

**UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID**  
**ECONOMETRÍA**  
**EXAMEN FINAL (Modelo B)**

**TIEMPO: 125 MINUTOS**

*Instrucciones:*

1. Este un modelo de examen que le servirá para autoevaluarse de todos los contenidos del curso de Econometria en OCW de la Universidad Carlos III de Madrid, excepto de los dos últimos temas (Heterocedasticidad y Autocorrelación).
2. A parte de una calculadora, no se permite la utilización de ningún otro material. Este documento es autocontenido.
3. Lea el enunciado del problema y las preguntas detenidamente. 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.
4. Cada salida, obtenida con el programa GRET, incluye todas las variables explicativas utilizadas en la estimación correspondiente.
5. Algunos resultados correspondientes a las salidas presentadas han podido ser omitidos.
6. La variable dependiente puede variar en cada salida presentada dentro del mismo problema.
7. 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.
8. MCO y MC2E son las abreviaturas de mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en 2 etapas, respectivamente.
9. Se adjuntan tablas estadísticas al final del enunciado del problema.
10. Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.
11. Al final de este se incluyen la soluciones a este modelo de examen. Para una efectiva comprobación de sus conocimientos sobre este curso, realice este modelo de examen como si estuviera haciendo un examen de verdad. Después compruebe sus respuestas con las soluciones dadas al final. Para calcular su nota en una escala de 0 a 10 sume un punto por cada respuesta correcta y reste 0.5 puntos por cada respuesta incorrecta.

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.			

**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*<sup>2</sup> (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* × *EDUC*).

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

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

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

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

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 variables, (*YEAR* × *RURAL*) y (*YEAR* × *LPOP*).

A continuación se presentan los resultados de diversas estimaciones:

Salida 1: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *KIDS*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	−2,1966	5.0370	−0,4361	0.6630
<i>AGE</i>	0,4788	0.2178	2,1982	0.0284
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	−0,0054	0.0025	−2,1862	0.0293
<i>BLACK</i>	0,3640	0.2929	1,2429	0.2145
<i>EDUC</i>	−0,1381	0.0298	−4,6403	0.0000
<i>YEAR</i>	−0,0489	0.0152	−3,2135	0.0014
Mean dependent var	2.67	S.D. dependent var	1.67	
Sum squared resid	1197.9	S.E. of regression	1.60	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0993	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0897	
<i>F</i> (5, 470)	10.36	P-value( <i>F</i> )	1.9e−09	

Salida 2: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *KIDS*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	−6,0500	4.8054	−1,2590	0.2087
<i>AGE</i>	0,4908	0.2179	2,2518	0.0248
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	−0,0055	0.0025	−2,2398	0.0256
<i>BLACK</i>	0,3814	0.2931	1,3014	0.1938
<i>EDUC</i>	−0,1374	0.0298	−4,6184	0.0000
<i>Y78</i>	−0,1001	0.1871	−0,5351	0.5929
<i>Y84</i>	−0,5794	0.1827	−3,1706	0.0016
Mean dependent var	2.67	S.D. dependent var	1.67	
Sum squared resid	1194.3	S.E. of regression	1.60	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1020	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0905	
<i>F</i> (6, 469)	8.87	P-value( <i>F</i> )	3.5e−09	

Coefficient covariance matrix (Salida 2)

<i>AGE</i>	<i>AGE</i> <sup>2</sup>	<i>BLACK</i>	<i>EDUC</i>	<i>Y78</i>	<i>Y84</i>	
?	−0,0005	0,0013	0,0007	0,0034	0,0036	<i>AGE</i>
	?	$−1,4 \times 10^{-5}$	$−7,4 \times 10^{-6}$	$−3,6 \times 10^{-5}$	$−3,6 \times 10^{-5}$	<i>AGE</i> <sup>2</sup>
		?	0	0,0030	0,0012	<i>BLACK</i>
			?	−0,0003	−0,0008	<i>EDUC</i>
				?	0,0180	<i>Y78</i>
					?	<i>Y84</i>

Salida 3: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *KIDS*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	−15,5816	7.4233	−2,0990	0.0363
<i>AGE</i>	0,4401	0.2172	2,0261	0.0433
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	−0,0050	0.0025	−2,0148	0.0445
<i>BLACK</i>	0,3984	0.2917	1,3660	0.1726
<i>EDUC</i>	0,9904	0.4627	2,1403	0.0328
<i>YEAR</i>	0,1321	0.0756	1,7473	0.0812
( <i>YEAR</i> × <i>EDUC</i> )	−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
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1106	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0992
<i>F</i> (6, 469)	9.7	P-value( <i>F</i> )	4.2e−10

Coefficient covariance matrix (Salida 3)

<i>AGE</i>	<i>AGE</i> <sup>2</sup>	<i>BLACK</i>	<i>EDUC</i>	<i>YEAR</i>	( <i>YEAR</i> × <i>EDUC</i> )	
?	−0,0005	0,0009	−0,0066	−0,0009	$9,3 \times 10^{-5}$	<i>AGE</i>
	?	$-9,3 \times 10^{-6}$	$7,5 \times 10^{-5}$	$1 \times 10^{-5}$	$-1 \times 10^{-6}$	<i>AGE</i> <sup>2</sup>
		?	0,0069884	0,0011365	$-8,3 \times 10^{-5}$	<i>BLACK</i>
			?	0,034144	−0,0027	<i>EDUC</i>
				?	−0,0004	<i>YEAR</i>
					?	( <i>YEAR</i> × <i>EDUC</i> )

Salida 4: TSLS, using observations 1–476

Dependent variable: *KIDS*Instrumented: *EDUC*Instruments: const *AGE* *AGE*<sup>2</sup> *BLACK* *YEAR* *RURAL* *LPOP* (*YEAR* × *RURAL*) (*YEAR* × *LPOP*)

	Coefficient	Std. Error	<i>z</i> -stat	p-value
const	−43,3158	34.9236	−1,2403	0.2149
<i>AGE</i>	0,6207	0.2728	2,2749	0.0229
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	−0,0069	0.0031	−2,2416	0.0250
<i>BLACK</i>	0,6224	0.3591	1,7331	0.0831
<i>EDUC</i>	3,0089	2.8246	1,0652	0.2868
<i>YEAR</i>	0,3817	0.4369	0,8736	0.3824
( <i>YEAR</i> × <i>EDUC</i> )	−0,0360	0.0350	−1,0299	0.3031

Mean dependent var	2.67	S.D. dependent var	1.67
Sum squared resid	1497.2	S.E. of regression	1.79
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0061	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	−0.0066
<i>F</i> (6, 469)	4.28	P-value( <i>F</i> )	0.00033

Coefficient covariance matrix (Salida 4)

<i>AGE</i>	<i>AGE</i> <sup>2</sup>	<i>BLACK</i>	<i>EDUC</i>	<i>YEAR</i>	<i>(YEAR × EDUC)</i>	
?	-0,0008	0,0058	-0,1016	-0,0195	0,0015	<i>AGE</i>
	?	$-5,7 \times 10^{-5}$	0,0012	0,0002	$-1,8 \times 10^{-5}$	<i>AGE</i> <sup>2</sup>
		?	0,3550	0,0521	-0,0042	<i>BLACK</i>
			?	1,2291	-0,0986	<i>EDUC</i>
				?	-0,0153	<i>YEAR</i>
					?	<i>(YEAR × EDUC)</i>

Salida 5A: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *EDUC*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	15,7871	8.2430	1,9152	0.0561
<i>AGE</i>	-0,6551	0.3326	-1,9693	0.0495
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	0,0071	0.0038	1,8905	0.0593
<i>BLACK</i>	-0,3120	0.4519	-0,6904	0.4903
<i>YEAR</i>	0,1492	0.0358	4,1732	0.0000
<i>RURAL</i>	11,1516	4.1572	2,6825	0.0076
<i>LPOP</i>	5,0678	3.6998	1,3698	0.1714
<i>(YEAR × RURAL)</i>	-0,1509	0.0530	-2,8455	0.0046
<i>(YEAR × LPOP)</i>	-0,0586	0.0473	-1,2389	0.2160
Mean dependent var	12.71	S.D. dependent var		2.53
Sum squared resid	2743.1	S.E. of regression		2.42
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0974	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>		0.0819
<i>F</i> (8, 467)	6.3	P-value( <i>F</i> )		9.2e-08

Salida 5B: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *EDUC*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	24,0167	7.7205	3,1108	0.0020
<i>AGE</i>	-0,7663	0.3354	-2,2849	0.0228
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	0,0083	0.0038	2,1778	0.0299
<i>BLACK</i>	-0,5512	0.4528	-1,2174	0.2241
<i>YEAR</i>	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
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0530	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>		0.0449
<i>F</i> (4, 471)	6.6	P-value( <i>F</i> )		0.00004

Salida 5C: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: ( $YEAR \times EDUC$ )

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	322,8543	649.5532	0,4970	0.6194
<i>AGE</i>	-54,4209	26.2127	-2,0761	0.0384
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	0,5941	0.2974	1,9977	0.0463
<i>BLACK</i>	-22,7724	35.6073	-0,6395	0.5228
<i>YEAR</i>	24,2667	2.8177	8,6124	0.0000
<i>RURAL</i>	907,9992	327.5882	2,7718	0.0058
<i>LPOP</i>	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. dependent var	220.29	
Sum squared resid	17033368	S.E. of regression	190.98	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2610	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.2484	
<i>F</i> (8, 467)	20.6	P-value( <i>F</i> )	8.4e-27	

Salida 5D: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: ( $YEAR \times EDUC$ )

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	957,0200	609.1059	1,5712	0.1168
<i>AGE</i>	-63,0297	26.4602	-2,3821	0.0176
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	0,6831	0.3003	2,2748	0.0234
<i>BLACK</i>	-40,9939	35.7203	-1,1476	0.2517
<i>YEAR</i>	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	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2228	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.2162	
<i>F</i> (4, 471)	33.7	P-value( <i>F</i> )	8.8e-25	

Salida 6: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *KIDS*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	-43,3158	30.9547	-1,3993	0.1624
<i>AGE</i>	0,6207	0.2418	2,5665	0.0106
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	-0,0069	0.0027	-2,5291	0.0118
<i>BLACK</i>	0,6224	0.3183	1,9553	0.0511
<i>EDUC</i>	3,0089	2.5036	1,2018	0.2300
<i>YEAR</i>	0,3817	0.3873	0,9856	0.3249
( $YEAR \times EDUC$ )	-0,0360	0.0310	-1,1619	0.2459
<i>RES5A</i>	-2,0124	2.5476	-0,7899	0.4300
<i>RES5C</i>	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
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1250	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	

Salida 7: OLS, using observations 1–476

Dependent variable: *RES4*

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
const	−0,9642	6.0759	−0,1587	0.8740
<i>AGE</i>	0,0135	0.2452	0,0551	0.9561
<i>AGE</i> <sup>2</sup>	−0,0001	0.0028	−0,0536	0.9572
<i>BLACK</i>	−0,0349	0.3331	−0,1047	0.9166
<i>YEAR</i>	0,0098	0.0264	0,3716	0.7104
<i>RURAL</i>	−0,8046	3.0643	−0,2626	0.7930
<i>LPOP</i>	2,3062	2.7271	0,8456	0.3982
( <i>YEAR</i> × <i>RURAL</i> )	0,0082	0.0391	0,2105	0.8334
( <i>YEAR</i> × <i>LPOP</i> )	−0,0315	0.0349	−0,9027	0.3671

**NOTA:** *RES4* son los residuos de la Salida 4.

Mean dependent var	0.0000	S.D. dependent var	1.77
Sum squared resid	1490.4	S.E. of regression	1.79
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0046	Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	−0.0125
<i>F</i> (8, 467)	0.2689	P-value( <i>F</i> )	0.9757

Tablas con Valores Críticos:

Valores críticos $N(0, 1)$	
	Probabilidad acumulada
99,5 %	2, 576
99 %	2, 326
97,5 %	1, 960
95 %	1, 645
90 %	1, 282

Valores críticos $\chi_m^2$			
	Probabilidad acumulada		
<i>m</i>	90 %	95 %	99 %
1	2,7	3,8	6,6
2	4,6	6,0	9,2
3	6,2	7,8	11,3
4	7,8	9,5	13,3
5	9,2	11,1	15,1

1. Suponga que el modelo (I) verifica los supuestos del modelo de regresión clásico. Una estimación apropiada de  $V(KIDS|AGE, BLACK, EDUC, YEAR)$  (redondeada a 1 decimal), es:
  - a) 2,8.
  - b) 2,6.
  - c) 1,6.
2. 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) Inconsistentes, sólo si el error de medida estuviera correlacionado con el error del modelo.
  - c) Consistentes, aunque menos eficientes que si la variable no se midiera con error.
3. Si en el modelo (I) se omitiera alguna variable relevante, entonces las estimaciones de la Salida 1 serían:
  - a) Siempre inconsistentes.
  - b) Consistentes, siempre que la variable omitida no esté correlacionada con las restantes variables explicativas del modelo.
  - c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
4. 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) El mismo número de hijos que la segunda.
  - c) 1 hijo más que la segunda.
5. 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) Positivo (en promedio) para las mujeres negras, ya que el coeficiente de  $BLACK$  es mayor en valor absoluto que el coeficiente de  $EDUC$ .
  - c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
6. 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) Han disminuido a lo largo del tiempo.
  - c) No disponemos de información concluyente.
7. 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 más 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.
8. 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) 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.
- c) Los modelos (I) y (II) no son modelos comparables porque el modelo (I) incluye variables que no incluye el modelo (II), y viceversa.
9. 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 los coeficientes de  $Y78$  e  $Y84$  son iguales.
- c) El modelo (I) impone la restricción de que el valor del coeficiente de  $Y78$  es exactamente la mitad del valor del coeficiente de  $Y84$ .
10. 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  $YEAR$  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.
- 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).
11. 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  $\varepsilon_2$ . 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) por MCO, los estimadores que obtendríamos para los coeficientes  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\delta_3$ ,  $\delta_4$ , serían inconsistentes.
- 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  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\delta_3$ ,  $\delta_4$ , serían consistentes.
12. 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) El número medio de hijos que tiene una mujer en 1978 es un 29.3% menor que el de una mujer en 1972.
- c) Por cada 50 mujeres, hay alrededor de 2.4 hijos más en 1972 que en 1984.
13. 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) 5,3 hijos más.
- c) 4,5 hijos menos.
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) -0,4.
- c) -0,8.
15. 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) 1,12.
- c) 0,98.
16. 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) Estadísticamente igual a cero.
- c) No es posible responder con la información disponible.
17. 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 en 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)  $H_0 : 2\gamma_4 + 72\gamma_6 = 0$ .
- c)  $H_0 : \gamma_4 = -144\gamma_6$ .
18. 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)  $H_0 : \delta_2 = 0$ .
- c)  $H_0 : \delta_1 - \delta_2 = 0$ .
19. 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) Las mujeres de más edad tienen en promedio más niños.
- c) El efecto causal de la educación es igual para todas las mujeres consideradas.
20. 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 1972.
- c) El efecto causal de la educación es más negativo en 1978 que en 1984.
21. 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)  $H_0 : \gamma_4 = \gamma_6$ .
- c)  $H_0 : \gamma_4 = 0$ .
22. 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)  $H_0 : \gamma_4 = \gamma_6 = 0$ .
- c)  $H_0 : \gamma_5 = \gamma_6 = 0$ .
23. 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)  $H_0 : \gamma_5 = 0$ .
- c)  $H_0 : \gamma_5 = \gamma_6$ .
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) Se rechaza, dado el valor del estadístico correspondiente obtenido al comparar el modelo no restringido y el modelo que impone dicha restricción.
- c) No se puede responder a esta pregunta con la información proporcionada.

25. Comparando los modelos (I), (II) y (III):
- El modelo (I) es el más restrictivo.
  - El modelo (III) es el menos restrictivo.
  - Los modelos (I) y (II) no son comparables, ya que ninguno de los dos se puede expresar como un caso particular del otro.
26. Suponiendo que los modelos (I) y (II) verificaran, respectivamente, los supuestos del modelo de regresión clásico, si la raza (*BLACK*) fuera una variable irrelevante:
- La Salida 1 proporcionaría estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo (I).
  - Para que la Salida 2 proporcionara estimaciones consistentes de los parámetros del modelo (II) habría que estimar el modelo eliminando la variable *BLACK*.
  - Tanto la Salida 1 como la Salida 2 proporcionarían estimaciones consistentes de los parámetros de los modelos (I) y (II), respectivamente.
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:
- Más correlacionada esté *BLACK* con las variables relevantes.
  - Menos correlacionada esté *BLACK* con las variables relevantes.
  - Mayor sea la proporción de mujeres de raza negra en la muestra.
28. Si la educación fuera una variable endógena:
- 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).
  - 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).
  - Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
29. 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:
- Necesitaríamos al menos una variable no incluida en el modelo y no correlacionada con  $\varepsilon_3$  para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E.
  - Necesitaríamos al menos dos variables diferentes no incluidas en el modelo y no correlacionadas con  $\varepsilon_3$  para estimar consistentemente los parámetros de interés utilizando MC2E, ya que la educación aparece en el modelo (III) interaccionada con la variable *YEAR*.
  - Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
30. Si la educación fuera una variable endógena, para contrastar que tanto *RURAL* como *LPOP* son instrumentos válidos, habría que:
- 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.
  - 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.

- c) Contrastar si, en una regresión de *EDUC* sobre las variables exógenas del modelo y sobre ambos instrumentos, éstos son individualmente significativos.
31. 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, así como las variables *RURAL* y *LPOP* y las interacciones de éstas con *YEAR*.
  - 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.
32. 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) 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.
  - c) Ninguna de las otras afirmaciones es correcta.
33. Suponiendo que *RURAL* y *LPOP* no están correlacionados con  $\varepsilon_3$ , 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) 23,4.
  - c) 7,8.
34. Suponga que tenemos la seguridad de que *AGE*, *BLACK* y, por supuesto, *YEAR*, no están correlacionadas con  $\varepsilon_2$ . Además, suponga que *RURAL* y *LPOP* tampoco están correlacionadas con  $\varepsilon_2$ . 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) Serían menos eficientes que los estimadores MC2E que utilizaran tanto *RURAL* como *LPOP* como instrumentos.
  - c) El programa Gretl nos indicaría que no hay suficientes instrumentos.
35. 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) Se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- c) *RURAL* es mejor instrumento que *LPOP*.
36. 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 *EDUC* es igual a cero.
- c) No rechazamos que la correlación de los instrumentos con el error del modelo (III) es igual a cero.
37. 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  $t = 0,63$ .
- c) El estadístico de contraste es aproximadamente  $t = 1,64$ .
38. 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) Podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
- c) No podemos rechazar dicha afirmación al 5% de significación.
39. Concentrándonos en los modelos (I) y (II):
- a) El modelo (II) está mal especificado, porque omite la variable  $Y72$ .
- b) El modelo (I) es un caso particular del modelo (II).
- c) Ninguna de las otras respuestas es correcta.
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)  $6\beta_5 = \delta_6 - \delta_5$ .
- c)  $\delta_5 = \delta_6$ .
41. 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)  $\delta_6 = 2\delta_5$ .

- c)  $\delta_6 = 6\delta_5$ .
42. 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)  $\gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6$ .  
c)  $\gamma_4 = \gamma_6 = 0$ .
43. 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) 2,4.  
c) 14,7.
44. 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 5 %, pero no al 1 % de significación.  
c) Rechazamos dicha hipótesis nula al 1 % de significación.
45. 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  $\varepsilon_3$ .  
b) La educación no está correlacionada con  $\varepsilon_3$ .  
c) La educación no está correlacionada con los instrumentos utilizados en la Salida 4.
46. 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 1.  
c) Sobreidentificado, siendo el número de restricciones de sobreidentificación igual a 2.
47. 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 7 multiplicado por el número de observaciones.  
b) El  $R^2$  de la Salida 5A multiplicado por el número de observaciones.  
c) El  $R^2$  de la Salida 4 multiplicado por el número de observaciones.
48. 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) Rechazamos la validez de dichos instrumentos.
- c) No se dispone de información para concluir si dichos instrumentos son o no válidos.



## Soluciones Examen Modelo B

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