ECONOMETRÍA

T2 : EJEMPLO DE EXAMEN PARCIAL 2

APELLIDOS:		NOMBRE:
EMAIL UCM:	GRUPO:	DNI:

PREGUNTA 1	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 2	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 3	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 4	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 5	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 6	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 7	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 8	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 9	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 10	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 11	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 12	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 13	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 14	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 15	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 16	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 17	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 18	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 19	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 20	A	B	C	EN BLANCO

CORRECTAS		INCORRECTAS		EN BLANCO		PUNTOS	

EL EXAMEN DURA 60 MINUTOS

Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con una CRUZ GRANDE una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla anterior. Si tacha más de una casilla en una pregunta, su respuesta se considerará incorrecta. Si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache la casilla EN BLANCO correspondiente. Una respuesta correcta cuenta +2 puntos, una respuesta incorrecta cuenta −1 punto, y una pregunta sin responder cuenta 0 puntos. No desgrape estas hojas. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones. No utilice durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas.

LA CALIFICACIÓN DEL EXAMEN ES IGUAL AL NÚMERO DE PUNTOS DIVIDIDO ENTRE 4

Pregunta 1. La posibilidad de obtener estimaciones de los parámetros de un modelo de regresión con signos y/o tamaños chocantes (inesperados, poco razonables), NO suele estar relacionada con:

A. La presencia de observaciones influyentes.
B. La omisión de variables explicativas relevantes.
C. La inclusión de variables explicativas irrelevantes.

Pregunta 2. La ventaja fundamental de un modelo RLM del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$ frente a un modelo RLS como $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U^*$, consiste en que:

A. Si entre X_2 y X_3 existe algún grado de correlación lineal, y el efecto parcial de X_3 sobre Y es distinto de cero, entonces el estimador MCO de β_2 puede ser más fiable en el modelo RLM.
B. El coeficiente de determinación centrado siempre será mayor en el modelo RLM.
C. Los criterios de información de Akaike y de Schwarz siempre serán favorables al modelo RLM.

Pregunta 3. Considere un modelo RLM clásico del tipo [M1] $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$, frente a un modelo RLS como [M2] $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U^*$, en el que se ha omitido la variable explicativa X_3. Si $\hat{\beta}_2^*$ es el estimador MCO de β_2 en [M2], indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A. Si la covarianza muestral entre X_2 y X_3 es negativa y $\beta_3 < 0$, entonces $\mathrm{E}[\hat{\beta}_2^*] < \beta_2$.
B. Si $\beta_3 = 0$, entonces $\mathrm{E}[\hat{\beta}_2^*] = \beta_2$.
C. Si la covarianza muestral entre X_2 y X_3 es negativa y $\beta_3 > 0$, entonces $\mathrm{E}[\hat{\beta}_2^*] > \beta_2$.

Pregunta 4. Considere un modelo RLS clásico del tipo [M1] $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$, frente a un modelo RLM como [M2] $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$, en el que X_3 es una variable explicativa irrelevante. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A. Si la covarianza muestral entre X_2 y X_3 es cero, entonces el estimador MCO de β_2 en [M2] tiene la misma varianza que el estimador MCO de β_2 en [M1].
B. Si la covarianza muestral entre X_2 y X_3 es distinta de cero, entonces el estimador MCO de β_2 en el modelo [M2] es sesgado.
C. El valor esperado del estimador MCO de β_3 en el modelo [M2] no coincide con β_3.

Pregunta 5. Considere un modelo RLS estimado por MCO, $y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + \hat{u}_i$, con una muestra de tamaño $N = 20$, y suponga que en la regresión con término constante de $\hat{u}_i^2$ sobre x_i y x_i^2, estimada por MCO, el R^2 es igual a 0.25. Si $\Pr[\chi^2(2) \le 4.61] = 0.90$ y $\Pr[\chi^2(2) \le 5.99] = 0.95$, entonces la hipótesis de que las perturbaciones del modelo considerado tienen varianza constante:

A. Debe rechazarse tanto al 10% como al 5%.
B. No puede rechazarse ni al 5% ni al 10%.
C. Debe rechazarse al 10%, pero no puede rechazarse al 5%.

Pregunta 6. En un modelo del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, que satisface todas las hipótesis clásicas excepto por que las perturbaciones contenidas en el vector $\mathbf{U}$ son heteroscedásticas, el estimador de White es:

A. Un estimador insesgado de los estadísticos t asociados con cada componente de $\boldsymbol{\beta}$.
B. Un estimador adecuado de la matriz de varianzas-covarianzas del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.
C. Un estimador de $\boldsymbol{\beta}$ preferible al estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.

Pregunta 7. Considere un modelo RLS del tipo [1] $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ $(i = 1, ..., N)$, en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas excepto por que [2] $\mathrm{Var}[U_i] = \delta_i^2$ $(i = 1, ..., N)$, donde $\delta_1, ..., \delta_N$ son números positivos, conocidos y distintos en cada punto muestral. Si $(y_1, x_1), ..., (y_N, x_N)$ son los datos disponibles sobre las dos variables del modelo [1], entonces las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) de β_1 y β_2 en [1] pueden calcularse estimando por MCO:

A. La regresión SIN término constante de $\ddot{y}_i$ sobre $\ddot{x}_{i1}$ y $\ddot{x}_{i2}$, donde $\ddot{y}_i = y_i/\delta_i$, $\ddot{x}_{i1} = 1/\delta_i$, y $\ddot{x}_{i2} = x_i/\delta_i$.
B. La regresión SIN término constante de $\ddot{y}_i$ sobre $\ddot{x}_{i1}$ y $\ddot{x}_{i2}$, donde $\ddot{y}_i = y_i/\delta_i^2$, $\ddot{x}_{i1} = 1/\delta_i^2$, y $\ddot{x}_{i2} = x_i/\delta_i^2$.
C. La regresión CON término constante de $\ddot{y}_i$ sobre $\ddot{x}_i$, donde $\ddot{y}_i = y_i/\delta_i$, y $\ddot{x}_i = x_i/\delta_i$.

Pregunta 8. Si en el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$ se cumplen todas las hipótesis clásicas, pero existe un alto grado de asociación lineal entre algunas columnas de la matriz $\mathbf{X}$, entonces el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$:

A. Es eficiente pero no es insesgado.
B. Es insesgado pero no es eficiente.
C. Puede ser un estimador poco preciso.

Pregunta 9. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A. Una observación atípica (*outlier*) nunca es influyente.
B. Una observación influyente NO siempre tiene asociado un residuo anómalo o atípico.
C. Una observación extrema (*high-leverage point*) siempre es influyente.

Pregunta 10. Considere un modelo del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde $\mathrm{E}[\mathbf{U}] = \mathbf{0}$, y $\mathrm{Var}[\mathbf{U}] = \boldsymbol{\Sigma}$ es una matriz de números conocidos, diagonal y definida positiva, pero NO escalar. Si los estimadores MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) y MCP (Mínimos Cuadrados Ponderados) de $\boldsymbol{\beta}$ se representan con los símbolos $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}$ y $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCP}}$, respectivamente, indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A. $\mathrm{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCP}}] \neq \mathrm{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}]$.
B. $\mathrm{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCP}}] = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\mathbf{X})^{-1}$.
C. $\mathrm{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathrm{MCO}}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$.

Las preguntas 11 a 20 se refieren al enunciado siguiente: Utilizando datos del curso 2020-21 sobre 66 estudiantes de Econometría en tres grupos de clase diferentes (A, B, C), se ha estimado por MCO un modelo de regresión lineal múltiple del tipo

$$NF = \beta_1 + \beta_2 HA + \beta_3 HF + \beta_4 EM + \beta_5 GA + \beta_6 GC + U,$$

donde NF es la nota final de cada estudiante, HA representa su número medio de horas de asistencia a clase por semana, HF representa su número medio de horas de estudio fuera de clase por semana, EM es una variable binaria que vale uno para las alumnas (mujeres) y cero para los alumnos (hombres), y GA, GC son dos variables binarias que clasifican al conjunto de estudiantes según su grupo de clase: grupo A (GA = 1, GC = 0), grupo B (GA = 0, GC = 0), grupo C (GA = 0, GC = 1). La tabla siguiente contiene alguna información sobre el modelo estimado por MCO:

Dependent Variable: NF Included Observations: 66				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.260158	0.288560	7.832545	0.0000
HA	0.199650	0.155525	1.283719	0.2042
HF	1.385530	0.135987	10.18872	0.0000
EM	0.404098	0.263847	1.531562	0.1309
GA	−0.161618	0.450695	−0.358596	0.7212
GC	−1.476083	0.773176	−1.909116	0.0610
R-Squared = 0.808633				

Pregunta 11. A igualdad de las características HA, HF, EM, la diferencia estimada entre las notas esperadas de dos estudiantes de los grupos A y B:

A. No se puede calcular con la información disponible.
B. Es igual a $+0.72$ puntos.
C. Es igual a -0.16 puntos.

Pregunta 12. A igualdad de las características HA, HF, EM, la diferencia entre las notas esperadas de dos estudiantes de los grupos C y B:

A. Es significativa al 10%, aunque no al 5%.
B. No es significativa ni siquiera al 10%.
C. Es significativa incluso al 1%.

Pregunta 13. La nota final esperada de un alumno (hombre) del grupo B con HA = 3, HF = 4:

A. Se estima en 6.94 puntos.
B. Se estima en 8.40 puntos.
C. Se estima en 9.82 puntos.

Pregunta 14. A igualdad de las características HA, HF, la diferencia entre las notas esperadas de una alumna (mujer) y de un alumno (hombre) del mismo grupo de clase:

A. Se estima en 0.60 puntos y no es significativa al 1%, aunque sí lo es al 5%.
B. Se estima en 0.40 puntos y es significativa incluso al 1%.
C. Se estima en 0.40 puntos pero no es significativa ni siquiera al 10%.

Pregunta 15. Suponga que el intervalo de confianza del 95% para la nota final de cierta alumna (mujer) del curso 2021-22, calculado a partir del modelo estimado con los datos del curso 2020-21, es igual a $[4.5,\ 6.5]$. Si $\Pr[t(60) \leq 2.00] = 0.975$, entonces la probabilidad estimada de que dicha alumna apruebe la asignatura (es decir, obtenga una nota final igual o superior a un cinco):

A. Se puede expresar como $\Pr[t(60) \geq 0.1]$.
B. Se puede expresar como $\Pr[t(60) \leq 1.0]$.
C. Se puede expresar como $\Pr[t(60) \leq 0.1]$.

Pregunta 16. Si en lugar del modelo del enunciado, se hubiera planteado el modelo

$$NF = \theta_1 + \theta_2 HA + \theta_3 HF + \theta_4 EH + \theta_5 GA + \theta_6 GB + U,$$

donde EH, GA, GB son las variables binarias asociadas con los alumnos (hombres), y con los grupos de clase A y B, respectivamente, entonces, en este modelo alternativo:

A. $\theta_1 = (\beta_1 + \beta_4 + \beta_6),\ \theta_4 = (1 - \beta_4),\ \theta_5 = (\beta_5 - \beta_6),\ \theta_6 = (1 - \beta_6)$.
B. $\theta_1 = \beta_1,\ \theta_4 = -\beta_4,\ \theta_5 = -\beta_5,\ \theta_6 = -\beta_6$.
C. $\theta_1 = (\beta_1 + \beta_4 + \beta_6),\ \theta_4 = -\beta_4,\ \theta_5 = (\beta_5 - \beta_6),\ \theta_6 = -\beta_6$.

Pregunta 17. A igualdad de las características HA, HF, EM, la diferencia estimada entre las notas esperadas de dos estudiantes de los grupos A y C:

A. Es igual a +1.31 puntos.
B. Es igual a −1.05 puntos.
C. No se puede calcular con la información disponible.

Pregunta 18. Si la covarianza estimada entre los estimadores de β_5 y β_6 es 0.031565, entonces el estadístico t para contrastar la hipótesis de que (a igualdad de las características HA, HF, EM) las notas esperadas de dos estudiantes de los grupos A y C son iguales entre sí:

A. Es igual a 2.384.
B. Es igual a 3.468.
C. Es igual a 1.530.

Pregunta 19. La hipótesis nula de que ni el género (alumna/alumno) ni el grupo de clase (A/B/C) implican en conjunto diferencias en las notas finales esperadas, se puede escribir como:

A. $H_0: \beta_4 = \beta_5 - \beta_6$.
B. $H_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$.
C. $H_0: \beta_4 = 0,\ \beta_5 + \beta_6 = 0$.

Pregunta 20. Si en la regresión lineal con término constante de NF sobre HA y HF, el coeficiente de determinación es igual a 0.788194, entonces el estadístico F para contrastar la hipótesis nula de que ni el género ni el grupo de clase implican en conjunto diferencias en las notas finales esperadas:

A. Es igual a 2.136.
B. Es igual a 8.648.
C. Es igual a 4.826.

ECONOMETRÍA

T2 : EJEMPLO DE EXAMEN PARCIAL 2

RESPUESTAS CORRECTAS

PREGUNTA 1	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 2	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 3	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 4	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 5	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 6	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 7	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 8	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 9	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 10	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 11	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 12	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 13	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 14	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 15	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 16	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 17	**A**	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 18	A	B	**C**	EN BLANCO
PREGUNTA 19	A	**B**	C	EN BLANCO
PREGUNTA 20	**A**	B	C	EN BLANCO

INDICACIONES SOBRE ALGUNAS PREGUNTAS

[P2] [P3]

Sección 2.4 página 1. En concreto:

M1 $$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U \Rightarrow \mathrm{E}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] = \beta_2 .$$

M2 $$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U^* \text{ con } U^* = \beta_3 X_3 + U \Rightarrow \mathrm{E}[\hat{\beta}^*_{2\mathbf{W}}] = \beta_2 + \beta_3 \frac{\widehat{\mathrm{cov}}[\mathbf{X}_2, \mathbf{X}_3]}{\widehat{\mathrm{var}}[\mathbf{X}_2]} .$$

[P4]

Sección 2.4 página 1. En concreto:

M1 $$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U \Rightarrow \mathrm{E}[\hat{\beta}^*_{2\mathbf{W}}] = \beta_2 \text{ y } \mathrm{Var}[\hat{\beta}^*_{2\mathbf{W}}] = \frac{\sigma^2}{\mathrm{SCT}_2} .$$

M2 $$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U \text{ con } \beta_3 = 0 \Rightarrow \mathrm{E}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] = \beta_2 ,\ \mathrm{E}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}}] = \beta_3 = 0 \text{ y } \mathrm{Var}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] = \frac{\sigma^2}{\mathrm{SCT}_2 \times (1 - R_2^2)} .$$

[P5]

$$WH = N \times R^2 = 20 \times 0.25 = 5.0 \Rightarrow \text{ Rechazar } H_0 \text{ al } 10\% \ (WH > 4.61) \text{ pero no al } 5\% \ (WH < 5.99).$$

[P7]

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i \text{ con } \mathrm{Var}[U_i] = \delta_i^2 \Rightarrow \frac{Y_i}{\delta_i} = \beta_1 \frac{1}{\delta_i} + \beta_2 \frac{X_i}{\delta_i} + \frac{U_i}{\delta_i} \text{ con } \mathrm{Var}\left[\frac{U_i}{\delta_i}\right] = 1 \text{ (constante).}$$

[P8]

La multicolinealidad aproximada NO supone incumplimiento alguno de las cinco hipótesis clásicas.

[P11]

$$\widehat{NF}(GA) - \widehat{NF}(GB) = \hat{\beta}_5 = -0.161618.$$

[P12]

$$NF(GC) - NF(GB) = \beta_6 , \text{ con } \alpha^*(\beta_6 = 0, \beta_6 \neq 0) = 6.10\%.$$

[P13]

$$\begin{aligned} \widehat{NF} &= \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 HA(=3) + \hat{\beta}_3 HF(=4) + \hat{\beta}_4 EM(=0) + \hat{\beta}_5 GA(=0) + \hat{\beta}_6 GC(=0) \\ &= 2.260158 + 0.199650 \times 3 + 1.385530 \times 4 = 8.401228. \end{aligned}$$

[P14]

$$NF(EM) - NF(EH) = \beta_4 ,\ \hat{\beta}_4 = 0.404098,\ \alpha^*(\beta_4 = 0, \beta_4 \neq 0) = 13.09\%.$$

[P15]

$$\widehat{\mathrm{IC}}_{95\%}(NF) = \overset{\widehat{NF} = 5.5 \atop \downarrow}{\overline{[4.5, 6.5]}} = \left[\, \widehat{NF} \mp \hat{\Sigma}[V] \times t(60)_{0.975} \,\right] = \left[\, 5.5 \mp \hat{\Sigma}[V] \times 2.0 \,\right] \Rightarrow \hat{\Sigma}[V] = 0.5,$$

$$\hat{\Pr}[NF \geq 5.0] = \Pr\left[t(60) \geq \frac{5.0 - \widehat{NF}}{\hat{\Sigma}[V]} \right] = \Pr\left[t(60) \geq \frac{5.0 - 5.5}{0.5} \right] = \Pr[t(60) \geq -1.0] = \Pr[t(60) \leq 1.0].$$

[P16]

$$\begin{aligned} NF &= \beta_1 + \beta_2 HA + \beta_3 HF + \beta_4 EM + \beta_5 GA + \beta_6 GC + U, \\ &= \beta_1 + \beta_2 HA + \beta_3 HF + \beta_4 (1 - EH) + \beta_5 GA + \beta_6 (1 - GA - GB) + U \\ &= (\beta_1 + \beta_4 + \beta_6) + \beta_2 HA + \beta_3 HF - \beta_4 EH + (\beta_5 - \beta_6) GA - \beta_6 GB + U, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} NF &= \theta_1 + \theta_2 HA + \theta_3 HF + \theta_4 EH + \theta_5 GA + \theta_6 GB + U, \\ \theta_1 &= \beta_1 + \beta_4 + \beta_6, \theta_2 = \beta_2, \theta_3 = \beta_3, \theta_4 = -\beta_4, \theta_5 = \beta_5 - \beta_6, \theta_6 = -\beta_6. \end{aligned}$$

[P17]

$$NF(GA) - NF(GC) = [NF(GA) - NF(GB)] - [NF(GC) - NF(GB)] = \beta_5 - \beta_6,$$

$$\widehat{NF}(GA) - \widehat{NF}(GC) = \hat{\beta}_5 - \hat{\beta}_6 = -0.161618 - (-1.476083) = 1.314465.$$

[P18]

$$NF(GA) - NF(GC) = [NF(GA) - NF(GB)] - [NF(GC) - NF(GB)] = \beta_5 - \beta_6,$$

$$t(\beta_5 - \beta_6 = 0) = \frac{\hat{\beta}_5 - \hat{\beta}_6 - 0}{\text{D}\hat{\text{v}}\text{t}[\hat{\beta}_{5\mathbf{W}} - \hat{\beta}_{6\mathbf{W}}]} = \frac{\hat{\beta}_5 - \hat{\beta}_6}{\sqrt{\text{V}\hat{\text{a}}\text{r}[\hat{\beta}_{5\mathbf{W}} - \hat{\beta}_{6\mathbf{W}}]}} = \frac{-0.161618 - (-1.476083)}{\sqrt{0.737797}} = \frac{1.314465}{\sqrt{0.737797}} = 1.530,$$

$$\text{V}\hat{\text{a}}\text{r}[\hat{\beta}_{5\mathbf{W}} - \hat{\beta}_{6\mathbf{W}}] = \text{V}\hat{\text{a}}\text{r}[\hat{\beta}_{5\mathbf{W}}] + \text{V}\hat{\text{a}}\text{r}[\hat{\beta}_{6\mathbf{W}}] - 2 \times \text{C}\hat{\text{o}}\text{v}[\hat{\beta}_{5\mathbf{W}}, \hat{\beta}_{6\mathbf{W}}] = 0.450695^2 + 0.773176^2 - 2 \times 0.031565 = 0.737797.$$

[P20]

$$F = \frac{N-K}{M} \times \frac{R^2 - R_*^2}{1 - R^2} = \frac{66-6}{3} \times \frac{0.808633 - 0.788194}{1 - 0.808633} = 2.136.$$