Examen final de econometría I

18 de septiembre de 2004 – Hora: 09:15

Apellidos:	Nombre:	DNI:
Profesor/a:	Licenciatura:	Grupo:

Antes de empezar a resolver el examen, rellene TODA la información que se solicita en los recuadros anteriores y lea con atención las instrucciones de la página siguiente.

Pregunta 1	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 2	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 3	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 4	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 5	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 6	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 7	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 8	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 9	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 10	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 11	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 12	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 13	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 14	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 15	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 16	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 17	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 18	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 19	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 20	**A**	B	C	D	En blanco

Pregunta 1. En el contexto del modelo lineal general $Y = X\beta + U$, donde X es una matriz de dimensión (Nxk), con $N>k$, el hecho de que rango(X)$<k$ implica, entre otras cosas, que:

A) Las k columnas de X son linealmente independientes.

B) Las N columnas de X son linealmente independientes.

C) Algún regresor contiene información que ya está contenida en el resto de regresores del modelo. → Si $Rg(X)<k$, alguna columna es combinación lineal exacta de otra(s): hay colinealidad exacta

D) El vector Y es una combinación lineal exacta de las k columnas de X.

Pregunta 2. Bajo todas las hipótesis que conforman el modelo lineal general $Y = X\beta + U$, el teorema de Gauss-Markov implica que:

A) El estimador MCO de la varianza de las perturbaciones es eficiente.

B) El estimador MCO de β tiene varianza mínima dentro de la familia de estimadores NO lineales e insesgados de β.

C) El estimador MCO de β es el único estimador lineal e insesgado de β que existe.

D) El estimador MCO de β tiene varianza mínima dentro de la familia de estimadores lineales e insesgados de β. → Es el enunciado del Tª Gauss-Markov

Pregunta 3. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA cuando se estima un modelo de regresión lineal SIN término constante:

A) La media de los residuos puede ser distinta de cero. ← Correcta. $\sum \hat{\varepsilon}_t = 0$ sólo está garantizado si el modelo tiene término constante

B) La suma de cuadrados de los residuos es menor o igual que la suma de cuadrados de las observaciones de la variable endógena.

C) La estimación MCO de las pendientes del modelo es la misma al estimar el modelo con los datos originales que al estimarlo con los datos en desviaciones con respecto a la media. → FALSA: no hay un término constante que absorba el cambio de media

D) La suma de cuadrados de las observaciones de la variable endógena es mayor o igual que la suma de cuadrados de los valores ajustados.

→ Correctas: por MCO está garantizado que: $Y^T Y = \hat{Y}^T \hat{Y} + \hat{\varepsilon}^T \hat{\varepsilon}$

Pregunta 4. Considere el modelo [M1] $y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + u_t$, donde ln representa el logaritmo neperiano. Bajo todas las hipótesis clásicas del modelo lineal general (MLG), si los símbolos Δ y $\%\Delta$ representan, respectivamente, el cambio absoluto y el cambio porcentual de una variable cualquiera, indique, con respecto al modelo [M1], cuáles de las siguientes afirmaciones son CIERTAS:

1. El valor esperado de Δy_t cuando $\%\Delta x_{t2} = 1\%$ y $\Delta x_{t3} = \Delta u_t = 0$ es aproximadamente igual a $\beta_2 / 100$. — correcto, $\beta_2 = \frac{d y_t}{d \ln x_{t2}} = \frac{d y_t}{\frac{d x_{t2}}{x_{t2}}} = 100 \times \frac{d y_t}{\frac{d x_{t2}}{x_{t2}} \times 100}$

2. El valor esperado de Δy_t cuando $\Delta x_{t3} = 1$ y $\Delta x_{t2} = \Delta u_t = 0$ es aproximadamente igual a β_3. — CORRECTO, $\beta_3 = \frac{\partial y_t}{\partial x_{t3}}$

3. El valor esperado de Δy_t cuando $\%\Delta x_{t2} = 1\%$ y $\Delta x_{t3} = \Delta u_t = 0$ es aproximadamente igual a $(\beta_1 + \beta_2)/100$. —FALSO, β_1 no tiene nada qe ver con las derivadas implicadas por el modelo

A) Son ciertas las afirmaciones 1 y 2.

B) Ninguna de las afirmaciones es cierta.

C) Son ciertas las afirmaciones 1 y 3.

D) Son ciertas las afirmaciones 2 y 3.

Pregunta 5. La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 z_t + u_t$, bajo la restricción $\beta_1 + \beta_2 = 1$ puede llevarse a cabo:

A) Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $y_t - 1 = \beta_1(1 - x_t) + \beta_3 z_t + u_t$.

B) Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $y_t - 1 = \beta_2(x_t - z_t) + \beta_3 z_t + u_t$.

C) Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $y_t - x_t = \beta_1(1 - x_t) + \beta_3 z_t + u_t$.

D) Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $y_t - x_t = \beta_2(x_t - 1) + \beta_3 z_t + u_t$.

$\beta_2 = 1 - \beta_1$; $y_t = \beta_1 + (1-\beta_1)X_t + \beta_3 Z_t + U_t$; $y_t - X_t = \beta_1(1 - X_t) + \beta_3 Z_t + U_t$

Pregunta 6. En un modelo del tipo $y_t = \beta + u_t$, $(t = 1, 2, \ldots, N)$, en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general (MLG), se consideran dos estimadores alternativos para β: $\hat{\beta}^{(1)} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} y_t$ y $\hat{\beta}^{(2)} = y_1 + y_2$, donde y_1 e y_2 son las dos primeras observaciones de la variable dependiente del modelo. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

A) El estimador $\hat{\beta}^{(1)}$ es el estimador MCO de β. → SI. $(X^TX)^{-1}X^Ty = \bar{y}$

B) Los dos estimadores tienen distinta esperanza y distinta varianza., SI

C) El sesgo del estimador $\hat{\beta}^{(1)}$ es cero y el sesgo del estimador $\hat{\beta}^{(2)}$ es igual a β. SI, $E(\hat{\beta}^{(1)}) =$ ... $= 2\beta$

D) La varianza del estimador $\hat{\beta}^{(2)}$ es menor que la varianza del estimador $\hat{\beta}^{(1)}$ para cualquier $N \geq 2$. → FALSA, $VAR(\hat{\beta}(1)) = \frac{1}{n} \leq \sigma_y^2$
$VAR(\hat{\beta}(2)) = 2\sigma_y^2$, si $n = 2$ $VAR(\hat{\beta}(1)) < VAR(\hat{\beta}(2))$

Pregunta 7. En un modelo del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$ $(t = 1, \ldots, N)$, en el que se cumplen todas la hipótesis clásicas del MLG, se desea contrastar la hipótesis nula $H_0: \beta_1 = 0$ frente a la hipótesis alternativa $H_1: \beta_1 \neq 0$. Con ese fin, se considera la utilización de alguno de los tres estadísticos de contraste siguientes:

$$F_1 = \frac{\hat{\beta}_1^2}{\widehat{\text{var}}(\hat{\beta}_1)}; \qquad F_2 = (N-2)\frac{R^2}{(1-R^2)};$$

$$F_3 = \frac{1}{\hat{\sigma}_u^2}(A\hat{\beta} - c)'\left[A(X'X)^{-1}A'\right]^{-1}(A\hat{\beta} - c),$$

donde $A = \begin{bmatrix}1 & 0\end{bmatrix}$, $c = 0$, R^2 es el coeficiente de determinación del modelo [M1] y $\hat{\sigma}_u^2$ es la estimación por MCO de la varianza de las perturbaciones del modelo [M1]. Indique cual de las siguientes afirmaciones es CIERTA:

A) El estadístico F_2 no sirve para llevar a cabo el contraste indicado en el enunciado, porque F_2 sólo sirve para contrastar la significación global del modelo [M1].

B) Los tres estadísticos son equivalentes y cualquiera de ellos sirve para llevar a cabo el contraste indicado en el enunciado.

C) Bajo la hipótesis nula indicada en el enunciado, el estadístico F_1 sigue una distribución t de *Student* con *N-2* grados de libertad.

D) Los estadísticos F_1 y F_2 son equivalentes entre sí, pero son distintos del estadístico F_3.

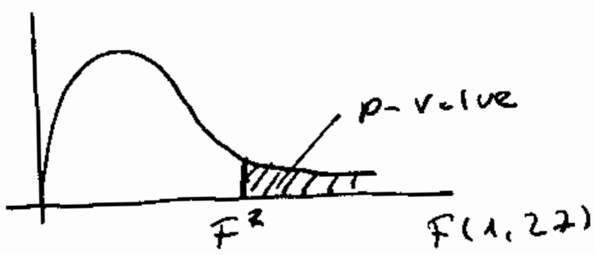
Pregunta 8. Considere el modelo $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + u_i$ $(i = 1, 2, \ldots, 30)$ en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG. Si F^* representa el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de $H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 + \beta_3 \neq 1$, entonces el nivel de significación marginal (*p-value*) asociado con dicho contraste es igual a:

A) $\Pr[F(1,27) \geq F^*]$.

B) $\Pr[F(2,27) \geq F^*]$.

C) $1 - \Pr[F(2,27) \leq F^*]$.

D) $1 - \Pr[F(1,27) \geq F^*]$.



Pregunta 9. Cuando la matriz X en un modelo del tipo $Y = X\beta + U$ presenta un alto grado de multicolinealidad aproximada:

A) El estimador MCO de β es único. → El sistema de ecuaciones normales sigue teniendo una sola solución. Si la colinealidad fuera exacta, habría infinitas soluciones.

B) El estimador MCO de β es sesgado.

C) El estimador MCO de β NO es eficiente.

D) El estimador MCO de β es muy preciso.

Pregunta 10. Considere dos modelos del tipo [M1] $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + u_i$ y [M2] $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + v_i$, siendo $u_i \neq v_i$, entonces:

A) Si [M1] es un modelo correctamente especificado, el estimador MCO de β_2 en el modelo [M2] es, en general, insesgado. → NO, LE FALTA UNA VARIABLE RELEVANTE

B) Si [M1] es un modelo correctamente especificado, el estimador MCO de β_2 en el modelo [M1] es, en general, sesgado. – SI

C) Si [M2] es un modelo correctamente especificado, el estimador MCO de β_2 en el modelo [M1] es, en general, insesgado. → SE AÑADE UNA VARIABLE IRRELEVANTE (Z_i)

D) Si [M1] es un modelo correctamente especificado, el estimador MCO de β_3 en el modelo [M1] es igual a cero. – SI

Los siguientes datos permiten contestar a las preguntas 11 a 15. Utilizando información anual sobre el gasto en gasolina medido en dólares (G) el índice de precios de la gasolina (PG), la renta anual *per cápita* (Y) medida en dólares y el índice de precios del transporte publico (PTP), correspondientes a Estados Unidos, desde 1960 hasta 1986, se ha estimado por MCO el modelo de regresión que figura en la tabla siguiente:

Tabla 1

Dependent Variable: LOG(G)
Method: Least Squares
Sample: 1960 1986
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.615397	0.181632	8.893814	0.0000
LOG(PG)	-0.114692	0.038140	-3.007161	0.0063
LOG(Y)	1.779344	0.091509	19.44455	0.0000
LOG(PTP)	-0.075966	0.052383	-1.450188	0.1605
F-statistic	430.5137	Prob(F-statistic)		0.000000

Pregunta 11. Dados los resultados presentados en la Tabla 1, redondeando a 3 decimales, indique cuál de las siguientes afirmaciones es **CIERTA**:

A) El valor estimado de la elasticidad precio de la demanda de gasolina indica que ante un incremento de una unidad en el índice de precios de la gasolina, el gasto en gasolina disminuye el 0.115 unidades.

B) El valor estimado de la elasticidad renta de la demanda de gasolina, indica que ante un incremento de un 1% de la renta *per cápita*, el gasto en gasolina aumenta en un 1.779%. – OK. ES EL COEFICIENTE DE LOG(Y)

C) El valor estimado de la elasticidad cruzada de la demanda de gasolina con respecto al precio del transporte público indica que ante un aumento de una unidad en el índice de precios del transporte público, el gasto en gasolina disminuye un 7.60%.

D) El valor estimado de la elasticidad precio de la demanda de gasolina indica que ante un incremento del 1% en el índice de precios de la gasolina, el gasto en gasolina disminuye en 0.115 unidades.

Pregunta 12. Dados los resultados de la Tabla 1, utilizando 4 decimales en los cálculos, el valor estimado del coeficiente de determinación, R^2, es:

A) $R^2 = 0.9825$. – A partir del F-Statistic:

B) $R^2 = 0.9740$. $F = \frac{m-K}{m} \frac{R^2_{ACO} - R^2_{ACRL}}{1 - R^2_{ACO}}$; $F = \frac{m-K}{K-1} \Big/ \frac{R^2}{1-R^2}$

C) $R^2 = 0.6727$. 430.5137 $\frac{27-4}{3} = \frac{23}{3}$

D) No se puede calcular con esa información. $\frac{R^2}{1-R^2} = 56.154$; $\boxed{R^2 = .9825}$

Pregunta 13. De acuerdo con los resultados contenidos en la Tabla 1 y sabiendo que $2 \times \Pr[t(23) \geq 8.5166] < 0.0001$, puede concluirse que la elasticidad de la demanda de gasolina con respecto a la renta *per cápita*:

A) No es significativamente distinta de 1 al 1%.

B) Es significativamente distinta de 1 al 1%. → $\frac{1.779344 - 1}{.091509} =$

C) No es significativamente distinta de 0 al 1%. $= 8.5166$

D) No es significativamente distinta de 0 al 5%.

Pregunta 14. Posteriormente, y con objeto de analizar las consecuencias de la crisis del petróleo, se ha construido una variable ficticia (D1) que vale 1 en los años posteriores a 1973 y cero en el resto. Con esta información, se ha estimado por MCO el modelo que figura en la tabla siguiente:

Tabla 2

Dependent Variable: LOG(G)
Method: Least Squares
Sample: 1960 1986
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.131155	0.999348	-4.133850	0.0005
LOG(PG)	-0.135282	0.025498	-5.305575	0.0000
LOG(Y)	1.040654	0.112664	9.236762	0.0000
LOG(PTP)	0.409280	0.072335	5.658093	0.0000
D1	-3.437510	1.768438	-1.943811	0.0661
D1*LOG(PTP)	-0.472203	0.079359	-5.950172	0.0000
D1*LOG(Y)	0.401919	0.196575	2.044606	0.0543
S.E. of regression	0.016465	F-statistic		852.2218
Sum squared resid	0.005422	Prob(F-statistic)		0.000000

A partir de los resultados que figuran en la Tabla 2, y redondeando a 4 decimales en los cálculos, indique cuál de las afirmaciones siguientes es **FALSA**:

A) El valor esperado de la elasticidad cruzada de la demanda de gasolina respecto del precio del transporte público disminuyó tras la crisis del petróleo, pasando de 0.4093% a −0.0629%.

B) El valor esperado de la elasticidad-renta de la demanda de gasolina tras la crisis del petróleo pasó a ser 1.4426%.

C) El valor esperado de la elasticidad cruzada de la demanda de gasolina respecto del precio del transporte público disminuyó tras la crisis del petróleo, pasando del 0.4093% al −0.4722%. — −.4722% es la variación del porcentaje, no el nuevo porcentaje

D) El valor esperado de la elasticidad-renta de la demanda de gasolina aumentó en 0.4019 puntos porcentuales tras la crisis del petróleo.

Pregunta 15: El modelo estimado en la Tabla 2 se puede escribir como:

$$LnG_t = \beta_1 + \beta_2\, Ln\,PG_t + \beta_3\, Ln\,Y_t + \beta_4 Ln\,PTP_t +$$
$$+\,\delta_1 D1_t + \delta_2\left(D1_t * Ln\,PTP_t\right) + \delta_3\left(D1_t * Ln\,Y_t\right) + u_t$$

Para determinar si la crisis del petróleo afectó a la demanda de gasolina, las hipótesis a contrastar son:

dos parámetros δ son los que permiten un comportamiento diferenciado en crisis

A) $H_0 : \beta_1 = \delta_1$ frente a $H_1 : \beta_1 \neq \delta_1$.

B) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ frente a $H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0$ y/o $\delta_3 \neq 0$.

C) $H_0 : \beta_1 = \delta_1;\ \beta_3 = \delta_3;\ \beta_4 = \delta_2$ frente a $H_1 : \beta_1 \neq \delta_1;\ \beta_3 \neq \delta_3$ y/o $\beta_4 \neq \delta_2$.

D) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3$ frente a $H_1 : \delta_1 \neq \delta_2$ y/o $\delta_3 \neq \delta_2$.

Pregunta 16. Se ha estimado por MCO el modelo $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + u_i$, obteniéndose los siguientes resultados: $\hat{y}_i = 4 + 0.4x_i + 0.9z_i$; $R^2 = 8/60$; $\sum_{i=1}^{29} \hat{u}_i^2 = 520$; $N = 29$;

$$(X'X)^{-1} = \frac{1}{113100}\begin{pmatrix} 3900 & 0 & 0 \\ 0 & 2320 & -290 \\ 0 & -290 & 1450 \end{pmatrix}$$

Además se sabe que $\Pr[t(26) \leq 2.056] = 0.975$. Se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 + \beta_3 \neq 1$. Empleando esta información, y redondeando a 4 decimales en los cálculos, determine cuál de las siguientes afirmaciones es **CIERTA**:

A) El resultado del contraste t es 0.3994, por lo que no se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación. $t = \dfrac{.4 + .9 - 1}{\sqrt{var(\beta_2) + var(\beta_3) + 2\,cov(\beta_2, \beta_3)}} = \dfrac{.3}{.7511} = .3994$

B) La información proporcionada en el enunciado no permite contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 + \beta_3 \neq 1$. — No, si rechaza

C) El resultado del contraste t es 3.5338, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

$$\hat{\sigma}^2 (X^T X)^{-1} = \frac{520}{29-3} \cdot \frac{1}{113100}\begin{bmatrix} 3900 & 0 & 0 \\ 0 & 2320 & -290 \\ 0 & -290 & 1450 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .6897 & 0 & 0 \\ 0 & .4103 & -.0513 \\ 0 & -.0513 & .2567 \end{bmatrix}$$

20

D) El resultado del contraste t es 0.3994, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación → OBVIAMENTE NO. ESE VALOR DEL TEST NO RECHAZA

El siguiente enunciado permite contestar a las preguntas 17 a 19. Con objeto de prever la producción anual de trigo en una determinada región de Francia, se ha estimado el siguiente modelo por MCO a partir de una muestra de 26 años:

Tabla A

Dependent Variable: Q
Method: Least Squares
Sample: 1 26
Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	141.6928	22.57723	6.275915	0.0000
P	16.9022	17.18011	0.983826	0.3354
F	4.1023	1.483363	2.765528	0.0110
F-statistic	56.1597	Prob(F-statistic)		0.0000

donde Q es el número de toneladas de trigo producidas, P es el precio medio en origen de una tonelada de trigo y F es la cantidad media de fertilizante utilizada en las fincas medido en kilos por hectárea.

Pregunta 17. Si se sabe que en el año 27 el precio medio de la tonelada de trigo será de 200 euros y que la cantidad media de fertilizantes que se va a utilizar es 50 kilos por hectárea ¿cuál es la producción de trigo esperada en el año 27? (utilice cuatro decimales en sus cálculos)

A) 350188.2 kilos de trigo.

B) 350.1882 toneladas de trigo.

C) 3727.2478 toneladas de trigo.

D) 3.7272 kilos de trigo.

$\hat{Q}_{27} = 141.6928 + 16.9022 \times 200 + 4.1023 \times 50 = 3727.2478$

Pregunta 18. Dados los resultados de la Tabla A, y sabiendo que $\Pr[t(23) \leq 2.069] = 0.975$, el intervalo de confianza para el verdadero valor del parámetro que multiplica al precio, al 95% de confianza es (utilice 4 decimales):

A) (14.8667, 18.9377).

B) (-18.6434, 52.4478).

C) (14.9022, 18.9022).

D) (-0.2779, 34.0823).

$16.9022 \pm \underbrace{2.069 \times 17.18011}_{35.5456} = 52.4478 \ (+)$

$-18.6474 \ (-)$

Pregunta 19. Según los resultados de la Tabla A, se rechaza la hipótesis nula de que las pendientes del modelo son conjuntamente iguales a cero, al 1% de significación, mientras que no se rechaza que dichas pendientes sean individualmente iguales a cero al 1% de significación. Dado lo anterior, indique cual de las siguientes afirmaciones es **CIERTA**:

A) Este resultado puede indicar un problema de multicolinealidad exacta.

B) Este resultado puede indicar un problema de omisión de variable relevante.

C) Este resultado puede indicar un problema de cambio estructural.

D) Este resultado puede indicar un problema de multicolinealidad aproximada. →

→ la colinealidad aproximada produce inflacción de la varianza de las estimaciones

Pregunta 20. La Comunidad de Madrid está planeando la construcción de viviendas de protección oficial. Se plantea estimar por MCO cuál será la demanda en el próximo año según el modelo: $V_t = \beta_1 + \beta_2 P_t + u_t$, donde V_t es la cantidad de viviendas vendidas y P_t es el precio medio. Para ello dispone de la siguiente información sobre los últimos 20 años:

$$\sum_{t=1}^{20}(P_t - \bar{P})^2 = 18; \ \sum_{t=1}^{20}(V_t - \bar{V})(P_t - \bar{P}) = -36$$

$$\bar{P} = 10; \quad \bar{V} = 30$$

Dada esta información, el valor estimado de los parámetros por MCO es:

A) $\hat{\beta}_1 = 50$ y $\hat{\beta}_2 = -2$.

B) $\hat{\beta}_1 = 10$ y $\hat{\beta}_2 = 2$.

C) $\hat{\beta}_1 = 50$ y $\hat{\beta}_2 = 2$.

D) $\hat{\beta}_1 = 10$ y $\hat{\beta}_2 = -2$.

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum \tilde{V}_t \tilde{P}_t}{\sum \tilde{P}_t^2} = \frac{-36}{18} = -2$$

$$V_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 P_t + \hat{u}_t$$

$$\sum V_t = n\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \sum P_t + 0$$

$$\underbrace{\bar{V}}_{30} = \hat{\beta}_1 + \underbrace{\hat{\beta}_2}_{-2} \underbrace{\bar{P}}_{10}; \quad \hat{\beta}_1 = 30 + 20 = 50$$