

**Examen de Introducción a la Econometría**  
**Universidad Carlos III de Madrid**  
 2ª Convocatoria  
 Curso 2004/2005  
**Conteste las preguntas siguientes en 2 horas y media**

1. Sean dos variables aleatorias discretas  $X$  e  $Y$ . La siguiente tabla describe la función de masa de probabilidad conjunta de estas variables:

	$X = -1$	$X = 0$	$X = 1$
$Y = 1$	0.24	0.08	0.12
$Y = 2$	0.16	0.12	0.28

- a. **(0,75 puntos)** Obtenga la función de esperanza condicional  $E(Y|X)$ , es decir, la esperanza de la variable aleatoria  $Y$  dado cada valor que toma la variable  $X$ .
- b. **(1,25 puntos)** Obtenga el predictor lineal óptimo de  $Y$  dado  $X$ . Es decir, calcule el valor de los parámetros  $a$  y  $b$  del  $PLO(Y|X) = a + bX$  y ofrezca el valor predicho para  $Y$  en función del valor de  $X$  según esta fórmula. ¿Son las funciones  $E(Y|X)$  y  $PLO(Y|X)$  idénticas? ¿Existe alguna diferencia entre  $E[E(Y|X)]$  y  $E[PLO(Y|X)]$ ? Justifique su respuesta.

2. Considere dos variables aleatorias  $X$  e  $Y$ . La siguiente tabla recoge información de la esperanza condicional de  $Y$  y de  $Y^2$  dados los posibles valores de  $X$  y de la función de masa de probabilidad de la variable  $X$  ( $\Pr(X = x_j)$ ).

	$X = -1$	$X = 0$	$X = 1$
$E(Y X = x_j)$	-0.20	0.00	-0.10
$E(Y^2 X = x_j)$	0.60	0.40	0.70
$\Pr(X = x_j)$	0.40	0.20	0.40

- a. **(1,25 puntos)** Calcule  $E(Y)$  y  $V(Y)$
- b. **(0,75 puntos)** Considere la variable aleatoria  $Z = 2X^3(2000 + Y)$ ; calcule  $Var(Z|X = -1)$ .

3. Considere la siguiente función de costes

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 X^3 + \varepsilon$$

donde  $Y$  representa el coste total de producción para una empresa y  $X$  representa la cantidad producida por esa empresa. Este modelo cumple todos los supuestos del modelo de regresión clásico. Con una muestra de 28 empresas se han ajustado una serie de modelos lineales por MCO cuyas salidas de E-Views aparecen a continuación:

### Salida 1

Dependent Variable:  $Y$   
Method: Least Squares  
Date: 06/09/05 Time: 16:32  
Sample: 1 28  
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X$	57.97021	29.97024	1.934259	0.0650
$X^2$	-11.02893	5.764614	-1.913213	0.0677
$X^3$	1.143118	0.335912	3.403031	0.0023
$C$	134.6560	44.80010	3.005707	0.0061
R-squared	0.979961	Mean dependent var	345.1071	
Adjusted R-squared	0.977456	S.D. dependentvar	146.0272	
SE of regression	21.92549	Akaike info criterion	9.144740	
Sum squared resid	11537.45	Schwarz criterion	9.335055	
Log likelihood	-124.0264	F-statistic	391.2195	
Durbin-Watson stat	1.517423	Prob(F -statistic)	0.000000	

### Salida 2

Dependent Variable:  $Y$   
Method: Least Squares  
Date: 06/09/05 Time: 16:42  
Sample: 1 28  
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X$	52.00983	3.831727	13.57347	0.0000
$C$	77.79520	22.03740	3.530144	0.0016
R-squared	0.876331	Mean dependent var	345.1071	
Adjusted R-squared	0.871575	S.D. dependentvar	146.0272	
SE of regression	52.33100	Akaike info criterion	10.82180	
Sum squared resid	71201.88	Schwarz criterion	10.91696	
Log likelihood	-149.5053	F-statistic	184.2390	
Durbin-Watson stat	1.845223	Prob(F -statistic)	0.000000	

### Salida 3

Dependent Variable:  $Y$   
Method: Least Squares  
Date: 06/09/05 Time: 16:44  
Sample: 1 28  
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$X$	-39.54598	10.47298	-3.776001	0.0009
$X^2$	8.402173	0.944908	8.892049	0.0000
$C$	270.4372	24.30398	11.12728	0.0000
R-squared	0.970292	Mean dependent var	345.1071	
Adjusted R-squared	0.967915	S.D. dependentvar	146.0272	
SE of regression	26.15688	Akaike info criterion	9.467059	
Sum squared resid	1710456	Schwarz criterion	9.609795	
Log likelihood	-129.5388	F-statistic	408.2552	
Durbin-Watson stat	1.343745	Prob(F -statistic)	0.000000	

- a. **(0,25 puntos)** Contraste si los datos sugieren que la función de costes es lineal frente a que es una función cúbica.
- b. **(0,25 puntos)** Contraste si los datos sugieren que la función de costes es cuadrática frente a que es una función cúbica.
- c. **(0,50 puntos)** Contraste si los datos sugieren que la función de coste marginal es lineal frente a que es cuadrática. ¿Para qué valor de la producción se alcanza el mínimo de la función de coste marginal?

4. Considere el siguiente modelo

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

Suponga que se dispone de una muestra de 20 observaciones y al estimar por MCO se obtienen los siguientes resultados:

$$\begin{pmatrix} \widehat{\beta}_0 \\ \widehat{\beta}_1 \\ \widehat{\beta}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.96587 \\ 0.69914 \\ 1.7769 \end{pmatrix}$$

y

$$\widehat{Var} \begin{pmatrix} \widehat{\beta}_0 \\ \widehat{\beta}_1 \\ \widehat{\beta}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.21812 & 0.019195 & -0.050301 \\ & 0.048526 & -0.031223 \\ & & 0.037120 \end{pmatrix}$$

$$\widehat{\sigma}^2 = 2.5193 \quad R^2 = 0.9466$$

- a. **(0,40 puntos)** Halle la suma cuadrática total (*SCT*), la suma cuadrática explicada por la regresión (*SCE*) y la suma cuadrática de los residuos (*SCR*).
- b. **(0,40 puntos)** Constraste la hipótesis  $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 2$
- c. **(0,20 puntos)** Constraste las hipótesis  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$

5. Los distribuidores de manzanas ecológicas (cultivadas sin pesticidas ni abonos químicos) han realizado una muestra entre sus clientes en la que han obtenido 660 observaciones de las cantidades en kilos (*ecolbs*) y precios en euros (*ecoprc*) a los que se han vendido las manzanas. Además, han conseguido información sobre los precios de su competidores (los distribuidores de manzanas normales no ecológicas) en los centros comerciales más cercanos a cada cliente. Por tanto, también disponen de una variable adicional: precios de venta de las manzanas normales en euros (*regprc*). También, se han construido una variable que refleja la diferencia entre el precio de las manzanas ecológicas y el precio de las manzanas normales:  $diffprc = (ecoprc - regprc)$ . Con estos datos se han estimado por mínimos cuadrados ordinarios las siguientes funciones de demanda lineal:

$$\widehat{ecolbs} = \underset{(0.372)}{2.388} - \underset{(0.332)}{0.845} ecoprc \tag{1}$$

$$n = 660 \quad R^2 = 0.0098 \quad \hat{\sigma} = 2.5153$$

$$\widehat{ecolbs} = 1.965 - 2.927 ecoprc + 3.029 regprc \quad (2)$$

$(0.380) \quad (0.588) \quad (0.711)$   
 $n = 660 \quad R^2 = 0.0364 \quad \hat{\sigma} = 2.4831$

$$\widehat{ecolbs} = 2.056 - 2.926 difprc \quad (3)$$

$(0.152) \quad (0.588)$   
 $n = 660 \quad R^2 = 0.0363 \quad \hat{\sigma} = 2.4814$

- a. (1 punto) En este apartado, fíjese en la estimación del parámetro asociado con la variable *ecoprc* en las ecuaciones (1) y (2). Utilizando el concepto de covarianza, analice cómo deben estar relacionados los precios de las manzanas normales y de las manzanas ecológicas en la muestra.
- b. (1 punto) Formule en términos de los parámetros de la ecuación (2) la siguiente hipótesis: si los distribuidores de manzanas normales reducen el precio en un euro, los distribuidores de manzanas ecológicas mantendrán constante su demanda si también reducen su precio en un euro. Con la información disponible, construya esta hipótesis con un nivel de significación del 5%.

6. La Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos realiza todos los años una encuesta, conocida como CPS, para estudiar la situación del mercado de trabajo norteamericano. Entre las variables que se pueden construir a partir de la encuesta se encuentran el logaritmo neperiano del salario nominal a la hora (*lwage*), los años potenciales de experiencia laboral (*exper*), los años efectivos de educación (*educa*), una variable artificial (dummy) que toma valor 1 si el encuestado es mujer (*female*), una dummy que toma valor 1 si el encuestado es hispano (*hispanic*), una dummy que toma valor 1 si el encuestado es negro (*black*), y una dummy que toma valor 1 si el encuestado no nació en EEUU (*alien*). Con los datos disponibles se estiman los siguientes modelos lineales por MCO:

**Modelo 1:**

$$\widehat{lwage} = .83 + .02 exper - .0003 exper^2 + .09 educa - .03 hispanic - .13 black - .04 alien$$

$(.005) \quad (.0002) \quad (4 \times 10^{-6}) \quad (.0002)$   
 $(.002) \quad (.002) \quad (.001)$   
 $n = 1174705; \quad RSS = 315338.7323$

**Modelo 2:**

$$\widehat{lwage} = .93 + .02 exper - .0003 exper^2 + .09 educa - .25 female - .04 hispanic - .11 black - .04 alien$$

$(.004) \quad (.0002) \quad (4 \times 10^{-6}) \quad (.0002) \quad (.0009)$   
 $(.002) \quad (.002) \quad (.001)$   
 $n = 1174705; \quad RSS = 297451.9783$

**Modelo 3:** Se generan nuevas dummies interactuando *female* y *hispanic*:

$nohisfem = female * (1 - hispanic)$ ;  $hisfem = female * hispanic$ ;  $hismale = (1 - female) * hispanic$

$$\widehat{lwage} = .93 + .02 exper - .0003 exper^2 + .09 educa - .25 nohisfem - .04 hismale - .29 hisfem - .11 black - .04 alien$$

$(.005) \quad (.0002) \quad (4 \times 10^{-6}) \quad (.0002)$   
 $(.001) \quad (.003) \quad (.003) \quad (.002) \quad (.001)$   
 $n = 1174705; \quad RSS = 297451.8690$

- a. **(0,75 puntos)** Calcule el diferencial salarial medio exacto, en tantos por ciento, entre los trabajadores negros y blancos no-hispanos nacidos en EEUU, *ceteris paribus*, utilizando los resultados de la estimación del Modelo 1.
- b. **(0,75 puntos)** De nuevo, utilizando los resultados de la estimación del Modelo 1, calcule el diferencial salarial medio exacto, en tantos por ciento, entre un trabajador negro con 16 años de educación (es decir, con un título universitario) y un trabajador blanco con 12 años de educación (es decir, solo con educación secundaria) ambos no-hispanos, nacidos en EEUU y permaneciendo constantes el resto de factores que pudieran afectar.
- c. **(0,50 puntos)** Contraste  $H_0 : \beta_{nhisfem} + \beta_{hismal} = \beta_{hisfem}$ ; es decir, que *ceteris paribus* los diferenciales salariales por sexo no difieren entre trabajadores de origen hispano y el resto.

---

VALORES CRÍTICOS:

$N(0, 1)$
$\Pr(N(0, 1) > 0,005) = 2,576$
$\Pr(N(0, 1) > 0,01) = 2,326$
$\Pr(N(0, 1) > 0,025) = 1,960$
$\Pr(N(0, 1) > 0,05) = 1,645$
$\Pr(N(0, 1) > 0,10) = 1,282$

$\chi^2_{(1)}$	$\chi^2_{(2)}$	$\chi^2_{(3)}$
$\Pr(\chi^2_{(1)} > 0,01) = 6,63$	$\Pr(\chi^2_{(2)} > 0,01) = 9,21$	$\Pr(\chi^2_{(3)} > 0,01) = 11,34$
$\Pr(\chi^2_{(1)} > 0,05) = 3,84$	$\Pr(\chi^2_{(2)} > 0,05) = 5,99$	$\Pr(\chi^2_{(3)} > 0,05) = 7,81$
$\Pr(\chi^2_{(1)} > 0,10) = 2,71$	$\Pr(\chi^2_{(2)} > 0,10) = 4,61$	$\Pr(\chi^2_{(3)} > 0,10) = 6,25$

Recordamos que una  $t$  de Student con  $n$  grados de libertad se comporta como un  $N(0, 1)$  para  $n$  razonablemente grande ( $n \geq 20$ ). Por otro lado, una  $F$  de Fisher con  $q$  grados de libertad en el numerador y  $n$  grados de libertad en el denominador se comporta como una  $\chi^2_{(q)}/q$ .