

# Estimación de la Temperatura Media del Planeta (YT)

## 5.1. Introducción

En este capítulo se elaboran dos modelos estadísticos, con la finalidad de identificar el de mayor ajuste, a partir los indicadores que intervienen en el comportamiento  $X_a$ .

En el primer modelo, se utiliza la herramienta de análisis de Regresión Múltiple, también conocida como modelo gaussiano, y se parte del hecho de que la variable dependiente es continua, y del cumplimiento de los siguientes supuestos: linealidad entre las variables, normalidad y varianza controlada (homocedasticidad) entre los residuales, así como, las variables independientes no deben presentar colinealidad.

En el segundo modelo, se utiliza la técnica de GLM (Modelos Lineales Generalizados), y en especial, el Modelo de Regresión Gamma, la cual debe cumplir con los siguientes supuestos: los residuales se deben aproximar a sus grados de libertad, y las variables independientes no deben tener colinealidad.

Una vez construidos ambos modelos, se procede a la comparación de estos, partiendo de dos elementos: primero, la validación de los supuestos de inferencia; y segundo, el grado de ajuste de ambos modelos.

Con la selección del modelo que cumple con los supuestos y presenta mejor ajuste, se procede a la interpretación de los parámetros, y se hacen predicciones del fenómeno en estudio.

## 5.2. Formulación del modelo

Partiendo de la construcción del IAH, se tiene que:

$$IAH = f(IEP, IEC, IAP, IDC) \quad (87)$$

Dónde:

- IAH = Índice de Actividad Humana.
- IEP = Índice de Producción y Extracción.
- IEC = Índice del Cemento y de Energía.
- IAP = Índice de Producción Agrícola.
- IDC = Índice de Crecimiento Demográfico.

Planteando el modelo, tomando como referencia el IAH y el tiempo (Xt):

$$YT = f(IAH, Xt) \quad (88)$$

Si YT está en función de IAH y de Xt. Planteando la relación lineal:

$$E(YT) = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 IAH + \hat{B}_2 X_t + u_i \quad (89)$$

Sustituyendo la expresión algebraica (77) en la (79), se tiene que:

$$E(YT) = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 (IEP + IEC + IAP + IDC) + \hat{B}_2 X_t + u_i \quad (90)$$

Por tanto, el modelo es:

$$E(YT) = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 IEP + \hat{B}_2 IEC + \hat{B}_3 IAP + \hat{B}_4 IDC + \hat{B}_5 X_t + u_i \quad (91)$$

Dónde:

- $E(YT)$  = esperanza matemática (valor esperado) de YT.
- $\hat{B}_i, i$  = parámetros o estimadores a calcular por máxima verosimilitud
- $u_i$  = margen de error.

Partiendo de la expresión algebraica (91), el comportamiento de YT tendría las siguientes conjeturas:

• “A mayor IEP, mayor YT”	• “A mayor IAP, mayor YT”
• “A mayor IEC, mayor YT”	• “A mayor IDC, mayor YT”

**Cuadro 33.** Conjeturas del modelo

**Fuente.** Elaboración personal

Si YT es una variable aleatoria continua (v.a.c.), la opción para estimar la dinámica del fenómeno en estudio es a través de las regresiones múltiple y gamma.

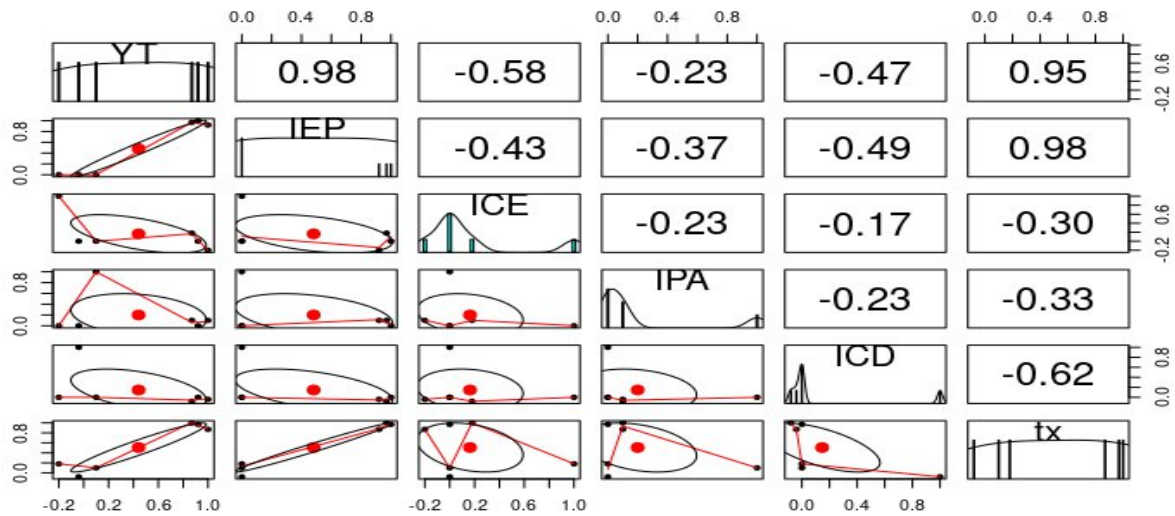
### 5.3. Modelo de Regresión Múltiple

Con la matriz correlación (imagen 42), se puede observar que los indicadores de IEC, IAP e IDC, presentan pendiente negativa con respecto a YT, es decir:

- “A mayor consumo de IEC, menor YT”
- “A mayor producción IAP, menor YT”
- “A mayor crecimiento IDC, menor YT”

Como se puede ver, la correlación lineal que existe entre IAP y YT, es decir, no existe mucha evidencia para incidir en la dinámica del fenómeno en estudio.

### Matriz Correlación



**Imagen 42.** Matriz correlación entre YT y el IAH.

**Fuente.** Elaboración personal

Mediante la primera corrida, se puede apreciar que (cuadro 34) los indicadores (IEP, IEC, IAP, IDC y Xt) inciden en YT, es decir, con un P – Valor por debajo del 0.05, los indicadores que conforman al IAH inciden sobre el comportamiento de la YT.

También se puede apreciar (cuadro 34), que este primer modelo tiene un  $R^2$  (coeficiente de determinación) de 0.9106, es decir, la relación lineal que existe entre los indicadores que conforman al IAH y YT, conserva el 91.06% de la variabilidad de los datos.

Modelo I: Residuals					
Min	1Q	Median	2Q	Max	
-0.2511	-0.0726	-0.0142	0.0737	0.4956	
Coefficients					
	Estimate	Std. - Error	T - Value	P - Value	
<b>Intercept</b>	1.520e+01	3.685e-02	412.556	0.000	***
<b>IEP</b>	1.386e-01	6.648e-03	20.848	0.000	***
<b>IEC</b>	-4.444e-02	4.911e-03	-9.050	0.000	***
<b>IAP</b>	1.253e-01	9.826e-03	12.750	0.000	***
<b>IDC</b>	-7.774e-02	1.211e-02	-6.418	1.78e-10	***
<b>Xt</b>	-1.644e-04	4.285e-05	-3.836	0.0013	***

**Residual standard error:** 0.1124 on 1710 degrees of freedom

**Multiple R-squared:** 0.9108, **Adjusted R-squared:** 0.9106

**F-statistic:** 3494 on 5 and 1710 DF, **P-value:** 2.2e-16

**Cuadro 34.** Primera corrida del modelo de regresión múltiple lineal

**Fuente.** Elaboración personal

Es primer modelo no cumple con los supuestos de inferencia estadística (cuadro 35), por tanto, es recomendable aplicar algunas transformaciones sobre la variable independiente YT.

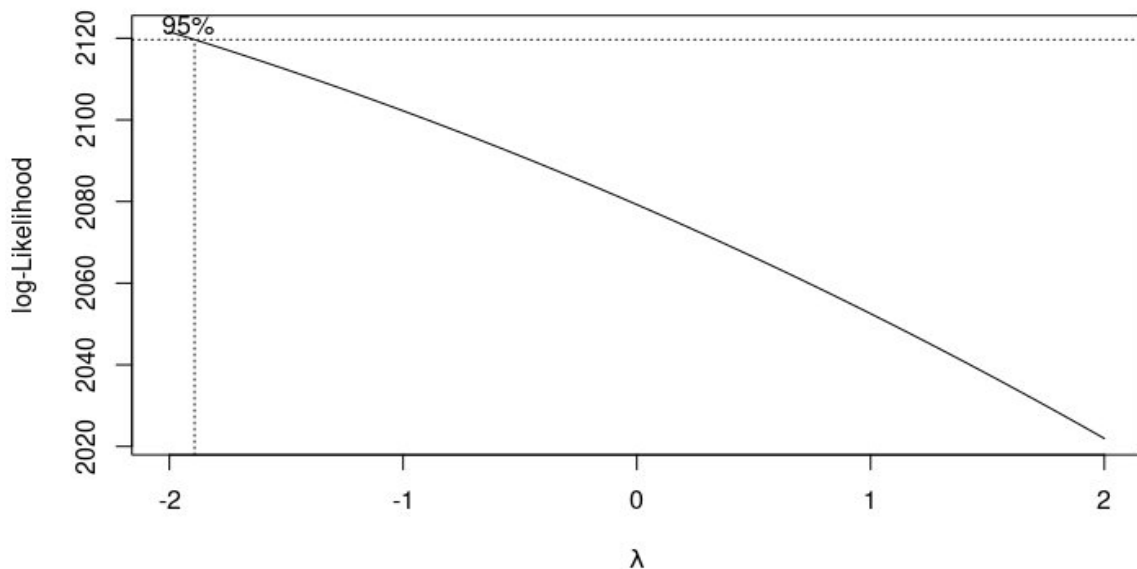
Supuestos	P-Valor	Prueba de hipótesis	Dictamen
Normalidad	2.2e-16	Ho: $u_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ vs. Ha: $u_i \neq N(\mu, \sigma^2)$ Se acepta Ho si el p – valor es mayor a 0.05	No normalidad
Homocedasticidad	2.2e-16	Ho: $u_i \sim \text{var}(YT)$ vs. Ha: $u_i \neq \text{var}(YT)$ Se ecepta Ho si el p – valor es mayor a 0.05	No homocedasticidad
Autocorrelación	2.2e-16	Ho: $\text{cor}(u_i, u_j) \sim 0$ vs. Ha: $\text{cor}(u_i, u_j) = 1$ Se acepta Ho si el p – valor es mayor a 0.05	Hay autocorrelación
Colinealidad	VIF	Si el Factor de Inflación de Varianza (VIF) mayor a 5 unidades, existe colinealidad. VIF de IEP = 57.424 VIF de ICE = 3.741 VIF de IPA = 1.626 VIF de ICD = 1.412 VIF de t = 61.203	Hay colinadidad

**Cuadro 35.** Validación de los supuestos de inferencia en el primer modelo

**Fuente.** Elaboración personal

Mediante las transformaciones BOX – COX de la imagen 43, se puede ver que YT tiene que elevarse a la  $-\frac{7}{4}$  Validando los supuestos (cuadro 36) a partir de la conversión de BOX – COX:

**Gráfico de BOX - COX**



**Imagen 43.** Conversión de BOX – COX sobre YT.

**Fuente.** Elaboración personal

$$[E(YT)]^{\frac{7}{4}} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 IEP + \hat{B}_2 IEC + \hat{B}_3 IAP + \hat{B}_4 IDC + \hat{B}_5 X_t + u_i \quad (92)$$

Tal que:

$$\frac{1}{[E(YT)]^{\frac{1}{7}}} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 IEP + \hat{B}_2 IEC + \hat{B}_3 IAP + \hat{B}_4 IDC + \hat{B}_5 X_t + u_i \quad (93)$$

Con la imagen 45 y en el cuadro 36, y a pesar de que se le aplicó al modelo de regresión las conversiones de BOX – COX, esto es insuficiente para cumplir con los supuestos de inferencia, en gran medida, se debe a que los residuales del modelo están correlacionados unos con otros en el tiempo.

Supuestos	P-Valor	Prueba de hipótesis	Dictamen
Normalidad	5.2e-16	Ho: $u_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ vs. Ha: $u_i \neq N(\mu, \sigma^2)$ Se acepta Ho si el p – valor es mayor a 0.05	No normalidad
Homocedasticidad	2.2e-16	Ho: $u_i \sim \text{var}(YT)$ vs. Ha: $u_i \neq \text{var}(YT)$ Se ecepta Ho si el p – valor es mayor a 0.05	No homocedasticidad
Autocorrelación	3.2e-16	Ho: $\text{cor}(u_i, u_j) \sim 0$ vs. Ha: $\text{cor}(u_i, u_j) = 1$ Se acepta Ho si el p – valor es mayor a 0.05	Hay autocorrelación
Colinealidad	VIF	Si el Factor de Inflación de Varianza (VIF) mayor a 5 unidades, existe colinealidad. VIF de IEP = 57.424 VIF de ICE = 3.741 VIF de IPA = 1.626 VIF de ICD = 1.412 VIF de t = 61.203	Hay colinadidad

**Cuadro 36.** Validación de los supuestos de inferencia en el primer modelo con transformación BOX - COX

**Fuente.** Elaboración personal

Como se puede ver, las transformaciones BOX – COX permiten corregir los problemas de normalidad y heterocedasticidad, sin embargo, si  $\lambda$  cambia mucho (varia), la magnitud de los valores transformados sobre la variable dependiente (Y), puede presentar fuertes cambios, teniendo como consecuencia la presencia de sesgos de la información (Martínez y Morales, 2001).

Cuando  $\lambda$  no puede corregir los problemas de normalidad y heterocedasticidad, lo recomendable es utilizar otra herramienta de la estadística si Y es una variable aleatoria continua (v.a.c.), existen las alternativas de los Modelos Lineales Generalizados (GLM), en particular, la Regresión Lineal Gamma (Martínez y Morales, 2001).

#### 5.4. Modelo de Regresión Gamma

Partiendo de la función link (raíz, logaritmo, inversa e identidad) del modelo de regresión gamma, se tiene que:

<b>Modelo II (link = sqrt):</b>					
<b>Min.</b>	<b>1 - Q</b>	<b>Median.</b>	<b>3 - Q</b>	<b>Max.</b>	
-0.0102	-0.0049	-0.0009	0.0048	0.0309	
<b>Coefficients:</b>					
	<b>Estimate</b>	<b>Std. - Error</b>	<b>T - Value</b>	<b>P - value</b>	
<b>Intercept</b>	3.901	4.659e-03	837.119	2e-16	***
<b>IEP</b>	1.81e-02	8.409e-04	21.532	2e-16	***
<b>IEC</b>	-5.206e-03	6.236e-04	-8.348	2e-16	***
<b>IAP</b>	1.661e-02	1.251e-03	13.274	2e-16	***
<b>IDC</b>	-1.045e-02	1.547e-03	-6.756	1.93e-11	***
<b>Xt</b>	-2.337e-05	5.418e-06	-4.314	1.70e-05	***

**Null deviance:** 1.0489 on 1715 degrees of freedom  
**Rsidual deviance:** 0.0927 on 1710 degrees of freedom  
**AIC:** -2670.5

<b>Modelo III (link = log):</b>					
<b>Min.</b>	<b>1 - Q</b>	<b>Median.</b>	<b>3 - Q</b>	<b>Max.</b>	
-0.0167	-0.0048	-0.0009	0.0048	0.0305	
<b>Coefficients:</b>					
	<b>Estimate</b>	<b>Std. - Error</b>	<b>T - Value</b>	<b>P - Value</b>	
<b>Intercept</b>	2.772	2.416e-03	1126.411	2e-16	***
<b>IEP</b>	9.236e-03	4.360e-04	21.186	2e-16	***
<b>IEC</b>	-2.599e-03	3.220e-04	-8.072	1.29e-15	***
<b>IAP</b>	8.386e-03	6.444e-04	13.014	2e-16	***
<b>IDC</b>	-5.602e-03	7.943e-04	-7.053	2.53e-12	***
<b>Xt</b>	-1.170e-05	2.810e-06	-4.163	3.30e-05	***

**Null deviance:** 1.0489 on 1715 degrees of freedom  
**Rsidual deviance:** 0.0926 on 1710 degrees of freedom  
**AIC:** -2672.4

**Cuadro 37.** Modelos de regresión gamma (función link: raíz y logaritmo natural)

**Fuente.** Elaboración personal

<b>Modelo IV (link = identity):</b>					
<b>Min.</b>	<b>1 - Q</b>	<b>Median.</b>	<b>3 - Q</b>	<b>Max.</b>	
-0.0167	-0.0048	-0.0009	0.0049	0.03078	
<b>Coefficients:</b>					
	<b>Estimate</b>	<b>Std. - Error</b>	<b>T - Value</b>	<b>P - Value</b>	
<b>Intercept</b>	15.2200	3.593e-02	423.545	2e-16	***
<b>IEP</b>	0.1419	6.487e-03	21.881	2e-16	***
<b>IEC</b>	-4.172e-02	4.830e-03	-8.637	2e-16	***
<b>IAP</b>	0.1315	9.175e-03	13.536	2e-16	***
<b>IDC</b>	-7.775e-02	1.205e-02	-6.451	1.44e-10	***
<b>Xt</b>	-1.864e-04	4.178e-05	-4.462	8.66e-06	***

**Null deviance:** 1.04893 on 1715 degrees of freedom  
**Rsidual deviance:** 0.09283 on 1710 degrees of freedom  
**AIC:** -2678.7

<b>Modelo V (link = inverse):</b>					
<b>Min.</b>	<b>1 - Q</b>	<b>Median.</b>	<b>3 - Q</b>	<b>Max.</b>	
-0.0166	-0.0047	-0.0009	0.0049	0.0301	
<b>Coefficients:</b>					
	<b>Estimate</b>	<b>Std. - Error</b>	<b>T - Value</b>	<b>P - Value</b>	
<b>Intercept</b>	6.581e-02	1.622e-04	405.262	2e-16	***
<b>IEP</b>	-6.005e-04	2.929e-05	-20.503	2e-16	***
<b>IEC</b>	1.622e-04	2.147e-05	7.555	6.78e-14	***
<b>IAP</b>	-5.339e-04	4.273e-05	-12.497	2e-16	***
<b>IDC</b>	3.991e-04	5.237e-05	7.621	4.15e-14	***
<b>Xt</b>	7.276e-07	1.889e-07	3.852	0.0001	***

**Null deviance:** 1.04893 on 1715 degrees of freedom  
**Rsidual deviance:** 0.092407 on 1710 degrees of freedom  
**AIC:** -2676.6

**Cuadro 38.** Modelos de regresión gamma (función link: identidad e inversa)

**Fuente.** Elaboración personal

En los cuadros 37 y 38, a cada modelo le corresponde una función link, y en todos ellos, las variables independientes inciden en el comportamiento del fenómeno en estudio, es decir, todas las variables independientes son significativas para estimar YT (nivel de confianza al 0.95 y significancia al 0.05).

Con el cuadro 39, se puede apreciar que el AIC (Criterio de Información Akaike) del modelo II con la función link de raíz cuadrada presenta mejor ajuste, pues tiene el AIC más pequeño.

	<b>Modelo II (link = sqrt)</b>	<b>Modelo III (link = log)</b>	<b>Modelo IV (link = identity)</b>	<b>Modelo V (link = inverse)</b>
<b>AIC</b>	-2670.5	-2672.4	-2678.7	-2676.6

**Cuadro 39.** Modelo de mejor ajuste a través AIC

**Fuente.** Elaboración personal

Partiendo del modelo II y haciendo simétrica la variable tiempo ( $X_t + 1$ ) sobre el modelo A, se tiene lo siguiente:

<b>Modelo II.A (link = sqrt):</b>					
<b>Min.</b>	<b>1 - Q</b>	<b>Median.</b>	<b>3 - Q</b>	<b>Max.</b>	
-0.0164	-0.0047	-0.0008	0.0047	0.0309	
<b>Coefficients:</b>					
	<b>Estimate</b>	<b>Std. - Error</b>	<b>T - Value</b>	<b>P - Value</b>	
<b>Intercept</b>	3.1915	0.0044	886.775	2e-16	***
<b>IEP</b>	0.0158	0.0002	80.754	2e-16	***
<b>IEC</b>	-0.0056	0.0004	-14.287	2e-16	***
<b>IAP</b>	0.0170	0.0010	15.710	2e-16	***
<b>IDC</b>	-0.0092	0.0013	-6.993	3.86e-16	***
<b>In(<math>X_t + 1</math>)</b>	-0.0053	0.0007	-7.813	9.70e-16	***

**Null deviance:** 1.0489 on 1715 degrees of freedom **Rsidual deviance:** 0.0905 on 1710 degrees of freedom **AIC:** -2712.4

**Cuadro 40.** Modelo de regresión gamma II.A con la función link raíz y con simetría en  $X_t$

**Fuente.** Elaboración personal

Mediante el cuadro 40, el modelo II.A con simetría en  $X_t$ , presenta problemas de colinealidad entre las variables independientes. Si se saca del modelo la variable tiempo, los resultados son (tablas 41):

- Todas las variables independientes (IEP, IEC, IAP y IDC) son significativas para estimar el comportamiento de YT.
- AIC se redujo aún más, en comparación a los modelos anteriores, por tanto, mejor ajuste.

Con el cuadro 42, el modelo II.B presenta un buen ajuste, pues cumple con los supuestos de inferencia:

- Los ui de la devianza se aproximan a sus grados de libertad (GL).
- No hay colinealidad entre las variables independientes, pues el VIF está por debajo de 5 unidades en todas las variables.



Supuestos	P-Valor	Prueba de hipótesis	Dictamen
Los $u_i$ deben aproximarse a sus grados de libertad (GL)	1.000	$H_0: u_i \sim GL$ vs. $H_a: u_i \neq GL$ Se acepta $H_0$ si el P – Valor es mayor a 0.05	$u_i \sim GL$
Colinealidad	VIF	Si el Factor de Inflación de Varianza (VIF) 5 unidades, existe colinealidad. VIF de IPE = 11.782 VIF de IEC = 5.819 VIF de IAP = 4.634 VIF de IDC = 4.038 VIF de t = 14.745	Hay colinealidad

**Cuadro 41.** Validación de los supuestos de inferencia en el modelo II.A.

**Fuente.** Elaboración personal

Modelo II.B (link = sqrt):					
Min.	1 - Q	Median.	3 - Q	Max.	
-0.0162	-0.0047	-0.0010	0.0049	0.0305	
Coefficients:					
	Estimate	Std. - Error	T - Value	P - Value	
<b>Intercept</b>	3.8805	0.0003	11175.746	2e-16	***
<b>IEP</b>	0.0145	0.0001	128.004	2e-16	***
<b>IEC</b>	-0.0075	0.0003	-23.005	2e-16	***
<b>IAP</b>	0.0132	0.0009	13.444	2e-16	***
<b>IDC</b>	-0.0068	0.0013	-5.245	1.75e-07	***

**Null deviance:** 1.0489 on 1715 degrees of freedom **Rsidual deviance:**  
 0.0937 on 1711 degrees of freedom **AIC:** -2653.9

**Cuadro 42.** Modelo de regresión gamma II.B con la función link raíz y sin  $X_t$

**Fuente.** Elaboración personal

Supuestos	P-Valor	Prueba de hipótesis	Dictamen
Los $u_i$ deben aproximarse a sus grados de libertad (GL)	1.000	$H_0: u_i \sim GL$ vs. $H_a: u_i \neq GL$ Se acepta $H_0$ si el P – Valor es mayor a 0.05	$u_i \sim GL$
Colinealidad	VIF	Si el Factor de Inflación de Varianza (VIF) 5 unidades, existe colinealidad. VIF de IEP = 3.833 VIF de IEC = 3.796 VIF de IAP = 3.766 VIF de IDC = 3.822	No hay colinealidad

**Cuadro 43.** Validación de los supuestos de inferencia en la regresión gamma sin la variable tiempo.

**Fuente.** Elaboración personal

Por tanto, el modelo de regresión gamma es el siguiente:

$$\sqrt{E(YT)} = 3.881 + 0.015IEP - 0.008IEC + 0.013IAP - 0.007IDC \quad (94)$$

Despejando a E(YT),

$$E(YT) = (3.881 + 0.015IEP - 0.008IEC + 0.013IAP - 0.007IDC)^2 \quad (95)$$

Validando los supuestos de inferencia:

Donde su devianza es de:

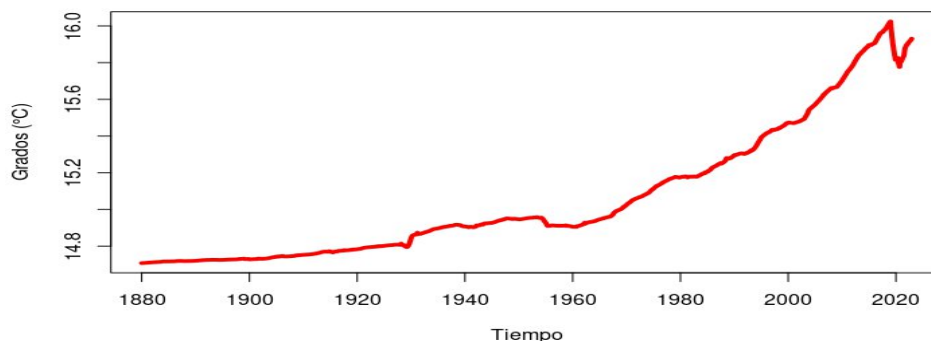
$$D^2 = \frac{DN - RD}{DN} = \frac{1.0489 - 0.0937}{1.0489} = 0.9107 \quad (96)$$

Dónde:

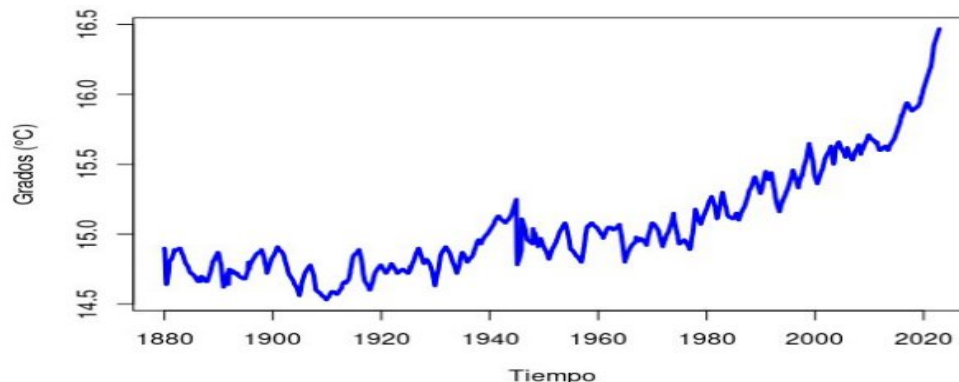
DN = La devianza nula    RD = Los residuales de la devianza.

La ecuación (95) tiene una devianza del 91.07%, es decir, a un nivel de confianza del 0.95 y a un nivel de significancia del 0.05, la ecuación (85) explica en un 91.07% lo cambios que experimenta YT, tomando como base, el comportamiento de los indicadores que forman a IAH.

**Temperatura Media del Planeta E[(YT)]**



**Temperatura Media del Planeta (YT)**



**Imagen 44.** Grado de ajuste del modelo II.B con respecto a los datos reales.

**Fuente.** Elaboración personal

## 5.5. Interpretación de parámetros

Mediante la ecuación (95) y a través de la imagen 46, se ve el nivel de ajuste del modelo II.B con respecto a los datos reales. Aunado a lo anterior, la interpretación de los estimadores calculados es la siguiente:

Si IEP, IEC, IAP y IDC son constantes, la esperanza matemática de YT es de 15.06°C.

$$(IEP = IEC = IAP = IDC = 0)$$

$$E(YT) = (3.881 + 0.015(0) - 0.008(0) + 0.013(0) - 0.0071(0))^2 = 15.062 \quad (97)$$

Por cada unidad que se incrementa el IEP y estén fijas ICE, IPA y ICD, la esperanza matemática de YT se va a crecer en 0,12°C, dando como resultado,  $E(YT_{IEP})$  de 15.18°C.

$$(IPE = 1, ICE = IPA = ICD = 0)$$

$$E(YT_{IEP}) = (3.881 + 0.015(1) - 0.008(0) + 0.013(0) - 0.0071(0))^2 = 15.18 \quad (98)$$

Tal que:

$$\Delta E(YT) = E(YT_{IEP}) - E(YT) = 15.179 - 15.06 = 0.119 \quad (99)$$

Por cada unidad que se incrementa el IEC y estén fijas IPE, IPA y ICD, la esperanza matemática de YT va a decrecer en 0.06°C, dando como resultado un  $E(YT_{IEC})$  de 15.00°C.

$$(ICE = 1, IPE = IPA = ICD = 0)$$

$$E(YT_{IEC}) = (3.881 + 0.015(0) - 0.008(1) + 0.013(0) - 0.0071(0))^2 = 15.00 \quad (100)$$

Tal que:

$$\nabla E(YT) = E(YT_{IEC}) - E(YT) = 15.00 - 15.06 = -0.06 \quad (101)$$

Por cada unidad que se incrementa el IAP y estén fijas IPE, ICE y ICD, la esperanza matemática YT va a incrementar en 0.10°C, dando como resultado  $E(YT_{IAP})$  de 15.16°C.

$$(IAP = 1, IPE = ICE = ICD = 0)$$

$$E(YT_{IAP}) = (3.881 + 0.015(0) - 0.008(0) + 0.013(1) - 0.0071(0))^2 = 15.16 \quad (102)$$

Tal que:

$$\Delta E(YT) = E(YT_{IAP}) - E(YT) = 15.16 - 15.06 = 0.10 \quad (103)$$

Por cada unidad que se incrementa el IDC y estén fijas IPE, IPA y ICE, la esperanza matemática YT va a decrecer en 0.05°C, dando como resultado un  $E(YT_{IDC})$  de 15.01°C.

$$(ICD = 1, IPE = IPA = ICE = 0)$$

$$E(YT_{ICD}) = (3.881 + 0.015(0) - 0.008(0) + 0.013(1) - 0.0071(1))^2 = 15.01 \quad (104)$$

Tal que:

$$VE(YT) = E(YT_{ICD}) - E(YT) = 15.01 - 15.06 = -0.05 \quad (105)$$

Cumpliendo con todos los supuestos de inferencia estadística, el modelo II.B, mantiene el 0.9107 la variabilidad de los datos, es decir, a un nivel de confianza del 0.95 y a un nivel de significancia del 0.05, la ecuación (95) explica 91.07% el comportamiento de YT.

## 5.6. Conclusiones

Con la construcción de este modelo (regresión lineal gamma, con la función link raíz), se pudo evaluar dos aspectos importantes sobre YT:

- **Primero:** las hipótesis planteadas sobre los efectos que tienen los indicadores (IEP, ICE, IAP y ICD) que conforman al IAH, todos son significativos para predecir el comportamiento de YT, pues, a través de este modelo II.B (link = raíz) se puede afirmar que el calentamiento global está en función  $X_a$  (Actividad Humana), y que dicha relación lineal es de un 91.07%.
- **Segundo:** con estos modelos (modelo II.B) la regresión lineal gamma da origen a a las siguientes conjeturas.
  - “A mayor IEP, mayor incremento de YT”
  - “A mayor IEC, menor es YT”
  - “A mayor IAP, mayor incremento de YT”
  - “A mayor ICD, menor YT”

Bajo estas conjeturas, la primera y la tercera presentan una lógica sobre el comportamiento de YT, sin embargo, la segunda y la cuarta, tienen una dinámica inversa, esto se puede interpretar como un excedente de oferta de bienes y servicios, es decir, no hay un punto de equilibrio entre la oferta y demanda de bienes y servicios. Esto tiene como implicaciones, por un lado, la explotación irracional de ecosistema, y, por otro lado, al existir un excedente de oferta, se incentiva el consumo irracional de bienes y servicios.