

Material complementario

4.2. Pruebas estadísticas

4.2.1. Distribución de los residuos

Como puede apreciarse los residuales del modelo, es decir la diferencia entre los valores observados y los ajustados ($Y - \hat{Y}$) del planteamiento econométrico fluctúan sobre una media de 0, por lo que aparentemente se distribuyen de forma normal, $\mu \sim (0, \sigma^2)$. Existe un valor atípico correspondiente al período 2004 que cae por fuera del 95% del área cubierta, dicha observación no altera la eficiencia del modelo y tampoco se considera incluir una variable dicotómica puesto que, al ser un modelo dinámico, dicha relación atípica en el año 2004 se debe a una no correspondencia entre el nivel de producto observado y la tasa de utilización de la infraestructura física creada hace 8,6,4 períodos, así como del período presente.

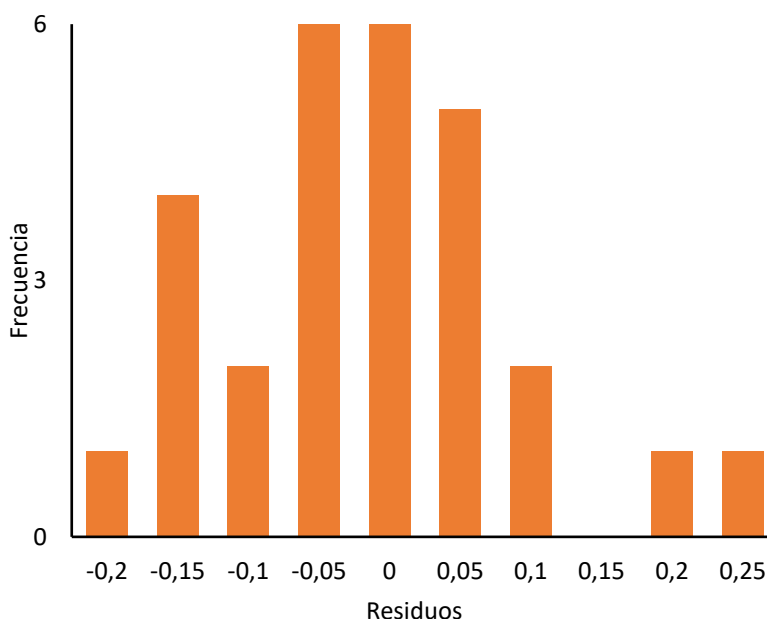


Figura 2: Histograma de los residuales del modelo

Fuente: elaboración propia (2020)

4.2.2. Homocedasticidad

Se utiliza la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), esta trata de identificar si la varianza de los residuales del modelo está determinada por alguna o varias de las variables



explicativas del modelo: $\sigma_i^2 = f [\alpha_0 + \alpha_1 \log (\frac{M^2}{L}) + \alpha_3 \log (\frac{M^2(-2)}{L}) + \alpha_5 \log (\frac{M^2(-4)}{L}) + \alpha_7 \log (\frac{M^2(-6)}{L}) + \alpha_8 \log (\frac{M^2(-8)}{L})]$.

Lo que se pretende constatar con la prueba es que no exista influencia lineal de las variables explicativas sobre la varianza de los residuos y por ende la varianza sea constante. $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_8 = 0$ y, por ende, $\sigma_i^2 = \alpha_0$.

La distribución de los residuos parece distribuirse de manera constante sobre la media de 0, dicha afirmación se fortalece con la prueba de Breusch y Pagan (1976), esta arroja un valor de 2.389 con un p-value de 0.79 por lo que no existe evidencia de que se presente heterocedasticidad en la distribución de los residuos del modelo.

Tabla 3: Prueba de BP

Valor	Grados de libertad	Probabilidad
BP = 2.38	df = 5	p-value = 0.79

Fuente: elaboración propia (2020).

4.4.3 Autocorrelación

No parece existir una relación lineal entre los residuos, tanto a nivel particular manifestado en una correlación parcial como global visto en la autocorrelación. Es decir, no se presenta asociación entre residuos en ningún nivel de rezagos.



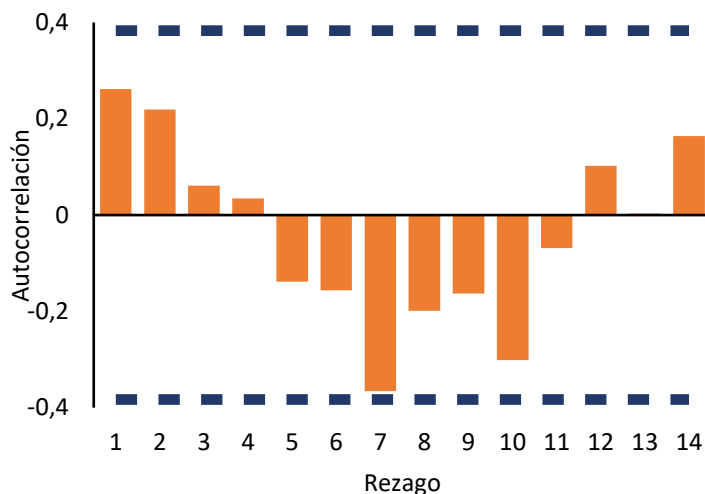


Figura 4: Correlograma de los residuos
Fuente: elaboración propia (2020)

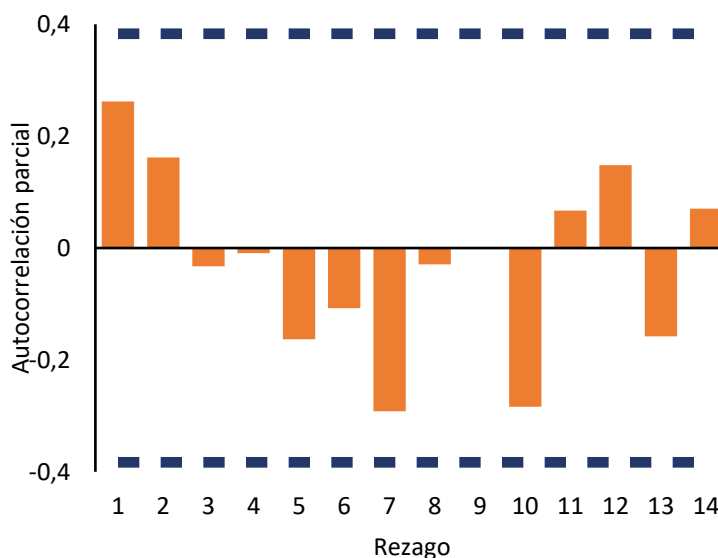


Figura 5: Correlograma parcial de los residuos
Fuente: elaboración propia (2020)

4.4.4 Multicolinealidad

Una de las fortalezas de usar la variable de metros cuadrados, es decir una variable real no monetaria, es que el modelo no presenta multicolinealidad tanto entre las variables independientes como con la variable dependiente, como lo podría presentar la cuenta de



construcción con el producto interno bruto o la cuenta de Formación Bruta de capital fijo que son por definición una parte del PIB. Como puede observarse con el factor inflacionario de la varianza prácticamente no se presenta asociación entre las variables explicativas ya que cada uno tiende a 1 y por ende cada coeficiente, que denota la razón estructura física construida en períodos anteriores y utilizada en el presente, explica de manera individual el crecimiento del producto en el tiempo.

$$vif(\beta_i) = \frac{1}{1 - R_{xi}^2}$$

Tabla 3

Factor inflacionario de la varianza de los coeficientes

Coeficiente	FIV
Log (K_per_trabajador)	1.14
Log (K_per_trabajador2)	1.31
Log (K_per_trabajador4)	1.36
Log (K_per_trabajador6)	1.6
Log (K_per_trabajador8)	1.7

Fuente: elaboración propia (2020).

4.4.5 Estabilidad

Tratándose de un estudio de largo plazo se vuelve indispensable corroborar si se presenta estabilidad en el modelo estimado esto debido a que la configuración de la economía y la naturaleza de sus operaciones ha cambiado a lo largo del tiempo se debe comprobar si el modelo no presenta una variación estructural y la relación entre el nivel de producto y la infraestructura física per cápita se ha mantenido constante en el período de tiempo analizado.

Como puede corroborarse con la prueba de estabilidad de Chow (1960), que básicamente divide en dos el conjunto de datos total:

Conjunto de datos 1:

$$\log(PIB1) = \beta_{01} + \beta_{11} \log\left(\frac{M^2}{L}\right) + \beta_{31} \log\left(\frac{M^2(-2)}{L}\right) + \beta_{51} \log\left(\frac{M^2(-4)}{L}\right) + \beta_{71} \log\left(\frac{M^2(-6)}{L}\right) + \beta_{81} \log\left(\frac{M^2(-8)}{L}\right) + u_1$$



Conjunto de datos 2:

$$\log(PIB2) = \beta_{02} + \beta_{12} \log\left(\frac{M^2}{L}\right) + \beta_{32} \log\left(\frac{M^2(-2)}{L}\right) + \beta_{52} \log\left(\frac{M^2(-4)}{L}\right) + \beta_{72} \log\left(\frac{M^2(-6)}{L}\right) + \beta_{82} \log\left(\frac{M^2(-8)}{L}\right) + u_2$$

Conjunto de datos 3:

$$\log(PIB) = \beta_{03} + \beta_{13} \log\left(\frac{M^2}{L}\right) + \beta_{33} \log\left(\frac{M^2(-2)}{L}\right) + \beta_{53} \log\left(\frac{M^2(-4)}{L}\right) + \beta_{73} \log\left(\frac{M^2(-6)}{L}\right) + \beta_{83} \log\left(\frac{M^2(-8)}{L}\right) + u_3$$

Y pretende verificar que los coeficientes para ambos períodos de tiempo sean los mismos, es decir que no se hayan presentado variaciones estructurales a lo largo del tiempo.

$$H_0 = (\beta_{i1} = \beta_{i2} = \beta_i)$$

$$F = \frac{SCR - (SCR_1 + SCR_2)/k}{(SCR_1 + SCR_2)/(N1 + N2 - 2K)}$$

Con SCR: Suma al cuadrado de los residuos

SCR1: Suma al cuadro de los residuos del primer conjunto de datos

SCR2: Suma al cuadro de los residuos del segundo conjunto de datos

N1: Observaciones del primer conjunto de datos

N2: Observaciones del segundo conjunto de datos

Tabla 4

Valor F de la prueba de Chow

Valor	Probabilidad
F(efp)= 1.16	p-value = 0.056

Fuente: elaboración propia (2020)

Dicha prueba F arroja un valor $p > 0.05$, por lo que existe evidencia que permite rechazar la ausencia de cambio estructural. Dicho análisis se robustece con las pruebas CUSUM y CUSUM cuadrado, abordadas por ejemplo por Turner (2010), presentadas a continuación.

$$\hat{\beta}_{t-1} = (x_{t-1}' x_{t-1})^{-1} x_{t-1}' y_{t-1}$$

5

Material complementario, artículo: <https://doi.org/10.15359/evs.27-61.2>

Camilo Santa Cruz Camacho



$$\widehat{u}_t = \widehat{y}_t - \widehat{y}_{t-1}$$

$$\widehat{u}_t = \widehat{y}_t - (x_{t-1}' x_{t-1}) x_{t-1}' y_{t-1}$$

Valor esperado de los errores:

$$E(\widehat{u}_t | x_t) = E(y_t | x_t) - x_t' E(\widehat{\beta}_{t-1} | x_t) = x_t' \beta - x_t' \beta = 0$$

$$\text{Var}(\widehat{u}_t | x_t) = \sigma^2 + x_t' \text{var}(\widehat{\beta}_{t-1}) x_t = \sigma^2 * (1 + x_t' * x_t' x_t)^{-1} x_t$$

Y los residuales estandarizados por lo tanto son:

$$W_r = \frac{\widehat{u}_t}{\sigma^2 + x_t' \text{var}(\widehat{\beta}_{t-1}) x_t = \sigma^2 * (1 + x_t' * x_t' x_t)^{-1} x_t} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$W_r = \sum_{r=k+1}^t \left(\frac{W_r - \bar{W}}{\hat{\sigma}} \right)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{t-k} \sum_{r=k+1}^t \left(\frac{W_r - \bar{W}}{\hat{\sigma}} \right)$$

$$\bar{W} = \sum_{r=k+1}^t W_r$$

Bajo la hipótesis nula, es decir ausencia de una variación estructural:

$$E(\bar{W}) = 0 \text{ y por ende: } \text{Var}(W_t) \approx t - k$$

El contraste se lleva a cabo verificando el comportamiento de los residuales y su evolución, Los intervalos de confianza son: $k \pm a \sqrt{t - k}$; $T \pm 3a \sqrt{t - k}$. El valor de a depende del margen de confianza seleccionado, en este caso se opta por un nivel de confianza al 95%, por tanto $a = 0.948$. Si los residuales no se salen de las bandas, no hay evidencia suficiente para rechazar que los parámetros se mantengan constantes.

$$\text{La prueba cumsum cuadrado: } \frac{\sum_{r=k}^t W_r}{W_r^2}$$

Como se comprueba en los gráficos, existe evidencia que no permite rechazar la condición de estabilidad de los coeficientes estimados.



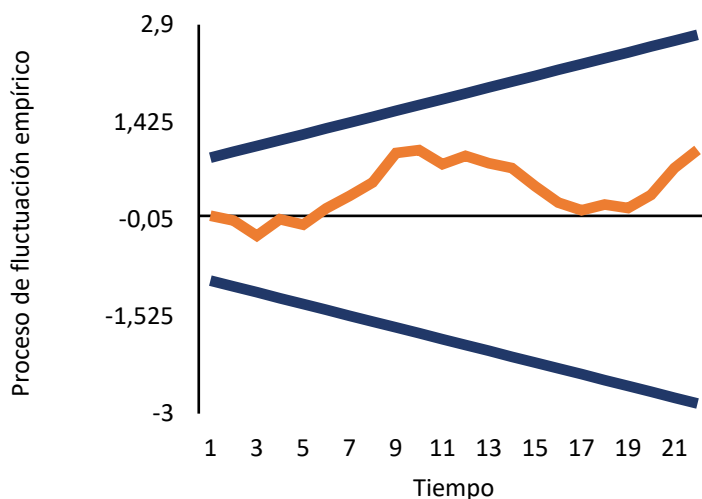


Figura 5: Estabilidad de largo plazo del modelo
 Fuente: elaboración propia (2020)

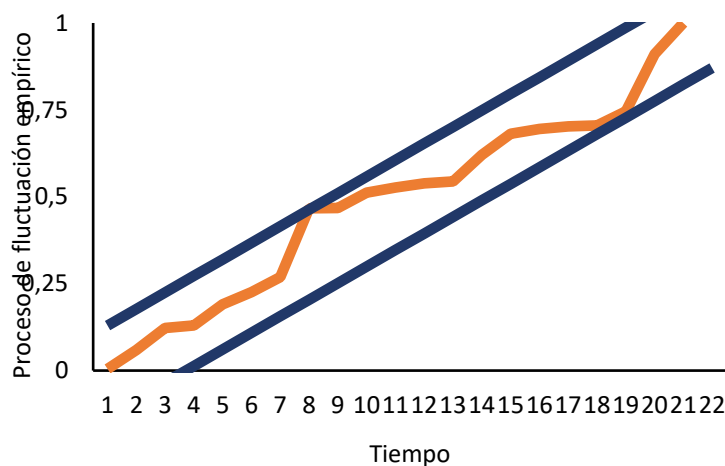


Figura 6: Estabilidad de largo plazo del modelo
 Fuente: elaboración propia (2020)

Tabla 3
 Estadísticos básicos de la infraestructura por trabajador

Estadístico	KL_8	KL_7	KL_6	KL_5	KL_4	KL_3	KL_2	KL_1	KL
Media	0,372	0,386	0,407	0,508	0,489	0,479	0,428	0,445	0,463
Mínimo	0,184	0,194	0,200	0,259	0,241	0,226	0,206	0,219	0,224



Máximo	0,737	0,751	0,765	0,842	0,802	0,792	0,831	0,808	0,807
Desvío									
Estándar	0,137	0,132	0,133	0,118	0,116	0,122	0,134	0,130	0,129

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR e INEC (2020)

Tabla 4

Estadísticos básicos del empleo, PIB, PIB por trabajador y metros cuadrados no residenciales

Estadístico	Empleo	PIB	PIB/L	M2 no vivienda
Media	1564220	17358627	10,314	733132,571
Mínimo	3099339	8939514	8,349	214508,000
Máximo	2064406	27760989	13,534	1521961,000
Desvío				
Estándar	363916	5582806	1,453	347617,829

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR e INEC (2020)

