

**Universidad Icesi**

Cali, Lunes 28 de Octubre del 2002

**Examen Parcial #2**

**Grupo 1**

**Econometría 06169**

Profesor: Julio César Alonso

Estudiante: \_\_\_\_\_

Código: \_\_\_\_\_

**Instrucciones:**

1. Lea cuidadosamente todas las preguntas e instrucciones.
2. Este examen consta de 8 páginas; además, deben tener una hoja de formulas.
3. El examen consta de 3 preguntas que suman un **total de 100 puntos**. El valor de cada una de las preguntas esta expresado al lado de cada pregunta.
4. Escriba su respuesta en las hojas suministradas, marque cada una de las hojas con su nombre.
5. El examen esta diseñado para una hora, pero ustedes tienen 2 horas para trabajar en él.
- 6. Recuerde que no se tolerará ningún tipo de deshonestidad académica.**
7. Al finalizar su examen entregue su respuestas con las preguntas.
8. Asigne su tiempo de forma eficiente!

Suerte.

### 1. (20 puntos en total, 5 puntos cada subparte)

#### **Falso o Verdadero**

Diga si las siguientes afirmaciones son falsas o verdaderas y explique en dos o tres líneas su respuesta. (No se dará ningún crédito a respuestas sin justificación.)

- a) Se sabe que el modelo real está dado por  $y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$ , pero un investigador estima el siguiente modelo  $y_i = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_i$ . Entonces, tenemos que el estimador MCO no siempre es sesgado.
- b) Después de estimar el modelo  $y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$ , se obtiene un estadístico Durbin-Watson igual a 3.8. El modelo probablemente tiene problemas de autocorrelación negativa.
- c) En presencia de heteroscedasticidad los estimadores MCO son sesgados.
- d) Si una variable explicatoria empleada en un modelo de regresión presenta un error de medición, entonces los estimadores MCO de los coeficientes son insesgados.

### 2. (40 puntos)

La división de estudios económicos del Banco Central de la Banana Republic acaba de despedir al econometrista de planta. La última tarea que le fue asignada al econometrista, antes de ser despedido, fue estimar la función de demanda de dinero de dicha economía. El econometrista no terminó su estudio, pero dejó los cálculos que se reportan al final. ( $M_i$  es la cantidad de dinero en millones de moneda local en el año  $i$ ,  $X_{1,i}$  representa el PIB de la Banana Republic en millones de dólares para el año  $i$ , y  $X_{2,i}$  denota la tasa de interés (en %) en el año  $i$ ).

Usted ha sido contratado para que ayude a los técnicos del Banco Central a responder las siguientes preguntas. Responda brevemente a cada una de las siguientes preguntas:

- a) ¿Cuál fue el modelo estimado por el econometrista? Además, interprete el significado de cada coeficiente y discuta cuáles son los signos esperados de los coeficientes a la luz de la teoría económica. **(5 puntos)**
- b) Interprete y explique brevemente los cálculos efectuados por el econometrista. ¿Qué problema econométrico existía? ¿Qué lo lleva a concluir esto? ¿Cómo fue corregido el problema? **(15 puntos)**
- c) Interprete el significado de cada uno de los coeficientes estimados en el modelo corregido. Además discuta rápidamente la significancia de los coeficientes. **(10 puntos)**
- d) Cree usted que el modelo corregido está libre de problemas? Explique porque sí o porque no. **(10 puntos)**

### 3. (40 puntos)

Un empresario de productos lácteos supone que la cantidad vendida  $y_t$  de sus productos (en 100,000 unidades) sigue la siguiente relación.

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (*)$$

donde  $X_{2t}$  representa el tiempo de propaganda en televisión en el periodo  $t$  (medido en horas) y  $X_{3t}$  representa el número de avisos de propaganda en revistas en el periodo  $t$  (medido en 100 avisos). Además se sabe que:

$$E(u_t) = 0 \quad \text{Var}(u_t) = \sigma^2 (X_{3t})^2 \quad E(u_j u_i) = 0 \text{ para todo } i \neq j$$

- a) ¿Cuáles propiedades deben cumplir el término de error aleatorio para obtener estimadores MELI? **(5 puntos)**
- b) ¿Que otros supuestos deben cumplirse para obtener estimadores MELI? **(5 puntos)**
- d) ¿Qué supuesto es violado en este caso? ¿Cómo solucionaría el problema? **(5 puntos)**

Para los últimos 10 periodos se obtuvieron los siguientes valores:

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{(X_{2t})^2} = 16 \quad \sum_{i=1}^n \frac{1}{X_{2t}} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \frac{y_t}{(X_{2t})^2} = 16 \quad \sum_{i=1}^n \frac{X_{3t}}{(X_{2t})^2} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{X_{3t}}{X_{2t}} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \frac{y_t}{X_{2t}} = 20 \quad \sum_{i=1}^n \frac{(X_{3t})^2}{(X_{2t})^2} = 10 \quad \sum_{i=1}^n \frac{y_t \cdot X_{3t}}{(X_{2t})^2} = 4$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{(y_t)^2}{(X_{2t})^2} = 25$$

- c) Forme la matriz  $X^T X$  **(5 puntos)**

La correspondiente matriz inversa es

$$(X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{10} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{16} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{10} \end{pmatrix}$$

- d) Encuentre los estimadores MELI de los coeficientes del modelo; además estime  $\sigma^2$  y la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de los  $\beta$ 's. **(10 Puntos)**
- e) Interprete el significado de cada uno de los coeficientes estimados. **(5 Puntos)**
- f) El asesor comercial de esta firma cree que el modelo verdadero esta dado por  $y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ . ¿Qué problema existiría en las estimaciones realizadas en el punto c) si este modelo fuera en efecto el verdadero? **(5 Puntos)**

**g) PREGUNTA OPCIONAL**

Compruebe cual de los dos modelos ( $y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$  o  $y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$  .) es el que se ajusta más a los datos. Explique que supuesto está empleando para hacer sus cálculos. **(5 Puntos de BONO!!! Estos Puntos son Extras.)**

## Resultados de EasyReg.

Dependent variable:

$$Y = \ln[M]$$

Characteristics:

$\ln[M]$

First observation = 1(=1901)

Last observation = 100(=2000)

Number of usable observations: 100

Minimum value: 2.1149950E+005

Maximum value: 1.6273217E+006

Sample mean: 9.1317026E+005

X variables:

$X(1) = \ln[X1]$

$X(2) = \ln[X2]$

$X(3) = 1$

Model:

$$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,$$

where U is the error term, satisfying

$$E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.$$

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value	H.C. t-value(*)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.90009	7408.136	9339.346
		[0.00000]	[0.00000]
b(2)	45.42551	1.324	1.393
		[0.18561]	[0.16370]
b(3)	-239.37377	-2.540	-2.256
		[0.01109]	[0.02406]

(\*) Based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.

[The two-sided p-values are based on the normal approximation]

Effective sample size (n) = 100

Variance of the residuals = 152030.285326

Standard error of the residuals = 389.910612

Residual sum of squares (RSS) = 14746937.676592

Total sum of squares (TSS) = 17447516841562.300000

R-square = 0.999999

Adjusted R-square = 0.999999

Overall F test:  $F(2,97) = 57381665.95$

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 2.36 3.09

Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = .339159

REMARK: A better way of testing for serial correlation

is to specify ARMA errors and then test the null

hypothesis that the ARMA parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1.379818

Null hypothesis: The errors are normally distributed

Null distribution: Chi-square(2))

p-value = 0.50162

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: accept accept

Breusch-Pagan test = 13.934181

Null hypothesis: The errors are homoskedastic

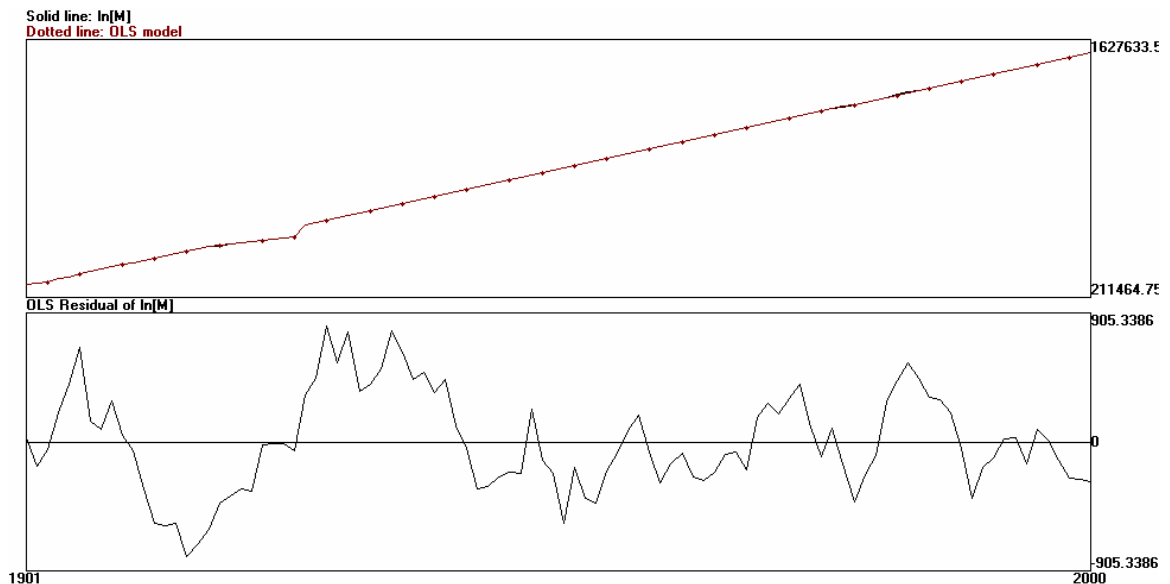
Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.00094

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: reject reject



Box-Pierce Q statistics for  $Y(t)$ ,  $t=1(=1901)$  to  $100(=2000)$ , where  $Y(t) = \text{OLS Residual of } \ln[M]$

$Q(1)=68.41$

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 2.71 3.84

Conclusions: reject reject

$Q(2)=113.35$

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: reject reject

$Q(3)=139.09$

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%

Critical values:	6.25	7.81
Conclusions:	reject	reject
Q(4)=153.86		
p-value = 0.00000		
Significance levels:	10%	5%
Critical values:	7.78	9.49
Conclusions:	reject	reject
Q(5)=159.27		
p-value = 0.00000		
Significance levels:	10%	5%
Critical values:	9.24	11.07
Conclusions:	reject	reject

Dependent variable:  
 $Y = \ln[M] - .82733 \times \text{LAG1}[\ln[M]]$

Characteristics:  
 $\ln[M] - .82733 \times \text{LAG1}[\ln[M]]$   
 First observation = 2(=1902)  
 Last observation = 100(=2000)  
 Number of usable observations: 99  
 Minimum value: 4.7355270E+004  
 Maximum value: 2.9285731E+005  
 Sample mean: 1.7073276E+005

X variables:  
 $X(1) = \ln[X1] - .82733 \times \text{LAG1}[\ln[X1]]$   
 $X(2) = \ln[X2] - .82733 \times \text{LAG1}[\ln[X2]]$   
 $X(3) = 1$

Model:  
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$ ,  
 where U is the error term, satisfying  
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$ .

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value	H.C. t-value(*)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.90011	3035.951	3211.920
		[0.00000]	[0.00000]
b(2)	31.91444	0.707	0.663
		[0.47961]	[0.50737]
b(3)	-40.34927	-0.712	-0.706
		[0.47628]	[0.48032]

(\*) Based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.  
 [The two-sided p-values are based on the normal approximation]  
 Effective sample size (n) = 99  
 Variance of the residuals = 47769.880828  
 Standard error of the residuals = 218.563219  
 Residual sum of squares (RSS) = 4585908.559485  
 Total sum of squares (TSS) = 511195517456.554000  
 R-square = 0.999991

Adjusted R-square = 0.999991

Overall F test:  $F(2,96) = 5350556.91$

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 2.36 3.09

Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.899969

REMARK: A better way of testing for serial correlation is to specify ARMA errors and then test the null hypothesis that the ARMA parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1.520151

Null hypothesis: The errors are normally distributed

Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.46763

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: accept accept

Breusch-Pagan test = 1.428074

Null hypothesis: The errors are homoskedastic

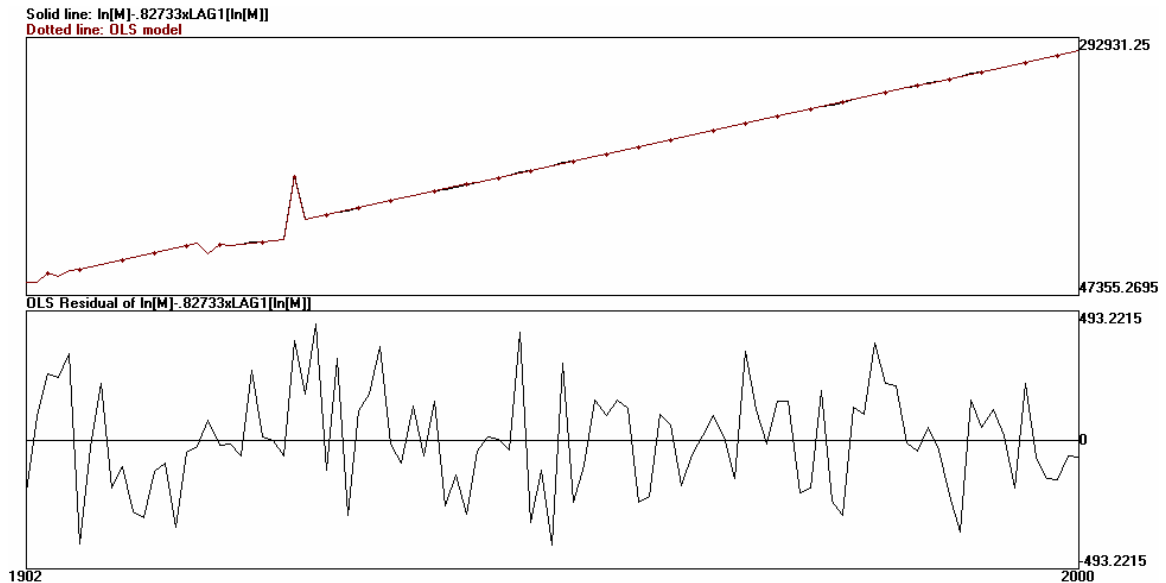
Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.48966

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: accept accept





## Universidad Icesi

Cali, Lunes 28 de Octubre del 2002

### Examen Parcial #2 Respuestas Sugeridas

#### Grupo 1

#### Econometría 06169

#### 1. (20 puntos en total, 5 puntos cada subparte)

##### **Falso o Verdadero**

Diga si las siguientes afirmaciones son falsas o verdaderas y explique en dos o tres líneas su respuesta. (No se dará ningún crédito a respuestas sin justificación.)

- a) Se sabe que el modelo real esta dado por  $y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$ , pero un investigador estima el siguiente modelo  $y_i = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_i$ . Entonces, tenemos que el estimador MCO no siempre es sesgado.

**Verdadero.** Porque sabemos que el sesgo por omisión de variables es  $(X_1^T X_1)^{-1} X_1^T X_2 \beta_2$ .

Este sesgo será cero si  $X_1^T X_2 = 0$ . Es decir, si la covarianza entre  $X_2$  y  $X_1$  es cero, entonces no existirá sesgo

- b) Despues de estimar el modelc  $y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$ , se obtiene un estadístico Durbin-Watso igual a 3.8. El modelo probablemente tiene problemas de autocorrelación negativa.

**Falso.** Sabemos que el DW no es interpretable si el modelo no posee intercepto.

- c) En presencia de heteroscedasticidad los estimadores MCO son sesgados.

**Falso.** En clase vimos que los EMCO son insesgados pero ineficientes en presencia de heterocsedasticidad

- d) Si una variable explicatoria empleada en un modelo de regresión presenta un error de medición, entonces los estimadores MCO de los coeficientes son insesgados.

**Falso.** sabemos que si al menos una de las variables independientes es medida con error entonces los EMCO son sesgados.

## 2. (40 puntos)

La división de estudios económicos del Banco Central de la Banana Republic acaba de despedir al econometrista de planta. La última tarea que le fué asignada al econometrista, antes de ser despedido, fue estimar la función de demanda de dinero de dicha economía. El econometrista no terminó su estudio, pero dejó los cálculos que se reportan al final. ( $M_i$  es la cantidad de dinero en millones de moneda local en el año  $i$ ,  $X_{1,i}$ , representa el PIB de la Banana Republic en millones de dólares para el año  $i$ , y  $X_{2,i}$  denota la tasa de interés (en %) en el año  $i$ ).

Usted ha sido contratado para que ayude a los técnicos del Banco Central a responder las siguientes preguntas. Responda brevemente a cada una de las siguientes preguntas:

- a) ¿Cuál fué el modelo estimado por el econometrista? Además, interprete el significado de cada coeficiente y discuta cuales son los signos esperados de los coeficientes a la luz de la teoría económica. (5 puntos)

El modelo estimado es

$$M_i = \alpha \cdot (X_{1,i})^{\beta_1} \cdot (X_{2,i})^{\beta_2} \cdot \varepsilon_i$$

o lo que es equivalente:

$$\ln(M_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(X_{1,i}) + \beta_2 \cdot \ln(X_{2,i}) + \mu_i$$

donde

$$\beta_0 = \ln(\alpha) \quad \mu_i = \ln(\varepsilon_i)$$

### Explicación:

- $\beta_1$ , la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al PIB. Es decir un aumento del 1% en el PIB provocará un aumento del  $\beta_1\%$  en la demanda de dinero. El signo esperado de este coeficiente es positivo.
- $\beta_2$ , la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés. Es decir un aumento del 1% en la tasas de interés provocará un aumento del  $\beta_2\%$  en la demanda de dinero. El signo esperado es negativo.
- $\beta_0$ ,  $e^{\beta_0}$  es la demanda de dinero en millones de moneda local cuando las otras variables son iguales a uno!!!! (Porque  $\ln(1) = 0$  !! Noten que  $\ln(0)$  no está definido!!!). Además, el signo de este coeficiente puede ser positivo o negativo, pues si  $0 < \alpha < 1$  entonces  $\ln(\alpha) < 0$ .

- b) Interprete y explique brevemente los cálculos efectuados por el econometrista. ¿Qué problema econométrico existía? ¿Qué lo lleva a concluir esto? ¿Cómo fue corregido el problema? (15 puntos)

En este punto estaba esperando que ustedes identificarán el problema de autocorrelación positiva. Esto lo podían identificar por medio del gráfico de los errores de la primera ecuación, el test de DW y el test de Box y Pierce. Además ustedes debían explicar brevemente que el método de Durbin fue empleado para solucionar el problema. Esto lo hemos hecho en numerosas oportunidades, por tal razón se omitirán los detalles.

- c) Interprete el significado de cada uno de los coeficientes estimados en el modelo corregido. Además discuta rápidamente la significancia de los coeficientes. **(10 puntos)**

**Los resultados se pueden interpretar de la siguiente forma:**

- $\beta_1 = 0.90$ , Un aumento del 1% en el PIB provocará un aumento del 0.9% en la demanda de dinero. El signo de este coeficiente estimado es el esperado. Además note que este coeficiente es significativo. Se puede llegar a esta conclusión observando el correspondiente p-valor
- $\beta_2 = 31.91$ , Un aumento del 1% en la tasas de interés provocará un aumento del 31.91% en la demanda de dinero. El signo no es el esperado, pero note que este coeficiente no es significativamente diferente de cero. Así, podemos concluir que este coeficiente es cero.
- $\beta_0$ , e  $\hat{\beta}_0$  es la demanda de dinero en millones de moneda local cuando las otras variables son iguales a uno. EasyReg nos da el valor estimado de  $\beta_0^*$  que es igual a  $\beta_0 \cdot (1 - \hat{\rho})$ . Así el valor estimado de  $\beta_0$  se podrá despegar de la anterior ecuación. Pero note que este coeficiente estimado no es significativo. Así  $\beta_0$  no será significativamente diferente de cero. Noten que esto no tiene mucho sentido!!!

- d) Cree usted que el modelo corregido esta libre de problemas? Explique porque si o porque no. **(10 puntos)**

Noten que el modelo corregido tiene DW de 1.89 el cual es muy cercano a 2. Así informalmente podemos concluir que posiblemente no existirá autocorrelación. Ustedes podían hacer el test formal de DW si lo deseaban y llegarían a la misma conclusión. Además el gráfico de los residuos de la regresión corregida también muestra que no existe ningún problema de autocorrelación.

### 3. (40 puntos)

Un empresario de productos lácteos supone que la cantidad vendida  $y_t$  de sus productos (en 100,000 unidades) sigue la siguiente relación.

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (*)$$

donde  $X_{2t}$  representa el tiempo de propaganda en televisión en el periodo  $t$  (medido en horas) y  $X_{3t}$  representa el número de avisos de propaganda en revistas en el periodo  $t$  (medido en 100 avisos). Además se sabe que:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 (X_{3t})^2 \quad E(\varepsilon_j \varepsilon_i) = 0 \quad \text{para todo } i \neq j$$

a) ¿Cuáles propiedades deben cumplir el término de error aleatorio para obtener estimadores MELI? **(5 puntos)**

De acuerdo al teorema de Gauss-Markov para obtener estimadores MELI para los parámetros  $\beta$ , el término de error debe cumplir las siguientes condiciones:

- Media cero, es decir  $E(\varepsilon_t) = 0$
- Varianza constante (Homocedasticidad) ( $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ ), y
- Linealmente independientes entre si (Autocorrelación) ( $E(\varepsilon_i \cdot \varepsilon_j) = 0$  para todo  $i \neq j$ )

b) ¿Que otros supuestos deben cumplirse para obtener estimadores MELI? **(5 puntos)**

De acuerdo al teorema de Gauss-Markov para obtener estimadores MELI para los parámetros  $\beta$ , además se deben cumplir las siguientes condiciones:

1. Exista una relación lineal entre  $y$  y las  $X$ 's
2. Las  $X$ 's son no estocásticas y linealmente independientes entre si.

c) ¿Qué supuesto es violado en este caso? ¿Cómo solucionaría el problema? **(5 puntos)**

En este caso se viola el supuesto de homocedasticidad. Es decir el término de error no tiene varianza constante. El problema se puede solucionar fácilmente empleando los mínimos cuadrados ponderados. Es decir, dividiendo todo el modelo por  $X_{2t}$ .

$$\frac{y_t}{X_{2t}} = \frac{\beta_1}{X_{2t}} + \beta_2 \frac{X_{2t}}{X_{2t}} + \beta_3 \frac{X_{3t}}{X_{2t}} + \frac{\varepsilon_t}{X_{2t}} \quad t = 1, 2, \dots$$

Así tendremos que

$$\text{Var}\left(\frac{\varepsilon_t}{X_{2t}}\right) = \frac{1}{(X_{2t})^2} \cdot \text{Var}(\varepsilon_t) = \frac{1}{(X_{2t})^2} \cdot [\sigma^2 (X_{2t})^2] = \sigma^2$$

Y por tanto el problema de heteroscedasticidad ha sido solucionado

Para los últimos 10 periodos se obtuvieron los siguientes valores:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \frac{1}{(X_{2t})^2} &= 16 & \sum_{i=1}^n \frac{1}{X_{2t}} &= 0 & \sum_{i=1}^n \frac{y_t}{(X_{2t})^2} &= 16 & \sum_{i=1}^n \frac{X_{3t}}{(X_{2t})^2} &= 0 \\ \sum_{i=1}^n \frac{X_{3t}}{X_{2t}} &= 0 & \sum_{i=1}^n \frac{y_t}{X_{2t}} &= 20 & \sum_{i=1}^n \frac{(X_{3t})^2}{(X_{2t})^2} &= 10 & \sum_{i=1}^n \frac{y_t \cdot X_{3t}}{(X_{2t})^2} &= 4 \\ \sum_{i=1}^n \frac{(y_t)^2}{(X_{2t})^2} &= 76 & & & & & & \end{aligned}$$

d) Forme la matriz  $X^T X$  (5 puntos)

Es facil obtener

$$X^T X = \begin{pmatrix} 10 & 0 & 0 \\ 0 & 16 & 0 \\ 0 & 0 & 10 \end{pmatrix}$$

La correspondiente matriz inversa es

$$(X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{10} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{16} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{10} \end{pmatrix}$$

e) Encuentre los estimadores MELI de los coeficientes del modelo; además estime  $\sigma^2$  y la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de los  $\beta$ 's. (10 Puntos)

Primero debemos armar la matriz  $X^T y$ . En este caso tenemos que:

$$X^T y = \begin{pmatrix} 20 \\ 16 \\ 4 \end{pmatrix}$$

Así tenemos que:

$$\beta_{\text{hat}} = (X^T X)^{-1} \cdot X^T y$$

$$\begin{pmatrix} \frac{1}{10} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{16} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{10} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 20 \\ 16 \\ 4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ \frac{2}{5} \end{pmatrix}$$

Noten que

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_2 \\ \beta_1 \\ \beta_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ \frac{2}{5} \end{pmatrix}$$

Además

$$s^2 = \frac{y^T \cdot y - \hat{\beta}^T \cdot X^T \cdot y}{n - k}$$

En este caso  $y^T \cdot y = 25$ , entonces

$$s^2 = \frac{76 - \begin{pmatrix} 2 & 1 & \frac{2}{5} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 20 \\ 16 \\ 4 \end{pmatrix}}{10 - 3} = \frac{76 - \frac{288}{5}}{7} = \frac{92}{35} = 2.6$$

Y la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores MCO es

$$s^2 \cdot (X^T X)^{-1} = 2.6 \frac{16}{25} \cdot \begin{pmatrix} \frac{1}{10} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{16} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{10} \end{pmatrix}$$

**f) Interprete el significado de cada uno de los coeficientes estimados. (5 Puntos)**

Antes encontramos que

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ \frac{2}{5} \end{pmatrix}$$

La interpretación de estos resultados es la siguiente:

$\hat{\beta}_2 = 2$ , un aumento de una hora de propagandas de televisión aumentará las ventas en 200.000 unidades

$\hat{\beta}_3 = \frac{2}{5} = 0.4$ , un aumento de 100 avisos de prensa aumentará las ventas en 40,000 unidades

$\hat{\beta}_1 = 1$ , las ventas que no dependen de la propaganda en prensa y televisión son 100,000 unidades

- g) El asesor comercial de esta firma cree que el modelo verdadero esta dado por  $y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ . ¿Qué problema existiría en las estimaciones realizadas en el punto c) si este modelo fuera en efecto el verdadero? **(5 Puntos)**

En este caso estaríamos incluyendo más variables de las necesarias. Como vimos, los EMCO aún son insesgados, pero no son eficientes.

**h) PREGUNTA OPCIONAL**

Compruebe cual de los dos modelos ( $y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$  o

$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ ) es el que se agusta más a los datos. Explique que supuesto esta empleando para hacer sus cálculos. **(5 Puntos de BONO!!! Estos Puntos son Extras.)**

Note que si tenemos que  $\beta_3 = 0$  en el modelo inicial, entonces obtendremos el modelo reducido  $y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ . Así, podemos emplear una prueba t para probar la hipótesis nula que

$$\beta_3 = 0. \text{ El estadístico t esta dado por } t_c = \frac{\hat{\beta}_3}{s(\hat{\beta}_3)} = \frac{\frac{2}{5}}{\sqrt{2.6 \cdot \frac{1}{16}}} = \frac{\frac{2}{5}}{\frac{1}{4} \cdot \sqrt{2.6}}$$

$$t_c = \frac{8}{5 \cdot \sqrt{\frac{26}{10}}} = \frac{8}{5 \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot 13}{2 \cdot 5}}} = \frac{8}{5 \cdot \sqrt{\frac{13}{5}}} = \frac{8 \cdot \sqrt{5}}{5 \cdot \sqrt{13}} = 0.992. \text{ Este t-calculado se debe comparar con}$$

el t de la tabla con 7 grados de libertad. Para un nivel de significancia de 0.05 es 2.365. Así, no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de que  $\beta_3 = 0$ . Así el modelo  $\beta_3 = 0$  parece mas adecuado.

Noten que para llegar a esta conclusión hemos supuesto que los errores homoscedasticos se distribuyen normalmente. Pues la muestra es muy pequeña y para hacer inferencia necesitamos el supuesto de normalidad de los errores.