

# Revista de Ciencias Sociales

# Índice de capital humano en la productividad ecuatoriana: Un análisis con series temporales, período 1950 – 2019

Rivera Velasco, José Luis\*  
Landaburu Mendoza, Jimmy Rafael\*\*  
Jacho Sánchez, Iván Rodolfo\*\*\*  
Castellano Montiel, Alberto Gregorio\*\*\*\*

## Resumen

Esta investigación tiene como objetivo estimar en qué medida el índice de capital humano influye en la productividad del Ecuador y su renta per cápita, para ello se utilizan técnicas de cointegración tomando datos longitudinales para series de tiempo dentro del período 1950-2019, los datos para la serie de tiempo se obtienen de la Penn World Table 10.0, y el índice de capital humano de la base de datos de Barro–Lee (2016). Se generó un modelo de crecimiento económico tipo Solow y Swan (1956) -ampliado- en donde las relaciones entre producción por trabajador y el capital por trabajador se ven afectados por el componente de capital humano en la forma de enseñanza, se aplicó un modelo de vectores autorregresivos y el modelo de corrección del error. Como resultado se obtuvo relaciones de corto y largo plazo entre las variables. Se infiere que la incidencia del porcentaje de la población activa con un determinado grado de formación académica insertos en el índice de capital humano, afectan positivamente al crecimiento económico ecuatoriano a través de la productividad. Esta investigación sugiere que hacer eficiente cada dólar gastado en educación es una política importante para mejorar y estabilizar el crecimiento económico de Ecuador.

**Palabras clave:** Crecimiento económico; índice de capital humano; productividad; serie de tiempo; Ecuador.

---

\* Magister en Economía con mención en Dirección de Empresas. Docente en la Universidad Técnica Estatal de Quevedo, Quevedo, Los Ríos, Ecuador. E-mail: [jrivera@uteq.edu.ec](mailto:jrivera@uteq.edu.ec) ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7564-8934>

\*\* Magister en Economía mención Finanzas y Proyectos Corporativos. Docente en la Universidad Técnica Estatal de Quevedo, Quevedo, Los Ríos, Ecuador. E-mail: [jlandaburu@uteq.edu.ec](mailto:jlandaburu@uteq.edu.ec) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0327-343X>

\*\*\* Magister en Tributación y Finanzas. Docente en la Universidad Técnica Estatal de Quevedo, Quevedo, Los Ríos, Ecuador. E-mail: [ijacho@uteq.edu.ec](mailto:ijacho@uteq.edu.ec) ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5175-7132>

\*\*\*\* Doctor en Ciencias Económicas. Profesor en la Universidad de Sucre, Sincelejo, Sucre, Colombia. Docente en la Universidad del Zulia, Maracaibo, Venezuela. E-mail: [alberto.castellano@unisucra.edu.co](mailto:alberto.castellano@unisucra.edu.co) ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0824-3202>

# Human capital index in Ecuadorian productivity: A time series analysis, 1950 – 2019

## Abstract

This research aims to estimate to what extent the human capital index influences Ecuador's productivity and its per capita income. For this purpose, cointegration techniques are used, taking longitudinal data for time series within the period 1950-2019. The data for the time series are obtained from the Penn World Table 10.0, and the human capital index from the Barro-Lee database (2016). An extended Solow and Swan (1956) type economic growth model was generated, where the relationships between production per worker and capital per worker are affected by the human capital component in the form of education. A vector autoregressive model and the error correction model were applied. As a result, short- and long-term relationships were obtained between the variables. It is inferred that the incidence of the percentage of the active population with a certain degree of academic training inserted in the human capital index positively affects Ecuadorian economic growth through productivity. This research suggests that making every dollar spent on education more efficient is an important policy for improving and stabilizing Ecuador's economic growth.

**Keywords:** Economic growth; human capital index; productivity; time series; Ecuador.

## Introducción

A partir de la segunda mitad del siglo XX, las nuevas teorías sobre crecimiento económico coinciden en que el ritmo de crecimiento de la economía no está determinado solamente por variables como la población y la tecnología sino también por otras, a saber, el capital humano, el conocimiento y la innovación (Márquez et al., 2020). En la historia del pensamiento económico, de Adam Smith en 1776, se infiere que el nivel de conocimientos de la población activa es la fuerza predominante de progreso económico y la incluyó en su definición de capital. Otros economistas, como Marshall en 1890, consideraron la educación como una inversión y la incluyeron en su definición de riqueza.

Sin embargo, la influencia de la formación -académica- sobre la productividad y el crecimiento económico cobró notoriedad a partir de la década de los 50's. Solow (1956); y, Swan (1956), desarrollan la ecuación de

crecimiento económico que en lo posterior sería la base de estudios como los de Arrow (1962); Uzawa (1965); Nelson y Phelps (1966); Romer (1986); y, Lucas (1988), con la novedad de incluir además del capital físico y trabajo, al capital humano, puesto que se comprobaría incidencia positiva. Otros estudios como los de Schultz (1961); Becker (1962); y, Mincer (1996), abordaron como hipótesis central que la formación -educativa- es una inversión que incrementa la productividad de los individuos, los ingresos y el crecimiento económico.

Debido a la escasa existencia de estudios que relacionen el índice de capital humano y PIB per cápita, el propósito de la presente investigación es analizar la importancia del índice de capital humano, medido en años de escolaridad y retornos a la educación (Barro y Lee, 2013), sobre la productividad total de los factores del Ecuador y su renta per cápita en el período 1950-2019.

La contribución de este artículo radica en desarrollar un modelo de corrección del error VEC que permita estimar las elasticidades del capital y del trabajo

(afectados por el índice de capital humano) respecto del producto, posteriormente hallar evidencia de la productividad total de los factores. Se utilizan técnicas de cointegración y datos de series de tiempo, pretendiendo aportar más a la literatura científica existente. Los resultados obtenidos en esta investigación arrojan valores que pueden considerarse un referente para contrastaciones presentes y futuras investigaciones para Ecuador y el resto de los países de América Latina y el mundo.

En este sentido, la hipótesis de la presente investigación plantea que la productividad total de los factores ajustados por el índice de capital humano genera mayor crecimiento económico por trabajador en el Ecuador en el período 1950 – 2019.

## 1. Fundamentación teórica

El modelo de crecimiento neoclásico desarrollado por Solow (1956); y, Swan (1956), considera principalmente al trabajo y al capital como variables explicativas del crecimiento económico, la tecnología también, pero exógenamente. Pese a no incluir de forma implícita a la educación en su formulación, según Guarnizo (2019) se plantea la posibilidad de que una parte del crecimiento económico se debe a algún factor no conocido o “factor residual”. Este residuo no es explicado por ninguno de los dos factores de la producción, sino por las mejoras cualitativas en la fuerza de trabajo proveniente de la educación, de tal manera que es posible especificar el desempeño en términos de productividad.

Armenta y De León (2022), calculan la productividad de los factores de un conjunto de economías latinoamericanas analizando el aporte del cambio técnico y la eficiencia técnica al crecimiento económico de la región, estimando una función de producción Cobb-Douglas a partir de dos metodologías comparables: La técnica de datos panel de efectos fijos y el análisis de frontera estocástica. Para efectos de este trabajo se considera la segunda. Por otra parte, para una muestra de datos anuales en el período 1980-2009, Méndez et al. (2013) concluyen que hay

una ligera caída de la eficiencia técnica y un incremento del progreso técnico en la mayoría de los países. Los países más eficientes son Panamá, Uruguay y México; y los más ineficientes son Nicaragua, Bolivia, Honduras y Paraguay.

En lo que respecta a los modelos de corrección del error (VEC), Arellano y Ayaviri (2021) indican que la evidencia empírica muestra que el nivel de desempleo en Ecuador está determinado por la participación del sector manufacturero en el PIB, el índice de términos de intercambio, la acumulación del capital y el crecimiento económico; en ese orden de ideas.

En este sentido, Laurente y Marin (2019) realizan un análisis para Perú utilizando la metodología de Johansen y la implementación del modelo vector de corrección de error para hallar la dinámica de corto y largo plazo para las exportaciones de productos no tradicionales; en concordancia con lo anterior, Guzmán et al. (2018) desarrollan un modelo de cointegración de crecimiento económico de largo plazo e innovación y un modelo vectorial de corrección del error, y sugieren que el cambio marginal en las innovaciones afectan la tasa de crecimiento del PIB.

Ospina et al. (2010), realizan una medición del capital humano a través de indicadores más amplios como los basados en la calidad formativa, analizan su influencia sobre el crecimiento, utilizan datos panel y encuentran capacidad explicativa en la educación, luego una vez alcanzados ciertos estadios de desarrollo, la educación presenta rendimientos decrecientes. Cerquera et al. (2022), encuentran que las exportaciones por habitante, el gasto en educación, la tasa de fertilidad y la formación bruta de capital se relacionan positivamente con la producción por habitante, para dichos hallazgos utilizan el índice de capital humano de la *Penn World Table 10.0* (PWT) a través de un modelo de panel de datos de efectos fijos.

Por su parte, Villalobos et al. (2023) concluyen que el crecimiento económico en la región ha sido relativamente modesto desde principios de la década de 1970, correspondientes a las décadas de 1970-

1979, 1980-1989, 1990-1999, 2000-2009 y el subperíodo 2000-2019, esto respalda otras investigaciones consultadas.

A partir de la segunda mitad del siglo XX, el capital humano se ha consolidado como un factor clave en la explicación del crecimiento económico, dejando atrás modelos que priorizaban únicamente el capital físico y el trabajo. Por lo tanto, se considera que la formación educativa no solo incrementa la productividad individual, sino que también genera externalidades positivas que potencian el desarrollo sostenido. En este sentido, la presente investigación contribuye al análisis estructural de la economía ecuatoriana al incorporar el índice de capital humano como variable estratégica para explicar su desempeño productivo a largo plazo.

## 2. Metodología

Se realiza una investigación con enfoque cuantitativo de alcance descriptivo y explicativo, su diseño es longitudinal (no experimental) para series de tiempo dentro de un período de evaluación que va desde el año 1950 hasta el año 2019; para lograr aquello se utiliza la versión actualizada de la *Penn World Table* (PWT) 10.0 disponible en el Centro de Crecimiento y Desarrollo de la Universidad de Groningen – Facultad de Economía y Empresa y desarrollada por Feenstra et al. (2015); cabe indicar que, una de las principales ventajas de la información disponible en la PWT es que utiliza procedimientos de cálculo económico del Banco Mundial (BM) referentes a los precios de mercado según el *International Comparison Program* (ICP), este mecanismo desarrolla el tratamiento de la información de los tipos de cambio basados en términos de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA).

Dadas las condiciones que anteceden, el rango de la data recoge varios quiebres estructurales, mismos que han sido detallados en investigaciones como las de: Armijos y Olaya (2017); Castellano y Orozco (2022); y, Díaz-Kovalenko y De la Cruz (2022), estos últimos hacen una clasificación en tres etapas

para Ecuador, la primera de ellas consideró el *boom* bananero; la segunda, el cambio de la matriz productiva hacia una economía extractivista (petróleo y sus derivados); y la última, recogió la crisis financiera y posterior dolarización de la economía, dos de estos quiebres son relevantes para el desarrollo de este trabajo.

Independientemente de los tres procesos anteriores, para esta investigación se considera que la data existente es suficiente para desarrollar un procesamiento estadístico basado en los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), con el fin de encontrar parámetros poblacionales que ajusten a una regresión lineal que permita encontrar el comportamiento de la variable endógena tomando como base una serie de variables explicativas; en segundo lugar, se trata de determinar si la relación es verdadera y tiene sentido o es falsa a largo plazo a través del *test* de cointegración multivariado tipo Johansen (1988); a la vez se desarrolla un modelo de vectores autorregresivos y corrección de errores (VAR - VEC) con el fin de caracterizar las interacciones simultáneas de corto plazo entre el grupo de variables de cada ecuación considerada en el MCO.

Entonces, para estimar la relación entre las variables se generó un modelo de crecimiento económico tipo Solow y Swan -ampliado- mismo que considera las aportaciones endógenas de la variable capital humano en el sentido de Mankiw et al. (1992) y su afectación positiva en la producción por trabajador, dicho procesamiento fue posible gracias al establecimiento de una función de producción de Cobb-Douglas de tipo:

$$Y = AK_t^\alpha (H_t L_t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

La producción (Y) es la variable explicada, (A) el cambio tecnológico y el exponente alfa ( $\alpha$ ) junto con su complemento ( $1-\alpha$ ) representan la productividad marginal del capital y el trabajo respectivamente,  $K_t$  representa el stock de capital,  $H_t$  el stock de capital humano y  $L_t$  el número de trabajadores -contratados-. Se reordena y divide la renta total para el producto de un escalár

que recoge el promedio de los aportes por años de escolaridad  $H_t$  multiplicado por  $L_t$  obteniendo el trabajo ajustado del promedio del índice de capital humano 1950 – 2019, para subsecuentemente, obtener la función de Cobb-Douglas en su forma intensiva.

$$y_t = k_t^\alpha e^{(1-\alpha)\mu t} \quad (2)$$

El término  $\mu t$  procede de una forma alternativa de estimación del cambio tecnológico ( $A$ ), propuesto por Navarro y Cáceres (2016) y tomado de Posada (1993). Se linealizó el modelo a través de los logaritmos con el fin de suavizar la serie y de obtener un modelo  $\log - \ln$ .

$$\ln(y_t) = \alpha \ln(k_t) + (1 - \alpha)\mu t \quad (3)$$

Aquí los coeficientes representarían el grado de elasticidad. Siguiendo el mismo orden de ideas, se consideró el modelo propuesto por Neira y Guisán (2002) porque tiene la particularidad de incluir a la variable índice de capital humano  $h_t$  dentro de un MCO,

$$\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_t) + \beta_2 \ln(h_t) + \beta_3 \ln(POB) \quad (4)$$

Pero como los rendimientos son constantes a escala, el logaritmo de la población se anula, además, se omitió la inclusión directa del índice de capital humano  $h_t$  por contribuir a un alto grado de autocorrelación de los términos de error sucesivos; sin embargo, más adelante se la incluyó indirectamente de la manera propuesta en la ecuación tres (3).

En la ecuación 5, se emula en parte el procediendo de Castellano y Orozco (2022) en donde se incluyó dos *dummies* para compensar los efectos en la estabilidad de los quiebres estructurales de la economía; adicionalmente y para propósitos de este trabajo, se agregó también una variable de gasto público ajustado por trabajador  $g_t$  que actuó como variable de control acorde con el trabajo de investigación de Armijos y Olaya (2017):

$$\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_t) + \beta_2 \mu t + \beta_3 \ln(g_t) + \beta_4 \text{Dummy} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Además de la ecuación cinco (5), otra función de producción propuesta es la de crecimiento endógeno AK de Rebelo (1991) a la que también se le aplica el logaritmo neperiano para ambos lados de la ecuación, y se la divide para un escalar promedio de ajuste de capital humano como principal aliciente en la construcción del modelo:

$$Y = AK_t \quad (6)$$

A su forma intensiva se le incluye el gasto público por trabajador ajustado por capital humano  $g_t$  y dos *dummies* que recogen los quiebres estructurales de la economía en el periodo determinado en el diagnóstico de los residuales:

$$\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_t) + \beta_2 \ln(g_t) + \beta_3 \text{Dummy} + \beta_4 \text{Dummy2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

La segunda parte de esta investigación consta en la elaboración de un modelo multivariado VAR que permita evaluar algún tipo de interacción simultánea entre un grupo de series, para lograr aquello se establece la longitud máxima de los rezagos diferenciados sobre el cual se determine la relación de las variables; posteriormente, se realiza el *test* de cointegración en el VAR que permita obtener una tendencia lineal determinista en los datos.

Se resalta que previamente se generan dos *dummies* para VAR propuesto, con la finalidad de que asimile los quiebres estructurales en la economía ecuatoriana; además, en esta sección de la investigación se omite la variable de control gasto público por trabajador ajustado a capital humano, por cuanto no fue significativa para los propósitos de la cointegración y posterior modelo de corrección del error (VEC).

Se pretende analizar una relación de cointegración que capte las dependencias dinámicas que existe entre las variables propuestas en el MCO, siguiendo el planteamiento de Novales (2017), cuando las variables están cointegradas el uso de mínimos cuadrados en la estimación de la regresión está estadísticamente justificado. Aquí las variables están establecidas por trabajador, tal como se

observa en la ecuación (7), previamente, se aplicó sobre las variables a niveles y sobre sus primeras diferencias las pruebas de raíces unitarias *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) y *Kwiatkowski*

*Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), con el fin de determinar estacionariedad y evitar resultados espurios, el VAR propuesto tendría la siguiente especificación:

$$dly_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}dly_{1,t-1} + \beta_{12}dlk_{2,t-1} + \beta_{13}dummy + \varepsilon_{1t}$$

$$dlk_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}dly_{1,t-1} + \beta_{22}dlk_{2,t-1} + \beta_{23}dummy + \varepsilon_{1t}$$

Entonces, aunque existan series originales no estacionarias, existen combinaciones lineales de equilibrio estacionarias, llamadas relaciones de cointegración (Novales, 2017), estas son necesarias para que haya modelos de corrección de error (VEC), el cual consiste en una especificación macroeconómica que vincula el análisis de equilibrio de largo plazo con la dinámica de ajuste de corto plazo, como una medida de desviación del equilibrio (Loría, 2007).

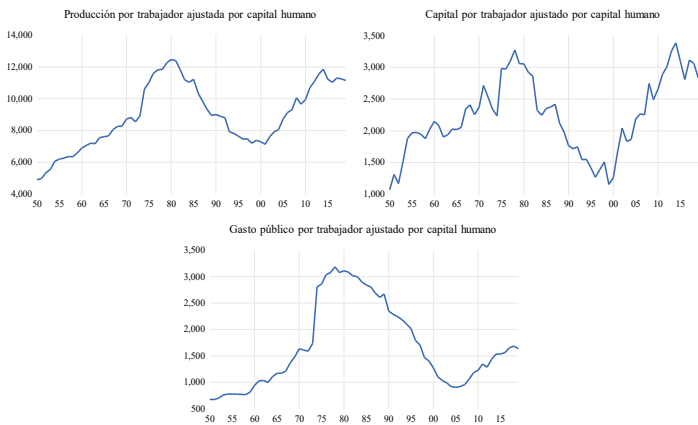
### 3. Resultados y discusión

A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones de las variables propuestas, así como las elasticidades del capital por trabajador y del índice de capital

humano por sobre la renta por trabajador en el Ecuador desde 1950 hasta 2019.

#### 3.1. El comportamiento tendencial de las variables propuestas en el largo plazo

En la Figura I, se puede observar la relación positiva de las variables con respecto a su senda tendencial, es decir, crecen en el tiempo. Se puede observar que tanto la producción por trabajador como el gasto público por trabajador tiene cierta relación de largo plazo, así como también el capital por trabajador, se observa que el ajuste de capital humano persigue una senda tendencial positiva.



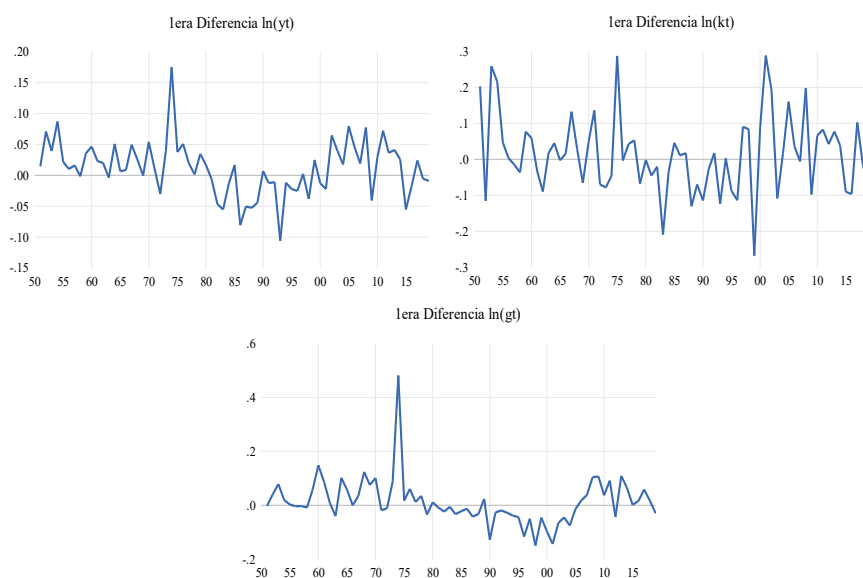
Fuente: Elaboración propia, 2024 con datos de la *Penn World Table* (PWT) 10.0.

Figura I: Evolución de las variables del modelo en el largo plazo, período 1950 - 2019



Al estar presente el componente tendencial es poco frecuente que no haya presencia de raíz unitaria, es decir, es poco habitual que las series no sean estacionarias, por esta razón se procede con los gráficos de las series transformadas en logaritmos y en primeras diferencias; en la Figura II, se puede observar que las series parecen estacionarias al menos en la media, por lo que de preferencia

se trabaja en diferencias en lugar de trabajarlas a nivel. Para el desarrollo de este trabajo se requiere que las series sean cointegradas considerando el orden de integración y que su combinación sea estacionaria. Las pruebas de raíces unitarias y el posterior análisis de cointegración corresponden a la segunda parte de esta investigación.



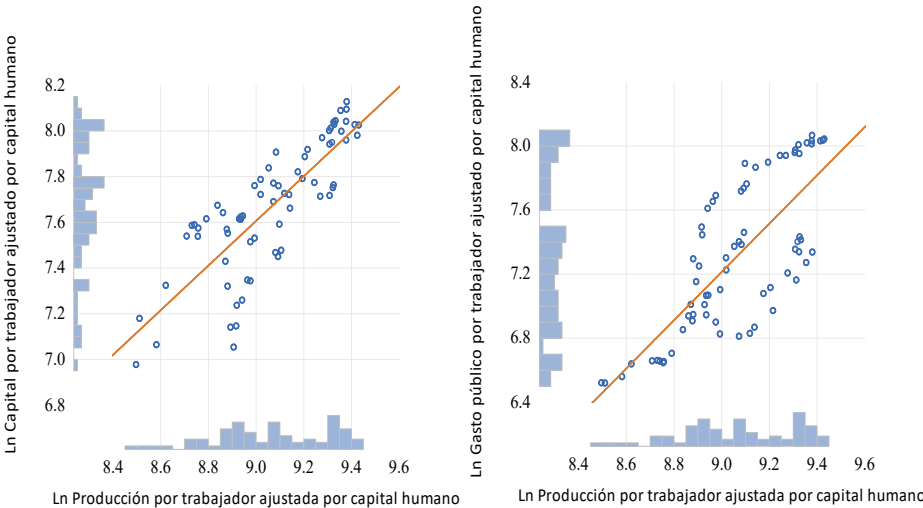
**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con datos de la *Penn World Table* (PWT) 10.0.

**Figura II: Comportamiento del logaritmo de las series en primeras diferencias 1950 – 2019**

La Figura III, muestra el grado de dispersión de las variables del modelo expresadas únicamente en logaritmos, se puede observar una posible relación positiva entre las variables predictoras o explicativas y

la variable explicada, para el caso del producto por trabajador ajustado por capital humano se observa un posible mayor grado de correlación con el capital ajustado por capital humano.





Nota: Las variables en logaritmos y la estacionariedad.

Fuente: Elaboración propia, 2024 con datos de la Penn World Table (PWT) 10.0.

Figura III: Dispersión entre las variables del modelo expresadas en logaritmos, período 1950 – 2019

Se demuestra el valor del enfoque cuantitativo longitudinal al capturar dinámicas económicas de largo plazo y abordar los quiebres estructurales de la economía ecuatoriana. El uso de modelos econométricos robustos como el VAR-VEC permite revelar relaciones complejas entre capital, trabajo y capital humano. Refleja cómo la técnica rigurosa, unida a una base teórica sólida, es clave para explicar el comportamiento de la productividad en contextos históricos y estructuralmente variables.

3.2. Los modelos en Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

La construcción de un MCO estima la relación entre las variables seleccionadas y el efecto por sobre el crecimiento económico, una vez mostrado el comportamiento en la Tabla 1 a continuación, se muestran los modelos estimados, el modelo 1 (M1) de crecimiento económico AK de Rebelo (1991), en donde se considera únicamente el logaritmo del capital por trabajador ajustado por capital humano, se evidencia que la variable presenta significancia estadística y de forma independiente es capaz de explicar el 66,5% de la variabilidad del logaritmo de la renta por trabajador .

Tabla 1  
Modelos de crecimiento económico

|                             | M1                  | M2                  | M3                  |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Ln capital por trabajador** | 0.6862*<br>(0.0000) | 0.5307*<br>(0.0000) | 0.7131*<br>(0.0000) |

Cont... Tabla 1

|                                   |         |          |          |
|-----------------------------------|---------|----------|----------|
| Ln gasto público por trabajador** |         | 0.2574*  |          |
|                                   |         | (0.0000) |          |
| Dummy                             |         | 0.1902*  | 0.2813*  |
|                                   |         | (0.0217) | (0.0451) |
| Dummy2                            |         | 0.1669*  | -0.2736* |
|                                   |         | (0.0367) | (0.0435) |
| Constant                          | 3.8028* | 3.1077*  | 3.5961*  |
|                                   | (0.000) | (0.0000) | (0.0000) |
| Observations                      | 70      | 70       | 70       |
| Adjusted R <sup>2</sup>           | 0.6648  | 0.8959   | 0.6946   |

**Nota:** t-Statistics in parentheses and \*  $p < .05$ ; \*\* Ajustado por capital humano.

**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

Por otra parte, en la Cobb-Douglas del modelo 2 (M2), todas las variables logran exponer significancia estadística, tanto el capital por trabajador que conserva su signo y significancia, así como la variable de control gasto público ajustada por capital humano, las variables en conjunto explican en 89,6% la variabilidad del modelo; de esta manera, la introducción del gasto público por trabajador como variable de control permite ajustar de mejor manera el modelo lineal o las series observadas. Debido a la presencia de prolongados cambios estructurales en la economía ecuatoriana se incluyen dos *dummies*, ambas significativas.

Se corre un tercer modelo (M3) que será considerado para la segunda parte de esta investigación, en donde se incluyen dos variables *dummies* (ambas significativas) la primera de ellas relacionada principalmente con el comienzo de la extracción petrolera en el Ecuador en la década de los 70; además, se excluye el gasto público ajustado por trabajador puesto que no contribuye en la construcción de relaciones de cointegración de largo plazo entre las series.

La estimación mediante modelos MCO evidencia que el capital por trabajador, ajustado por capital humano, tiene una fuerte capacidad explicativa sobre la renta

por trabajador en Ecuador. La inclusión del gasto público como variable de control y los dummies estructurales mejoran notablemente la precisión del modelo, reflejando cómo los cambios económicos históricos impactan el crecimiento. Esta aproximación confirma que el uso de herramientas econométricas bien fundamentadas permite capturar con mayor claridad las dinámicas estructurales del desarrollo económico.

### 3.3. Los diagnósticos de estacionariedad

La segunda parte de este análisis, a razón de la estacionariedad, requiere corroborar el orden de integración 1 o 1, por lo que se hace necesario utilizar las pruebas de raíces unitarias *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillip-Perron* (PP) y *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), cuyos resultados se pueden observar en la Tabla 2, en la misma se confirman la presencia de tendencias estocásticas comunes o no estacionariedad en variables a nivel, utilizando logaritmos se logran suavizar las series; sin embargo, con las primeras diferencias las series se vuelven estacionarias, esto implicaría que las series a nivel en logaritmos son integradas de orden 1.

Tabla 2  
Prueba de raíces unitarias *Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillip-Perron (PP)*

| Variables | ADF     | I ( ) | p-value* | PP      | I ( ) | p-value* |
|-----------|---------|-------|----------|---------|-------|----------|
|           | -2.9048 |       | 0.1746   | -2.9042 |       | 0.2125   |
|           | -2.9042 |       | 0.1272   | -2.9042 |       | 0.1269   |
|           | -2.9048 |       | 0.3783   | -2.9042 |       | 0.4008   |
|           | -2.9048 |       | 0.0000   | -2.9048 |       | 0.0000   |
|           | -2.9055 |       | 0.0000   | -2.9048 |       | 0.0000   |
|           | -2.9048 |       | 0.0000   | -2.9048 |       | 0.0000   |

**Nota:** \*MacKinnon (1996) one-sided p-values; ADF; PP: Null Hypothesis: have a unit root.  
**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

Con el fin de otorgarles mayor robustez a las pruebas de ADF y PP se desarrolla la prueba KPSS, se puede observar en la Tabla 3 los resultados estadísticos, en esta prueba la regla de decisión indica que si el valor crítico

es mayor al valor calculado entonces se acepta la hipótesis nula de estacionariedad alrededor de una tendencia media o lineal. Se puede corroborar que la estacionalidad de las tres pruebas coincide para todas las variables.

Tabla 3  
Prueba de raíces unitarias *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)*

| Test sta-<br>tistic | A nivel                     |        |        | Test sta-<br>tistic | Primera diferencia          |        |        | I() |
|---------------------|-----------------------------|--------|--------|---------------------|-----------------------------|--------|--------|-----|
|                     | Asymptotic critical values* |        |        |                     | Asymptotic critical values* |        |        |     |
|                     | 1%                          | 5%     | 10%    |                     | 1%                          | 5%     | 10%    |     |
| 0.4427              | 0.7390                      | 0.4630 | 0.3470 | 0.2359              | 0.7390                      | 0.4630 | 0.3470 |     |
| 0.1781              | 0.7390                      | 0.4630 | 0.3470 | 0.1877              | 0.7390                      | 0.4630 | 0.3470 |     |
| 0.2723              | 0.7390                      | 0.4630 | 0.3470 | 0.2955              | 0.7390                      | 0.4630 | 0.3470 |     |

**Nota:** \*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1); KPSS: Null Hypothesis: are stationary.  
**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

Continuando con el proceso metodológico se procede a elaborar un Vector Auto Regresivo (VAR) que corrobore al menos una relación de cointegración entre las series analizadas, para aquello es necesario definir la longitud máxima de los rezagos a través de los criterios de información que se observan en la Tabla 4, se parte desde el número de rezagos

uno a dos (1 2) establecidos *by default* por *Eviews*, para después, considerando que las series son anualizadas, realizar pruebas de ensayo y error y hallar que *-lags interval (in first differences): 1 to 5-* entre uno (1) y dos (5) es el número de rezagos óptimos donde los criterios de información reportan el mínimo valor en el rango de rezagos considerados.

Tabla 4  
Rezago óptimo de un vector autorregresivo - VAR

| Lag | LogL     | LR       | FPE      | AIC       | SC        | HQ         |
|-----|----------|----------|----------|-----------|-----------|------------|
| 1   | 190.1742 | 11.89437 | 1.13e-05 | -5.719816 | -5.379636 | -5.586021  |
| 2   | 198.5385 | 14.86979 | 9.81e-06 | -5.858364 | -5.382111 | -5.671051* |
| 3   | 203.2292 | 8.041225 | 9.62e-06 | -5.880291 | -5.267967 | -5.639461  |

Cont... Tabla 4

|   |          |           |           |            |           |           |
|---|----------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| 4 | 205.6455 | 3.988843  | 1.01e-05  | -5.830015  | -5.081619 | -5.535668 |
| 5 | 211.6585 | 9.544425* | 9.56e-06* | -5.893920* | -5.009452 | -5.546054 |
| 6 | 212.0945 | 0.664424  | 1.08e-05  | -5.780778  | -4.760238 | -5.379394 |

**Nota:** LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views* 12.0.

Los diagnósticos de estacionariedad representan un paso fundamental en la validación de modelos econométricos, puesto que permiten evitar estimaciones espurias y garantizar la solidez de los resultados. En este caso, la coincidencia entre las pruebas ADF, PP y KPSS otorga confianza sobre la integración de las series a nivel y su estacionariedad en primeras diferencias. Este rigor metodológico fortalece la base del análisis VAR y VEC, asegurando que las relaciones encontradas entre las variables económicas sean estadísticamente válidas y significativas en el largo plazo.

### 3.4. Especificación y estimación de un Vector Autorregresivo - VAR

Se escoge cinco rezagos, puesto que

poseen más criterios de información a pesar de que el segundo tenga uno y este de su lado el principio de la parsimonia. Subsecuentemente, se realizan las pruebas de especificación no sin antes revisar el comportamiento gráfico de los residuos del VAR, con el fin de atender a aquellos puntos más alejados del cero (ver Tabla 4).

Se observa que se cumplen con las pruebas de especificación concernientes a la varianza constante -homocedasticidad- y la no existencia de autocorrelación, esto permite mejorar la especificación del modelo en términos del número de rezagos óptimos, y si bien existiría una leve presencia de sesgo, la prueba de la normalidad de los residuos a través del Jarque-Bera indicaría que los errores del VAR se distribuyen como una normal, indicando ruido blanco o una buena representación del proceso generador de datos (ver Tabla 5).

Tabla 5  
Análisis de los Residuos

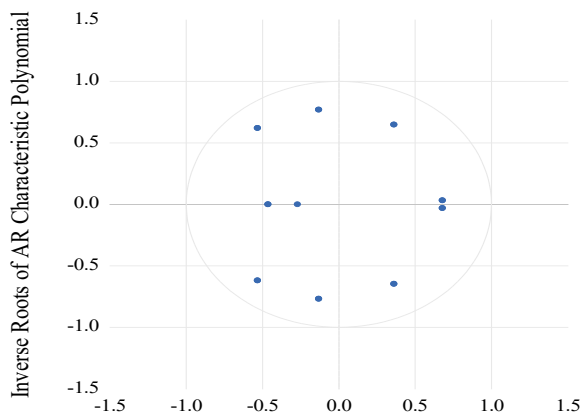
| Test de Normalidad                                                                                   |           |          |             |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|----------|-------------|
|                                                                                                      | Skewness  | Kurtosis | Jarque-Bera |
| Chi-sq                                                                                               | 3.2222    | 6.2162   | 9.4385      |
| Prob.                                                                                                | 0.1997    | 0.0447   | 0.0510      |
| Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) and Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen) |           |          |             |
| Test para autocorrelación LM Test                                                                    |           |          |             |
| Lag                                                                                                  | LRE* stat | df       | Prob.       |
| 1                                                                                                    | 3.323062  | 4        | 0.5053      |
| 2                                                                                                    | 8.670919  | 8        | 0.3712      |
| 3                                                                                                    | 9.366696  | 12       | 0.6722      |
| 4                                                                                                    | 10.99258  | 16       | 0.8113      |
| 5                                                                                                    | 13.10044  | 20       | 0.8749      |
| 6                                                                                                    | 21.20124  | 24       | 0.6340      |

Cont... Tabla 5

| Test de Heterocedasticidad                                 |         |    |        |
|------------------------------------------------------------|---------|----|--------|
|                                                            | Chi-sq  | df | Prob.  |
| Joint test:                                                | 73.4964 | 66 | 0.2461 |
| VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares) |         |    |        |

**Nota:** \*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.  
**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views* 12.0.

Una última prueba de validación es el *test* de raíces inversas características de un vector autorregresivo polinomial, en donde la idea de estabilidad del modelo es que los puntos -raíces- se encuentren dentro del círculo unitario y no por fuera, ni próximos, ni en el borde siquiera, tal como se puede apreciar en la Figura IV.



**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views* 12.0.  
**Figura IV:** Prueba de estabilidad del Vector Autorregresivo VAR

La selección de cinco rezagos en el modelo VAR, respaldada por la mayoría de los criterios de información, demuestra un equilibrio razonado entre parsimonia y capacidad explicativa. Las pruebas de diagnóstico confirman que el modelo cumple con los supuestos clave de normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad, fortaleciendo así su validez estadística. Además, la prueba de estabilidad mediante raíces características, reafirma que el modelo representa adecuadamente la dinámica del sistema económico analizado, garantizando la confiabilidad de los resultados obtenidos.

3.5. Análisis de cointegración

Se puede observar en la Tabla 6 el *test* de la Traza, el mismo detalla un procedimiento que acorde con Gujarati y Porter (2010) consiste en evitar regresiones espurias encontrando al menos un vector de cointegración estacionario (“I”) que constituya una combinación lineal de las series, por esta razón, para el modelo propuesto se considera el procedimiento de Johansen (1988), el mismo que permite analizar las series temporales con tendencias comunes (cointegración), cabe indicar que el y el son cointegradas de orden 1 para el período analizado.

**Tabla 6**  
**Prueba de cointegración de Johansen: Test de la Traza**

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None *                    | 0.382608   | 38.95237        | 25.87211            | 0.0007  |
| At most 1                 | 0.127192   | 8.570508        | 12.51798            | 0.2085  |

**Nota:** Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level; \* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level; \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*

Se espera que exista al menos un vector de cointegración de largo plazo, pueden existir más de dos pero lo ideal es al menos uno; se considera también la regla de decisión relacionada con el test de la traza *-normal Trace-* y el valor crítico (0,05) calculado; en la Tabla 6, se evidencia que el *Trace Statistic* es mayor al *Critical Value* por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia de que “r” no es 0 o que no existe un vector de cointegración, analizándola en sentido contrario, indicaría que existe -al menos- una relación de cointegración - *Cointegrating eqn(s)*.

En la Tabla 7, se especifica el vector de cointegración de largo plazo al 95% de confianza estipulado en el modelo propuesto a lo largo de la metodológica con la finalidad de darle robustez al VAR cointegrado, por lo tanto, se infiere que para Ecuador durante el período 1950 – 2019 existe una relación de largo plazo entre el producto por trabajador y el capital por trabajador, ambas variables ajustadas por capital humano. El paquete estadístico *E-Views 12* estima la relación de largo plazo con los signos multiplicados por (-1), de esta manera el modelo presenta los signos contrarios a los de la Tabla 7.

**Tabla 7**  
**Ecuación de cointegración de largo plazo**

| LYPL(-1) | LKPL(-1)                             | @TREND(50)                         | C         |
|----------|--------------------------------------|------------------------------------|-----------|
| 1.0000   | -0.677595<br>(0.07120)<br>[-9.51696] | 0.000229<br>(0.00017)<br>[1.36568] | -0.013432 |

**Nota:** Errores estándar ( ); y, estadístico t en [ ].

**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

La ecuación de cointegración de largo plazo del modelo quedaría reescrita de la

siguiente manera:

$$\log(y_t) = 0.013432 + 0.677595 \ln(k_t) - 0.0002@TREND(50) \quad (8)$$

El resultado indica que la elasticidad del producto de la capital estimada es de 0.68 y la elasticidad producto del trabajo su complemento, el cambio tecnológico debido a la productividad del capital y productividad del trabajo [ $\mu$ ] es de 0,02% y 0,08% respectivamente.

Se observa también en la Tabla 7 consistencia en los signos, en ese mismo sentido, la teoría relacionada con el modelo de Solow - Swan ampliado, cumple para el Ecuador durante el período 1950 – 2019, evidenciando que el ajuste de capital humano incide o repercute, aunque indirectamente,

para el cumplimiento irrestricto de la teoría económica.

3.6. Estimación del Vector de Corrección del Error (VEC)

Una vez se determinó la existencia de equilibrio a largo plazo entre el producto por trabajador y el capital por trabajador, se procede con la estimación del VEC o coeficientes de

ajuste entre el corto y el largo plazo. La Tabla 8, muestra que con un intervalo del 95% de confianza para las variables y con 5 rezagos el coeficiente -0.567983 es significativo, agregando para efectos del análisis que su valor t en términos absolutos es superior a 2, esto indicaría que el 56,8% de discrepancias del  $ly_t$  se corrigen en un año; por otra parte, la velocidad de ajuste en valor absoluto del  $lk_t$  es 2.36, significando que posee un ajuste casi que inmediato en el subsecuente período donde se genera la desviación.

Tabla 8  
Resultados del modelo de corrección del error

| Error Correction: | D(LYT)                               | D(LKT)                             |
|-------------------|--------------------------------------|------------------------------------|
| CointEq1          | -0.567983<br>(0.24903)<br>[-2.28074] | 2.359136<br>(0.72310)<br>[3.26252] |

Nota: Standard errors in ( ); y, t-statistics in [ ].  
Fuente: Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

Cabe indicar que el VEC definido no viola los supuestos de ruido blanco, como se puede observar en la Tabla 9, debido a que se cumple el supuesto de normalidad multivariada en la prueba de ortogonalización de *Cholesky* (*Lutkepohl*) y de residuos correlacionados de *Doornik-Hansen* con un *Jarque-Bera*

*test* superior al 5%, comprobando de esta manera que los residuales se distribuyen de manera normal, así mismo, con un nivel de significancia del 5% no se rechaza la hipótesis nula de autocorrelación multivariada con las pruebas LM (*Lagrange Multiplier*).

Tabla 9  
Comportamiento de los Residuales del VEC

|                                                                                                      | Test de Normalidad                |          |             |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------|----------|-------------|
|                                                                                                      | Skewness                          | Kurtosis | Jarque-Bera |
| Chi-sq                                                                                               | 2.2049                            | 5.5221   | 7.7270      |
| Prob.                                                                                                | 0.3320                            | 0.0532   | 0.1021      |
| Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) and Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen) |                                   |          |             |
| Lag                                                                                                  | Test para autocorrelación LM Test |          |             |
|                                                                                                      | LRE* stat                         | Df       | Prob.       |
| 1                                                                                                    | 6.158688                          | 4        | 0.1876      |
| 2                                                                                                    | 12.32881                          | 8        | 0.1371      |
| 3                                                                                                    | 15.21061                          | 12       | 0.2301      |
| 4                                                                                                    | 17.37076                          | 16       | 0.3620      |
| 5                                                                                                    | 19.14599                          | 20       | 0.5124      |
| 6                                                                                                    | 25.84753                          | 24       | 0.3609      |

Nota: \*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.  
Fuente: Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.



La estimación del modelo VEC confirma la existencia de un mecanismo de ajuste significativo entre el producto y el capital por trabajador, lo que evidencia una relación de equilibrio económico en el largo plazo. La velocidad de corrección del 56,8% anual refleja una dinámica eficiente de convergencia tras desviaciones; mientras que la rápida respuesta del capital refuerza su papel protagonista en la estabilización del sistema. La validez estadística del modelo se consolida al comprobarse que los residuales cumplen con los supuestos de normalidad y ausencia de autocorrelación, garantizando la robustez de los resultados.

3.7. La causalidad de Granger y la descomposición de la varianza

Se procede con la causalidad en el sentido de Granger para las variables en logaritmos del modelo, tal como se observa en la Tabla 10, arrojando significancia estadística al 5% en una sola dirección, donde el  $ly_t$  causa en el sentido de Granger al  $lkt_t$  para el período 1950 – 2019, entendiendo que los periodos pasados de la producción por trabajador pueden predecir el comportamiento futuro del capital por trabajador, no así  $lkt_t \rightarrow ly_t$ , por lo que esta última relación no contendría información relevante para explicar o predecir la renta por trabajador en el largo plazo.

Tabla 10  
Test de causalidad de Granger

| Null Hypothesis: | Prob. > chi2 |
|------------------|--------------|
|                  | 0.6165       |
|                  | 0.0005       |

**Nota:** ; VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests.  
**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

Sin embargo, al analizar la descomposición de la varianza en la Tabla 11 utilizando los factores de *Cholesky (d.f. ajustado)*, se puede observar que en los primeros 10 periodos hacia adelante el  $ly_t$  explica, por ella misma, la varianza del

error del  $ly_t$  en un 99%, tanto por los shocks de ella misma, así como los shocks del  $lkt_t$ , sugiriendo que dicha variable poseería un leve comportamiento exógeno en referencia al comportamiento de  $lkt_t$ .

Tabla 11  
Descomposición de Varianza para y

| Variance Decomposition of LYT: |          |          |          | Variance Decomposition of LKT: |          |          |          |
|--------------------------------|----------|----------|----------|--------------------------------|----------|----------|----------|
| Period                         | S.E.     | LYT      | LKT      | Period                         | S.E.     | LYT      | LKT      |
| 1                              | 0.029302 | 100.0000 | 0.000000 | 1                              | 0.084926 | 10.51070 | 89.48930 |
| 2                              | 0.045662 | 99.95787 | 0.042129 | 2                              | 0.110655 | 21.99219 | 78.00781 |
| 3                              | 0.057649 | 99.74139 | 0.258611 | 3                              | 0.120551 | 32.49388 | 67.50612 |
| 4                              | 0.072367 | 99.75466 | 0.245339 | 4                              | 0.134272 | 42.81330 | 57.18670 |
| 5                              | 0.083121 | 99.72634 | 0.273657 | 5                              | 0.149278 | 47.78886 | 52.21114 |
| 6                              | 0.094825 | 99.75239 | 0.247607 | 6                              | 0.157881 | 51.13683 | 48.86317 |
| 7                              | 0.106944 | 99.69736 | 0.302641 | 7                              | 0.166084 | 54.48702 | 45.51298 |
| 8                              | 0.116445 | 99.34875 | 0.651250 | 8                              | 0.174102 | 56.83730 | 43.16270 |
| 9                              | 0.125724 | 99.00397 | 0.996033 | 9                              | 0.180073 | 58.61285 | 41.38715 |

Cont... Tabla 11

|    |          |          |          |    |          |          |          |
|----|----------|----------|----------|----|----------|----------|----------|
| 10 | 0.133556 | 98.60564 | 1.394359 | 10 | 0.184180 | 60.09496 | 39.90504 |
| 11 | 0.139933 | 98.02212 | 1.977879 | 11 | 0.186820 | 60.96814 | 39.03186 |
| 12 | 0.145857 | 97.40141 | 2.598594 | 12 | 0.188608 | 61.46216 | 38.53784 |
| 13 | 0.150659 | 96.63118 | 3.368817 | 13 | 0.189578 | 61.74735 | 38.25265 |
| 14 | 0.154731 | 95.71406 | 4.285939 | 14 | 0.189942 | 61.86469 | 38.13531 |
| 15 | 0.158280 | 94.72198 | 5.278018 | 15 | 0.190060 | 61.89428 | 38.10572 |
| 16 | 0.161165 | 93.60696 | 6.393044 | 16 | 0.190066 | 61.89110 | 38.10890 |

**Nota:** Cholesky Ordering: LYT LKT. Variance Descomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Factors.  
**Fuente:** Elaboración propia, 2024 con *Econometrics E-Views 12.0*.

Se puede observar también que la variable muestra un comportamiento opuesto, dado que su varianza del error del pronóstico se explica así mismo hasta el quinto período en un 50%, pero después es principalmente explicada por alcanzando en el décimo sexto período el 61,9%, de esta manera se obtienen resultados similares a los propuestos por Espinosa y Vaca (2012).

La educación convierte a los individuos en seres más eficientes haciendo que las sociedades sean más productivas y contribuyan de mejor manera a la producción, especialmente en países subdesarrollados, para aquello existe suficiente evidencia empírica (Strauss y Thomas, 1995; Quinde et al., 2020; Díaz-Kovalenko y De la Cruz, 2022), estos trabajos de investigación contribuyen con el acervo científico relacionado con el capital humano en una función de Cobb-Douglas de tipo Mankiw et al. (1992).

La variable índice de capital humano, tomada de la *Penn World Table 10.0*, al ser calculada para el Ecuador, país con deficientes base de datos e información estadística menos confiable (Cerquera et al. 2022), hace que las medidas presenten un importante sesgo que se ve reflejado en las estimaciones, esta problemática también fue abordada por Castellano y Orozco (2022) para sus respectivos países. En esta investigación se soluciona el inconveniente haciéndola participar indirectamente, dividiendo su valor medio entre 1950 y 2019 con los valores de la producción real y *stock* de capital -formación bruta de capital fijo- ambos a precios nacionales constantes de 2017 (en millones de

US\$ de 2017).

Los quiebres estructurales considerados en este trabajo de investigación coinciden en fechas con el de Díaz-Kovalenko y De la Cruz (2022) ambos están relacionados con los desempeños inestables de la economía ecuatoriana debido a: i) Las tensiones macroeconómicas de mediado y finales de la década de los 70's; y, ii) la leve recuperación de principios de los 90's que no fue suficiente para el bienestar del país y más bien devengaría en un posterior estancamiento de la actividad económica (Naim y Lozada, 2001).

En cuanto a los resultados de los modelos de MCO se observan leves discrepancias con los obtenidos por Armijos y Olaya (2017), las autoras encuentran la incidencia de la inversión extranjera directa en el crecimiento económico; mientras que en este trabajo la incidencia del índice de capital humano a la producción real, arrojando coeficiente de determinación ajustado para sus modelos del 99,5% y 69,5% respectivamente, ambos trabajos integran al gasto público como variable de control -siendo significativa en ambos trabajos- y dos *dummys* para quiebres estructurales.

Los resultados obtenidos en el análisis de cointegración relacionados con las elasticidades de los factores y el cambio tecnológico para el Ecuador distan del caso colombiano, para este trabajo la participación o elasticidad del capital respecto de producto fue del 67,8%; mientras que para Castellano y Orozco (2022) fue del 85,2% para el período 1950 – 2017; sin embargo, para Navarro y Cáceres (2016) fue del 40% entre 1970

y 2010. Por su parte, Weil (2006) señala que la participación de la renta nacional correspondiente al trabajo ajustado por capital humano -educación y salud- alcanza el 43% en los países desarrollados y 33% en el caso de los países en vías de desarrollo, algo similar al hallazgo de este trabajo (32,24%) relacionado con el caso ecuatoriano.

En lo que respecta a la adición tecnológica o productividad total de los factores, las diferencias son más distantes con respecto a los resultados colombianos, en este trabajo alcanza -apenas- el 0,023%; mientras que para el caso colombiano con Espinosa y Vaca (2012) alcanzó el 0,9% (1970-2010) y 0,3% (1965-2013) para su segundo periodo; así mismo, Castellano y Orozco (2022) obtienen un 0,13% siendo todos estos datos superiores al resultado ecuatoriano.

El desarrollo del VEC para esta investigación muestra significancia entre las variables, debido a los valores críticos altos, por lo que se puede aducir equilibrio de corto plazo, de esta manera ante algún desequilibrio de largo plazo del producto por trabajador, este se corrige gracias a la velocidad de ajuste -0.57 que esta entre [-1; 0], además, el capital por trabajador, si bien es significativo, no puede ser utilizado en este caso como predictor puesto que teóricamente su coeficientes de corto plazo es distinto de cero; sin embargo, se puede imponer restricciones -económicas- a la estimación, con el fin de que contribuya en la predicción de largo plazo, solo que, dicha acción se escapa del propósito de este trabajo de investigación.

En referencia a la prueba de Granger, los resultados de este trabajo de investigación no coinciden con los de Armijos y Olaya (2017); y, Castellano y Orozco (2022), quienes hallaron que tanto la inversión extranjera directa como el capital por trabajador, respectivamente contiene información para predecir a largo plazo el producto por trabajador; por otra parte, se coincide con los resultados de Espinosa y Vaca (2012), porque el desarrollo de esta investigación también considera la descomposición por periodos de la varianza del error del pronóstico para ambas

variables, en donde el logaritmo de la renta por trabajador, en referencia al logaritmo del capital por trabajador, se puede explicar por si sola en los diez primeros periodos (dieciséis para Espinosa y Vaca) demostrando su carácter exógeno en referencia a la variación del logaritmo del capital por trabajador.

Se infiere que la incidencia del porcentaje de la población activa con un determinado grado de formación académica insertos en el índice de capital humano, de acuerdo con el procedimiento de Barro y Lee (2013), afectan positivamente al crecimiento económico ecuatoriano, de esta manera, las variables de producción y capital por trabajador, ambas ajustadas por capital humano, exhiben relación positiva en lo referente a su relación de cointegración de largo plazo, incluso, y coincidiendo con Armijos y Olaya (2017), más del 50% de las discrepancias del producto por trabajador se corrigen al término de un año.

## Conclusiones

Se considera la teoría económica neoclásica del crecimiento económico de Solow y Swan, en donde las relaciones entre producción por trabajador y el capital por trabajador se ven afectados por el componente de capital humano en la forma de enseñanza, por lo que las variaciones de la renta por trabajador condicionadas por un componente de capital humano se comprenden mejor en la forma de un modelo de crecimiento de Solow ampliado.

Las variables a nivel permiten encontrar una relación de cointegración, en consecuencia, se encuentra que las series propuestas en este trabajo de investigación ostentan una relación lineal de equilibrio de largo plazo y su residual es estacionario, se genera también un modelo de corrección del error VEC que permite estimar las elasticidades del capital y del trabajo respecto del producto, posteriormente se halla evidencia de la productividad total de los factores.

Según se ha visto, para este trabajo de investigación los coeficientes y de la ecuación 3, representan la elasticidad del

capital y del trabajo respecto del producto ajustada por capital humano, ambos fueron estadísticamente significativos, alcanzando el 67,8% y el 32,2% respectivamente; además, la adición tecnológica o productividad total de los factores para el período 1950 - 2019 alcanza el 0,023%.

Un factor que permite explicar el crecimiento económico ecuatoriano durante el período propuesto es la elasticidad respecto del producto, la misma es representada por un coeficiente levemente superior a 2/3; por otra parte, la productividad total de los factores para este trabajo de investigación -apenas- alcanza el 0,023%, cabe indicar que el crecimiento económico impulsado por la acumulación de factores de producción está condenada a desacelerarse necesariamente, a menos que, el país impulse el crecimiento económico generado desde la productividad. El país necesita enfocar sus políticas públicas en función de un potencial impulso de esta variable.

Tomando como base este trabajo se propone para futuras investigaciones, estimar un modelo considerando diferentes sub muestras y añadiendo para los períodos subsiguientes nuevos datos de las variables de estudios, para generar un modelo de “estimación recursiva”, basada en una función de probabilidad por máxima verosimilitud que permita en lo posterior hacer un cálculo más exacto de la productividad total de los factores considerando el ajuste de capital humano tanto para el producto como para el capital por trabajador para Ecuador.

## Referencias bibliográficas

- Arellano, P., y Ayaviri, D. (2021). Los determinantes del desempleo en el Ecuador. *Perspectivas*, 24(48), 9-36. <https://perspectivas.ucb.edu.bo/index.php/a/article/view/46>
- Armenta, J. F., y De León, A. (2022). Dinámica de la productividad manufacturera en la frontera norte mexicana, regional y por estados: 1993-2018. *Frontera Norte*, 34, 20. <https://doi.org/10.33679/rfn.v1i1.2275>
- Armijos, J., y Olaya, E. (2017). Efecto de la inversión extranjera directa en el crecimiento económico en Ecuador durante 1980-2015: Un análisis de cointegración. *Revista Económica*, 2(1), 31-38. <https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica/article/view/205>
- Arrow, K. J. (1962). The economic implications of learning by doing. *The Review of Economic Studies*, 29(3), 155-173. <https://doi.org/10.2307/2295952>
- Barro, R. J., y Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184-198. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001>
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 9-49. <https://doi.org/10.1086/258724>
- Castellano, A. G., y Orozco, A. F. (2022). Analysis of the total productivity of the factors in Colombia (1950-2017). *América Latina Hoy*, 90, 161-177. <https://doi.org/10.14201/alh.26768>
- Cerquera, Ó. H., Clavijo, M. D. L. Á., y Pérez, C. Y. (2022). Capital humano y crecimiento económico: Evidencia empírica para Suramérica. *Apuntes del Cenes*, 41(73), 145-169. <https://doi.org/10.19053/01203053.v41.n73.2022.13679>
- Díaz-Kovalenko, I. E., y De la Cruz, A. G. (2022). Los factores determinantes del crecimiento económico ecuatoriano, 1950-2019. *Cumbres*, 8(1), 61-73. <https://revistas.utmachala.edu.ec/revistas/index.php/Cumbres/article/view/650>
- Espinosa, O. A., y Vaca, P. A. (2012). PTF y productividad laboral en Colombia 1970-2010. Una aproximación a partir

- del modelo de Solow-Swan mediante análisis de cointegración y estimación recursiva bajo una modelación VEC. *Econografos, Escuela de Economía*, (35), 1-47. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2533489>
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., y Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20130954>
- Guarnizo, S. (2019). Relación entre capital humano y crecimiento económico de Colombia. *Revista Económica*, 4(1), 22-34. <https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica/article/view/505>
- Gujarati, D. N., y Porter, D. C. (2010). *Econometría*. McGraw-Hill/Interamericana Editores, S.A. de C.V.
- Guzmán, A., Gómez, H., y López, F. (2018). Patentes y crecimiento económico, el caso de México durante el TLCAN. *Economía Teoría y Práctica*, 4(E), 177-214. <https://doi.org/10.24275/ETYPUAM/NE/E042018/Guzman>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Laurente, L. F., y Marin, A. (2019). Exportaciones de productos no tradicionales en el Perú en una estructura VAR multivariado. *Semestre Económico*, 8(1), 40-63. <https://doi.org/10.26867/se.2019.v08i1.84>
- Loría, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*. Pearson.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Mankiw, N. G., Romer, D., y Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2118477>
- Márquez, L. E., Cuétara, L. M., Cartay, R. C., y Labarca, N. J. (2020). Desarrollo y crecimiento económico: Análisis teórico desde un enfoque cuantitativo. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVI(1), 233-253. <https://doi.org/10.31876/rcs.v26i1.31322>
- Méndez, J. A., Méndez, J. M., y Hernández, H. A. (2013). Productividad total de los factores, cambio técnico, eficiencia técnica y PIB potencial en Latinoamérica. *Semestre Económico*, 16(34), 65-92. <https://doi.org/10.22395/seec.v16n34a3>
- Mincer, J. (1996). Economic development, growth of human capital, and the dynamics of the wage structure. *Journal of Economic Growth*, 1(1), 29-48. <https://doi.org/10.1007/BF00163341>
- Naim, M., y Lozada, C. (2001). Latin America's economics: The good, the bad and the ugly. In R. L. Kugler y E. L. Frost (Eds.), *The global century: Globalization and national security* (Vol. 1, pp. 875-894). National Defense University.
- Navarro, C., y Cáceres, C. A. (2016). Productividad total de los factores: Una aplicación VEC nacional y sectorial al caso colombiano (1965-2013). *Econógrafos, Escuela de Economía*, (88), 1-49.
- Neira, I., y Guisán, M. D. C. (2002). *Modelos de capital humano y crecimiento económico: Efecto inversión y otros efectos indirectos*. Working Paper Series Economic Development, No. 62. <https://www.usc.es/economet/aeceadepdf/aeceade62.pdf>

- Nelson, R. R., y Phelps, E. S. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, 56(1/2), 69-75. <https://www.jstor.org/stable/1821269>
- Novales, A. (2017). *Modelos vectoriales autoregresivos (VAR)*. <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>
- Ospina, N., Giménez, G., y Sanaú, J. (2010). Calidad educativa y crecimiento económico en los países desarrollados: Una evidencia a través de PISA. En M. J. Mancebón-Torrubia, D. P. Ximénez-de-Embún, J. M. Gómez-Sancho y G. Giménez (Eds.), *Investigaciones de Economía de la Educación* (Vol. 5, pp. 1121-1138). Asociación de Economía de la Educación.
- Posada, C. E. (1993). Crecimiento económico, “capital humano” y educación: La teoría y el caso colombiano posterior a 1945. *Revista de Planeación y Desarrollo*, XXIV, 19-29.
- Quinde, V., Bucaram, R., Saldaña, M., y Ordeñana, A. (2020). Relación entre el crecimiento y el desarrollo económico: Caso Ecuador. *Universidad y Sociedad*, 12(3), 391-397. <https://rus.ucf.edu.cu/index.php/rus/article/view/1600>
- Rebelo, S. (1991). Long-Run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 99(3), 500-521. <https://doi.org/10.1086/261764>
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037. <https://doi.org/10.1086/261420>
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Strauss, J., y Thomas, D. (1995). Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decision. In J. Strauss y D. Thomas (Eds.), *Handbook of Development Economics* (Vol. 3, pp. 1883-2023). [https://doi.org/10.1016/S1573-4471\(05\)80006-3](https://doi.org/10.1016/S1573-4471(05)80006-3)
- Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334-361. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>
- Uzawa, H. (1965). Optimum technical change in an aggregative model of economic growth. *International Economic Review*, 6(1), 18. <https://doi.org/10.2307/2525621>
- Villalobos, A. D., Molero, L. E., y Castellano, A. G. (2023). Economic growth and its components in south America: Performance in the period 1950-2019. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXIX(3), 26-40. <https://doi.org/10.31876/rcs.v29i3.40693>
- Weil, D. N. (2006). *Crecimiento económico*. Pearson Educación S.A.