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:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X + u \qquad \text{(I)}$$
$$Y = \delta_0 + \delta_1 \ln X + v \qquad \text{(II)}$$
$$\frac{Y}{X} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln X + \varepsilon \qquad \text{(III)}$$

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:

$$\begin{aligned} \texttt{LAL} &= \beta_0 + \beta_1\texttt{LGT} + \beta_2\texttt{TAM} + \beta_3\texttt{TAM2} + \beta_4\texttt{UH} + \beta_5\texttt{UM} \qquad (*) \\ &\quad + \beta_6\texttt{MT} + \beta_7\texttt{EDAD} + u, \end{aligned}$$

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 $C(\texttt{TAM}, \texttt{LGT}) > 0$.

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	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		0.3939		
Adjusted R-squared		0.3895		
S.E. of regression		0.3582		
Sum squared resid		122.81		

SALIDA 1A

Matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de la SALIDA 1

	LGT	TAM	TAM2	UH	UM	MT	EDAD
LGT	0.0007						
TAM	−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
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	0.2680
Adjusted R-squared	0.2673
S.E. of regression	0.3925
Sum squared 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-squared	0.3308
Adjusted R-squared	0.3273
S.E. of regression	0.3761
Sum squared 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		0.3744		
Adjusted R-squared		0.3711		
S.E. of regression		0.3636		
Sum squared 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-squared		0.3699		
Adjusted R-squared		0.3653		
S.E. of regression		0.3961		
Sum squared 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-squared	0.3929
Adjusted R-squared	0.3885
S.E. of regression	0.3585
Sum squared resid	123.02

SALIDA 7

Dependent Variable: LAL
Method: Least Squares
Sample: 1 965
Included observations: 965

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-squared	0.3942
Adjusted R-squared	0.3891
S.E. of regression	0.3583
Sum squared resid	122.76

(RES5 son los residuos de la SALIDA 5)

Universidad Carlos III de Madrid
ECONOMETRÍA I
Curso 2004/05
EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)
1 de Septiembre de 2005

Tipo de examen: $\boxed{1}$

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	**(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. (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 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) $\left(0.1 \times \beta_1 \times \dfrac{4000}{20}\right)$ euros.

   (b) β_1 %.

   (c) β_1 euros.

   (d) $\left(\beta_1 \times \dfrac{4000}{20}\right)$ 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 $W = \dfrac{(135.62 - 122.81)}{122.81} \times (965 - 8) = 99.822$, que se distribuye aproximadamente como una χ^2_2, 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) $\left(0.1 \times \delta_1 \times \dfrac{1}{20}\right)$ euros.

   (b) $100 \times \delta_1\ \%$.

   (c) $\dfrac{\delta_1}{20000}$ euros.

   (d) $\left(\delta_1 \times \dfrac{4000}{20}\right)$ 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) $\beta_1\ \%$.

   (b) $100 \times \beta_1\ \%$.

   (c) $\beta_1 \times \dfrac{4000}{20}\ \%$.

   (d) $\dfrac{\beta_1}{20}\ \%$.

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 e 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 e 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 $t = \dfrac{-0.1286 - (-0.1059)}{\sqrt{0.001443 + 0.00193 - 2 \times (-0.0007)}} = -0.32857$, con lo que no rechazamos dicha hipótesis al 10%.

    (b) El estadístico de contraste es $t = \dfrac{-0.1286 - (-0.1059)}{\sqrt{0.001443 + 0.00193 + 2 \times (-0.0007)}} = -0.51105$, 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, $W = \dfrac{(126.77 - 122.81)}{122.81} \times (965 - 8) = 30.858$, con lo que rechazamos dicha hipótesis al 1%.

    (d) El estadístico de contraste es $t = \dfrac{-0.1286 + (-0.1059)}{\sqrt{0.001443 + 0.00193 + 2 \times (-0.0007)}} = -5.2793$, con lo que rechazamos dicha hipótesis al 1%.

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

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

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:

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

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

$$\begin{aligned} E\left(Y \mid RENTA, DEP, NOD\right) &= \delta_2 DEP + \delta_3\left(RENTA \times DEP\right) \\ &\quad + \delta_4 NOD + \delta_5\left(RENTA \times NOD\right). \end{aligned}$$

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 $C(Z, \varepsilon) = 0$, $C(Z, X_1) \neq 0$, $C(Z, X_2) \neq 0$. 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

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

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 $E\left(\texttt{LGT} \times u\right) \neq 0$, 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, $W = \dfrac{(126.77 - 122.81)}{122.81} \times (965 - 8) = 30.858$, 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: $E(Y|X_1, X_2) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$, con $\beta_2 = 0$ y $C(X_1, X_2) \neq 0$. Se quiere estimar el modelo $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \varepsilon$, 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, $\gamma_0 = \dfrac{-\beta_0}{\beta_1}$, $\gamma_1 = \dfrac{1}{\beta_1}$, $v = \dfrac{-\varepsilon}{\beta_1}$. 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) $\dfrac{1}{b_1}$ 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:

$$\begin{aligned} E(Y \mid RENTA, DEP, NOD) &= \delta_1 RENTA + \delta_2 DEP + \delta_3 (RENTA \times DEP) \\ &\quad + \delta_4 NOD + \delta_5 (RENTA \times NOD). \end{aligned}$$

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) $\dfrac{\delta_1}{4000}$ %.

(c) $\dfrac{-\delta_1}{100 \times 20}$ %.

(d) $\dfrac{\delta_1}{20}$ %.

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) $E(u \mid \texttt{LGT}, \texttt{TAM}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD}) \neq 0$.
(iii) $E(u \mid \texttt{LGT}, \texttt{TAM}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD}) = 0$.

(a) Solamente (i) es cierta.

(b) Solamente (iii) es cierta.

(c) Solamente (i) y (iii) son ciertas.

(d) Solamente (i) y (ii) son ciertas.

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 $V(\texttt{LAL})$ es igual a $(0.3582)^2$.
(ii) La estimación de $V(\texttt{LAL} \mid \texttt{LGT}, \texttt{TAM}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD})$ es igual a $(0.3582)^2$.
(iii) La estimación de $V(\texttt{LAL} \mid \texttt{LGT}, \texttt{TAM}, \texttt{TAM2}, \texttt{UH}, \texttt{UM}, \texttt{MT}, \texttt{EDAD})$ 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.