qrUniversidad Francisco Marroquín **Nombre: David Corzo**

Facultad de Ciencias Económicas **Carné: 20190432**

Econometría I

**Hoja de Trabajo**

El objetivo de este curso es proporcionar conocimientos sobre la base teórica y las aplicaciones del análisis de regresión. Esta es una técnica muy versátil para la prueba de hipótesis, siempre que éstas se puedan plantear en términos de variables numéricamente observables. Por otra parte, la validez de un análisis de regresión depende de ciertas suposiciones algo restrictivas, y si estas no se cumplen entonces se podrían obtener conclusiones erróneas. La más básica de estas suposiciones es que existe una relación lineal entre la variable dependiente (*Y*) y las variables explicativas (*X*1, *X*2, ... , *Xk*). O sea, suponemos que



donde β0 es la “constante” (ordenada en el origen), β1, β2, ... , β*k*son los coeficientes de las respectivas variables explicativas, y *u* es un término de error. Si se tienen *n* observaciones sobre cada una de las variables, los datos se pueden resumir en el siguiente modelo matricial:

**y** = **Xβ** + **u**

donde **y** es el vector de orden de observaciones sobre *Y*, **X** es la matriz de orden de observaciones sobre las variables explicativas (incluyendo una columna de 1’s para representar a la constante), **β** es el vector (desconocido) de orden de los coeficientes en el modelo lineal, y **u** es un vector de orden de errores. Dados los datos disponibles, se puede obtener un vector de estimadores de **β**, y dado este vector y los datos sobre las *X* se tendrá un vector de residuos calculados, **e**, tal que **y** = **X**+ **e**. El vector se estima por medio del criterio de “mínimos cuadrados.” En términos de nuestra notación matricial, =.

Para medir el grado de ajuste de la regresión estimada, se emplea el “coeficiente de determinación ajustado” (R2 ajustado). Escriba su fórmula:

Es convencional hacer suposiciones adicionales sobre las propiedades del vector **u**. Específicamente, suponemos que E(**u**) = **0** y que E(**uu**') =. Esto último equivale a suponer que:

1. E(*u*i2) = para toda i (homocedasticidad),
2. E(*u*i*u*j) = 0 para toda i no igual a j (covarianza de los errores es igual a cero)().

[Otra forma de expresarlo: la varianza de los errores es constante, y todos los errores son independientes entre sí.] Dadas estas suposiciones, se demuestra fácilmente, por ejemplo, que es un estimador insesgado de **β**.También se puede demostrar que la matriz de “varianza-covarianza” del vector , E[(– **β**) ( – **β**)'], es igual a (). Puesto que un estimador insesgado de σ2 es s2 =

, se deduce que un estimador insesgado de la matriz de varianza-covarianza de es . Las varianzas muestrales de los elementos de se encuentran sobre la diagonal principal de esta matriz de orden . Denotamos la varianza del i-ésimo coeficiente por s2(*b*i). Para testar hipótesis sobre los coeficientes del modelo de regresión empleamos el estadístico (i – β\*)/s(i), que tiene una distribución *t* con grados de libertad. Como ejemplo, supongamos que tenemos la siguiente regresión calculada:



R2 = 0.9859 N = 16



Con base en estos datos:

(a) calcule la R2 “ajustada” para esta regresión:

(b) determine si en este modelo los coeficientes estimados (, y ) son estadísticamente significativos:

(i) H0: β0 = 0, α=1%

(ii) H0: β1 = 0, α=5%

(iii) H0: β2 = 0, α=10%

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Indicadores | B0 | X1 | X2 |
| Varianza | 5.66 | 0.00 | 0.15 |
| Error estándar | 2.38 | 0.05 | 0.39 |
| Coeficiente | 1.35 | 1.04 | 1.38 |
| V0 | 0.57 | 22.31 | 3.55 |
| Vc | 3.01 | 2.16 | 1.77 |
| Decision | No significativo | Signficativo | Significativo |
| Alfa | 1% | 5% | 10% |
| Colas | 2 | 2 | 2 |
| ConfIabilidad | 0.995 | 0.975 | 0.95 |
| Gl | 13 | 13 | 13 |

**B0 no es significativa, X1 es significativa y X2 también.**