 de los enunciados de problemas como borrador (no se facilitará más papel).

- Cualquier alumno que sea sorprendido hablando o intercambiando cualquier tipo de material en el examen o que altere el orden durante 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: Lunes 23 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
- * compruebe el número de respuestas correctas e incorrectas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

- 1. (Problema 3) Una variable instrumental válida para la educación, Z_1 , debe cumplir:
- (a) $C(\varepsilon, Z_1) = 0$.
- (b) $C(ED, Z_1) = 0$.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) $C(u, Z_1) = 0$.
- 2. (Problema 3) Al estimar el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y (WHITE × NEAR) como instrumentos, el modelo en la segunda etapa es:
- (a) $\ln(W) = \alpha_0 + \alpha_1 ED + \alpha_2 EX + \alpha_3 EX^2 + \alpha_4 W HITE + \alpha_5 (WHITE \times ED) + \alpha_6 NEAR + \alpha_7 (WHITE \times NEAR) + v_3.$
- (b) $\ln(W) = \delta_0 + \delta_1 N E A R + \delta_2 E X + \delta_3 E X^2 + \delta_4 W H I T E + \delta_5 (W H I T E \times N E A R) + v_1$
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) $\ln(W) = \theta_0 + \theta_1 E D + \theta_2 E X + \theta_3 E X^2 + \theta_4 W H I T E + \theta_5 (W H I T E \times E D) + v_2$, donde \widehat{ED} y $(W H I T E \times E D)$ son los valores predichos en base a las estimaciones de la primera etapa.
- 3. (Problema 3) Suponga que estimamos el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y ($WHITE \times NEAR$ como instrumentos. La correspondiente ecuación de primera etapa (forma reducida) para cada variable explicativa endógena incluye como variables explicativas:
- (a) Solamente las variables explicativas exógenas.
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) Todas las variables explicativas exógenas del modelo (1) y todos los instrumentos.
- (d) Solamente los instrumentos
- 4. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, el estimador MCO de $\gamma_1, \, \hat{\gamma}_1$ verifica la propiedad siguiente:
- (a) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 \neq \beta_1$.
- (b) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1 + \beta_6$.
- (c) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1$.
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 5. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Si queremos contrastar que el efecto de la educación es independiente del origen étnico:
- (a) No podemos rechazar que la educación es independiente del origen étnico
- (b) La hipótesis nula es $H_0: \beta_1 = \beta_5$.
- (c) Al 5% de significación, rechazamos la hipótesis de que la educación es independiente del origen étnico.
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 6. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:

- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) La interacción de origen étnico y educación, $(WHITE \times ED)$, es una variable endógena.
- (c) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes de los efectos causales de educación, experiencia y origen étnico, respectivamente.
- (d) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes del efecto causal de la experiencia.
- 7. (Problema 3) ¿Podemos afirmar que la variable ficticia acerca de si el individuo vivía cerca de una universidad, NEAR, es una variable instrumental válida para la educación?
- (a) No, porque la variable NEAR no se incluye en el modelo (1).
- (b) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 4.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 5.
- 8. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 10 a 11 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redonde-ando a un decimal):
- (a) 10.6%.
- (b) 3.7%.
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) 8.5%.
- . (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:
- (a) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5 .
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) El coeficiente estimado de WHITE en la Salida 1 es consistente para β_4
- (d) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para β_1 .
- 10. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Suponga también que todos los individuos en la muestra tienen la misma habilidad. Entonces:
- (a) El coeficiente estimado de $WHITE\times ED$ en la Salida 1 es consistente para $\beta_{5}.$
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) El coeficiente estimado de WHITEen la Salida 1 es inconsistente para β_4
- (d) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para $\beta_1.$
- 11. (Problema 3) En el modelo (0), suponga que queremos contrastar si, para un individuo negro con 11 años de experiencia, un año adicional de educación tiene, en media, el mismo efecto sobre el salario que un año adicional de experiencia. La hipótesis nula es:
- (a) $H_0: \beta_1 = \beta_2 + 11\beta_3 = 0$.

- (b) $H_0: \beta_1 = \beta_2, \ \beta_2 + 12\beta_3 = 0.$
- (c) $H_0: \beta_1 \beta_2 23\beta_3 = 0$.
- (d) $H_0: \beta_1 = \beta_2 23\beta_3$.
- 12. (Problema 3) Suponga que C(ABIL, ED) = 0. Para j = 0, 1, ..., 5, sea $\hat{\gamma}_j$ el estimador MCO y $\tilde{\gamma}_j$ el estimador MC2E del correspondiente parámetro del modelo (1). Entonces:
- (a) $\widetilde{\gamma}_j$ será un estimador inconsistente de β_j .
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) La varianza de $\widetilde{\gamma}_j$ será menor que la varianza de $\widehat{\gamma}_j.$
- (d) $\widehat{\gamma}_j$ será un estimador consistente de β_j .
- 13. (Problema 3) Dada toda la información disponible, ¿podemos concluir que la educación (ED) y su interacción con el origen étnico $(WHITE \times ED)$ son exógenas?
- (a) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son exógenas al nivel de significacón del 5%.
- (b) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 37, por lo que concluimos, al nivel de significacón del 5%, que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas.
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas al nivel de significacón del 5%.
- 14. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, NEAR y $WHITE \times NEAR$:
- (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (b) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque el coeficiente de $WHITE \times NEAR$ no es significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED.
- (c) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque estas variables no se incluyen en la Salida 1.
- (d) Serían instrumentos válidos para el modelo (1), aunque el coeficiente de $WHITE\times NEAR$ no sea significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED.
- 15. (Problema 3) Suponga que $C\left(ABIL,ED\right)=0$. Queremos contrastar si las características étnicas afectan al salario Considere las siguientes afirmaciones: I. El valor de un estadístico apropiado es aproximadamente 194, por lo que concluimos,
- a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico. II. El estadístico apropiado se distribuye como una χ_1^2 o, de forma equivalente, la raíz
- II. El estadístico apropiado se distribuye como una χ^2_1 o, de forma equivalente, la raíz cuadrada de ese mismo estadístico se distribuye aproximadamente como una normal estándar.
- III. El estadístico apropiado es aproximadamente 6.4, por lo que concluimos, a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico.
- (a) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.

- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente I. y II. son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 16. (Problema 3) Suponga que las variables Z_2 y Z_3 son instrumentos no válidos tanto para la educación como para su interacción con el origen étnico. Entonces, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes asociados será mayor:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) Cuanto mayor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas endógenas.
- (c) Cuanto mayores sean las varianzas de las variables explicativas endógenas
- (d) Cuanto menor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas endógenas.
- 17. (Problema 3) Suponga que C (ABIL, ED) \neq 0. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 9 a 10 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redonde-ando a un decimal):
- (a) 4.1%.
- (b) 11.0%.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) 15.6%.
- 18. (Problema 1) La proyección lineal de Y dado X es (redondeando a 2 decimales):
- (a) 4 + X.
- (b) 2.00 0.05X.
- (c) 1.68 + 0.05X
- (d) -4 + X.
- 19. (Problema 1) La proyección lineal de X dado Y es (redondeando a dos decimales):
- (a) 1.25 + 3.5Y.
- (b) 0.60 + 20Y.
- (c) 3.5 + 1.25Y.
- (d) 3.5 + 1.25X
- 20. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. L(Y|X) = E(Y|X).
- II. L(Y|X) tiene pendiente positiva.
- III. E(Y|X) es estrictamente creciente con X.
- (a) Solamente III. es cierta.(b) Las tres afirmaciones son cie
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (c) Solamente II. y III. son ciertas.

- (d) Solamente II. es cierta
- 21. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- . La covarianza entre X e Y es 1, por lo que hay correlación perfecta entre ambas.
- III. La esperanza condicional de Y dada X es lineal en X. II. E(Y|X) es constante para todo X.
- (a) Solamente II. es cierta
- (b) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente I. es cierta
- 22. (Problema 1) Dada la información disponible, condicionando a X=0, la mejor predicción de Y sería aproximadamente (redondeando a un decimal):
- (a) 1.7.

(b) 1.3.

- (c) 2.
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 23. (Problema 1) Si X cambia de 5 a 10, el efecto causal sobre Y es aproximadamente igual a (redondeando a un decimal):
- (a) 5.0.
- (b) 0.
- (c) 0.3.
- (d) -1.0
- 24. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. $X \in Y$ no están correlacionadas.
- II. Cuanto mayor es X, mayor es Y.
- III. La esperanza condicional de Y dado X es creciente con X.
- (a) Solamente III. es cierta.
- (b) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Solamente II. y III. son ciertas
- 25. (Problema 1) Si consideramos la mejor predicción de Y para una observación escogida al
- I. Es aproximadamente 2, si desconocemos el valor de X para dicha observación
- II. Es aproximadamente 3, si sabemos que X=5 para dicha observación
- III. Es aproximadamente 1.95, si sabemos que X=5 para dicha observación.
- (a) Solamente I. es cierta
- (b) Solamente I. y III. son ciertas.
- (c) Solamente I. y II. son ciertas.

- (d) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta
- 26. (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo aproximadamente igual a: X, en promedio la elasticidad del gasto en alimentación con respecto al gasto total es
- (a) 4800 euros.
- (b) 48.
- (c) 0.48.
- (d) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- 27. (Problema 2) Considere las siguientes afirmaciones:
- en ε) están relacionados con el gasto familiar total I. No hay razones para pensar que aquellos factores no incluidos en el modelo (recogidos
- el nivel de educativo de sus miembros. II. Entre los factores que pueden afectar al gasto familiar están el tamaño de la familia o
- III. Si $E(\varepsilon|X) = 0$, entonces $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$
- (a) Solamente I. y III. son ciertas.
- (b) Solamente I. y II. son ciertas.
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente II. y III. son ciertas.
- 28. (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponga que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, y que $V(\ln X) = 25$. Entonces, $C(\ln Y, \ln X)$ es igual a:
- (a) No se puede responder con la información disponible
- (b) 0.48
- (c) $0.48 \times 25 = 12$.
- (d) 0.48/25 = 0.0192
- 29. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y|\ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones siguientes:
- I. $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X.
- II. $V(\varepsilon|X) = \sigma^2$ para todo X.
- III. $C(X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente III. es cierta
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente I. y III. son ciertas.
- (d) Solamente II. y III. son ciertas.
- 30. (Problema 2) Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, considere las siguientes afirma-
- I. E(Y|X) es lineal en β_0 y β_1 .
- II. Si $\beta_1 = 0$, la mejor predicción es $E(\ln Y)$.
- III. La mejor predicción es $L(\ln Y | \ln X)$.

- (a) Solamente II. y III. son ciertas.
- **b** Las tres afirmaciones son ciertas
- (c) Solamente I. y II. son ciertas.
- (d) Solamente I. y III. son ciertas.
- 31. (Problema 2) Suponga que se verifican los supuestos que garantizan que $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las siguientes afirmaciones:
- $\beta_0 = E(\ln Y) \beta_1 E(\ln X).$
- II. β_1 mide el efecto causal de X sobre Y
- III. El término de error verifica que $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.
- Solamente II. y III. son ciertas.
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas
- (c) Solamente I. y II. son ciertas.
- (d) Solamente I. y III. son ciertas.
- 32. (Problema 2) Sea $\beta_0 = 3.67 \text{ y } \beta_1 = 0.48$. Considere las siguientes afirmaciones:
- Cuanto mayor es el gasto total familiar, mayor es el gasto medio en alimentación.
- el tamaño de la familia o el nivel educativo de sus miembros. II. Un incremento del gasto familiar total puede ser reflejo de factores adicionales, como
- III. El gasto familiar total tiene un efecto causal positivo en el gasto en alimentación
- (a) Solamente I. es cierta
- (b) Solamente I. y II. son ciertas.
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente II. es cierta.
- 33. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones sigmentes:
- I. $E(\varepsilon|\ln X) = 0$ para todo X.
- II. $V(\varepsilon|\ln X) = \sigma^2$ para todo X.
- III. $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente III. es cierta.
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente I. y III. son ciertas.
- (d) Solamente II. y III. son ciertas
- 34. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E\left(\varepsilon \mid X\right)=0$ para todo X,podemos afirmar que el gasto medio en alimentación de una familia cuyo gasto total es
- (b) 7.8 euros.
- (d) 2341 euros
- de 5000 euros es aproximadamente igual a: (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (c) 2404 euros

9

- 35. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X)=0$ para todo X, si el gasto total familiar aumenta un 5%, el gasto medio en alimentación aumenta aproximadamente en:
- (a) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- (b) 2400 euros.
- (c) 2.4%.
- (d) 0.24%
- Existe una correlación positiva entre la cantidad de libros infantiles existentes en una casa y el rendimiento escolar de los niños de la misma. Entonces:
- escolar de los niños. I. Podemos inferir que cuantos más libros infantiles haya en una casa, mejor es el rendimiento
- el coeficiente intelectual de los padres. II. Que haya muchos libros infantiles en una casa puede ser reflejo de otros factores, como
- III. El número de libros infantiles en una casa tiene un efecto causal positivo en el rendimiento escolar de los niños.
- (a) Solamente I. es cierta
- (b) Solamente I. y II. son ciertas.
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente II. es cierta.
- 37. Para familias con niños que acuden a un determinado colegio en el mismo curso académico, queremos evaluar el efecto causal de la cantidad de libros infantiles disponibles en cada casa en el rendimiento académico de dichos niños, considerando las siguientes alternativas
- I. Repartimos aleatoriamente entre dichas familias lotes con distintas cantidades de libros
- distintas cantidades de libros infantiles. II. Repartimos aleatoriamente entre las familias cuyos padres no tienen estudios lotes con
- III. Ponemos a disposición lotes de libros para que los recojan las familias que lo deseen
- Si medimos el rendimiento académico de los niños en el el curso siguiente, podemos rendimiento académico: medir apropiadamente el efecto causal del número de libros disponibles en casa sobre el
- (a) En cualquiera de los tres casos
- (b) Solamente en los casos I. y II.
- (c) Solamente en el caso I.
- (d) Solamente en los casos I. y III

TIPO 2

19 de Mayo de 2011

DURACION: 2 HORAS Y 15 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 37 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- Si procede, se incluirá entre paréntesis al principio de la pregunta el número de problema al que se refiere.
- 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 6 D).
- UTILICE LAPIZ PARA RESPONDER EN LA HOJA DE LECTURA ÓPTICA.
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.

Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada incorrecta

- Cada respuesta correcta sumará 0.27 puntos a la calificación. Cada respuesta incorrecta restará
 0.09 puntos a la calificación. Las preguntas sin responder se puntuarán con 0.
- La calificación resultará de la fórmula

$$[0.27 \times (\# \text{ resp. correctas}) - 0.09 \times (\# \text{ resp. incorrectas})] + 0.01$$

- 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 de los enunciados de problemas como borrador (no se facilitará más papel).

- Cualquier alumno que sea sorprendido hablando o intercambiando cualquier tipo de material en el examen o que altere el orden durante 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: Lunes 23 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
- * compruebe el número de respuestas correctas e incorrectas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

					_	_			_					
13.	12.	11.	10.	9.	œ	.7	6.	5	4.	3.	2.	1.		
													(a)	
													(b)	
													(c)	
													(d)	
26.	25.	24.	23.	22.	21.	20.	19.	18.	17.	16.	15.	14.		Borrador de RESPUESTAS
													(a)	dor d
													(b)	e RE
													(c)	SPUI
													(d)	ATS
		37.	36.	35.	34.	33.	32.	31.	30.	29.	28.	27.		S
													(a)	
													(b)	
													(c)	
													(d)	

- 1. Existe una correlación positiva entre la cantidad de libros infantiles existentes en una casa y el rendimiento escolar de los niños de la misma. Entonces:
- I. Podemos inferir que cuantos más libros infantiles haya en una casa, mejor es el rendimiento
- el coeficiente intelectual de los padres. II. Que haya muchos libros infantiles en una casa puede ser reflejo de otros factores, como
- III. El número de libros infantiles en una casa tiene un efecto causal positivo en rendimiento escolar de los niños.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas
- (b) Solamente II. es cierta
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Solamente I. y II. son ciertas
- Para familias con niños que acuden a un determinado colegio en el mismo curso académico, casa en el rendimiento académico de dichos niños, considerando las siguientes alternativas queremos evaluar el efecto causal de la cantidad de libros infantiles disponibles en cada
- I. Repartimos aleatoriamente entre dichas familias lotes con distintas cantidades de libros
- distintas cantidades de libros infantiles. II. Repartimos aleatoriamente entre las familias cuyos padres no tienen estudios lotes con
- III. Ponemos a disposición lotes de libros para que los recojan las familias que lo deseen
- Si medimos el rendimiento académico de los niños en el el curso siguiente, podemos medir apropiadamente el efecto causal del número de libros disponibles en casa sobre el rendimiento académico:
- (a) Solamente en el caso I.
- (b) Solamente en los casos I. y III
- (c) En cualquiera de los tres casos
- (d) Solamente en los casos I. y II.
- 3. (Problema 2) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. No hay razones para pensar que aquellos factores no incluidos en el modelo (recogidos en ε) están relacionados con el gasto familiar total.
- el nivel de educativo de sus miembros II. Entre los factores que pueden afectar al gasto familiar están el tamaño de la familia o
- III. Si $E(\varepsilon|X) = 0$, entonces $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$.
- Las tres afirmaciones son ciertas
- (b) Solamente II. y III. son ciertas
- (c) Solamente I. y III. son ciertas
- (d) Solamente I. y II. son ciertas
- 4. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y|\ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones
- I. $E(\varepsilon | \ln X) = 0$ para todo X.
- II. $V(\varepsilon|\ln X) = \sigma^2$ para todo X

- (b) Solamente II. y III. son ciertas.

(a) Solamente I. y III. son ciertas.

- (c) Solamente III. es cierta
- (Problema 2) Suponga que se verifican los supuestos que garantizan que $E(\ln Y | \ln X)$ es (d) Solamente I. es cierta
- lineal en $\ln X$. Considere las siguientes afirmaciones I. $\beta_0 = E(\ln Y) - \beta_1 E(\ln X)$
- II. β_1 mide el efecto causal de X sobre Y.
- III. El término de error verifica que $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente I. y II. son ciertas.
- (b) Solamente I. y III. son ciertas.
- (c) Solamente II. y III. son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas
- (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, de 5000 euros es aproximadamente igual a: podemos afirmar que el gasto medio en alimentación de una familia cuyo gasto total es
- (a) 2404 euros
- (b) 2341 euros
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta
- (d) 7.8 euros.
- 7. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y|\ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones siguientes:
- II. $V(\varepsilon|X) = \sigma^2$ para todo XI. $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X.

III. $C(X, \varepsilon) = 0$.

- (a) Solamente I. y III. son ciertas.
- (b) Solamente II. y III. son ciertas
- (c) Solamente III. es cierta
- (d) Solamente I. es cierta.
- (Problema 2) Sea $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Considere las siguientes afirmaciones:
- Cuanto mayor es el gasto total familiar, mayor es el gasto medio en alimentación.
- el tamaño de la familia o el nivel educativo de sus miembros II. Un incremento del gasto familiar total puede ser reflejo de factores adicionales, como
- III. El gasto familiar total tiene un efecto causal positivo en el gasto en alimentación
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas
- (b) Solamente II. es cierta
- (c) Solamente I. es cierta
- (d) Solamente I. y II. son ciertas.

- 9. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponga que $E\left(\varepsilon\mid X\right)=0$ para todo X, y que $V\left(\ln X\right)=25$. Entonces, $C\left(\ln Y,\ln X\right)$ es igual a:
- (a) $0.48 \times 25 = 12$.
- (b) 0.48/25 = 0.0192
- (c) No se puede responder con la información disponible.
- (d) 0.48.
- 10. (Problema 2) Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, considere las siguientes afirmaciones:
- I. E(Y|X) es lineal en β_0 y β_1 .
- II. Si $\beta_1 = 0$, la mejor predicción es $E(\ln Y)$.
- III. La mejor predicción es $L(\ln Y | \ln X)$.
- (a) Solamente I. y II. son ciertas.
- (b) Solamente I. y III. son ciertas.
- (c) Solamente II. y III. son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 11. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X)=0$ para todo X, si el gasto total familiar aumenta un 5%, el gasto medio en alimentación aumenta aproximadamente en:
- (a) 2.4%.
- (b) 0.24%.
- (c) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- (d) 2400 euros.
- 12. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X)=0$ para todo X, en promedio la elasticidad del gasto en alimentación con respecto al gasto total es aproximadamente igual a:
- (a) 0.48.
- (b) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- c) 4800 euros.
- (d) 48
- 13. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL,ED) \neq 0$. Si queremos contrastar que el efecto de la educación es independiente del origen étnico:
- (a) Al 5% de significación, rechazamos la hipótesis de que la educación es independiente del origen étnico.
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) No podemos rechazar que la educación es independiente del origen étnico.
- (d) La hipótesis nula es $H_0: \beta_1 = \beta_5$,

- 14. (Problema 3) Al estimar el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y $(WHITE \times NEAR)$ como instrumentos, el modelo en la segunda etapa es:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) $\ln(W) = \theta_0 + \theta_1 ED + \theta_2 EX + \theta_3 EX^2 + \theta_4 WHITE + \theta_5 (WHITE \times ED) + v_2$, donde \widehat{ED} y $(WHITE \times ED)$ son los valores predichos en base a las estimaciones de la primera etapa.
- (c) $\ln(W) = \alpha_0 + \alpha_1 ED + \alpha_2 EX + \alpha_3 EX^2 + \alpha_4 WHITE + \alpha_5 (WHITE \times ED) + \alpha_6 NEAR + \alpha_7 (WHITE \times NEAR) + v_3.$
- (d) $\ln(W) = \delta_0 + \delta_1 NEAR + \delta_2 EX + \delta_3 EX^2 + \delta_4 WHITE + \delta_5 (WHITE \times NEAR) + v_1$
- 15. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Suponga también que todos los individuos en la muestra tienen la misma habilidad. Entonces:
- (a) El coeficiente estimado de WHITE en la Salida 1 es inconsistente para $\beta_4.$
- (b) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para β_1 .
- (c) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5 .
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 16. (Problema 3) Suponga que C(ABIL, ED) = 0. Para $j = 0, 1, \dots, 5$, sea $\hat{\gamma}_j$ el estimador MCO y $\tilde{\gamma}_j$ el estimador MC2E del correspondiente parámetro del modelo (1). Entonces:
- (a) La varianza de $\widetilde{\gamma}_j$ será menor que la varianza de $\widehat{\gamma}_j$.
- (b) $\hat{\gamma}_j$ será un estimador consistente de β_j .
- (c) $\widetilde{\gamma}_j$ será un estimador inconsistente de β_j .
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 17. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:
- (a) El coeficiente estimado de WHITE en la Salida 1 es consistente para β_4 .
- (b) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para $\beta_1.$
- (c) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5 .
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 18. (Problema 3) Dada toda la información disponible, ¿podemos concluir que la educación (ED) y su interacción con el origen étnico $(WHITE \times ED)$ son exógenas?
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas al nivel de significacón del 5%.
-) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son exógenas al nivel de significacón del 5%.
- (d) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 37, por lo que concluimos, al nivel de significacón del 5%, que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas.

- 19. (Problema 3) Suponga que las variables \mathbb{Z}_2 y \mathbb{Z}_3 son instrumentos no válidos tanto para sistencia de los estimadores de los coeficientes asociados será mayor: la educación como para su interacción con el origen étnico. Entonces, el sesgo de incon-
- (a) Cuanto mayores sean las varianzas de las variables explicativas endógenas
- (b) Cuanto menor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta
- (d) Cuanto mayor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas
- 20. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces
- (a) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes de los efectos causales de educación, experiencia y origen étnico, respectivamente
- (b) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes del efecto causal de la experiencia
- Ninguna de las otras afirmaciones es cierta
- (d) La interacción de origen étnico y educación, $(WHITE \times ED)$, es una variable endó-
- 21. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 10 a 11 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redondeando a un decimal):
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta
- (b) 8.5%.

(c) 10.6%.

- (d) 3.7%.
- 22. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, NEAR y $WHITE \times NEAR$:
- (a) incluyen en la Salida 1. No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque estas variables no
- (b) Serian instrumentos válidos para el modelo (1), aunque el coeficiente de $WHITE \times NEAR$ no sea significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ${\cal ED}$
- Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (a) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque el coeficiente de $WHITE \times NEAR$ no es significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED
- 23. (Problema 3) Suponga que estimamos el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y $(WHITE \times NEAR)$ como instrumentos. La correspondiente ecuación de primera etapa (forma reducida) para cada variable explicativa endógena incluye como variables explicativas:
- Todas las variables explicativas exógenas del modelo (1) y todos los instrumentos
- (b) Solamente los instrumentos
- (c) Solamente las variables explicativas exógenas

- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 24. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 9 a 10 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redondeando a un decimal):
- (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (b) 15.6%.
- (c) 4.1%.
- (d) 11.0%
- (Problema 3) En el modelo (0), suponga que queremos contrastar si, para un individuo negro con 11 años de experiencia, un año adicional de educación tiene, en media, el mismo efecto sobre el salario que un año adicional de experiencia. La hipótesis nula es:
- (a) $H_0: \beta_1 \beta_2 23\beta_3 = 0$.
- (b) $H_0: \beta_1 = \beta_2 23\beta_3$.
- (c) $H_0: \beta_1 = \beta_2 + 11\beta_3 = 0.$
- (d) $H_0: \beta_1 = \beta_2, \ \beta_2 + 12\beta_3 = 0.$
- 26. (Problema 3) Una variable instrumental válida para la educación, Z_1 , debe cumplir:
- (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta
- (b) $C(u, Z_1) = 0$.
- (c) $C(\varepsilon, Z_1) = 0$.

(d) $C(ED, Z_1) = 0$.

- 27. (Problema 3) Suponga que C(ABIL, ED) = 0. Queremos contrastar si las características étnicas afectan al salario. Considere las siguientes afirmaciones:
- a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico 1. El valor de un estadístico apropiado es aproximadamente 194, por lo que concluimos,
- cuadrada de ese mismo estadístico se distribuye aproximadamente como una normal es-II. El estadístico apropiado se distribuye como una χ_1^2 o, de forma equivalente, la raíz
- de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen III. El estadístico apropiado es aproximadamente 6.4, por lo que concluimos, a los niveles
- (a) Solamente I. y II. son ciertas
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas
- (c) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta
- (d) Solamente I. es cierta
- 28. (Problema 3) ¿Podemos afirmar que la variable ficticia acerca de si el individuo vivía cerca de una universidad, NEAR, es una variable instrumental válida para la educación?
- (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta.

- (b) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 5.
- (c) No, porque la variable NEAR no se incluye en el modelo (1)
- (d) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 4.
- 29. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, el estimador MCO de $\gamma_1, \hat{\gamma}_1$, verifica la propiedad siguiente:
- (a) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1$.
- (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (c) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 \neq \beta_1$.
- (d) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1 + \beta_6$.
- 30. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones: I. L(Y|X) = E(Y|X).
- II. L(Y|X) tiene pendiente positiva.
- III. E(Y|X) es estrictamente creciente con X.
- (a) Solamente II. y III. son ciertas.
- (b) Solamente II. es cierta.
- (c) Solamente III. es cierta.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas
- 31. (Problema 1) Si consideramos la mejor predicción de Y para una observación escogida al azar:
- I. Es aproximadamente 2, si desconocemos el valor de X para dicha observación.
- II. Es aproximadamente 3, si sabemos que X=5 para dicha observación.
- III. Es aproximadamente 1.95, si sabemos que X=5 para dicha observación.
- (a) Solamente I. y II. son ciertas.
- (b) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Solamente I. y III. son ciertas.
- 32. (Problema 1) La proyección lineal de Y dado X es (redondeando a 2 decimales):
- (a) 1.68 + 0.05X.
- (b) -4 + X.
- (c) 4 + X.
- (d) 2.00 0.05X.
- 33. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. La covarianza entre X e Y es 1, por lo que hay correlación perfecta entre ambas. II. E(Y|X) es constante para todo X.
- III. La esperanza condicional de Y dada X es lineal en X.
- o

- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente II. es cierta
- (d) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- 34. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. $X \in Y$ no están correlacionadas.
- II. Cuanto mayor es X, mayor es Y.
- III. La esperanza condicional de Y dado X es creciente con X.
- (a) Solamente I. es cierta.
- (b) Solamente II. y III. son ciertas.
- (c) Solamente III. es cierta.
- (d) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- 35. (Problema 1) Si X cambia de 5 a 10, el efecto causal sobre Y es aproximadamente igual a (redondeando a un decimal):
- (a) 0.3.
- (b) -1.0.
- (c) 5.0.
- (d) 0.
- 36. (Problema 1) La proyección lineal de X dado Y es (redondeando a dos decimales):
- (a) 3.5 + 1.25Y.
- (b) 3.5 + 1.25X.
- (c) 1.25 + 3.5Y.
- (d) 0.60 + 20Y.
- 37. (Problema 1) Dada la información disponible, condicionando a X=0, la mejor predicción de Y sería aproximadamente (redondeando a un decimal):
- (a) 2.
- (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (c) 1.7.
- (d) 1.3.

TIPO 3

19 de Mayo de 2011

DURACION: 2 HORAS Y 15 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 37 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- Si procede, se incluirá entre paréntesis al principio de la pregunta el número de problema al que se refiere.
- 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 \u00e9 D).
- UTILICE LAPIZ PARA RESPONDER EN LA HOJA DE LECTURA ÓPTICA.
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.

Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada incorrecta

- Cada respuesta correcta sumará 0.27 puntos a la calificación. Cada respuesta incorrecta restará 0.09 puntos a la calificación. Las preguntas sin responder se puntuarán con 0.
- La calificación resultará de la fórmula

$$[0.27\times(\#\text{ resp. correctas}) - 0.09\times(\#\text{ resp. incorrectas})] + 0.01$$

- 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 de los enunciados de problemas como borrador (no se facilitará más papel).

- Cualquier alumno que sea sorprendido hablando o intercambiando cualquier tipo de material en el examen o que altere el orden durante 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: Lunes 23 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
- * compruebe el número de respuestas correctas e incorrectas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

13.	12.	11.	10.	9.	œ	7.	6.	5.	4.	3.	2.	1.		
													(a)	
													(b)	
													(c)	
													(b)	
26.	25.	24.	23.	22.	21.	20.	19.	18.	17.	16.	15.	14.		Borrador de RESPUESTAS
													(a)	dor d
													(b)	e RE
													(c)	SPUI
													(b)	ATS
		37.	36.	35.	34.	33.	32.	31.	30.	29.	28.	27.		S
													(a)	
													(b)	
													(c)	
													(b)	

- 1. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones: I. L(Y|X) = E(Y|X).
- II. L(Y|X) tiene pendiente positiva.
- III. E(Y|X) es estrictamente creciente con X.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas
- (b) Solamente II. es cierta.
- (c) Solamente III. es cierta.
- (d) Solamente II. y III. son ciertas
- 2. (Problema 1) La proyección lineal de X dado Y es (redondeando a dos decimales):
- (a) 0.60 + 20Y.
- (b) 3.5 + 1.25X
- (c) 1.25 + 3.5Y
- (d) 3.5 + 1.25Y
- 3. (Problema 1) Si X cambia de 5 a 10, el efecto causal sobre Y es aproximadamente igual a (redondeando a un decimal):
- (a) 0.
- (b) -1.0.
- (c) 5.0.

(d) 0.3.

- 4. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- II. E(Y|X) es constante para todo X. I. La covarianza entre X e Y es 1, por lo que hay correlación perfecta entre ambas
- III. La esperanza condicional de Y dada X es lineal en X
- Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente II. es cierta
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas
- 5. (Problema 1) Dada la información disponible, condicionando a X=0, la mejor predicción de Y sería aproximadamente (redondeando a un decimal):
- (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (c) 1.7.
- (d) 2.
- 6. (Problema 1) La proyección lineal de Y dado X es (redondeando a 2 decimales):
- (a) 2.00 0.05X
- (b) -4 + X.

- (d) 1.68 + 0.05X
- (Problema 1) Si consideramos la mejor predicción de Y para una observación escogida al
- I. Es aproximadamente 2, si desconocemos el valor de X para dicha observación.
- II. Es aproximadamente 3, si sabemos que X=5 para dicha observación
- III. Es aproximadamente 1.95, si sabemos que X=5 para dicha observación.
- (a) Solamente I. y III. son ciertas
- (b) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Solamente I. y II. son ciertas
- (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. $X \in Y$ no están correlacionadas.
- II. Cuanto mayor es X, mayor es Y.
- III. La esperanza condicional de Y dado X es creciente con X.
- (a) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta
- (b) Solamente II. y III. son ciertas.
- (c) Solamente III. es cierta
- (d) Solamente I. es cierta
- (Problema 3) Suponga que $C\left(ABIL,ED\right)\neq0$. Suponga también que todos los individuos en la muestra tienen la misma habilidad. Entonces:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para β_1
- (c) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5
- (d) El coeficiente estimado de WHITEen la Salida 1 es inconsistente para β_4
- 10. (Problema 3) Al estimar el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y ($WHITE \times NEAR$) como instrumentos, el modelo en la segunda etapa es:
- (a) $\ln(W) = \delta_0 + \delta_1 NEAR + \delta_2 EX + \delta_3 EX^2 + \delta_4 WHITE + \delta_5 (WHITE \times NEAR) + v_1$
- (b) $\ln(W) = \theta_0 + \theta_1 E D + \theta_2 E X + \theta_3 E X^2 + \theta_4 W HITE + \theta_5 (W HITE \times ED) + v_2$, donde primera etapa. \widetilde{ED} y (WHITE × ED) son los valores predichos en base a las estimaciones de la
- (c) $\ln(W) = \alpha_0 + \alpha_1 ED + \alpha_2 EX + \alpha_3 EX^2 + \alpha_4 WHITE + \alpha_5 (WHITE \times ED) +$ $\alpha_6 NEAR + \alpha_7 (WHITE \times NEAR) + v_3.$
- Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 11. (Problema 3) En el modelo (0), suponga que queremos contrastar si, para un individuo negro con 11 años de experiencia, un año adicional de educación tiene, en media, el mismo efecto sobre el salario que un año adicional de experiencia. La hipótesis nula es:

- (a) $H_0: \beta_1 = \beta_2, \ \beta_2 + 12\beta_3 = 0.$
- (b) $H_0: \beta_1 = \beta_2 23\beta_3$.
- (c) $H_0: \beta_1 = \beta_2 + 11\beta_3 = 0.$
- (d) $H_0: \beta_1 \beta_2 23\beta_3 = 0.$
- 12. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 10 a 11 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redonde-ando a un decimal):
- (a) 3.7%.
- (b) 8.5%.
- (c) 10.6%.
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 13. (Problema 3) Suponga que C(ABIL, ED) = 0. Para j = 0, 1, ..., 5, sea $\hat{\gamma}_j$ el estimador MCO y $\tilde{\gamma}_j$ el estimador MC2E del correspondiente parámetro del modelo (1). Entonces:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) $\widehat{\gamma}_j$ será un estimador consistente de β_j .
- (c) $\widetilde{\gamma}_j$ será un estimador inconsistente de β_j
- (d) La varianza de $\widetilde{\gamma}_j$ será menor que la varianza de $\widehat{\gamma}_j$.
- 14. (Problema 3) Suponga que C(ABIL, ED) = 0. Queremos contrastar si las características étnicas afectan al salario. Considere las siguientes afirmaciones:
- I. El valor de un estadístico apropiado es aproximadamente 194, por lo que concluimos, a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico.
- II. El estadístico apropiado se distribuye como una χ_1^2 o, de forma equivalente, la raíz cuadrada de ese mismo estadístico se distribuye aproximadamente como una normal estandar.
- III. El estadístico apropiado es aproximadamente 6.4, por lo que concluimos, a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico.
- (a) Solamente I. es cierta.
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (c) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (d) Solamente I. y II. son ciertas.
- 15. (Problema 3) Una variable instrumental válida para la educación, Z_1 , debe cumplir:
- (a) $C(ED, Z_1) = 0$.
- (b) $C(u, Z_1) = 0$.
- (c) $C(\varepsilon, Z_1) = 0$.
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 16. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:

- (a) La interacción de origen étnico y educación, $(WHITE \times ED)$, es una variable endógena.
- (b) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes del efecto causal de la experiencia.
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes de los efectos causales de educación, experiencia y origen étnico, respectivamente.
- 17. (Problema 3) ¿Podemos afirmar que la variable ficticia acerca de si el individuo vivía cerca de una universidad, NEAR, es una variable instrumental válida para la educación?
- (a) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 4.
- (b) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida5.
- (c) No, porque la variable NEAR no se incluye en el modelo (1).
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 18. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Si queremos contrastar que el efecto de la educación es independiente del origen étnico:
- (a) La hipótesis nula es $H_0: \beta_1 = \beta_5$.
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) No podemos rechazar que la educación es independiente del origen étnico
- (d) Al 5% de significación, rechazamos la hipótesis de que la educación es independiente del origen étnico.
- 19. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para $\beta_1.$
- (c) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5 .
- (d) El coeficiente estimado de WHITE en la Salida 1 es consistente para β_4 .
- 20. (Problema 3) Suponga que estimamos el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y (WHITE × NEAR como instrumentos. La correspondiente ecuación de primera etapa (forma reducida) para cada variable explicativa endógena incluye como variables explicativas:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) Solamente los instrumentos.
- (c) Solamente las variables explicativas exógenas.
- (d) Todas las variables explicativas exógenas del modelo (1) y todos los instrumentos.
- 21. (Problema 3) Suponga que las variables Z_2 y Z_3 son instrumentos no válidos tanto para la educación como para su interacción con el origen étnico. Entonces, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes asociados será mayor:

- (a) Cuanto mayor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas endógenas.
- (b) Cuanto menor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas endógenas.
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) Cuanto mayores sean las varianzas de las variables explicativas endógenas.
- 22. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, NEAR y $WHITE \times NEAR$:
- (a) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque el coeficiente de $WHITE\times NEAR$ no es significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED.
- (b) Serían instrumentos válidos para el modelo (1), aunque el coeficiente de $WHITE\times NEAR$ no sea significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque estas variables no sincluyen en la Salida 1.
- 23. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 9 a 10 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redondeando a un decimal):
- (a) 11.0%.
- (b) 15.6%.
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 24. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, el estimador MCO de $\gamma_1, \hat{\gamma}_1,$ verifica la propiedad siguiente:
- (a) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1 + \beta_6$.
- (b) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (c) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 \neq \beta_1$.
- (d) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1$.
- 25. (Problema 3) Dada toda la información disponible, ¿podemos concluir que la educación (ED) y su interacción con el origen étnico $(WHITE \times ED)$ son exógenas?
- (a) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 37, por lo que concluimos, al nivel de significacón del 5%, que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas.
- (b) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas al nivel de significacón del 5%.
- (c) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son exógenas al nivel de significacón del 5%.
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.

- 6. Existe una correlación positiva entre la cantidad de libros infantiles existentes en una casa y el rendimiento escolar de los niños de la misma. Entonces:
- I. Podemos inferir que cuantos más libros infantiles haya en una casa, mejor es el rendimiento escolar de los niños.
- II. Que haya muchos libros infantiles en una casa puede ser reflejo de otros factores, como
- el coeficiente intelectual de los padres.

 III. El número de libros infantiles en una casa tiene un efecto causal positivo en el rendimiento escolar de los niños.
- (a) Solamente I. y II. son ciertas.
- (b) Solamente II. es cierta.
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 27. Para familias con niños que acuden a un determinado colegio en el mismo curso académico, queremos evaluar el efecto causal de la cantidad de libros infantiles disponibles en cada casa en el rendimiento académico de dichos niños, considerando las siguientes alternativas.
- I. Repartimos aleatoriamente entre dichas familias lotes con distintas cantidades de libros infantiles.
- II. Repartimos aleatoriamente entre las familias cuyos padres no tienen estudios lotes condistintas cantidades de libros infantiles.
- III. Ponemos a disposición lotes de libros para que los recojan las familias que lo deseen.

Si medimos el rendimiento académico de los niños en el el curso siguiente, podemos medir apropiadamente el efecto causal del número de libros disponibles en casa sobre el rendimiento académico:

- (a) Solamente en los casos I. y II.
- (b) Solamente en los casos I. y III.
- (c) En cualquiera de los tres casos.
- (d) Solamente en el caso I.
- 28. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E\left(\varepsilon|X\right)=0$ para todo X, si el gasto total familiar aumenta un 5%, el gasto medio en alimentación aumenta aproximadamente en:
- (a) 2400 euros.
- 0.24%.
- (c) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- d) 2.4%.
- 29. (Problema 2) Sea $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Considere las siguientes afirmaciones:
- I. Cuanto mayor es el gasto total familiar, mayor es el gasto medio en alimentación.
- II. Un incremento del gasto familiar total puede ser reflejo de factores adicionales, como el tamaño de la familia o el nivel educativo de sus miembros.
- III. El gasto familiar total tiene un efecto causal positivo en el gasto en alimentación.
- (a) Solamente I. y II. son ciertas.

- (b) Solamente II. es cierta
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas
- 30. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y|\ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones siguientes:
- I. $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X.
- II. $V(\varepsilon|X) = \sigma^2$ para todo X.
- III. $C(X,\varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente I. es cierta.
- (b) Solamente II. y III. son ciertas.
- (c) Solamente III. es cierta.
- (d) Solamente I. y III. son ciertas.
- 31. (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, podemos afirmar que el gasto medio en alimentación de una familia cuyo gasto total es de 5000 euros es aproximadamente igual a:
- (a) 7.8 euros.
- (b) 2341 euros.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) 2404 euros.
- 32. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y|\ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones siguientes:
- I. $E(\varepsilon|\ln X) = 0$ para todo X.
- II. $V(\varepsilon|\ln X) = \sigma^2$ para todo X
- III. $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente I. es cierta.
- (b) Solamente II. y III. son ciertas.
- (c) Solamente III. es cierta.
- (d) Solamente I. y III. son ciertas.
- 33. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponga que $E\left(\varepsilon|X\right)=0$ para todo X, y que $V\left(\ln X\right)=25$. Entonces, $C\left(\ln Y,\ln X\right)$ es igual a:
- (a) 0.48.
- (b) 0.48/25 = 0.0192.
- $\left(c\right)$ No se puede responder con la información disponible
- (d) $0.48 \times 25 = 12$.
- 34. (Problema 2) Suponga que se verifican los supuestos que garantizan que $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las siguientes afirmaciones:
- I. $\beta_0 = E(\ln Y) \beta_1 E(\ln X)$.
- II. β_1 mide el efecto causal de X sobre Y.
- III. El término de error verifica que $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.

- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente I. y III. son ciertas.
- (c) Solamente II. y III. son ciertas.
- (d) Solamente I. y II. son ciertas.
- 35. (Problema 2) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. No hay razones para pensar que aquellos factores no incluidos en el modelo (recogidos en ε) están relacionados con el gasto familiar total.
- II. Entre los factores que pueden afectar al gasto familiar están el tamaño de la familia o el nivel de educativo de sus miembros.
- III. Si $E(\varepsilon|X) = 0$, entonces $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$.
- (a) Solamente I. y II. son ciertas.
- (b) Solamente II. y III. son ciertas.
- (c) Solamente I. y III. son ciertas.
- (d) Las tres afirmaciones son ciertas.
- 36. (Problema 2) Suponiendo que $E\left(\varepsilon \mid X\right)=0$ para todo X, considere las siguientes afirmaciones:
- I. E(Y|X) es lineal en β_0 y β_1 .
- II. Si $\beta_1 = 0$, la mejor predicción es $E(\ln Y)$.
- III. La mejor predicción es $L(\ln Y | \ln X)$.
- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente I. y III. son ciertas.
- (c) Solamente II. y III. son ciertas.
- (d) Solamente I. y II. son ciertas.
- 37. (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X)=0$ para todo X, en promedio la elasticidad del gasto en alimentación con respecto al gasto total es aproximadamente igual a:
- (a) 48.
- (b) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- (c) 4800 euros.
- (d) 0.48.

TIPO 4

19 de Mayo de 2011

DURACION: 2 HORAS Y 15 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 NIU, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo.
- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene 37 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 el enunciado del problema y las preguntas detenidamente.
- Si procede, se incluirá entre paréntesis al principio de la pregunta el número de problema al que se refiere.
- 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).
- UTILICE LAPIZ PARA RESPONDER EN LA HOJA DE LECTURA ÓPTICA.
- Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.

Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada incorrecta

- Cada respuesta correcta sumará 0.27 puntos a la calificación. Cada respuesta incorrecta restará 0.09 puntos a la calificación. Las preguntas sin responder se puntuarán con 0.
- La calificación resultará de la fórmula

$$[0.27\times(\#\text{ resp. correctas}) - 0.09\times(\#\text{ resp. incorrectas})] + 0.01$$

- 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 de los enunciados de problemas como borrador (no se facilitará más papel).

- Cualquier alumno que sea sorprendido hablando o intercambiando cualquier tipo de material en el examen o que altere el orden durante 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: Lunes 23 de Mayo.
- Fecha de revisión: se anunciará en Aula Global.
- Normas para la revisión:
- La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
- * compruebe el número de respuestas correctas e incorrectas en su examen;
- * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
- Para tener derecho a revisión, el alumno deberá 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.

13.	12.	11.	10.	9.		7.	6.	5.	4.	3.	2.	1.	(a) (b) (c)	
													(d)	
26.	25.	24.	23.	22.	21.	20.	19.	18.	17.	16.	15.	14.		Borrador de KESPUESTAS
													(a)	or de
													(b)	E KES
													(c)	SF CE
													(d)	SIA
		37.	36.	35.	34.	33.	32.	31.	30.	29.	28.	27.		0
													(a)	
													(b)	
													(c)	

- 1. (Problema 2) Suponiendo que $E\left(\varepsilon\right|X\right)=0$ para todo X, considere las siguientes afirma-
- I. E(Y|X) es lineal en β_0 y β_1 .
- III. La mejor predicción es $L(\ln Y | \ln X)$. II. Si $\beta_1 = 0$, la mejor predicción es $E(\ln Y)$.
- (a) Solamente I. y III. son ciertas
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente II. y III. son ciertas (c) Solamente I. y II. son ciertas.
- (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, de 5000 euros es aproximadamente igual a: podemos afirmar que el gasto medio en alimentación de una familia cuyo gasto total es
- (a) 2341 euros
- (b) 7.8 euros.
- (c) 2404 euros
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 3. (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponga que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, y que $V(\ln X) = 25$. Entonces, $C(\ln Y, \ln X)$ es igual a:
- (a) 0.48/25 = 0.0192
- (c) $0.48 \times 25 = 12$.
- (d) No se puede responder con la información disponible
- (Problema 2) Suponga que se verifican los supuestos que garantizan que $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las siguientes afirmaciones:
- I. $\beta_0 = E(\ln Y) \beta_1 E(\ln X)$.
- II. β_1 mide el efecto causal de X sobre Y.
- III. El término de error verifica que $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente I. y III. son ciertas.
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas
- (c) Solamente I. y II. son ciertas.
- (d) Solamente II. y III. son ciertas
- 5. (Problema 2) Sea $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Considere las siguientes afirmaciones:
- I. Cuanto mayor es el gasto total familiar, mayor es el gasto medio en alimentación.
- el tamaño de la familia o el nivel educativo de sus miembros. II. Un incremento del gasto familiar total puede ser reflejo de factores adicionales, como
- III. El gasto familiar total tiene un efecto causal positivo en el gasto en alimentación
- (a) Solamente II. es cierta
- (b) Solamente I. y II. son ciertas

- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente I. es cierta
- (Problema 2) Sean $\beta_0=3.67$ y $\beta_1=0.48$. Suponiendo que $E\left(\varepsilon|X\right)=0$ para todo aproximadamente en: X, si el gasto total familiar aumenta un 5%, el gasto medio en alimentación aumenta
- (a) 0.24%.
- (b) 2400 euros.
- (c) 2.4%.
- (d) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- 7. (Problema 2) Sean $\beta_0 = 3.67$ y $\beta_1 = 0.48$. Suponiendo que $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X, en promedio la elasticidad del gasto en alimentación con respecto al gasto total es aproximadamente igual a:
- (a) No se puede responder con la información disponible, porque la respuesta dependerá de la magnitud del gasto total en euros.
- (b) 48.
- (c) 0.48
- (d) 4800 euros
- (Problema 2) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. No hay razones para pensar que aquellos factores no incluidos en el modelo (recogidos en ε) están relacionados con el gasto familiar total
- el nivel de educativo de sus miembros. II. Entre los factores que pueden afectar al gasto familiar están el tamaño de la familia o
- III. Si $E(\varepsilon|X) = 0$, entonces $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$.
- (a) Solamente II. y III. son ciertas.
- (b) Solamente I. y II. son ciertas.
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente I. y III. son ciertas.
- 9. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y | \ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones I. $E(\varepsilon | \ln X) = 0$ para todo X.
- II. $V(\varepsilon|\ln X) = \sigma^2$ para todo X.
- III. $C(\ln X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente II. y III. son ciertas.
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente I. y III. son ciertas.
- (d) Solamente III. es cierta

- 10. (Problema 2) Suponga que $E(\ln Y|\ln X)$ es lineal en $\ln X$. Considere las condiciones sigmentes:
- I. $E(\varepsilon|X) = 0$ para todo X. II. $V(\varepsilon|X) = \sigma^2$ para todo X.
- III. $C(X, \varepsilon) = 0$.
- (a) Solamente II. y III. son ciertas
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente I. y III. son ciertas.
- (d) Solamente III. es cierta.
- 11. Existe una correlación positiva entre la cantidad de libros infantiles existentes en una casa y el rendimiento escolar de los niños de la misma. Entonces:
- escolar de los niños. I. Podemos inferir que cuantos más libros infantiles haya en una casa, mejor es el rendimiento
- el coeficiente intelectual de los padres II. Que haya muchos libros infantiles en una casa puede ser reflejo de otros factores, como
- rendimiento escolar de los niños. III. El número de libros infantiles en una casa tiene un efecto causal positivo en el
- (a) Solamente II. es cierta
- (b) Solamente I. y II. son ciertas.
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente I. es cierta
- 12. Para familias con niños que acuden a un determinado colegio en el mismo curso académico, queremos evaluar el efecto causal de la cantidad de libros infantiles disponibles en cada casa en el rendimiento académico de dichos niños, considerando las siguientes alternativas
- I. Repartimos aleatoriamente entre dichas familias lotes con distintas cantidades de libros
- distintas cantidades de libros infantiles II. Repartimos aleatoriamente entre las familias cuyos padres no tienen estudios lotes con
- III. Ponemos a disposición lotes de libros para que los recojan las familias que lo deseen
- Si medimos el rendimiento académico de los niños en el el curso siguiente, podemos rendimiento académico: medir apropiadamente el efecto causal del número de libros disponibles en casa sobre el
- (a) Solamente en los casos I. y III.
- (b) Solamente en los casos I. y II.
- (c) Solamente en el caso I.
- (d) En cualquiera de los tres casos
- 13. (Problema 1) Si consideramos la mejor predicción de Y para una observación escogida al
- I. Es aproximadamente 2, si desconocemos el valor de X para dicha observación
- II. Es aproximadamente 3, si sabemos que X=5 para dicha observación.
- III. Es aproximadamente 1.95, si sabemos que X = 5 para dicha observación.

- (a) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (b) Solamente I. y III. son ciertas.
- (c) Solamente I. y II. son ciertas.
- (d) Solamente I. es cierta
- 14. (Problema 1) Dada la información disponible, condicionando a X=0, la mejor predicción de Y sería aproximadamente (redondeando a un decimal):
- (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (b) 1.3.
- (c) 2.
- (d) 1.7.
- 15. (Problema 1) La proyección lineal de X dado Y es (redondeando a dos decimales):
- (a) 3.5 + 1.25X
- (b) 0.60 + 20Y.
- (c) 3.5 + 1.25Y
- (d) 1.25 + 3.5Y
- (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:

I. La covarianza entre X e Y es 1, por lo que hay correlación perfecta entre ambas. II. E(Y|X) es constante para todo X.

III. La esperanza condicional de Y dada X es lineal en X.

- (a) Solamente I. es cierta.
- (b) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta
- (c) Las tres afirmaciones son ciertas
- (d) Solamente II. es cierta
- 17. (Problema 1) La proyección lineal de Y dado X es (redondeando a 2 decimales):
- (a) -4 + X.
- (b) 2.00 0.05X
- (c) 1.68 + 0.05X.
- (d) 4 + X.
- 18. (Problema 1) Si X cambia de 5 a 10, el efecto causal sobre Y es aproximadamente igual a (redondeando a un decimal):
- (a) -1.0.
- (b) 0.
- (c) 0.3.
- (d) 5.0.

- 19. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. L(Y|X) = E(Y|X).
- II. L(Y|X) tiene pendiente positiva.
- III. E(Y|X) es estrictamente creciente con X.
- (a) Solamente II. es cierta.
- (b) Las tres afirmaciones son ciertas
- (c) Solamente II. y III. son ciertas
- (d) Solamente III. es cierta.
- 20. (Problema 1) Considere las siguientes afirmaciones:
- I. $X \in Y$ no están correlacionadas.
- II. Cuanto mayor es X, mayor es Y.
- III. La esperanza condicional de Y dado X es creciente con X.
- (a) Solamente II. y III. son ciertas.
- (b) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- (c) Solamente I. es cierta.
- (d) Solamente III. es cierta.
- 21. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 9 a 10 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redonde-ando a un decimal):
- (a) 15.6%.
- (b) 11.0%.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) 4.1%
- 22. (Problema 3) Al estimar el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y $(WHITE \times NEAR)$ como instrumentos, el modelo en la segunda etapa es:
- (a) $\ln(W) = \theta_0 + \theta_1 \widehat{ED} + \theta_2 EX + \theta_3 EX^2 + \theta_4 WHITE + \theta_5 (WHITE \times ED) + v_2$, donde \widehat{ED} y $(WHITE \times ED)$ son los valores predichos en base a las estimaciones de la primera etapa.
- (b) $\ln(W) = \delta_0 + \delta_1 N E A R + \delta_2 E X + \delta_3 E X^2 + \delta_4 W H I T E + \delta_5 (W H I T E \times N E A R) + v_1.$
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) $\ln(W) = \alpha_0 + \alpha_1 ED + \alpha_2 EX + \alpha_3 EX^2 + \alpha_4 WHITE + \alpha_5 (WHITE \times ED) + \alpha_6 NEAR + \alpha_7 (WHITE \times NEAR) + v_3.$
- 23. (Problema 3) En el modelo (0), suponga que queremos contrastar si, para un individuo negro con 11 años de experiencia, un año adicional de educación tiene, en media, el mismo efecto sobre el salario que un año adicional de experiencia. La hipótesis nula es:
- (a) $H_0: \beta_1 = \beta_2 23\beta_3$.
- (b) $H_0: \beta_1 = \beta_2, \ \beta_2 + 12\beta_3 = 0.$
- (c) $H_0: \beta_1 \beta_2 23\beta_3 = 0.$

- (d) $H_0: \beta_1 = \beta_2 + 11\beta_3 = 0.$
- 24. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Si queremos contrastar que el efecto de la educación es independiente del origen étnico:
- (a) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (b) La hipótesis nula es $H_0: \beta_1 = \beta_5$.
- (c) Al 5% de significación, rechazamos la hipótesis de que la educación es independiente del origen étnico.
- d) No podemos rechazar que la educación es independiente del origen étnico.
- 25. (Problema 3) Dada toda la información disponible, ¿podemos concluir que la educación (ED) y su interacción con el origen étnico $(WHITE \times ED)$ son exógenas?
- (a) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas al nivel de significacón del 5%.
- (b) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 37, por lo que concluimos, al nivel de significacón del 5%, que ED y $WHITE \times ED$ son endógenas.
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (d) El estadístico de contraste es aproximadamente igual a 203, lo que sugiere que no hay evidencia suficiente para concluir que ED y $WHITE \times ED$ son exógenas al nivel de significacón del 5%.
- 26. (Problema 3) Suponga que estimamos el modelo (1) por MC2E, usando NEAR y $(WHITE \times NEAR)$ como instrumentos. La correspondiente ecuación de primera etapa (forma reducida) para cada variable explicativa endógena incluye como variables explicativas:
- (a) Solamente los instrumentos.
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) Todas las variables explicativas exógenas del modelo (1) y todos los instrumentos.
- (d) Solamente las variables explicativas exógenas.
- 27. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Suponga también que todos los individuos en la muestra tienen la misma habilidad. Entonces:
- (a) El coeficiente estimado de WHITE en la Salida 1 es inconsistente para β_4
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para $\beta_1.$
- (d) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5 .
- 28. (Problema 3) Suponga que C (ABIL, ED) = 0. Queremos contrastar si las características étnicas afectan al salario. Considere las siguientes afirmaciones:
- I. El valor de un estadístico apropiado es aproximadamente 194, por lo que concluimos, a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico.
- II. El estadístico apropiado se distribuye como una χ_1^2 o, de forma equivalente, la raíz

cuadrada de ese mismo estadístico se distribuye aproximadamente como una normal estándar.

III. El estadístico apropiado es aproximadamente 6.4, por lo que concluimos, a los niveles de significación usuales, que hay diferencias en la determinación del salario según el origen étnico.

- (a) Las tres afirmaciones son ciertas.
- (b) Solamente I. es cierta.
- (c) Solamente I. y II. son ciertas
- (d) Ninguna de las tres afirmaciones es cierta.
- 29. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:
- (a) El coeficiente estimado de ED en la Salida 1 es inconsistente para β_1
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) El coeficiente estimado de WHITE en la Salida 1 es consistente para β_4 .
- (d) El coeficiente estimado de $WHITE \times ED$ en la Salida 1 es consistente para β_5 .
- 30. (Problema 3) Suponga que C(ABIL, ED) = 0. Para $j = 0, 1, \ldots, 5$, sea $\widehat{\gamma}_j$ el estimador MCO y $\widetilde{\gamma}_j$ el estimador MC2E del correspondiente parâmetro del modelo (1). Entonces:
- (a) $\widehat{\gamma}_j$ será un estimador consistente de β_j .
- (b) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- (c) La varianza de $\widetilde{\gamma}_j$ será menor que la varianza de $\widehat{\gamma}_j.$
- (d) $\widetilde{\gamma}_j$ será un estimador inconsistente de β_j .
- 31. (Problema 3) Una variable instrumental válida para la educación, Z_1 , debe cumplir:
- (a) $C(u, Z_1) = 0$.
- (b) $C(ED, Z_1) = 0$.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) $C(\varepsilon, Z_1) = 0$.
- 32. (Problema 3) Suponga que las variables Z₂ y Z₃ son instrumentos no válidos tanto para la educación como para su interacción con el origen étnico. Entonces, el sesgo de inconsistencia de los estimadores de los coeficientes asociados será mayor:
- (a) Cuanto menor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas endógenas.
- (b) Cuanto mayor sea la correlación entre los instrumentos y dichas variables explicativas endógenas.
- (c) Cuanto mayores sean las varianzas de las variables explicativas endógenas
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 33. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, el estimador MCO de $\gamma_1, \hat{\gamma}_1$, verifica la propiedad siguiente:

- (a) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (b) $p \lim_{n\to\infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1 + \beta_6$.
- (c) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 = \beta_1$.
- (d) $p \lim_{n \to \infty} \widehat{\gamma}_1 \neq \beta_1$.
- 34. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Para un individuo blanco, aumentar su experiencia de 10 a 11 años supone un incremento salarial medio aproximado de (redondeando a un decimal):
- (a) 8.5%.
- (b) 3.7%.
- (c) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta
- (d) 10.6%.
- 35. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces:
- (a) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes del efecto causal de la experiencia.
- (b) La interacción de origen étnico y educación, $(WHITE\times ED),$ es una variable endógena.
- (c) La estimación MCO del modelo (1) proporcionará estimaciones consistentes de los efectos causales de educación, experiencia y origen étnico, respectivamente.
- (d) Ninguna de las otras afirmaciones es cierta.
- 36. (Problema 3) Suponga que $C(ABIL, ED) \neq 0$. Entonces, NEAR y $WHITE \times NEAR$:
- (a) Serían instrumentos válidos para el modelo (1), aunque el coeficiente de $WHITE \times NEAR$ no sea significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED.
- (b) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque el coeficiente de $WHITE \times NEAR$ no es significativo en la ecuación de primera etapa (forma reducida) de ED.
- (c) No serían instrumentos válidos para el modelo (1), porque estas variables no se incluyen en la Salida 1.
- (d) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- 37. (Problema 3) ¿Podemos afirmar que la variable ficticia acerca de si el individuo vivía cerca de una universidad, NEAR, es una variable instrumental válida para la educación?
- (a) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 5.
- (b) Sí, porque NEAR es exógena y el coeficiente de NEAR es significativo en la Salida 4.
- (c) Ninguna de las otras respuestas es cierta.
- (d) No, porque la variable NEAR no se incluye en el modelo (1).

Columna1	TIPO 1	TIPO 2	TIPO 3	TIPO 4
1	Α	В	Α	D
2	D	Α	D	Α
3	С	В	С	С
4	Α	Α	Α	В
5	Α	D	Α	Α
6	В	В	D	С
7	В	D	D	С
8	Α	В	Α	Α
9	D	Α	С	С
10	Α	С	В	В
11	С	Α	D	Α
12	D	Α	С	С
13	В	С	В	С
14	D	В	Α	В
15	В	С	С	С
16	D	В	Α	В
17	В	В	Α	С
18	С	D	С	Α
19	С	В	В	Α
20	D	D	D	В
21	В	С	В	В
22	В	В	В	Α
23	D	Α	Α	С
24	В	D	С	D
25	С	Α	Α	В
26	С	D	В	С
27	D	D	D	D
28	С	D	D	С
29	В	С	В	Α
30	Α	В	Α	Α
31	В	Α	В	D
32	D	Α	D	Α
33	С	D	D	D
34	D	D	Α	D
35	С	В	В	В
36	D	Α	С	Α
37	С	D	D	В