

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 dependent var	0.119748
Adj. R-squared	0.075226	S.D. dependent var	0.324735
S.E. of regression	0.312282	Akaike info criterion	0.511438
Sum squared resid	231.8047	Schwarz criterion	0.518717
Log likelihood	-605.6107	F-statistic	97.76019
Durbin-Watson stat	1.517180	Prob (F-statistic)	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. dependent var		0.3247
S.E. of regression	0.3104	Akaike info criterion		0.6724
Sum squared resid	229.06	Schwarz criterion		0.6797
Log likelihood	-797.14	Hannan--Quinn criter.		0.6750
Restr. log likelihood	-872.09	Avg. log likelihood		-0.3349
LR statistic (2 df)	149.90	McFadden R-squared		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.
C	-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. dependent var		0.3247
S.E. of regression	0.3101	Akaike info criterion		0.6711
Sum squared resid	228.61	Schwarz criterion		0.6785
Log likelihood	-795.70	Hannan--Quinn criter.		0.6738
Restr. log likelihood	-872.09	Avg. log likelihood		-0.3343
LR statistic (2 df)	152.78	McFadden R-squared		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) $Z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$, $F(Z) = \Phi(Z)$, 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.
C	-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. dependent var		0.3247
S.E. of regression	0.3015	Akaike info criterion		0.6306
Sum squared resid	215.91	Schwarz criterion		0.6427
Log likelihood	-745.39	Hannan--Quinn criter.		0.6350
Restr. log likelihood	-872.09	Avg. log likelihood		-0.3132
LR statistic (4 df)	253.40	McFadden R-squared		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 TRABAJADAS 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:

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

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 excluyentes: 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

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

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:

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

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

A continuación se presentan las siguientes estimaciones:

SALIDA 1

Dependent Variable: HRS
Method: Least Squares
Sample: 69852
Included observations: 69852

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
SPOUSE * AGE	-0.5668	0.0335	-16.90	0.000
SPOUSE * 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
Adjusted R-squared	0.1343
S.E. of regression	335.4738

SALIDA 2

Dependent Variable: NCHILD
Method: Least Squares
Sample: 69852
Included observations: 69852

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
SPOUSE * AGE	-0.0095	0.0020	-4.65	0.000
SPOUSE * 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
C		-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

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
SPOUSE * AGE	-0.5575	0.0337	-16.55	0.000
SPOUSE * 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
C	-1.3616	1.0188	-1.34	0.181
R-squared		0.1345		
Adj. R-squared		0.1344		

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

Universidad Carlos III de Madrid
ECONOMETRÍA I
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					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	(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.				

- 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 :
 - $Y = AX^\beta + u$
 - No es posible en ninguno de los modelos indicados.
 - $Y = AX^\beta u$
 - $\Pr(Y = 1|X) = \Phi(\alpha + \beta X)$
- 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 ?
 - La pendiente de la primera regresión es la inversa de la pendiente de la segunda regresión.
 - Las pendientes de ambas regresiones son idénticas.
 - La pendiente de la primera regresión es igual a la pendiente de la segunda regresión con signo opuesto.
 - 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:
- Un buen indicador de la bondad del ajuste es el error estándar de la regresión así como el R^2 .
 - Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - Un buen indicador de la bondad del ajuste es el R^2 pero no el error estándar de la regresión.
 - Un buen indicador de la bondad del ajuste es el error estándar de la regresión pero no el 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:
- 0.0745.
 - 0.2229.
 - $(0.3 \times 5.37) / 100 \simeq 0.0161$
 - 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:
- 0.2537.
 - 0.0767.
 - $0.559 \times 0.30 = 0.1677$.
 - 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:
- $- [0.0745 - 0.2229] = 0.1483$.
 - $1.27 \times 0.1732 = 0.2196$.
 - $0.0745 - 0.2229 = -0.1483$.
 - $1.27 \times 0.0690 \simeq 0.0876$.
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:
- 0.177 (e independiente del valor de la variable DEUDA).
 - $0.559 \times \text{DEUDA} + 0.177$.
 - -0.177 (e independiente del valor de la variable DEUDA).
 - $-0.091 + 0.559 \times \text{DEUDA} + 0.177$.

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 heterocedasticidad 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 $DEUDA = 0.3$ 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 hipótesis 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 autocorrelación de 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 \times SPOUSE, AGE2 \times 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 $V(\text{HRS})$ es igual a $(335.4738)^2$.
- (ii) La estimación de

$$V(\text{HRS} \mid \text{WHITE, BLACK, HISPAN, HIGSCH, UNIV, AGE, AGE2, SPOUSE, NCHILD})$$

es igual a $(335.4738)^2$.

- (iii) La estimación de

$$V\left(\text{HRS} \mid \begin{array}{l} \text{WHITE, BLACK, HISPAN, HIGSCH, UNIV, AGE,} \\ \text{SPOUSE, AGE} \times \text{SPOUSE, AGE2} \times \text{SPOUSE, NCHILD} \end{array}\right)$$

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 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 que las horas trabajadas por semana son independientes de la educación de la mujer.
- La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_0 = 0$.
 - La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_4 = \beta_5 = 0$.
 - La hipótesis nula sería $H_0 : \beta_4 = \beta_5 = \beta_0 = 0$.
 - 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).
- Los estimadores de la SALIDA 1 son consistentes.
 - La regresión auxiliar de primera etapa para NCHILD de la SALIDA 2 es incorrecta, porque debería incluir solamente el instrumento.
 - Los estimadores de la SALIDA 3 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).
 - 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:
- 21 horas semanales.
 - No se puede determinar con la información disponible.
 - 3 horas semanales.
 - 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:
- 1.85% horas mensuales.
 - 1.85 horas semanales.
 - Depende de la edad del individuo.
 - 0.83 horas mensuales.
27. **(Problema 2)** Suponga para esta pregunta que $C(\text{MB}, \varepsilon) \neq 0$. Entonces
- El coeficiente del número de niños en la SALIDA 1 es un estimador consistente de β_{11} .
 - Ninguna de las otras respuestas es correcta.
 - El coeficiente de la variable de partos múltiples en la SALIDA 2 es inconsistente.
 - 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 es 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 \times SPOUSE, AGE2 \times SPOUSE).
 - (d) Como RES es estadísticamente significativo en la 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) $[0.4258 - 0.5668 \times \text{AGE} + 0.0101 \times \text{AGE}^2]$ horas semanales más.
 - (b) $[0.1529 - 0.5575 \times \text{AGE} + 2 \times 0.01 \times \text{AGE}^2]$ horas semanales más.
 - (c) $[0.1529 - 0.5575 \times \text{AGE} + 0.01 \times \text{AGE}^2]$ horas semanales más.
 - (d) $[0.4258 - 0.5668 \times \text{AGE} + 2 \times 0.0101 \times \text{AGE}^2]$ 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) $-1.37 + [0.1529 - 0.5575 \times \text{AGE} + 0.01 \times \text{AGE}^2]$ horas semanales más.
 - (b) $-1.37 - [0.1529 - 0.5575 \times \text{AGE} + 0.01 \times \text{AGE}^2]$ horas semanales más.
 - (c) $-2.11 - [0.4258 - 0.5668 \times \text{AGE} + 2 \times 0.0101 \times \text{AGE}^2]$ horas semanales más.
 - (d) $-2.11 + [0.4258 - 0.5668 \times \text{AGE} + 2 \times 0.0101 \times \text{AGE}^2]$ 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.