

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID
ECONOMETRÍA I
Curso 2008/09
EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)

1 de Septiembre de 2009

Muy importante: Tenga en cuenta que:

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

ENUNCIADOS DE PROBLEMAS

PROBLEMA 1: Nivel nutricional de los menores de 6 años

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

El modelo propuesto es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{ALTED} = \beta_0 + \beta_1 \text{RENTAH} + \beta_2 \text{EDADM} + \beta_3 \text{EDUCM} + \\ \beta_4 \text{FEM} + \beta_5 \text{RENTAFEM} + u \end{aligned} \quad (*)$$

donde:

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

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

EDADM = edad de la madre.

EDUCM = años de educación de la madre.

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

RENTAFEM = $\text{RENTAH} \times \text{FEM}$ = interacción de la variable **RENTAH** con la variable binaria **FEM**.

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

Salida 1: estimaciones MCO utilizando las 269 observaciones 1–269

Variable dependiente: **ALTED**

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

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

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

Salida 2: estimaciones MCO utilizando las 269 observaciones 1–269

Variable dependiente: ALTED

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

Salida 3: Matriz de correlaciones de variables seleccionadas utilizando las 269 observaciones 1–269

| | EDADM | EDUCM | RENTAH |
|--------|-------|-------|--------|
| EDADM | 1.00 | | 0.03 |
| EDUCM | | 1.00 | 0.01 |
| RENTAH | | | 1.00 |

PROBLEMA 2: Estructura familiar y comportamiento laboral de la mujer

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

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

donde

hourswork = número de horas trabajadas por la mujer en la última semana;
age = edad de la mujer (en años);
age2 = $(\text{age})^2$ = edad de la mujer (en años) al cuadrado;,
educ = años de educación de la mujer (el número máximo de años de educación es 24);
educ2 = años de educación de la mujer al cuadrado;
Marr = variable binaria que vale 1 si la mujer está actualmente casada y 0 en caso contrario;
nchild = número de niños en el hogar.

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

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

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

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

Salida 2: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829

Variable dependiente: **Marr**

Errores estándar robustos a heterocedasticidad, variante HC1

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p |
|---|--------------|--------------|-----------------|---------|
| const | 0.28190 | 0.0333 | 8.46 | 0.0000 |
| age | 0.0267 | 0.0021 | 12.63 | 0.0000 |
| age2 | −0.00026 | 0.00003 | −7.95 | 0.0000 |
| educ | −0.0344 | 0.0005 | −69.07 | 0.0000 |
| educ2 | 0.0013 | 0.00004 | 31.37 | 0.0000 |
| mb1 | −0.0313 | 0.0045 | −6.91 | 0.0000 |
| boy1 | 0.0095 | 0.0011 | 8.86 | 0.0000 |
| Media de la variable dependiente | | | 0.732848 | |
| Desv. típica de la variable dependiente | | | 0.442473 | |
| Suma de cuadrados de los residuos | | 127184. | | |
| R^2 | | | 0.0199276 | |
| R^2 corregido | | | 0.0199187 | |
| $F(6, 662822)$ | | | 2264.04 | |

Salida 3: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829

Variable dependiente: **Marr**

Errores estándar robustos a heterocedasticidad, variante HC1

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

| | |
|-----------------------------------|-----------|
| Suma de cuadrados de los residuos | 127209. |
| R^2 | 0.0197302 |
| R^2 corregido | 0.0197243 |
| $F(4, 662824)$ | 3365.33 |

Salida 4: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829
Variable dependiente: `nchild`

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p |
|---|--------------|--------------|-----------------|---------|
| <code>const</code> | −0.67952 | 0.0640 | −10.61 | 0.0000 |
| <code>age</code> | 0.1512 | 0.0040 | 37.39 | 0.0000 |
| <code>age2</code> | −0.00277 | 0.00006 | −44.26 | 0.0000 |
| <code>educ</code> | 0.1909 | 0.0010 | 195.41 | 0.0000 |
| <code>educ2</code> | −0.00633 | 0.00008 | −81.00 | 0.0000 |
| <code>mb1</code> | 0.6616 | 0.0086 | 76.71 | 0.0000 |
| <code>boy1</code> | 0.0073 | 0.0021 | 3.51 | 0.0004 |
| Media de la variable dependiente | | 2.06760 | | |
| Desv. típica de la variable dependiente | | 0.949626 | | |
| Suma de cuadrados de los residuos | | 479046. | | |
| R^2 | | 0.198561 | | |
| R^2 corregido | | 0.198553 | | |
| $F(6, 662822)$ | | 27369.6 | | |

Salida 5: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1–662829
Variable dependiente: `nchild`

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p |
|-----------------------------------|--------------|--------------|-----------------|---------|
| <code>const</code> | −0.6882 | 0.0643 | −10.70 | 0.0000 |
| <code>age</code> | 0.1522 | 0.0041 | 37.47 | 0.0000 |
| <code>age2</code> | −0.00278 | 0.00006 | −44.15 | 0.0000 |
| <code>educ</code> | 0.1901 | 0.0001 | 193.68 | 0.0000 |
| <code>educ2</code> | −0.0063 | 0.00008 | −80.40 | 0.0000 |
| Suma de cuadrados de los residuos | | 483299. | | |
| R^2 | | 0.191445 | | |
| R^2 corregido | | 0.191440 | | |
| $F(4, 662824)$ | | 39235.0 | | |

Salida 6: Estimaciones MC2E usando las 662829 observaciones 1–662829
Variable dependiente: `texttthourswork`

Instrumentos: mb1 boy1

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p |
|--|--------------|--------------|-----------------|---------|
| const | 9.0637 | 1.8731 | 4.84 | 0.0000 |
| age | 1.1823 | 0.1876 | 6.30 | 0.0000 |
| age2 | -0.0173 | 0.00241 | -7.09 | 0.0000 |
| educ | 0.3205 | 0.1333 | 2.40 | 0.0162 |
| educ2 | 0.01641 | 0.0052 | 3.17 | 0.0015 |
| Marr | -16.7750 | 4.6990 | -3.57 | 0.0004 |
| nchild | -1.1354 | 0.3646 | -3.11 | 0.0018 |
| Suma de cuadrados de los residuos | | 2.37224e+08 | | |
| Desv. típica residual ($\hat{\sigma}$) | | 18.9183 | | |
| $F(6, 662822)$ | | 5867.88 | | |

Contraste de Hausman -

Estadístico de contraste asintótico: $\chi_2^2 = 234.234$

con valor p = 1.37037e-051

Salida 7: Estimaciones MCO usando las 662829 observaciones 1-662829

Variable dependiente: texttthourswork

(Nota: u_Marr y u_nchild son los residuos de las *Salidas 2* y *4*, respectivamente)

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p |
|--|--------------|--------------|-----------------|---------|
| const | 9.0637 | 1.7958 | 5.05 | 0.0000 |
| age | 1.1823 | 0.1799 | 6.57 | 0.0000 |
| age2 | -0.0173 | 0.0023 | -7.40 | 0.0000 |
| educ | 0.3205 | 0.1278 | 2.51 | 0.0121 |
| educ2 | 0.01641 | 0.0050 | 3.31 | 0.0009 |
| Marr | -16.7750 | 4.50511 | -3.72 | 0.0002 |
| nchild | -1.13540 | 0.3496 | -3.25 | 0.0012 |
| u_Marr | 11.0956 | 4.50541 | 2.46 | 0.0138 |
| u_nchild | -3.6993 | 0.3506 | -10.55 | 0.0000 |
| Suma de cuadrados de los residuos | | 2.18048e+08 | | |
| Desv. típica residual ($\hat{\sigma}$) | | 18.1375 | | |
| R^2 | | 0.0917907 | | |
| R^2 corregido | | 0.0917797 | | |
| $F(8, 662820)$ | | 8373.72 | | |

Universidad Carlos III de Madrid
ECONOMETRÍA I
Curso 2008/09
EXAMEN FINAL (Convocatoria extraordinaria)
1 de Septiembre de 2009

Tipo de examen: 1

TIEMPO: 2 HORAS 30 MINUTOS

Instrucciones:

• **ANTES DE EMPEZAR A RESPONDER EL EXAMEN:**

- Rellene sus datos personales en el **impreso de lectura óptica**, que será el único documento válido de respuesta. Recuerde que tiene que completar sus datos identificativos (Nombre y apellidos y **NIU**, que tiene 9 dígitos y empieza siempre por 1000) tanto en letra como en las casillas correspondientes de lectura óptica.
- Rellene, tanto en letra como en las correspondientes casillas de lectura óptica, el código de la asignatura y su grupo, de acuerdo con la siguiente tabla:

| TITULACION | GRUPOS | | | | CODIGO DE ASIGNATURA |
|---------------------|---------------|----|----|----|-----------------------------|
| Economía | 61 | 62 | 63 | 64 | 10188 |
| Economía-Periodismo | 66 | | | | 10188 |
| ADE | 71 | 72 | 73 | 74 | 10188 |
| ADE (Colmenarejo) | 71 | | | | 10188 |
| Sim. Eco-Dcho. | 19 | | | | 42020 |
| Sim. ADE-Dcho. | 17 | 18 | | | 43020 |

- Compruebe que este cuestionario de preguntas tiene **60** preguntas numeradas correlativamente.
- **Compruebe que el número de tipo de examen que aparece en el cuestionario de preguntas coincide con el señalado en el impreso de lectura óptica.**
- Lea los enunciados de los problemas y las preguntas detenidamente.
Las primeras 25 preguntas se refieren al Problema 1, y las restantes al Problema 2.
- Para la fila correspondiente al número de cada una de las preguntas, rellene la casilla correspondiente a la respuesta escogida en el impreso de lectura óptica (A ó B).
- **Cada pregunta tiene una única respuesta correcta.**
Cualquier pregunta en la que se seleccione más de una opción será considerada nula y su puntuación será cero.
- Todas las preguntas respondidas correctamente tienen idéntica puntuación. Las respuestas incorrectas tendrán una puntuación de cero. Para aprobar la asignatura, hay que responder correctamente un mínimo de **35** preguntas. Recuerde que en la convocatoria extraordinaria no se tiene en cuenta la posible puntuación complementaria que haya podido obtenerse durante el curso.

- Si lo desea, puede utilizar la plantilla de respuestas que aparece a continuación como borrador, si bien dicha plantilla carece por completo de validez oficial.
- Puede utilizar el reverso de las hojas como borrador (no se facilitará más papel).
- **Cualquier alumno que sea sorprendido hablando o intercambiando cualquier tipo de material en el examen será expulsado en el acto y su calificación será de cero, sin perjuicio de otras medidas que se puedan adoptar.**
- **Fechas de publicación de calificaciones:** Viernes 4 de Septiembre.
- **Fecha de revisión:**
 - Grupos del Campus de Getafe: Lunes 6 de Septiembre a las 15 h (el lugar será anunciado en Aula Global).
 - Grupos del Campus de Colmenarejo: Lunes 6 de Septiembre a las 10 h (el lugar será anunciado en Aula Global).
- **Normas para la revisión:**
 - La revisión tendrá por objeto únicamente que cada estudiante:
 - * compruebe el número de respuestas correctas en su examen;
 - * entregue por escrito, si lo estima conveniente, las posibles reclamaciones sobre el enunciado y las respuestas, que serán resueltas por escrito en un plazo máximo de 10 días a contar desde la fecha de revisión.
 - Para tener derecho a revisión, el alumno deberá acudir a la revisión con una *copia impresa de las soluciones del examen*, que estarán disponibles en Aula Global desde el día de publicación de las calificaciones.

| Borrador de RESPUESTAS | | | | | | | | | | | | | | |
|------------------------|----|----|-----|----|----|-----|----|----|-----|----|----|-----|----|----|
| | A. | B. | | A. | B. | | A. | B. | | A. | B. | | A. | B. |
| 1. | | | 13. | | | 25. | | | 37. | | | 49. | | |
| 2. | | | 14. | | | 26. | | | 38. | | | 50. | | |
| 3. | | | 15. | | | 27. | | | 39. | | | 51. | | |
| 4. | | | 16. | | | 28. | | | 40. | | | 52. | | |
| 5. | | | 17. | | | 29. | | | 41. | | | 53. | | |
| 6. | | | 18. | | | 30. | | | 42. | | | 54. | | |
| 7. | | | 19. | | | 31. | | | 43. | | | 55. | | |
| 8. | | | 20. | | | 32. | | | 44. | | | 56. | | |
| 9. | | | 21. | | | 33. | | | 45. | | | 57. | | |
| 10. | | | 22. | | | 34. | | | 46. | | | 58. | | |
| 11. | | | 23. | | | 35. | | | 47. | | | 59. | | |
| 12. | | | 24. | | | 36. | | | 48. | | | 60. | | |

Problema 1

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

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

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

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

Problema 2

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

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

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

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

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