

El trabajo, el capital y el cambio tecnológico. Un análisis de causalidad de Hurlin-Dumitrescu para las economías latinoamericanas

Work, capital and technological change. A Hurlin-Dumitrescu causality analysis for Latin American economies

<https://doi.org/10.33110/inceptum.v18i35.440>

(Recibido: 04/07/2023; Aceptado: 20/09/2023)

José César Lenin Navarro Chávez¹

René Augusto Marín-Leyva²

Daniela Valenzuela Carreño³

Resumen

El presente trabajo tiene como objetivo estudiar las relaciones de causalidad entre el trabajo, el capital y el cambio tecnológico en las economías latinoamericanas durante el periodo 1990-2019. Se aplica el enfoque de datos panel de heterogeneidad paramétrica, el cual debe cumplir el requisito de variables de orden de integración $I(1)$, esto es, que exista estacionariedad en las series en su primera diferencia. Dada la naturaleza de los enfoques de análisis de series de tiempo y estudios transversales, se asume la existencia de dependencia transversal de las secciones cruzadas.

El estudio retoma el enfoque de causalidad publicado en primera ocasión por Granger (1969), en ese sentido se ha seguido la ruta de Dumitrescu y Hurlin (2012), que evalúa en concreto la causalidad para datos de panel, bajo la hipótesis nula de que no existen relaciones de causalidad homogéneas, a través del estadístico Z el cual permite determinar relaciones bidireccionales entre las variables trabajo, capital y cambio tecnológico enmarcadas en la función de producción neoclásica por excelencia Cobb Douglas (1928), las cuales son determinantes para el crecimiento económico.

Los resultados para América Latina durante el periodo 1990-2019, dan evidencia de que existen relaciones bidireccionales que demuestran la causalidad entre el capital y el cambio tecnológico; el trabajo y el cambio tecnológico; y, el trabajo y el capital.

¹ Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, cesar.navarro@umich.mx

² Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, dirección de correspondencia: rene.marin@umich.mx

³ Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales, 0935783J@umich.mx

Palabras clave: Causalidad de Hurling y Dumitrescu, datos panel, trabajo, capital, cambio tecnológico, América Latina.

Clasificación JEL: C01, C33, O33

Abstract

The present work aims to study the causal relationships between labor, capital, and technological change in Latin American economies during 1990-2019. A parametric heterogeneity panel data approach is applied, which must meet the requirement of $I(1)$ order of integration variables, that is, there must be stationarity in the series in their first difference. Given the nature of time series analysis and cross-sectional studies, the existence of cross-sectional dependence is assumed.

The study use the causality approach first published by Granger (1969), and follows the route of Dumitrescu and Hurlin (2012), which specifically evaluates causality for panel data under the null hypothesis that there are no homogeneous causal relationships, using the Z statistic that allows determining bidirectional relationships between labor, capital, and technological change framed within the quintessential neoclassical production function Cobb Douglas (1928), which are determinants of economic growth.

The results for Latin America during the period 1990-2019 provide evidence of bidirectional relationships that demonstrate causality between capital and technological change, labor and technological change, and labor and capital.

Keywords: Dumitrescu and Hurlin, panel data, capital, technological change, latin american

JEL Codes: C01, C33, O33

1. Introducción

Para explicar la condición de retraso económico, elemento que ha sido característico en la región latinoamericana, se deben considerar problemáticas en varias dimensiones, así como factores de corte estructural, por ejemplo, desde el factor trabajo predomina la incertidumbre de los mercados de trabajo derivado de un alto empleo informal y una baja productividad laboral (OIT, 2023). Con la aplicación de políticas de corte neoliberal se esperaba el aumento de capacidades tecnológicas y mayores inversiones en la región (Lederman y Maloney, 2016).

Es de destacar que el factor trabajo ha tenido un incremento en la región, en las catorce economías revisadas, el número de personas contratadas ha aumentado desde 1990 a 2019 en un 93.8% de acuerdo con estadísticas presentadas por *Penn World Table* versión 10.0



(*University of Groningen*, 2021). Las economías que mejor evolución tienen en el número de trabajadores contratados son Brasil, México y Colombia, que en promedio durante este periodo ha sido de 76.5, 41.4 y 16.4 millones, respectivamente. Adicionalmente se observa que para la calidad del trabajo y de acuerdo con *Conference Board* (2021), en promedio la región ha tenido un crecimiento del 0.7%, destacando el caso brasileño el cual es el mayor para la región con 1.6%, y el menor con un 0.4% lo ocupan Argentina y Perú. Esta variable se pondera a partir de la información de los salarios y el nivel educativo en la región (Vries y Azeez, 2017).

En cuanto al capital, el Banco Mundial (2021), define a la formación bruta de capital fijo (FBK) como porcentaje del Producto Interno Bruto (PIB), el cual pondera todos aquellos desembolsos a los activos fijos de las economías, más los cambios netos en el nivel de inventarios. En promedio América Latina tuvo un 20.7% de FBK como porcentaje del PIB, en el periodo 1990-2020, destacando las economías de Chile, Ecuador, Jamaica y Venezuela como las que mayor porcentaje tienen, mientras que Guatemala seguida de Uruguay se encuentran 3 puntos porcentuales por debajo de la media.

Otro indicador que revela la evolución del factor capital en América Latina son los Servicios de Capital presentado *Penn World Table* versión 10.0 (*University of Groningen*, 2021), el cual se calcula considerando las existencias iniciales de capital -a partir del método de inventarios perpetuos-, el deflactor de la FBKF y la tasa interna de retorno (Inklar y Woltjer, 2019). Este indicador se encuentra expresado en paridad de poder adquisitivo, esto es, se convierte la moneda nacional de cada país en dólares estadounidenses, y se compara además, con la información de Estados Unidos. De tal manera que, el indicador obtenido permitirá hacer comparaciones en función de la información de la economía norteamericana.

Brasil cuenta con un índice de servicios de capital de 0.20 respecto a la economía estadounidense para el año 2011 -punto más alto para las economías latinoamericanas-. Durante el periodo 1990-2019, es también Brasil la economía que destaca con un índice promedio de 0.12, y el segundo lugar lo ocupa México con un índice de 0.084. El país que más brecha de servicios de capital tiene con referencia a los Estados Unidos es Jamaica, que en promedio representó un índice de 0.0011.

Para analizar el factor tecnológico, es necesario revisar las solicitudes de patentes en la región, de acuerdo con las recomendaciones realizadas en el Manual para la Innovación Tecnológica en América Latina, o también conocido como el Manual de Bogotá (Jaramillo, 2001). La Organización Mundial de la Propiedad Intelectual (OMPI, 2023), muestra las estadísticas para las economías analizadas en el presente estudio, las cuales tienen un acumulado de 181,411 solicitudes de patentes, el país predominante con un 62.1% del total es Brasil, seguido de México con el casi 13%, y el tercer puesto lo ocupa Argentina con 12.5%. La economía que menor aportación tiene, respecto al total, es Paraguay con 0.16%.

América Latina ha invertido el 0.36% en Investigación y Desarrollo (I+D), como porcentaje del PIB, esta información presentada y publicada por el Banco Mundial (2023), permite dar una referencia del escaso financiamiento que prevalece en la región para incentivar el desarrollo tecnológico, encontrándose por debajo de la media mundial. Dada la limitante existente en las bases de datos, la inconsistencia periódica con la que se presentan, la existencia de lagunas en algunos años que limitan el análisis econométrico, se tomará en consideración el Índice de Desempeño Competitivo (CIP), publicado por la Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUUDI). En particular, se retoma el indicador que analiza el grado de intensidad de industrialización de los países, al respecto América Latina tiene un promedio de 0.340, destacando México, Brasil y Paraguay con 0.51, 0.42 y 0.41, indicadores que muestran el grado de inclusión de tecnología de media y alta gama aplicada en el sector manufacturero (ONUUDI, 2022).

2. Metodología

La aplicación de estudios econométricos ha conducido a establecer correlaciones entre variables, lo que propicia la constatación de modelos teóricos con la evidencia empírica. El inicio de las técnicas que combinan a la ciencia matemática, estadística y económica se basaban en realizar modelaje a partir de series a lo largo del tiempo, más adelante los procesos de estimación evolucionan dando paso a incorporar observaciones en diferentes momentos en el tiempo entre dos o más países o unidades económicas (Navarro, 2014).

2.1. Prueba de causalidad

Con la propuesta de Granger (1969), se pone en evidencia que las relaciones entre las variables no solo podían ser de correlación, sino que se podía probar la existencia de relaciones causales a través de un mecanismo de retroalimentación y un espectro cruzado que presenta la suma de dos aspectos directamente relacionados.

En este contexto, se enmarca la ampliación al modelo de Causalidad de Granger (1969), con el aporte de Dumitrescu y Hurlin (2012), quienes modifican la hipótesis nula de la prueba, esto es, se busca una prueba simple de no causalidad, la idea principal es contrastar la causalidad de las variables independientes sobre la dependiente, y probar una relación causal para cada individuo, por lo tanto, el estadístico se encuentra basado en un promedio de las secciones transversales.



2.2. Prueba de no causalidad de Dumitrescu y Hurlin

De acuerdo con Dumitrescu y Hurlin (2012), las relaciones causales pueden especificarse en cuatro tipos en un modelo autorregresivo lineal, los autores las clasifican en los siguientes términos:

- Hipótesis de no causalidad homogénea (HNC). No ocurre una relación de causalidad de X a Y.
- Hipótesis de causalidad homogénea (HC). Cuando existen N relaciones de causalidad y los predictores de Y son obtenidos condicionalmente en los valores pasados. Este tipo de modelos se caracterizan por estimar parámetros de manera simultánea, que serán válidos para todos los individuos.
- Hipótesis de causalidad heterogénea (HEC). Ocurre cuando existen N relaciones de causalidad, no obstante, difiere del punto anterior ya que la dinámica de Y es heterogénea.
- Hipótesis de no causalidad heterogénea (HENC). En este último modelo se considera que existe una relación causal de la variable X a Y, únicamente para un subgrupo de individuos.

El objetivo de Dumitrescu y Hurlin (2012), es poner a prueba la hipótesis de no causalidad homogénea, es decir, se analiza HNC, bajo la hipótesis nula de que no existe una relación causal para ninguna de las unidades del panel, mientras que la hipótesis alternativa considera la no causalidad heterogénea (HENC). La información presentada por los autores presenta un test-estadístico de causalidad de Granger, el cual puede ser aplicado a paneles desequilibrados o con rezagos.

El modelo de Dumitrescu y Hurlin (2012), que permite estudiar la causalidad de Granger en un contexto de datos de panel, puede especificarse en los siguientes puntos:

1. Se consideran inicialmente dos variables (X y Y), las cuales tienen la particularidad de ser estacionarias, esto es, a lo largo del tiempo asegura su estabilidad con medias y varianzas que no varíen sistemáticamente (Gujarati y Porter, 2010), expresada en los siguientes términos:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

2. Para simplificar la ecuación Dumitrescu y Hurlin (2012), suponen efectos fijos individuales α_1 en la dimensión temporal.
3. Las condicionantes iniciales se especifican como procesos individuales dados y observados, expresados en los siguientes términos:

$$(Y_{i,t-k}, \dots, Y_{i,0}) \text{ y } (X_{i,t-k}, \dots, X_{i,0})$$

4. Adicionalmente consideran que los órdenes de retardo K son idénticos para todas las unidades de la sección transversal del panel y este es balanceado.
5. Por último, se considera que los parámetros autorregresivos Y_1 (K) difieren entre grupos.

Para probar la hipótesis de no causalidad homogénea (HNC), Dumitrescu y Hurlin (2012), se basan en tres supuestos que permiten llevar a cabo la metodología de causalidad de Granger en modelos de datos de panel:

- Supuesto 1: La sección transversal $i = 1, \dots, N$ tiene residuos para cada unidad independientes y se distribuyen de manera normal y tienen varianzas heterogéneas finitas.
- Supuesto 2: Los residuos individuales también son distribuidos de manera independiente entre grupos.
- Supuesto 3: Ambas variables (X y Y) son estacionarias.

La prueba de hipótesis nula considera la no causalidad homogénea (HNC), mientras que la alternativa atiende a un subgrupo de individuos que no tienen causalidad, es decir, solo existe causalidad para alguna de las unidades, teniendo la toma de decisión de la siguiente manera:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$$

$$H_1: \beta_i \neq 0 \quad \forall_i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N$$

Como resultado se obtiene la hipótesis del estadístico medio $W_{N,T}^{Hnc}$ en el contexto de la no causalidad homogénea (HNC) (Dumitrescu y Hurlin, 2012), definida en los siguientes términos:

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$



Donde:

$W_{i,T}$ = Conforman los estadísticos individuales para la i -ésima unidad de sección transversal que corresponde a la prueba individual.

Dumitrescu y Hurlin (2012), a través de las simulaciones de Monte Carlo determinan que el estadístico medio $W_{N,T}^{Hnc}$ tiene un comportamiento insesgado asintóticamente lo que permite confirmar su eficiencia para probar la causalidad en el panel (López & Weber, 2017).

Para la selección de rezagos Dumitrescu y Hurlin (2012), no proporcionan un criterio en particular para estos efectos, no obstante, López y Weber (2017), especifican que con la rutina de causalidad es posible elegir los rezagos entre el criterio de minimización de Akaike (AIC), el indicador Bayesiano (BIC) o el criterio de Hannan-Quinn (HQIC).

Cuando los datos muestran dependencia transversal, se considera el estadístico propuesto por Dumitrescu y Hurlin (2017), lo que permitirá aceptar o rechazar la hipótesis nula de no causalidad a través del cálculo del estadístico Z-bar, especificado en los siguientes términos:

$$\bar{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K}} \times (\bar{W} - K) \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} \mathcal{N}(0,1)$$

2.3 Prueba de dependencia transversal de Pesaran

Tal como lo proponen Dumitrescu y Hurlin (2012), es necesario corroborar la dependencia transversal en los datos de panel, por ello se considera la prueba CD de Pesaran (2004), que mide los choques comunes entre las economías, y al no ser observados se trasladan directamente al término de error. Pesaran (2004), propone esta rutina con la finalidad de medir la dependencia entre las economías a través de este estadístico:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1}^N \hat{p}_{ij} \rightarrow N(0,1)$$

Bajo la hipótesis nula que considera la independencia transversal, mientras que la alternativa propone que hay dependencia transversal en las secciones cruzadas, lo que queda especificado en los siguientes términos:

$$H_0: \gamma_i = 0$$

$$H_1: \gamma_i \neq 0 \text{ para algún } i=1, \dots, N$$

2.4 Prueba de raíz unitaria CADF

Dada la condicionante del modelo de causalidad propuesto por Dumitrescu y Hurlin (2012), en concreto en el tercer supuesto, resulta necesario que las variables tengan un comportamiento estacionario, de tal suerte que se retoma la metodología de Pesaran *et al.* (2003), para identificar la raíz unitaria.

Pesaran *et al.* (2003), presentan un estadístico denominado CADF, el cual se basa en las regresiones de Dickey Fuller y establece un promedio de la sección transversal en primera diferencia con niveles rezagados, adecuándose a los modelos que ya han cumplido con dependencia transversal, se considera en los siguientes términos para N secciones transversales observadas en T periodos:

$$Y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

La toma de decisión se basa en la hipótesis nula de las raíces unitarias para todo i ($\phi_i = 1$):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Donde:

$$\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$$

$$\beta_i = - (1 - \phi_i)$$

$$y_{it} = \Delta y_{it} + y_{it} - y_{i,t-1}$$

El estadístico propuesto por Pesaran *et al.* (2003), se basa en los criterios de una hipótesis nula que las series no son estacionarias contra la alternativa que considera que si lo son, expresado en los siguientes términos:

$$\tilde{t} - \text{bar}_{NT} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{t}_{iT}$$

3. Bases de datos

Las variables son recuperadas de la base de datos presentada en *Penn World Table* versión 10.0 (*University of Groningen*, 2021) y de la Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUDI, 2022).



Para la variable capital (K), se consideran los flujos de servicio de capital que presenta *Penn World Table* versión 10.0 (*University of Groningen*, 2021), su método de cálculo se basa en las existencias iniciales —a través del método de inventarios perpetuos—, los deflatores de la FBKF, y la tasa interna de retorno, resultando así, la variable servicios de capital (Inklar y Woltjer, 2019).

La variable trabajo es recuperada de *Penn World Table* versión 10.0 (*University of Groningen*, 2021), la cual recopila información de las cuentas nacionales de los países y presenta el número de trabajadores en millones.

Para la variable cambio tecnológico, se considera el indicador que pondera el grado de intensidad de industrialización (Indicador 1), de los países presentado por la Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial, en el marco de la medición de la competitividad de las economías, resultando el Índice de Desempeño Competitivo (CIP) que mide “la capacidad de los países para aumentar su presencia en mercados internacionales y nacionales” (ONUDI, 2013. p. vi), el cual está compuesto por ocho variables para su cálculo:

Dimensión 1: Capacidad de los países para exportar y producir manufacturas. Las variables que los contienen son:

Variable 1: Valor Agregado Manufacturero per cápita (MVAPC).

Variable 2: Exportaciones Manufactureras per cápita (MXPC).

Dimensión 2: Nivel de profundización y mejora tecnológica de los países, el cual es medido a partir de los siguientes indicadores:

Indicador 1: Grado de intensidad de industrialización. Se considera como una agregación lineal de las siguientes variables:

Variable 3. Participación del valor agregado de manufacturas de media y alta tecnología en el valor de la manufactura total (MHVash).

Variable 4. Participación del valor agregado de las manufacturas en el PIB total (Mvash).

Indicador 2. Calidad de las exportaciones de los países. Es una agregación lineal de las siguientes variables:

Variable 5. Participación de las exportaciones de las manufacturas de tecnología media y alta en el total de exportaciones manufactureras (MHXsh).

Variable 6. Participación de las exportaciones de las manufacturas de tecnología media y alta en el total de exportaciones (Mxsh).

Dimensión 3: Competitividad de los países en la manufactura mundial mediante las siguientes variables:

Variable 7: Participación del valor agregado de la manufactura mundial (ImWMVA).

Variable 8: Impacto de los países en el comercio de las manufacturas mundiales (ImWMT).

4. Resultados

En este apartado se instrumentan las pruebas de dependencia transversal. Se identifica si las variables son estacionarios de orden I(1). Finalmente, se llevan a efecto las pruebas de causalidad.

4.1. Análisis de dependencia transversal

En el primer resultado se espera la existencia de dependencia transversal dentro del panel, por ello se retoma la prueba CD de Pesaran (2004), buscando que el valor probabilístico sea inferior a 0.05, lo que estaría conduciendo a rechazar la hipótesis nula de independencia transversal. Como se observa en la tabla 1, se tiene la evidencia de que existe dependencia transversal en todas las variables.

Tabla 1 Resultados de la prueba de dependencia de la sección cruzada

| | $\ln K$ | $\ln L$ | $\ln A$ |
|---------------|---------|---------|---------|
| prom ρ | 0.70 | 0.96 | 0.26 |
| prom $ \rho $ | 0.78 | 0.96 | 0.36 |
| CD | 36.59 | 50.61 | 13.91 |
| Valor- p | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

Fuente: Elaboración propia.



4.2. Prueba de raíz unitaria de segunda generación

Considerando que existe dependencia transversal en las variables estudiadas se hace necesario aplicar pruebas de raíz unitaria de segunda generación (Pesaran *et al.*, 2003). Se calcula el estadístico CADF, el cual debe tener un valor probabilístico inferior a 0.05 para evidenciar un comportamiento estacionario. Los resultados indican que las variables son series no estacionarias a nivel, mientras que en primeras diferencias tienen orden de integración I(1); esto es, en su primera diferencia tienen un comportamiento estacionario (véase tabla 2).

Tabla 2 Resultados de las pruebas de raíz unitaria de Pesaran (2007)

| $\ln K$ | | $\ln L$ | | $\ln A$ | |
|----------------|-----------|----------------|-----------|----------------|-----------|
| Zt - bar | Valor - p | Zt - bar | Valor - p | Zt - bar | Valor - p |
| 5.07 | 1.00 | 0.10 | 0.54 | -1.20 | 0.115 |
| $\Delta \ln K$ | | $\Delta \ln L$ | | $\Delta \ln A$ | |
| -3.08 | 0.00 | -11.72 | 0.00 | -13.25 | 0.00 |

Fuente: Elaboración propia.

4.3. Prueba de causalidad

Siguiendo la propuesta de causalidad de Dumitrescu y Hurlin (2012), se realiza un estudio bidireccional que permite encontrar las relaciones de causalidad en los factores de la producción reconocidos en la función de producción Cobb Douglas (1928) (ver tabla 3).

Tabla 3 Causalidad de Granger a través de la metodología de Dumitrescu y Hurlin (2012)

| Hipótesis Nula | Zbar - Stat |
|---|------------------|
| Logaritmo natural de K no causa homogéneamente a A | 26.84 (p = 0.00) |
| Logaritmo natural de A no causa homogéneamente a K | 21.25 (p = 0.00) |
| Logaritmo natural de L no causa homogéneamente a A | 15.95 (p = 0.00) |
| Logaritmo natural de A no causa homogéneamente a L | 21.25 (p = 0.00) |
| Logaritmo natural del K no causa homogéneamente a L | 9.328 (p = 0.00) |
| Logaritmo natural de L no causa homogéneamente a K | 9.997 (p = 0.00) |

Fuente: Elaboración propia.

La primera relación entre el capital y el cambio tecnológico muestra un comportamiento bidireccional, el valor probabilístico es inferior a 0.05 lo que implica que ambos factores tienen relaciones de causalidad, esto es, el capital cambia al cambio tecnológico y viceversa.

En la segunda relación se muestra el comportamiento del trabajo con el cambio tecnológico, al igual que el caso anterior existe una relación bidireccional, la cual es concluyente al rechazar la hipótesis de no causalidad propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012). Ambas variables se están causando entre sí en las economías de América Latina.

Por último, la relación entre el capital y el trabajo, al igual que en las combinaciones anteriores, se encontró para la región latinoamericana que en el periodo 1990-2019, de la misma manera, se tiene un comportamiento bidireccional, esto es, el capital causa al trabajo y a través del estadístico Z, se demuestra que el trabajo está causando al capital.



Conclusiones

De acuerdo con el enfoque teórico planteado en el presente estudio, se destaca la importancia del análisis de los factores de la producción, como elementos explicativos del nivel de crecimiento económico de la región latinoamericana. En la parte introductoria se muestra la evolución en un periodo de veintinueve años del factor trabajo, capital y del avance tecnológico.

La metodología presentada en el modelo de Causalidad de Granger (1969), y posteriormente retomada por Dumitrescu y Hurlin (2012), busca encontrar evidencia sobre las variables propuestas por Cobb y Douglas (1928), como es el caso del trabajo, el capital y la tecnología, como determinantes de los niveles de producción. Se realiza este ejercicio para las economías de América Latina durante el periodo 1990-2019.

Este artículo recupera las bases de datos de *Penn World Table* versión 10.0 (*University of Groningen*, 2021) para los siguientes indicadores: a) número de trabajadores expresado en millones de personas, b) servicios de capital y, c) tecnología de media y alta gama en los procesos de producción.

Las pruebas realizadas de manera previa al análisis de causalidad, y siguiendo la propuesta de Dumitrescu y Hurlin (2012), dan cuenta de la existencia de dependencia transversal a través del estadístico CD de Pesaran (2004). Las variables presentan un comportamiento estacionario en su primera diferencia, por lo tanto se concluye que son de orden de integración I(1).

Las relaciones de causalidad presentaron para las tres variables consideradas en la función de producción Cobb Douglas (1928), a través de la metodología de paneles de datos de Dumitrescu y Hurlin (2012), que existen relaciones bidireccionales que demuestran la causalidad entre el capital y el cambio tecnológico; el trabajo y el cambio tecnológico; y, el trabajo y el capital. Evidenciando la importancia de estas variables para el crecimiento económico de América Latina.

Bibliografía

- Banco Mundial. (2023). Gasto en investigación y desarrollo (% del PIB). [Base de datos]. <https://datos.bancomundial.org/indicador/GB.XPD.RSDV.GD.ZS>
- Carmona, F. (2023, 21 de febrero). *Bootstrap*. Universidad de Barcelona. <https://www.ub.edu/cursosR/files/bootstrap.html#:~:text=El%20bootstrap%20es%20un%20m%C3%A9todo,oneself%20up%20by%20one's%20bootstrap>.
- Cobb, C., y Douglas, P. (1928). A Theory of Production. *American Economic Review*, 18, 139-165. <https://www.aeaweb.org/aer/top20/18.1.139-165.pdf>

- Conference Board (2021). Total Economy Database – Archive. The Conference Board. [Base de datos]. <https://www.conference-board.org/data/economydatabase/total-economy-database-archive>
- Dumitrescu, E., y Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29, 1450-1460.
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 27, 424-438.
- Gujarati, D., y Porter, D. (2010). *Econometría*. (10ma ed.). Mc Graw Hill.
- Inklar, R., y Woltjer, P. (2019, abril). *Whats is new in in PWT 9.1?* University of Groningen. https://www.rug.nl/ggdc/docs/pwt91_whatsnew.pdf
- Jaramillo, H., Lugones, G., y Salazar, M. (2001). *Normalización de Indicadores de Innovación Tecnológica en América Latina y el Caribe. Manual de Bogotá*. Red Iberoamericana de Indicadores de Ciencia y Tecnología (RICYT) / Organización de Estados Americanos (OEA) / PROGRAMA CYTED COLCIENCIAS/OCYT
- Lederman, D., y Maloney, W. (2016). Innovation in Mexico: NAFTA is Not Enough. En B, Hoekman., B. Smarzynska (Eds.). *Global Integration & Technology Transfer*. (pp. 305-339). The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.
- López, L., y Weber, S. (2017). Testing for Granger causality in panel data. *The Stata Journal*, 17(4), 972-984.
- Navarro, J. (2014). *Epistemología y metodología*. Grupo editorial Patria.
- Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUUDI). (2022). CIP – Índice de Desempeño Competitivo. [Base de datos]. <https://stat.unido.org/database/CIP%20-%20Competitive%20Industrial%20Performance%20Index>
- Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUUDI). (2013). *The Industrial Competitiveness of Nations. Looking back, forging ahead*. https://www.unido.org/sites/default/files/2013-07/Competitive_Industrial_Performance_Report_UNIDO_2012_2013_0.PDF
- Organización Internacional del Trabajo. (2023, 7 de febrero). *Informalidad y pobreza laboral lastran a mercados de trabajo en América Latina y el Caribe*. https://www.ilo.org/americas/sala-de-prensa/WCMS_867505/lang--es/index.htm
- Organización Mundial de la Propiedad Intelectual. (2023). Centro de datos estadísticos de PI de OMPI. [Base de datos]. <https://www3.wipo.int/ipstats/index.htm?tab=patent>
- Pesaran, H., So Im K., y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Pesaran, H. (2004, junio). *General Diagnostic Test for Cross Section Dependence in Panels*.



University of Cambridge & USC. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>

University of Groningen. (2021). Penn World Table version 10.0 [Base de datos].

<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>

Vries, K., y Azeez, A. (2017, noviembre). Total Economy Database. A detail to its sources and methods. *The Conference Board*.

<https://www.conferenceboard.org/data/economydatabase/total-economy-database-productivity>