

Sesión 14 (B) — Del R^2 al R^2 ajustado: coeficientes parciales en `hprice2`

Marcos Bujosa

Descripción de la práctica

Retomamos `hprice2`, ya usado en la práctica de regresión simple con datos reales, y damos el paso a la regresión *múltiple*: primero con dos regresores (`rooms` y `nox` a la vez), y después con un tercero (`stratio`, la proporción alumnos/profesor de cada zona). El hilo conductor es doble: por un lado, observar cómo cambia el coeficiente de `rooms` al pasar del modelo simple al múltiple (efecto parcial, lección 10); por otro, comprobar con datos reales una propiedad algebraica de MCO anunciada en la lección 8 —el R^2 nunca disminuye al añadir un regresor— y ver por qué esto exige corregirlo con el R^2 *ajustado* ($\bar{R}^2$), que sí puede bajar.

Objetivo

1. Estimar un modelo con dos regresores no constantes (`rooms`, `nox`) y comparar sus coeficientes con los de las regresiones simples ya conocidas.
2. Ampliar el modelo con un tercer regresor (`stratio`) e interpretar su signo.
3. Verificar con datos reales que R^2 nunca disminuye al añadir regresores, sea cual sea su aporte real.
4. Calcular $\bar{R}^2$ “a mano” y contrastarlo con el que reporta Gretl, entendiendo por qué $\bar{R}^2$ sí puede bajar.
5. Practicar, una vez más, la lectura *ceteris paribus* de los coeficientes sin caer en lenguaje causal.

Actividad 1 - Reapertura de `hprice2` y etiquetas

en línea de comandos:

```
open hprice2.gdt --quiet
setinfo price -d "Precio mediano de la vivienda ($)" -n "Precio ($)"
setinfo rooms -d "Número medio de habitaciones" -n "Habitaciones"
setinfo nox -d "Concentración de óxidos de nitrógeno" -n "Contaminación (NOx)"
setinfo stratio -d "Ratio alumnos/profesor en la zona" -n "Ratio alumnos/profesor"

summary price rooms nox stratio
```

Recuerde de la práctica anterior que `rooms` y `nox` ya se usaron por separado en dos regresiones simples: retomamos aquí esos mismos coeficientes como punto de comparación.

Actividad 2 - Dos regresores no constantes a la vez: `price~rooms+nox`

Estimamos el modelo con ambos regresores a la vez, y recordamos (reestimándolas aquí mismo, para tener los números a mano) las dos regresiones simples correspondientes.

Antes de mirar el resultado: ¿espera que el coeficiente de `rooms` sea muy distinto en la regresión simple y en la múltiple? ¿Y el de `nox`?

Licencia: Creative Commons Attribution-ShareAlike 4.0 International (CC BY-SA 4.0).

en línea de comandos:

```
ols price const rooms
ols price const nox
ols price const rooms nox
corr rooms nox
```

Lo que debe observar: compare $\hat{\beta}_{\text{rooms}}$ en `price~rooms` frente a `price~rooms+nox`, y $\hat{\beta}_{\text{nox}}$ en `price~nox` frente a `price~rooms+nox`.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1-506
Variable dependiente: price

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-34796,2	2651,53	-13,12	4,74e-34 ***
rooms	9119,55	419,339	21,75	1,87e-74 ***
Media de la vble. dep.	22511,51	D.T. de la vble. dep.	9208,856	
Suma de cuad. residuos	2,21e+10	D.T. de la regresión	6620,865	
R-cuadrado	0,484110	R-cuadrado corregido	0,483086	
F(1, 504)	472,9521	Valor p (de F)	1,87e-74	
Log-verosimilitud	-5168,759	Criterio de Akaike	10341,52	
Criterio de Schwarz	10349,97	Crit. de Hannan-Quinn	10344,83	

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1-506
Variable dependiente: price

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	41307,8	1816,18	22,74	2,53e-79 ***
nox	-3386,85	320,362	-10,57	9,93e-24 ***
Media de la vble. dep.	22511,51	D.T. de la vble. dep.	9208,856	
Suma de cuad. residuos	3,51e+10	D.T. de la regresión	8339,566	
R-cuadrado	0,181508	R-cuadrado corregido	0,179884	
F(1, 504)	111,7662	Valor p (de F)	9,93e-24	
Log-verosimilitud	-5285,537	Criterio de Akaike	10575,07	
Criterio de Schwarz	10583,53	Crit. de Hannan-Quinn	10578,39	

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 1-506
Variable dependiente: price

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-18423,4	3346,66	-5,505	5,89e-08 ***
rooms	8178,56	418,076	19,56	8,62e-64 ***
nox	-1884,68	253,573	-7,432	4,62e-13 ***
Media de la vble. dep.	22511,51	D.T. de la vble. dep.	9208,856	
Suma de cuad. residuos	1,99e+10	D.T. de la regresión	6290,987	
R-cuadrado	0,535161	R-cuadrado corregido	0,533312	
F(2, 503)	289,5472	Valor p (de F)	2,12e-84	
Log-verosimilitud	-5142,396	Criterio de Akaike	10290,79	
Criterio de Schwarz	10303,47	Crit. de Hannan-Quinn	10295,77	

`corr(rooms, nox) = -0,30282803`
Bajo la hipótesis nula de no correlación:
`t(504) = -7,13342`, con valor p a dos colas 0,0000

Aquí conviene mirar los dos coeficientes por separado, porque no se comportan igual:

- `rooms` apenas se mueve: pasa de 9119,55 a 8178,56, un descenso de aproximadamente el 10 %.

- **nox**, en cambio, se reduce *casi a la mitad*: de $-3386,85$ a $-1884,68$.

Es decir, el mismo par de regresores, estimado conjuntamente, deja casi intacto a uno y transforma al otro. Conviene resistir la tentación de explicarlo únicamente por la correlación entre ambos: la correlación que acaba de imprimir el guion es $-0,3028$, *menor* en valor absoluto que el $+0,4647$ entre **sqft** y **bedrms** de la práctica de Ramanathan, y sin embargo aquí uno de los dos desplazamientos es mucho mayor.

La razón es que el desplazamiento del coeficiente de x_2 al añadir x_3 no depende solo de cuán correlacionados estén, sino del producto

$$\hat{\beta}_3 \frac{\sigma_{x_2 x_3}}{\sigma_{x_2}^2},$$

donde interviene también la *magnitud* del coeficiente del regresor añadido y la escala de cada variable —y **rooms** (habitaciones, entre 3,6 y 8,8) y **nox** (partes por cien millones, entre 3,9 y 8,7) viven en escalas muy distintas—. La correlación dice si habrá desplazamiento; no dice cuánto.

Actividad 3 - Un tercer regresor: stratio

Añadimos el ratio alumnos/profesor de la zona, una variable que cabe esperar relacionada negativamente con el precio (zonas con colegios más masificados, en principio menos atractivas).

en línea de comandos:

```
ols price const rooms nox stratio
```

Antes de mirar el resultado: ¿qué signo espera para el coeficiente de **stratio**?

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 1-506

Variable dependiente: price

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	9458,01	4371,41	2,164	0,0310	**
rooms	7000,63	409,150	17,11	4,83e-52	***
nox	-1693,33	236,250	-7,168	2,75e-12	***
stratio	-1166,96	128,764	-9,063	2,85e-18	***
Media de la vble. dep.	22511,51	D.T. de la vble. dep.	9208,856		
Suma de cuad. residuos	1,71e+10	D.T. de la regresión	5837,767		
R-cuadrado	0,600521	R-cuadrado corregido	0,598133		
F(3, 502)	251,5451	Valor p (de F)	1,31e-99		
Log-verosimilitud	-5104,059	Criterio de Akaike	10216,12		
Criterio de Schwarz	10233,02	Crit. de Hannan-Quinn	10222,75		

Lo que debe observar

El coeficiente de **stratio** es -1167 : un alumno más por profesor en la zona se asocia, manteniendo fijas habitaciones y contaminación, con unos 1 200 dólares menos de precio mediano. Compare de nuevo los coeficientes de **rooms** y **nox** con los de la Actividad 2: **rooms** baja de 8 179 a 7 001 y **nox** de $-1 885$ a $-1 693$. Vuelven a moverse, porque **stratio** está correlacionada con ambos; cada coeficiente responde a la pregunta “manteniendo fijos *los demás regresores del modelo*”, y esa lista acaba de cambiar.

Actividad 4 - R^2 nunca disminuye: los cuatro modelos a la vez

Reunimos los cuatro modelos ya estimados (dos simples, dos múltiples) y comparamos su R^2 .

en línea de comandos:

```

ols price const rooms --quiet
scalar r2_rooms = $rsq

ols price const nox --quiet
scalar r2_nox = $rsq

ols price const rooms nox --quiet
scalar r2_rooms_nox = $rsq

ols price const rooms nox stratio --quiet
scalar r2_todos = $rsq

printf "R2 price-rooms          = %.4f\n", r2_rooms
printf "R2 price-nox          = %.4f\n", r2_nox
printf "R2 price-rooms+nox      = %.4f\n", r2_rooms_nox
printf "R2 price-rooms+nox+stratio = %.4f\n", r2_todos

```

```

R2 price-rooms          = 0,4841
R2 price-nox           = 0,1815
R2 price-rooms+nox      = 0,5352
R2 price-rooms+nox+stratio = 0,6005

```

Observe que R^2 del modelo con tres regresores no constantes es, como mínimo, igual al de cualquiera de los modelos que “contiene” (**price~rooms+nox** y, transitivamente, los dos simples). Esto no es una casualidad de estos datos: es la propiedad puramente mecánica de MCO anunciada en la lección 8 (“un R^2 alto no certifica nada por sí solo”, y en particular, *nunca baja* al añadir un regresor, aporte este lo que aporte).

Actividad 5 - Del R^2 al R^2 ajustado

Si R^2 nunca baja, ¿cómo distinguir un regresor que de verdad mejora el modelo de uno que solo lo “infla” artificialmente? Gretl reporta el R^2 con **\$rsq**, pero no ofrece ningún *accesor* (\$) para el R^2 *ajustado* —aunque sí lo imprime, como “R-cuadrado corregido”, en la salida habitual de **=ols=**, así que lo vamos a recalcular a mano (véase la sección [Apéndice - De dónde sale la fórmula del \$R^2\$ ajustado](#)).

en línea de comandos:

```

ols price const rooms nox --quiet
scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)
printf "Modelo price-rooms+nox\n"
printf "  R2          = %.4f\n", $rsq
printf "  R2 ajustado = %.4f\n", Rbarsq

ols price const rooms nox stratio --quiet
scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)
printf "Modelo price-rooms+nox+stratio\n"
printf "  R2          = %.4f\n", $rsq
printf "  R2 ajustado = %.4f\n", Rbarsq

ols price const rooms nox stratio radial --quiet
scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)
printf "Modelo price-rooms+nox+stratio+radial\n"
printf "  R2          = %.4f\n", $rsq
printf "  R2 ajustado = %.4f\n", Rbarsq

```

```

Modelo price-rooms+nox
  R2          = 0,5352
  R2 ajustado = 0,5333
Modelo price-rooms+nox+stratio
  R2          = 0,6005
  R2 ajustado = 0,5981
Modelo price-rooms+nox+stratio+radial
  R2          = 0,6008
  R2 ajustado = 0,5976

```

Lea la salida en dos pasos, porque contiene los dos comportamientos posibles.

Primer paso: un regresor que aporta. Al pasar de `price~rooms+nox` a `price~rooms+nox+stratio`, suben los dos índices: R^2 y $\bar{R}^2$. **stratio** aporta lo bastante como para compensar con creces el parámetro adicional que hay que estimar.

Segundo paso: un regresor que no aporta. Ahora añadimos **radial** (un índice de accesibilidad a las autopistas radiales) al modelo que acabamos de construir. Mire las dos últimas líneas con atención, porque es el momento de la práctica:

- R^2 *sube*: de 0,6005 a 0,6008. Tenía que subir; no sabe hacer otra cosa.
- $\bar{R}^2$ *baja*: de 0,5981 a 0,5976.

Ahí está, con datos reales, la diferencia entre los dos índices. **radial** mejora el ajuste —toda variable lo hace, aunque sea por casualidad—, pero lo mejora *tan poco* que no compensa el grado de libertad que consume. R^2 es incapaz de detectarlo; $\bar{R}^2$ sí, y responde bajando.

Conviene subrayar que esto no convierte a $\bar{R}^2$ en un criterio infalible para elegir modelos: solo lo hace menos ingenuo que R^2 . La práctica siguiente está dedicada a enseñar hasta dónde llega esa mejora.

El apéndice siguiente explica de dónde sale exactamente la fórmula de $\bar{R}^2$ y por qué tiene esa propiedad.

Apéndice - De dónde sale la fórmula del R^2 ajustado

Recordemos (lección 8) que $R^2 = 1 - \text{SRC}/\text{STC}$, con $\text{STC} = \sum_i (y_i - \mu_y)^2$ y $\text{SRC} = \sum_i \hat{e}_i^2$. La idea del R^2 ajustado es sustituir, en ese cociente, cada suma de cuadrados por su *cuasivarianza* correspondiente —es decir, dividir cada una por sus *grados de libertad*, no por el número de observaciones—:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\text{SRC}/(n - k)}{\text{STC}/(n - 1)},$$

donde k es el número *total* de regresores del modelo (incluida la constante; convención fijada en la lección 10) y $n - k$ son los grados de libertad de los residuos (k parámetros “beta” estimados). El denominador $\text{STC}/(n - 1)$ es la cuasivarianza de **y**: el estimador insesgado de la varianza de la variable Y del modelo teórico.¹ El numerador $\text{SRC}/(n - k)$ es la cuasivarianza de $\hat{e}$: el estimador insesgado de la varianza de las perturbaciones U del modelo teórico.

Conviene no pasar por alto que numerador y denominador estiman *dos cosas distintas*: el numerador, la dispersión de las perturbaciones alrededor de la recta; el denominador, la dispersión total de Y alrededor de su media. $\bar{R}^2$ no es, por tanto, el cociente de dos estimaciones de la misma cantidad, sino —igual que R^2 — una comparación entre lo que queda sin explicar y lo que había que explicar, esta vez con cada suma de cuadrados dividida por sus propios grados de libertad.

Operando algebraicamente sobre esta definición se obtiene una expresión equivalente, más cómoda para el cálculo manual a partir de un R^2 ya conocido:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k}.$$

Por qué R^2 nunca baja pero $\bar{R}^2$ sí puede bajar: pues porque al añadir nuevos regresores, SRC nunca aumenta. El motivo es que SRC es el cuadrado de la distancia entre el vector de datos **y** y la combinación lineal de los regresores que está más cerca de **y**. Al añadir nuevos regresores sin quitar ninguno de los anteriores, usando solo los originales nos podemos acercar tanto como antes (así que la distancia mínima no puede ser mayor). Pero es que, como ahora hay nuevas combinaciones lineales posibles, podría ocurrir que alguna estuviera más cerca de **y** de lo que antes nos podíamos acercar. Así que $R^2 = 1 - \text{SRC}/\text{STC}$ nunca baja... pero sí puede subir.

Sin embargo, en el *coeficiente de determinación ajustado* $\bar{R}^2$ hay dos efectos en juego: SRC baja (o se mantiene), lo que empuja $\bar{R}^2$ hacia arriba, pero k sube en una unidad, lo que reduce $n - k$ y por tanto

¹La propiedad de *insesgadez* que ya conoce del curso de estadística y probabilidad, y que abordaremos en la próxima lección teórica.

agrandando el cociente $\text{SRC}/(n - k)$, empujando $\bar{R}^2$ hacia abajo. Si el regresor añadido aporta poco (reduce muy poco SRC), el segundo efecto puede dominar al primero, y $\bar{R}^2$ baja pese a que R^2 no pueda hacerlo.

Verifiquemos que las dos fórmulas arrojan el mismo resultado:

en línea de comandos:

```
ols price const rooms nox stratio --quiet
scalar n_obs = $nobs
scalar k_reg = $ncoeff

scalar Rbarsq_orig = 1 - ( $ess/($nobs-$ncoeff) )/( sst(price)/($nobs-1) )
scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)

printf "n = %d, k = %d (incluida la constante)\n", n_obs, k_reg
printf "R2 ajustado (formula original: 1-(SRC/(n-k))/(STC/(n-1)) ) = %.6f\n", Rbarsq_orig
printf "R2 ajustado (formula reducida: 1-(1-R2)(n-1)/(n-k)) = %.6f\n", Rbarsq
```

```
n = 506, k = 4 (incluida la constante)
R2 ajustado (formula original: 1-(SRC/(n-k))/(STC/(n-1)) ) = 0,598133
R2 ajustado (formula reducida: 1-(1-R2)(n-1)/(n-k)) = 0,598133
```

Preguntas de interpretación para la clase

1. ¿Por qué los coeficientes de `rooms` y `nox` cambian relativamente poco entre el modelo simple y el múltiple, a diferencia de lo que ocurría con `bedrms` en la práctica de Ramanathan?
2. ¿Cómo interpreta el signo obtenido para `stratio`? ¿Es coherente con lo que cabría esperar económicamente?
3. Explique, sin usar la fórmula, por qué R^2 no puede bajar nunca al añadir un regresor, mientras que $\bar{R}^2$ sí puede hacerlo.
4. Si al añadir `stratio` el R^2 ajustado hubiera bajado ligeramente, ¿qué le diría eso sobre el aporte de esa variable al modelo?
5. ¿Diría que el R^2 ajustado “certifica” que un modelo es mejor que otro, en el mismo sentido en que la lección 8 advertía que un R^2 alto no certifica una relación causal?

Para profundizar:

- Véanse las lecciones [lecciones 8](#) y [10](#) para la propiedad mecánica de R^2 y la interpretación del efecto parcial.
- Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory Econometrics*, cap. 6, sección 6.3 (R^2 ajustado).

Código completo de la práctica

```
# -----
# Copyright (C) 2026 Marcos Bujosa
# Licencia: GNU General Public License v3.0 o posterior
# Este código es software libre y puede ser redistribuido y/o modificado bajo los términos de la GPL.
# Ver el archivo LICENSE del repositorio para más detalles.
# -----

# Los dos primeros comandos son necesarios para que Gretl guarde los resultados de la práctica en el
↳ directorio de trabajo
# al ejecutar lo siguiente desde un terminal (use los nombres y ruta que correspondan)
#
#   DIRECTORIO="Nombre_Directorio_trabajo" gretlcli -b ruta/nombre_fichero_de_la_practica.inp
#
# Si esto no le funciona en su sistema, comente las siguientes dos líneas y sitúese en el directorio de
↳ trabajo de gretl
# que corresponda (configure dicho directorio de trabajo desde la ventana principal de Gretl).

string directory = getenv("DIRECTORIO")
set workdir "@directory"

open hprice2.gdt --quiet
setinfo price -d "Precio mediano de la vivienda ($)" -n "Precio ($)"
setinfo rooms -d "Número medio de habitaciones" -n "Habitaciones"
setinfo nox -d "Concentración de óxidos de nitrógeno" -n "Contaminación (NOx)"
setinfo stratio -d "Ratio alumnos/profesor en la zona" -n "Ratio alumnos/profesor"

summary price rooms nox stratio

outfile --quiet Ols_rooms_nox_simple_y_conjunto.txt
  ols price const rooms
  ols price const nox
  ols price const rooms nox
  corr rooms nox
end outfile

outfile --quiet Ols_multiple_con_stratio.txt
  ols price const rooms nox stratio
end outfile

outfile --quiet comparacionR2cuatroModelos.txt
  ols price const rooms --quiet
  scalar r2_rooms = $rsq

  ols price const nox --quiet
  scalar r2_nox = $rsq

  ols price const rooms nox --quiet
  scalar r2_rooms_nox = $rsq

  ols price const rooms nox stratio --quiet
  scalar r2_todos = $rsq

  printf "R2 price-rooms           = %.4f\n", r2_rooms
  printf "R2 price-nox             = %.4f\n", r2_nox
  printf "R2 price-rooms+nox          = %.4f\n", r2_rooms_nox
  printf "R2 price-rooms+nox+stratio  = %.4f\n", r2_todos
end outfile

outfile --quiet r2AjustadoCuatroModelos.txt
  ols price const rooms nox --quiet
  scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)
  printf "Modelo price-rooms+nox\n"
  printf "  R2           = %.4f\n", $rsq
  printf "  R2 ajustado = %.4f\n", Rbarsq
```

```

ols price const rooms nox stratio --quiet
scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)
printf "Modelo price-rooms+nox+stratio\n"
printf "  R2          = %.4f\n", $rsq
printf "  R2 ajustado = %.4f\n", Rbarsq

ols price const rooms nox stratio radial --quiet
scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)
printf "Modelo price-rooms+nox+stratio+radial\n"
printf "  R2          = %.4f\n", $rsq
printf "  R2 ajustado = %.4f\n", Rbarsq
end outfile

outfile --quiet verificacionFormulaR2ajustado.txt
  ols price const rooms nox stratio --quiet
  scalar n_obs = $nobs
  scalar k_reg = $ncoeff

  scalar Rbarsq_orig = 1 - ( $ess/($nobs-$ncoeff) )/( sst(price)/($nobs-1) )
  scalar Rbarsq = 1 - (1-$rsq)*($nobs-1)/($nobs-$ncoeff)

  printf "n = %d, k = %d (incluida la constante)\n", n_obs, k_reg
  printf "R2 ajustado (formula original: 1-(SRC/(n-k))/(STC/(n-1)) ) = %.6f\n", Rbarsq_orig
  printf "R2 ajustado (formula reducida: 1-(1-R2)(n-1)/(n-k)) = %.6f\n", Rbarsq
end outfile

```

Enlace al guión: [S14-Prct-B-hprice2-r2ajustado.inp](#)

Respuestas

1. ¿Cambian **rooms** y **nox** al pasar del modelo simple al múltiple? De forma muy desigual: **rooms** baja alrededor de un 10 % y **nox** se reduce casi a la mitad. Conviene resistir la explicación fácil —“estarán muy correlacionadas”—, porque los números no la respaldan: la correlación entre **rooms** y **nox** es $-0,3028$, *menor* en valor absoluto que el $+0,4647$ entre **sqft** y **bedrms** de la práctica de Ramanathan. El desplazamiento de $\hat{\beta}_2$ al incorporar $\mathbf{x}_3$ vale $\hat{\beta}_3 \sigma_{\mathbf{x}_2 \mathbf{x}_3} / \sigma_{\mathbf{x}_2}^2$: intervienen también el tamaño del coeficiente del regresor añadido y las escalas de ambas variables, que aquí son muy distintas (habitaciones frente a partes por cien millones). La correlación anticipa *si* habrá desplazamiento, no *cuánto*.
2. Interpretación del signo de **stratio**. Un coeficiente negativo es coherente con la intuición: zonas con una proporción más alta de alumnos por profesor (colegios más masificados, en principio de peor calidad percibida) tienden a tener viviendas más baratas, manteniendo fijas las habitaciones y la contaminación. Como siempre, esta es una lectura *ceteris paribus*, no necesariamente causal: podría haber otros factores (nivel de renta de la zona, inversión pública) que expliquen tanto el ratio alumnos/profesor como el precio.
3. Por qué R^2 no baja nunca y $\bar{R}^2$ sí puede bajar (sin fórmula). Añadir un regresor nunca puede empeorar el mejor ajuste posible: MCO siempre puede, como mínimo, “ignorar” el regresor nuevo (darle coeficiente cero) y quedarse igual que antes; en la práctica, suele aprovechar algo de esa dirección extra para reducir un poco más los residuos. Por eso R^2 nunca baja. Pero $\bar{R}^2$ además “cobra un precio” por cada regresor añadido —descuenta un grado de libertad (diferencia entre n y k)—, así que si el regresor nuevo casi no reduce los residuos, ese “precio” puede pesar más que la mejora conseguida, y $\bar{R}^2$ se reduce.
4. Si $\bar{R}^2$ hubiera bajado al añadir **stratio**. Eso indicaría que la reducción de residuos lograda por **stratio** es tan pequeña que no compensa el “coste” de estimar un parámetro adicional: una señal de que el aumento de complejidad del modelo, en términos de parsimonia, no compensa la pobre aportación de ese regresor en el ajuste del modelo.
5. ¿Certifica el R^2 ajustado que un modelo es mejor? No, en el mismo sentido en que la lección 8 advertía sobre R^2 : un $\bar{R}^2$ más alto es un indicio a favor de un modelo frente a otro en términos de ajuste penalizado por complejidad, pero no certifica que la especificación sea correcta, que los regresores incluidos sean los relevantes desde un punto de vista teórico, ni que exista ninguna relación causal. Es una herramienta de comparación entre modelos alternativos, no un veredicto definitivo sobre la validez de ninguno de ellos —la elección de qué variables incluir debe seguir estando guiada, en primer lugar, por la teoría económica, no solo por qué estadístico sube o baja.