

## ARTÍCULO

# INFRAESTRUCTURA PORTUARIA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO REGIONAL EN LA COSTA OESTE DEL PACÍFICO SUR: UN ANÁLISIS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

CHANG, VÍCTOR<sup>A</sup> | CASTRO, FERNANDO

## RESUMEN

El objetivo del artículo es determinar la relación causal y medir el impacto entre la inversión en infraestructura portuaria y el crecimiento económico regional para 10 macro-regiones del Perú y Chile durante el periodo 2004-2016. Para ello, se emplea un análisis de cointegración para un panel de datos, así como un modelo de corrección de errores y un análisis de causalidad de Granger. La evidencia empírica muestra que existe una causalidad bidireccional en el corto plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico y una relación unidireccional en el largo plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico. Asimismo, el impacto encontrado es que ante un incremento de USD 1 millón de la inversión en infraestructura portuaria, se genera un aumento de USD 56.11 en el PBI per cápita regional. Por otro lado, se encontró que existen efectos asimétricos en el corto plazo de una mayor inversión en infraestructura portuaria en el PBI per cápita. De esta manera, se evidencia un menor efecto en las macro-regiones de Perú.

**JEL:** C33, F43

**PALABRAS CLAVE:** causalidad de Granger, infraestructura portuaria, crecimiento económico regional, datos de panel.

---

## ABSTRACT

The objective of this article is to determine the causal relationship between investment in port infrastructure and regional economic growth and measure their impact for 10 macro-regions of Peru and Chile during the period 2004-2016. To do that, a cointegration analysis in a panel data framework, as well as a vector error correction model and a Granger Non Causality test are used. The empirical evidence shows that there exists bidirectional causality in the short-term between the investment in port infrastructure and the economic growth, also an unidirectional relationship in the long-term from investment in port infrastructure towards economic growth. With respect to impact, an increase of USD 1 million of investment in port infrastructure, would lead increase of the regional GDP per capita in USD 56.11. On the other hand, it was found that there are asymmetric effects in the short-term between the investment in port infrastructure and the economic growth. In this way, a lesser effect is evidenced in the macro-regions of Peru from investment in port infrastructure towards economic growth.

**JEL:** C33, F43

**KEYWORDS:** Granger causality, port infrastructure, regional economic growth, panel data.

---

<sup>A</sup> Víctor Chang es Docente de la Escuela Profesional de Economía y Fernando Castro es Economista de la Escuela Profesional de Economía. Facultad de Ciencias Contables, Económicas y Financieras de la Universidad de San Martín de Porres (USMP). Las opiniones vertidas en este documento no necesariamente coinciden con las de la USMP ni con las de otras instituciones a las que pertenece el autor.

## INTRODUCCIÓN

La importancia de la infraestructura portuaria en la cadena de transporte y el crecimiento económico de los países ha ido tomando mayor relevancia en los últimos años debido a su contribución como soporte de la industria del transporte marítimo la cual facilita el comercio entre los países. De acuerdo con la UNCTAD (2015), cerca del 80% del comercio mundial se moviliza por vía marítima, por lo que mejorar la infraestructura portuaria de un país, permitirá una mayor conectividad, una mejora en la competitividad y, en general, una mejora de la estructura industrial de un país (Acciari, 2008).

En el caso de los países latinoamericanos de la costa del Pacífico Sur, en particular Perú y Chile. Estos se extienden a lo largo de casi 9,500 km y constituyen el principal acceso comercial desde el Pacífico hacia América del Sur. Ambos países han movilizado en los últimos años por medio de sus puertos cerca del 95% de la actividad comercial, lo que ha contribuido significativamente a su crecimiento. Así, durante los últimos 20 años, se ha evidenciado un crecimiento anual promedio de 5,0% aproximadamente.

Asimismo, las perspectivas para el comercio internacional son alentadoras. Por un lado, las reformas portuarias peruanas y chilenas y el proyecto de expansión del Canal de Panamá podrían incrementar el comercio internacional de Asia y el Pacífico. Además, es posible que se incremente la competitividad de las rutas comerciales existentes de menor volumen, como por ejemplo la de Trinidad y Tobago a Chile, o abrir nuevas como de Perú a Europa.

Dada la importancia de los puertos en la economía peruana, en los últimos años las reformas del sector se han orientado a fomentar mayor inversión, aumentar la productividad, reducir los costos logísticos en los puertos y mejorar la gestión de la infraestructura portuaria mediante la conformación de Asociaciones Público – Privadas (APP). Estas reformas permitieron mejorar el desempeño de los puertos chilenos y peruanos (Chang & Tovar, 2014a,b; 2017a,b), con mayor agilidad en los primeros.

Si bien se cuenta con estudios que han analizado cómo el proceso de reforma ha impactado en el desempeño de los terminales de Perú y Chile, la evidencia empírica sobre el impacto económico de las mayores inversiones de los puertos en Perú y/o Chile es escasa. Sólo se cuenta con el estudio

de Aparco y Chang (2018) quienes miden el impacto económico en Perú de las inversiones realizadas por las terminales portuarias del Callao. En ese sentido, el objetivo principal del artículo es determinar la relación causal y medir el impacto entre la inversión en infraestructura portuaria y el crecimiento económico regional para los países de la costa oeste del pacífico sur durante el periodo 2004 – 2016.

Al respecto, los estudios teóricos y empíricos relacionados al crecimiento económico se han orientado principalmente a analizar su relación con la inversión e infraestructura. De acuerdo con la teoría de crecimiento endógeno, la inversión en infraestructura promueve el crecimiento económico (Barro 1990, Romer 1994, Lucas 1988, Rebelo 1991). Una mayor inversión genera demanda desde otros sectores y dinamiza la economía mejorando la calidad de los servicios prestados y promoviendo la inversión en otros sectores relacionados, lo que contribuye con la competitividad de la región.

El impacto de la inversión en la infraestructura de transporte en el crecimiento económico ha enfatizado los patrones de inversión y su relación con sus efectos en la economía (Aschauer 1989, Berechman, Ozmen, Ozbay 2006). Con respecto a la causalidad entre inversión en infraestructura de transporte y crecimiento económico, Sahoo y Dash (2009) investigaron el rol de la infraestructura en el crecimiento económico de India para el periodo 1970-2006 en base al marco empírico desarrollado por Aschauer (1989). El análisis de causalidad mostró que existe una causalidad unidireccional de la infraestructura hacia el crecimiento de la producción.

Wen y Shen (2008) aplicaron la prueba de causalidad de Granger para investigar la relación entre cinco modos de infraestructura de transporte y crecimiento económico en China; la conclusión indicó que la infraestructura de transporte tuvo un impacto positivo en el crecimiento económico en China, y las infraestructuras ferroviarias, de navegación interior y de aviación civil tienen una causalidad bidireccional con el crecimiento económico.

Por su parte Song, L y Mi, J. (2016) analizan la causalidad de Granger entre la inversión portuaria y el crecimiento económico para una muestra de puertos de China a nivel regional y subregional. Así, mediante un modelo de corrección de errores en un contexto de panel de datos y el análisis de causalidad de Granger, prueban la existencia

de una causalidad bidireccional a corto plazo entre la inversión portuaria y el crecimiento económico, y una causalidad unidireccional de la inversión portuaria al crecimiento económico en el largo plazo.

Al respecto, debido a que el crecimiento económico de los países de la costa oeste del pacífico sur ha venido en aumento en los últimos años y cuentan con un potencial productivo de bienes de exportación la hipótesis del estudio es la existencia de una causalidad unidireccional positiva de la infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico regional de los países de la costa oeste del pacífico sur para el periodo entre 2004 a 2016. Para validar dicha hipótesis,

se emplea un análisis de cointegración para un panel de datos de 10 macro-regiones de Perú y Chile.

### DATOS Y METODOLOGÍA

La muestra obtenida comprende siete macro-regiones de Perú y tres de Chile para el periodo del 2004 al 2016. Las macro-regiones chilenas son Norte Grande, Zona Central y Zona Sur; y las peruanas: Grau, La Libertad, Chavín, Lima, Los Libertadores Wari, Arequipa y José Carlos Mariátegui (ver Tabla N°1). Los puertos de estas macro-regiones concentran el 95% del comercio de ambos países.

Tabla N° 1 –Macro-regiones, por región y país

| Perú         |             |                               |      |                       |           |                        |
|--------------|-------------|-------------------------------|------|-----------------------|-----------|------------------------|
| Grau         | La Libertad | Chavín                        | Lima | Los Libertadores Wari | Arequipa  | José Carlos Mariátegui |
| Piura        | La Libertad | Ancash                        | Lima | Ica                   | Arequipa  | Moquegua               |
| Tumbes       |             | Huánuco                       |      | Huancavelica          | Tacna     |                        |
|              |             |                               |      | Ayacucho              |           |                        |
| Chile        |             |                               |      |                       |           |                        |
| Norte Grande |             | Zona Central                  |      |                       | Zona Sur  |                        |
| Antofagasta  |             | Metropolitana de Santiago     |      |                       | Araucanía |                        |
| Arica        |             | Biobío                        |      |                       | Los Lagos |                        |
| Parinacota   |             | Valparaíso                    |      |                       | Los Ríos  |                        |
| Tarapacá     |             | Libertador Bernardo O'Higgins |      |                       |           |                        |
|              |             | Del Maule                     |      |                       |           |                        |

Elaboración Propia

Para la medición del crecimiento económico de las macro-regiones se consideró como proxy al PBI per cápita medido en términos reales, el cual fue obtenido del Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú y del Instituto Nacional de Estadística de Chile. Por su parte, como proxy de la inversión en infraestructura portuaria se consideró el stock total de activos fijos netos en maquinaria, equipos e infraestructura de los

terminales portuarios ubicados en cada macro-región. Dicha información fue recogida de los Estados Financieros Auditados de las empresas Empresas Portuarias.

La Tabla N° 2 muestra la estadística descriptiva de las dos variables utilizadas en este estudio.

Tabla N°2  
Estadística descriptiva de los datos

| Estadísticos   | PBI_PC_REAL | K_REAL |
|----------------|-------------|--------|
| Promedio       | 10,857.74   | 34.12  |
| Mediana        | 8,097.42    | 6.28   |
| Máximo         | 38,352.67   | 199.56 |
| Mínimo         | 3,929.00    | 0.00   |
| Desv. Estándar | 7,431.19    | 54.08  |
| Asimetría      | 2.31        | 1.74   |
| Curtosis       | 7.86        | 4.62   |
| Observaciones  | 130         | 130    |

"PBI\_PC\_REAL" representa el PBI per cápita real medido como el ratio entre el PBI de paridad de poder adquisitivo (PPP) en dólares americanos y el tamaño de población correspondiente a cada macro-región.

"K\_REAL" – el representa el stock total de activos fijos netos en maquinaria, equipos e infraestructura en términos reales expresada en millones de dólares americanos.

Fuente: Elaboración Propia

Primero se analiza la estacionariedad de las series PBI\_PC\_REAL y K\_REAL, para ello se realizarán las pruebas de raíz unitaria en un contexto de datos de panel, tales como Levin et al. (2002), Maddala & Wu (1999), Choi (2001), Im et al. (2003), Breitung (2000), Hadri (2000). Si los resultados de las pruebas de estacionariedad concluyen que las variables son estacionarias, la estimación de un modelo VAR sería el camino más adecuado a seguir y en ese contexto analizar la causalidad en el sentido de Granger (1969). Por el contrario, si las variables son no estacionarias, es decir que estas presentan raíz unitaria o una tendencia estocástica, el camino usualmente a seguir es conocer el orden de integración de las variables. Posteriormente, con el mismo nivel de integración, realizar un análisis de cointegración y estimar un Modelo de

Corrección de Errores (VECM). Para ello será necesario emplear las pruebas de cointegración que existen en un contexto de panel de datos como la prueba de Kao (1999), Pedroni (1999) y Johansen Fisher (Maddala & Wu, 1999). Si los resultados de las pruebas concluyen que no existe cointegración entre las variables analizadas, es posible realizar una estimación de un modelo VAR en diferencias. Finalmente, es necesario realizar la prueba de causalidad de Granger (1969) ya sea en un contexto en el que las variables cointegren o no.

Con estas dos variables se realiza un análisis cuantitativo, explicativo de la causalidad estadística que existe entre el PBI per cápita y la inversión en capital real, mediante la Prueba de causalidad de Granger (1969).

Una vez verificada la presencia de una relación de cointegración, de acuerdo con Granger (1969), existirá por lo menos una relación de causalidad. De esta manera las pruebas de cointegración permiten conocer si X e Y están cointegradas, más no saber si la relación causal es unidireccional o bidireccional entre las variables analizadas. Por lo tanto, para identificar el sentido de la causalidad, tanto en el corto como el largo plazo primero es necesario realizar la estimación de un VECM, el cual nos permite identificar la relación causal a largo plazo y a partir de dicho modelo determinar la relación causal en el corto plazo (Engle & Granger, 1987) mediante la prueba de causalidad de Granger.

El VECM para la prueba de causalidad de Granger es especificado teóricamente de la siguiente manera:

$$\Delta \ln Y_{it} = \alpha_{1i} + \sum_{k=1}^m \beta_{1ik} \Delta \ln Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^m \gamma_{1ik} \Delta \ln X_{i,t-k} + \theta_{1i} ECM_{i,t-1} + \sum_k^n \phi_{1ik} Z_{ik,t} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$\Delta \ln X_{it} = \alpha_{2i} + \sum_{k=1}^m \beta_{2ik} \Delta \ln X_{i,t-k} + \sum_{k=1}^m \gamma_{2ik} \Delta \ln Y_{i,t-k} + \theta_{2i} ECM_{i,t-1} + \sum_k^n \phi_{2ik} Z_{ik,t} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

Donde  $m$  es la cantidad de rezagos,  $ECM_{i,t-1}$  es el término de corrección de errores y  $Z_{i,k}$  es un conjunto de variables exógenas. En la ecuación (1) se analiza la hipótesis nula  $H_0: \theta_{1i} = 0$ , donde  $\theta_{1i}$  mide la relación de causalidad de X hacia Y en el largo plazo, de igual forma para la ecuación (2) se contrasta la hipótesis nula  $H_0: \theta_{2i} = 0$ ,

donde  $\theta_{2i}$  mide la relación de causalidad de largo plazo de la variable Y hacia la variable X, para todo  $i$ . La ventaja de estimar un VECM radica en que este permite distinguir las relaciones de causalidad en el sentido de Granger a corto y largo plazo, lo que no puede hacerse si se estima un modelo VAR.

Al respecto los VECM a estimar es:

$$\begin{bmatrix} \Delta PBI\_PC\_REAL_{i,t} \\ \Delta K_{REAL_{i,t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{1,i} \\ \Phi_{2,i} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} \Phi_{1,i} & \Phi_{1,i} \\ \Phi_{1,i} & \Phi_{1,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta PBI\_PC\_REAL_{i,t-k} \\ \Delta K_{REAL_{i,t-k}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,i} \\ \theta_{2,i} \end{bmatrix} ECM_{t-1} \quad (3) \\ + \begin{bmatrix} \pi_{1,i} \\ \pi_{2,i} \end{bmatrix} DUMMY\_PAIS_{i,t} + \begin{bmatrix} v_{1t,i} \\ v_{2t,i} \end{bmatrix}$$

Donde  $DUMMY\_PAIS$  es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la macro-región es de Perú y el valor de 0 si es de Chile.

Respecto al software econométrico para realizar las estimaciones, se empleó el programa EViews 10.0.

## RESULTADOS

Se realizó un análisis gráfico de las variables, del correlograma, así como las pruebas de raíz unitaria de las variables Stock de activo fijo neto real (K\_REAL) y PBI per cápita real (PBI\_PC\_REAL). Los resultados de las pruebas de raíz unitaria se presentan en la Tabla N°3.

Como se observa de las pruebas de Levin, Lin & Chu, Breitung, ADF - Fisher Chi-cuadrado y PP - Fisher Chi-cuadrado para las variables en niveles, muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria de las variables bajo análisis, al nivel de significancia del 1%. Sin embargo cuando dichas pruebas se realizan para las variables en primeras diferencias, todas las pruebas en mención a excepción de la Breitung t-stat para la variable PBI\_PC\_REAL rechazan la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Por lo tanto, las variables K\_real y PBI\_PC\_REAL presentan raíz unitaria, es decir son integradas de orden 1 (I (1)) y estacionarias en primeras diferencias.

Tabla N° 3  
Prueba de raíz unitaria en panel de datos

| VARIABLES | Pruebas de raíz unitaria                                      | Niveles | Diferencias |
|-----------|---|---------|-------------|
| K_REAL    | H0: Raíz unitaria (asume proceso de raíz unitaria común)      |         |             |
|           | Levin, Lin & Chu t  | 0.64    | -6.40***    |
|           | Breitung t-stat   | -0.59   | -3.91***    |
|           | H0: Raíz unitaria (asume proceso de raíz unitaria individual) |         |             |
|           | ADF - Fisher Chi-cuadrado                                     | 8.58    | 51.37***    |
|           | PP - Fisher Chi-cuadrado                                      | 7.41    | 66.07***    |

Continúa...

|             |   |       |          |
|-------------|---|-------|----------|
|             | H0: Raíz unitaria (asume proceso de raíz unitaria común)      |       |          |
|             | Levin, Lin & Chu t  | 7.37  | -5.75*** |
|             | Breitung t-stat   | 0.58  | -5.09    |
| PBI_PC_REAL | H0: Raíz unitaria (asume proceso de raíz unitaria individual) |       |          |
|             | ADF - Fisher Chi-cuadrado                                     | 19.25 | 62.85*** |
|             | PP - Fisher Chi-cuadrado                                      | 14.30 | 86.05*** |

\*\*\* Significativo al nivel del 1%, \*\* Significativo al nivel del 5% y \* Significativo al nivel del 10%

Una vez verificada que las series  $K_{real}$  y  $PBI\_PC\_REAL$  son  $I(1)$  y previo al análisis de causalidad de Granger entre estas variables, se procede a verificar la relación de largo plazo mediante las pruebas de cointegración de datos de panel de Pedroni, Kao, y Johansen-Fisher.

De esta manera, se realizan las pruebas de cointegración del  $PBI\_PC\_REAL$  con el  $K_{real}$  en la Tabla N°4. Respecto a la prueba de Pedroni, los estadísticos v-Statistic, PP-Statistic y ADF-Statistic de la dimensión within y between, muestran que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de una relación de largo plazo (cointegración) entre  $PBI\_PC\_real$  y el  $K_{real}$  a los niveles usuales de significancia (10%, 5% y 1%). Sólo el estadístico rho-Statistic de la dimensión within y between, muestra que no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las variables en mención.

En relación con la prueba de Kao, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre el  $PBI\_PC\_REAL$  y el  $K_{REAL}$  al 1% de significancia. Por su parte, la prueba de Johansen-Fisher para la traza y el máximo eigen-valor, al 1% de significancia, rechazan la hipótesis una de ninguna relación de cointegración y muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de al menos una relación de cointegración entre el  $PBI\_PC\_REAL$  y el  $K_{REAL}$ .

Por lo tanto, a partir de las pruebas de cointegración de Pedroni, Kao y Johansen-Fisher, se evidencia que existe una relación de largo plazo entre la inversión en infraestructura de los terminales portuarios y el crecimiento económico de la región en la que se ubica.

Tabla N°4  
Pruebas de cointegración en panel de datos

| Pruebas de cointegración  |                             | PBI_PC_REAL vs K_REAL |                     |
|---------------------------|-----------------------------|-----------------------|---------------------|
|                           | Estadísticos                | <i>Within</i>         | <i>Between</i>      |
| Prueba de Pedroni         | v-Statistic                 | 5.28***               | -                   |
|                           | rho-Statistic               | 0.01                  | 2.12                |
|                           | PP-Statistic                | -6.32***              | -2.02**             |
|                           | ADF-Statistic               | -5.62***              | -2.36***            |
| Prueba de Kao             | ADF t-estadístico           | -4.41***              |                     |
| Prueba de Johansen Fisher | Estadístico de Fisher       | <i>Ninguna</i>        | <i>Al menos una</i> |
|                           | Prueba de la Traza          | 69.97***              | 25.57               |
|                           | Prueba del máx. eigen-valor | 62.68***              | 25.57               |

\*\*\* Significativo al nivel del 1%, \*\* Significativo al nivel del 5% y \* Significativo al nivel del 10%

La Tabla N°5 presenta las estimaciones de las ecuaciones de cointegración y el VECM; mientras que la Tabla N°5 muestra el análisis de causalidad de corto y largo plazo.

Como se observa, la evidencia empírica muestra que existe una causalidad bidireccional en el corto plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico. Por

otro lado, existe una relación unidireccional en el largo plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico (Ver Tabla N°6). Así, se evidencia que a los niveles usuales de significancia se rechaza la hipótesis nula que no hay una relación causal del corto plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el PBI per cápita y viceversa. De esta manera, se verificaría que existe una causalidad de Granger bidireccional en el corto plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico.

Por su parte, en el largo plazo, el coeficiente del término de corrección de errores (ECM) es negativo y significativo al 1%, lo cual garantizaría el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Así, se verifica una relación unidireccional de largo plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el PBI per cápita.

El impacto en el largo plazo se muestra en la ecuación de cointegración de la Tabla N°5. Como

se observa, el coeficiente que mide el impacto de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico presenta el signo esperado y es significativo al 1%.

Es decir un incremento de la inversión en infraestructura portuaria conlleva a un mayor crecimiento económico en las macro-regiones de Perú y Chile. Así, un incremento de USD 1 millón en inversión en infraestructura portuaria genera un aumento del PBI per cápita regional en USD 56.11.

Por otro lado, la variable DUMMY\_PAIS que se encuentra en el VECM resultó con un signo negativo y significativo, esto significa que en el corto plazo existen efectos asimétricos de la inversión en infraestructura portuaria en el PBI per cápita, generando un menor efecto en las macro-regiones de Perú.

Tabla N° 5  
Ecuación de cointegración y modelo de corrección de errores (VECM)

| <i>Ecuación de cointegración</i> | <i>z<sub>t-1</sub></i> |
|----------------------------------|------------------------|
| <i>PBI_PC_REAL(-1)</i>           | 1.0000                 |
| <i>K_REAL(-1)</i>                | -56.1110***            |
| Constante                        | -12,037.28***          |
| <i>Corrección de Errores</i>     | <i>D(PBI_PC_REAL)</i>  |
| <i>ECM<sub>t-1</sub></i>         | -0.1169***             |
| <i>D(PBI_PC_REAL(-1))</i>        | -0.0193                |
| <i>D(PBI_PC_REAL(-2))</i>        | -0.1302**              |
| <i>D(PBI_PC_REAL(-3))</i>        | 0.1234***              |
| <i>D(PBI_PC_REAL(-4))</i>        | 0.1828***              |
| <i>D(PBI_PC_REAL(-5))</i>        | 0.0684                 |
| <i>D(PBI_PC_REAL(-6))</i>        | 0.2316***              |
| <i>D(K_REAL(-1))</i>             | -17.1469***            |
| <i>D(K_REAL(-2))</i>             | -18.5273***            |
| <i>D(K_REAL(-3))</i>             | 8.7980                 |
| <i>D(K_REAL(-4))</i>             | 3.1103                 |
| <i>D(K_REAL(-5))</i>             | 10.2419                |
| <i>D(K_REAL(-6))</i>             | -11.8775               |
| <i>DUMMY_PAIS</i>                | -475.6616***           |
| <i>R<sup>2</sup> ajustado</i>    | 0.7383                 |

\*\*\* Significativo al nivel del 1%, \*\* Significativo al nivel del 5% y \* Significativo al nivel del 10%

Tabla N° 6  
Causalidad de corto y largo plazo

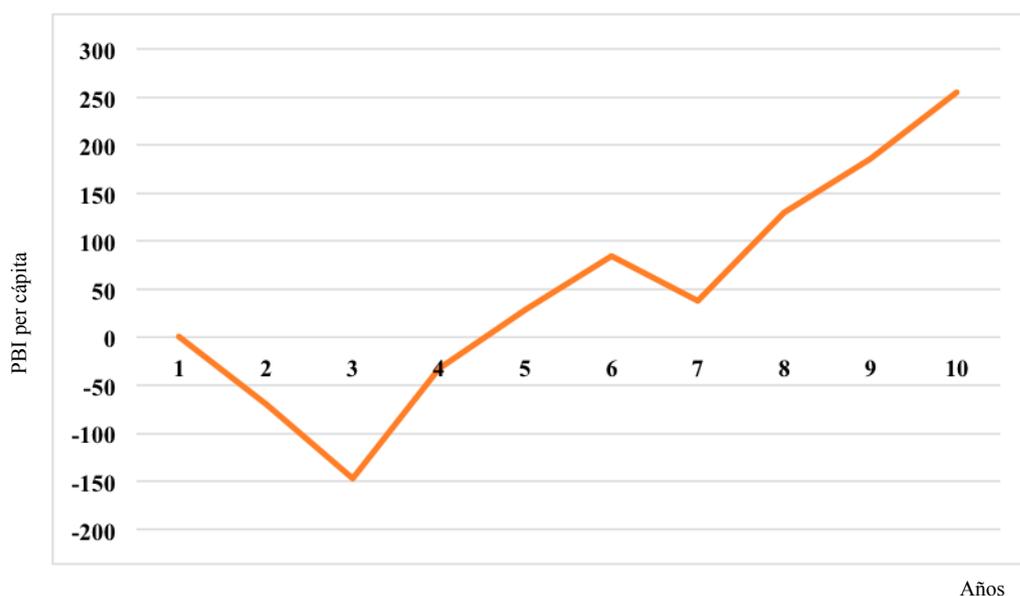
| Variable Dependiente | Fuentes de Causalidad |                |             |
|----------------------|-----------------------|----------------|-------------|
|                      |                       | Corto Plazo    | Largo Plazo |
|                      | D(K_REAL)             | D(PBI_PC_REAL) | ECM         |
| D(PBI_PC_REAL)       | 19.03***              | -              | -0.1169***  |
| D(K_REAL)            | -                     | 24.35***       | -0.0002     |

\*\*\* Significativo al nivel del 1%, \*\* Significativo al nivel del 5% y \* Significativo al nivel del 10%

Por otro lado, el Gráfico N°1 muestra cuál es el impacto que tendría el PBI per cápita ante una innovación de una desviación estándar del stock de infraestructura portuaria. Tal como se observa, el efecto el PBI per cápita se vería reducido hasta el año 4 para luego seguir con un incremento y una tendencia creciente en los años posteriores, lo cual resulta consistente con

las características del sector de infraestructura portuaria, cuyo retorno de la inversión no genera impactos inmediatos sino en el largo plazo. De esta manera el impacto de la infraestructura portuaria en las macro-regiones también se evidenciaría en el largo plazo.

Gráfico N°1 –Respuesta del PBI per cápita ante una innovación de una desviación estándar en el stock de infraestructura portuaria



## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El artículo tiene como objetivo determinar la relación causal y medir el impacto entre la inversión en infraestructura portuaria y el crecimiento económico regional para los países de la costa oeste del pacífico sur durante el periodo 2004 – 2016. Para ello, se emplearon variables como el PBI per cápita regional y el stock de activo fijo neto real.

El análisis se realiza para una muestra de 10 macro-regiones del Perú y Chile durante el periodo 2004-2016. La metodología empleada es la de análisis de cointegración para un panel de datos, empleando un modelo de corrección de errores y un análisis de causalidad de Granger.

La evidencia empírica muestra que existe una causalidad bidireccional en el corto plazo de

la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico y una relación de unidireccional en el largo plazo de la inversión en infraestructura portuaria hacia el crecimiento económico. Asimismo, el impacto encontrado es que ante un incremento de USD 1 millón de la inversión en infraestructura portuaria, este genera un aumento del PBI per cápita regional en USD 56.11. Por otro lado, se encontró que existen efectos asimétricos en el corto plazo de una mayor inversión en infraestructura portuaria en el PBI per cápita. De esta manera, se evidencia un menor efecto en las macro-regiones de Perú.

Por otro lado, se observa que un cambio exógeno de una desviación estándar del stock de infraestructura portuaria genera una reducción en el PBI per cápita en los primeros 4 años, para luego generar un impacto positivo con una tendencia creciente en los años posteriores. Este resultado es consistente con las características del sector de infraestructura portuaria, cuyas inversiones se dan de forma escalonada y por etapas de acuerdo con la proyección de demanda de las terminales. Así, debido a que dichas inversiones, como la construcción y/o ampliación de los terminales, el área de almacenes o la misma adquisición de grúas u otros equipos; sólo pueden ser explotadas cuando finaliza la etapa de construcción y/o adecuación, estas generan que el impacto en el PBI per cápita no se dé de manera inmediata.

De lo expuesto, se recomienda evitar mayores retrasos en la promoción de inversiones portuarias por parte de ambos países, debido a que ello afecta negativamente el crecimiento de las marco-regiones donde se ubican los puertos. Así, se sugiere que las medidas de políticas públicas se orienten a agilizar la promoción de inversiones portuarias por medio de la conformación de Asociaciones Público-Privadas, ya que ello ha evidenciado ser un mecanismo efectivo para la generación de mayores inversiones portuarias en ambos países.

Finalmente, de lo expuesto, se recomienda buscar la cooperación entre los organismos reguladores de la región para el intercambio de información, de tal forma que se pueda contar con información relevante sobre los puertos de la región y así realizar mediciones de impacto a nivel desagregado para cada puerto.

## REFERENCIAS

- Acciari, M. (2008). The role of Ports in the Development of Mediterranean Islands: The Case of Sardinia. *Revista Internazionale di Economia dei Trasporti*, 35(3), 295-323.
- Aparco, E. & Chang, V. (2018) Medición del impacto económico de las terminales portuarias del Callao: Un análisis mediante la Matriz Insumo - Producto, *Estudios de Economía Aplicada*, 36 (3), 743 – 764.
- Aschauer, D. A. (1989). Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics* 23 (2): 177–200.
- Berechman, J., D. Ozmen, and K. Ozbay. (2006). Empirical Analysis of Transportation Investment and Economic Development at State, County and Municipality Levels. *Transportation* 33
- Chang, V. & Tovar, B. (2014) Drivers explaining the inefficiency of Peruvian and Chilean ports terminals, *Transportation Research Part E*, 67, 190–203.
- Chang, V. & Tovar, B. (2017a) Heterogeneity unobserved and efficiency: A latent class model for west coast of south pacific port terminals, *Journal of Transport Economics and Policy*, 51(2), 139–156.
- Chang, V. & Tovar, B. (2017b) Metafrontier analysis on efficiency and productivity for west coast of south pacific terminals, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 103, 118–134.
- Choi, I. (2001) Unit root test for panel data, *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Engle, R.F. & Granger, C.W. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Granger, C.W.J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37(3), 424–438.

- Hadri, K. (2000) Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal*, 3, 148–161.
- Hu, Y., Xiao, J., Deng, Y., Xiao Y & Wang, S. (2015) Domestic air passenger traffic and economic growth in China: Evidence from heterogeneous panel models, *Journal of Air Transport Management*, 42, 95-100.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Kao, C. (1999) Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration, in panel data, *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.-S.J. (2002) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics*, 108(1) 1-24.
- Lucas, R.E. (1988) On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Pedroni, P. (1999) Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Rebelo, S. (1991) Long-run policy analysis and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 99(3), 500-521.
- Romer, P.M. (1994) The Origins of Endogenous Growth, *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 3-22.
- Sahoo, P., and R. K. Dash. (2009). Infrastructure Development and Economic Growth in India. *Journal of the Asia Pacific Economy* 14 (4): 351–365.
- Song, L. & Mi, J. (2016) Port infrastructure and regional economic growth in China: a Granger causality analysis, *Maritime Policy & Management*, 43 (4), 456-468.
- UNCTAD (2015). Informe Sobre el Transporte Marítimo 2015. Conferencia de las Naciones Unidas sobre el comercio y desarrollo. Disponible en: [http://unctad.org/es/PublicationsLibrary/rmt2015\\_es.pdf](http://unctad.org/es/PublicationsLibrary/rmt2015_es.pdf) [Último acceso: 1/04/2018].
- Wen, H., and Y. Shen. (2008). Granger Causality Analysis on the Economy and Transportation Infrastructure Construction. *Technology & Economy in Areas of Communication* 10 (2): 82–84.