



Gasto en inversión pública y crecimiento económico estatal en México: implicaciones para la recuperación económica post-COVID-19

Public investment spending and economic growth of Mexican states: Implications for post-COVID-19 economic recovery

Domingo Rodríguez Benavides^{1*}, Miguel Ángel Mendoza González²,
José Antonio Climent Hernández¹

¹Universidad Autónoma Metropolitana, México

²Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido el 16 de agosto de 2021; aceptado el 10 de octubre de 2021

Disponible en Internet el: 15 de diciembre de 2021

Resumen

En este trabajo examinamos con un enfoque keynesiano la importancia del gasto de inversión pública para promover el crecimiento del PIB per cápita de las entidades federativas en México. Los resultados de nuestras estimaciones para el periodo 1989-2019 muestran la presencia de una relación de largo plazo entre el gasto de inversión pública y el PIB ambos per cápita, lo cual se refuerza por el resultado de la prueba de no causalidad en panel empleada que sugiere que la dirección de causalidad en el sentido de Granger entre estas variables va del gasto de inversión público per cápita al PIB per cápita, lo cual en última instancia puede ser interpretado como evidencia de que este tipo de gasto de inversión público es un motor del crecimiento por entidad federativa en México. Este resultado es relevante porque sugiere la necesidad de no postergar los grandes proyectos de infraestructura pública emprendidos por el gobierno.

* Autor para correspondencia

Correo electrónico: dorobe@correo.azc.uam.mx (D. Rodríguez Benavides).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2021.4505>

0186- 1042/© 2019 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-SA (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>)

Código JEL: C32, E62, C13, O23

Palabras clave: gasto de inversión; PIB per cápita, raíces unitarias en panel; cointegración en panel; estimadores para paneles cointegrados; México

Abstract

In this paper we examine with a Keynesian approach the importance of public investment spending in promoting per capita GDP growth in Mexican states. The results of our estimations for the period 1989-2019 show the presence of a long-run relationship between public investment spending and GDP both per capita, which is reinforced by the result of the panel non-causality test employed that suggests that the direction of causality in the Granger sense between these variables goes from public investment spending per capita to GDP per capita, which ultimately can be interpreted as evidence that this type of public investment spending is a driver of growth by federative entity in Mexico. This result is relevant because it suggests the need not to postpone large public infrastructure projects undertaken by the federal government to promote economic growth mainly in the current recessionary conditions generated by the Covid-19 crisis in Mexico.

JEL Code: C32, E62, C13, O23

Keywords: investment spending; GDP per capita; panel unit roots; panel cointegration; cointegrated panel estimators; Mexico

Introducción

La pandemia de COVID-19 ha causado diversos daños, seguidos de diversas vías de recuperación en todo el mundo. Ha habido éxitos y fracasos en el esfuerzo por contener la propagación de la enfermedad y mitigar sus efectos adversos en la salud pública y la economía. Algunas economías han sido capaces de contener con rapidez y éxito la propagación del virus, lo que ha permitido una notable recuperación, mientras que otras siguen luchando contra el aumento de las infecciones. Para restablecer un crecimiento sólido, las fuerzas del mercado no son suficientes para resolver los diversos problemas que se plantean. Los gobiernos deben llenar este vacío y desempeñar un papel clave en la recuperación, Stiglitz (2021).

Aún hay diversos retos que enfrentar a lo que respecta al tratamiento eficaz de la enfermedad, lo cual genera incertidumbre ya que todavía se conoce poco sobre la eficacia de las terapias empleadas para combatir esta nueva enfermedad. Aunque en la actualidad existen diversas vacunas aprobadas, aún queda pendiente determinar su eficacia global a largo plazo, especialmente en lo que respecta a las nuevas variantes altamente transmisibles identificadas recientemente en varios países, Stiglitz (2021).

Dependiendo del tipo de políticas sanitarias y económicas que se desplieguen en todo el mundo, todavía hay mucha incertidumbre sobre el camino de la recuperación. Aún existe la posibilidad de que COVID-19 pueda durar más tiempo en lugar de remitir como un fenómeno temporal. Aunque el rápido

despliegue de vacunas eficaces, así como la adopción de enérgicas medidas adoptadas por algunos gobiernos han dado esperanzas de que el fin de esta enfermedad se encuentre cerca, la continua la mutación de la enfermedad y el gran número de individuos que se resisten a ser vacunados son continuas fuentes de preocupación, Stiglitz (2021).

Hay diversos retos para restablecer un crecimiento económico sólido. De acuerdo con Stiglitz (2021) las políticas económicas se deben encaminar a mitigar o minimizar los daños y conducir a las economías a lograr la recuperación. En este contexto, la recuperación será más fácil si los trabajadores no son despedidos de las empresas, tanto en el corto como en el largo plazo, ya que en caso de tener éxito cuando se reanude la actividad económica, los empresarios no habrán perdido el capital humano específico de su empresa. Si no se apoya a las empresas pequeñas estas quiebran y la sociedad tiene el reto de crear nuevas empresas una vez que pase la pandemia, lo cual es más difícil que preservar las ya existentes.

Entre las medidas de política económica que se han discutido para enfrentar la recesión que ha propiciado el confinamiento y el cese temporal de diversas actividades como medidas para enfrentar la propagación del COVID-19, se encuentra en materia fiscal la posibilidad de redirigir recursos públicos para atender las necesidades que representa la emergencia sanitaria así como la posibilidad de apoyar con diferentes programas a las empresas para evitar su quiebra y a los trabajadores que pierden su empleo como consecuencia del cierre masivo de sus fuentes de empleo. De manera coyuntural en el plano sanitario se planteó la necesidad de que el gobierno destinara una mayor cantidad de recursos para la adquisición de pruebas serológicas para identificar y brindar un tratamiento oportuno a los infectados, se argumentaba que lo anterior podía llevarse a cabo postergando algunos proyectos de inversión pública como los de la construcción del nuevo aeropuerto de Santa Lucia y la refinería de Dos Bocas en Tabasco. No obstante, la respuesta del gobierno federal fue no interrumpir la inversión pública en materia de infraestructura con el fin de no detener el impulso que esta representa para el crecimiento económico.

De acuerdo con el enfoque keynesiano, el gasto público puede utilizarse como un poderoso estímulo, especialmente en épocas de alto desempleo. Una gran cantidad de literatura económica, a partir de la Gran Recesión, ha estimado multiplicadores fiscales centrándose primero en el gasto gubernamental global, y luego desentrañando algunos subcomponentes, como las inversiones públicas, y en pocos casos la inversión en infraestructura pública. La eficacia de los paquetes de estímulo fiscal ocupa un lugar destacado en los debates públicos en torno a la actual crisis COVID-19, ya que los responsables de tomar decisiones tratan de entender si el fomento de la inversión pública o en infraestructura contribuye a aumentar el crecimiento económico, incrementar la productividad y desplazar al sector privado.

Hay otros enfoques que analizan el vínculo entre el gasto público y el crecimiento económico. En el modelo de crecimiento endógeno de Barro (1990) el gasto público es un factor de producción que incide en el producto a través de dos canales: i) el efecto negativo de la tributación en el producto marginal

del capital después de impuestos y por otro lado el efecto positivo de los servicios públicos en este producto marginal; y ii) A niveles bajos del gasto público, el efecto positivo del aumento del gasto público sobre el producto marginal del capital domina, por lo que el crecimiento aumenta. A medida que el gasto público aumenta más allá de este punto, el efecto adverso de los impuestos distorsionantes se vuelve más importante, y el crecimiento alcanza un máximo. Para valores más altos del gasto público, el efecto de los impuestos domina y, por tanto, el crecimiento disminuye. No obstante, sobre el primer punto reconocen que hay una tasa de tributación óptima que maximiza la tasa de crecimiento.

El objetivo de este trabajo es brindar evidencia sobre la relación de largo plazo del gasto de inversión pública per cápita en el PIB per cápita a nivel de entidades federativas en México. La cuestión es de interés no sólo por el papel que el gasto de inversión pueda representar para el crecimiento económico sino también debido a que como se ha señalado, grupos opositores al partido en el poder han solicitado a las autoridades gubernamentales aplazar o posponer los principales proyectos de infraestructura emblemáticos de la presente administración y destinar sus recursos a atender otras necesidades sanitarias derivadas de la pandemia de Covid-19.

El trabajo se encuentra dividido de la siguiente manera. La siguiente sección revisa la literatura empírica relacionada, mientras que la tercera sección explica las pruebas econométricas empleadas y el conjunto de datos del estudio. Los principales resultados empíricos del estudio son presentados y discutidos en la sección 4, y por último se enuncian las conclusiones.

Revisión de la literatura

La inversión pública tiene varias características que la hacen atractiva tanto para los recortes de gasto como para impulsar la recuperación económica, Tandberg y Allen (2020). Es en gran medida discrecional, desigual y la mayor parte del gasto se concentra a lo largo de unos cuantos años, y contribuye sustancialmente a la actividad económica, especialmente en los países de bajos ingresos, FMI (2020c). Las decisiones de recortar, prorrogar o poner fin a los proyectos de inversión pública también pueden estar motivadas por consideraciones de economía política. En la medida que los impactos de dicha inversión son de largo plazo, los proyectos no se benefician necesariamente de los retrasos y los sobrecostos no siempre son visibles. En consecuencia, los países que se enfrentan a tensiones financieras recurren muy a menudo a recortar o posponer la inversión pública. Por el contrario, el aumento de la inversión pública es un elemento común en los programas de estímulo fiscal. Tienen la ventaja de impulsar el crecimiento económico a largo plazo, además de apoyar la demanda y el empleo a corto y medio plazo, FMI (2020c).

De acuerdo con Tandberg y Allen (2020), la gestión de estas dos respuestas aparentemente opuestas de la inversión pública requiere dos cuidadosas consideraciones: i) los recortes en la inversión

pública deben de ser diseñados con extrema cautela para evitar un impacto excesivamente negativo en la economía, el empleo y los costos futuros. En algunos países es posible que haya impedimentos legales y contractuales para reasignar fondos del gasto de capital al gasto corriente y para cancelar o posponer proyectos; ii) para que los recursos a la inversión pública funjan como un estímulo fiscal deben garantizar que los proyectos estén bien planificados, seleccionados y ejecutados para producir los beneficios esperados.

Evidencia sobre la magnitud de los multiplicadores fiscales

Los multiplicadores fiscales generalmente se derivan de la calibración de los modelos de Equilibrio General Estocásticos Dinámicos (DSGE) Neo Keynesianos, de los modelos macroeconómicos estructurales y de los denominados métodos narrativos, Vagliasindi y Gorgulu (2021). A partir del trabajo de Fatás y Mihov (2001) y la contribución seminal de Blanchard y Perotti (2002) se estiman a partir de vectores autorregresivos (VAR) y recientemente a través de algunos métodos sofisticados de identificación para capturar la posible endogeneidad de los choques fiscales. Kraay (2012) destaca que diferentes tipos de gasto gubernamental pueden tener diferentes efectos de corto plazo en el producto, no obstante, la identificación de los multiplicadores desagregados está limitada por los datos imperfectos sobre la composición del gasto. De acuerdo con Vagliasindi y Gorgulu (2021) una vez que se toman en cuenta los subcomponentes del gasto gubernamental, es necesario considerar diferentes tipos de instrumentos para los diferentes tipos de gasto, lo que hace que el problema sea extremadamente difícil.

Ramey (2019) muestra que diferentes definiciones del multiplicador pueden conducir a diferentes estimaciones. Con tal fin calcula los efectos de choques del gasto fiscal con tres métodos diferentes. Sus resultados muestran que las estimaciones más plausibles de la cota inferior de los multiplicadores fiscales proceden de métodos narrativos y de métodos basados en series temporales, mientras que los límites superiores son los resultados de modelos calibrados más sofisticados. Sin embargo, la calibración se basa a veces en fuertes suposiciones en los modelos teóricos o en los análisis econométricos para identificar el efecto de la política fiscal.

La forma en que se define el “multiplicador” en los estudios para captar el impacto de los paquetes de estímulo fiscal es simplemente la relación entre el cambio esperado en la producción (PIB) y el gasto público propuesto, Vagliasindi y Gorgulu (2021).

El análisis de metarregresión de Gechert y Rannenberg (2018) arroja luz adicional sobre cómo el rango de multiplicadores varía, dependiendo también del instrumento fiscal utilizado. De su estudio destacan dos hechos. En primer lugar, las medias de los multiplicadores correspondientes a las inversiones y a los impulsos del gasto público son aproximadamente el doble que las de los recortes fiscales y las

transferencias. Entre las categorías de gasto público, los multiplicadores relacionados con la inversión pública muestran el valor más alto. En segundo lugar, el valor mínimo de todos los instrumentos fiscales es negativo, lo que significa que el rango de estimación no excluye que un estímulo fiscal tenga un impacto adverso indeseable sobre la producción.

El nivel de desagregación de los datos y su definición, el tipo de modelo empleado, el horizonte temporal así como la metodología empleada puede afectar a las estimaciones de los multiplicadores fiscales, Capek y Crespo Cuaresma (2020). La tabla 1 resume las estimaciones de los multiplicadores del gasto y la inversión públicos y las metodologías de varios países, incluida la estrategia de identificación para aislar las perturbaciones estructurales. Las estimaciones se basan en los promedios de un país o región durante un período de tiempo determinado, lo cual hace difícil las comparaciones incluso entre los estudios que calculan el multiplicador para el mismo país.

Tabla 1
 Multiplicadores de la inversión y el gasto públicos reportados por diversos estudios

País o región	Grupo de Ingresos	Autor(es)	Periodo	Metodología	Rango del Multiplicador	Tipo de gasto
Perú	Ingresos medio alto	Banco Central de Reserva del Perú (2012)	1992-2012	VAR (elasticidades del producto-gasto para filtrar estabilizadores automáticos)	0.24; 0.92 (corto plazo) 0.49; 1.42 (mediano plazo)	Gasto corriente y gasto de capital.
Perú	Ingresos medio alto	Rossini et al. (2012)	2005-2011	SVAR	0.78; 1.36 (corto plazo) 0.52; 2.63 (mediano plazo)	Gasto corriente y gasto de capital.
Australia	Ingresos alto	Hunt et al. (2009)		Modelo DSGE (simulan impactos en el producto)	1.22 1.12	Inversión pública Consumo gubernamental
Republica Checa	Ingresos alto	Ambrisko et al. (2015)	1996-2011	Modelo DSGE (simulan impactos en el producto)	0.5 en el primer año 0.6 en el segundo año	Inversión gubernamental Consumo de gobierno
Alemania	Ingresos alto	Veld (2016)		Simulaciones del modelo macro Quest	0.6	Inversión pública

				de la Comisión Europea (simulaciones bajo diferentes escenarios)		
Italia	Ingreso alto	Acconcia et al. (2014)	1990 - 1999	OLS con VI para controlar endogeneidad	1.5	Gasto Público
Japón	Ingreso alto	Bruckner y Tuladhar (2014)	1990 - 2010	Panel VAR a nivel de prefecturas	0.26	Gasto gubernamental
Japón	Ingreso alto	Kanazawa (2018)	1980 - 2014	Proyecciones locales con el método de Variables Instrumentales (empleando la medida extraída de choque de exceso de rendimientos como una variable instrumental)	1.64 (después de un año)	Inversión Pública
Japón	Ingreso alto	Kuttner y Posen (2002)	1990 - 1999	VAR (elasticidades del gasto-producto para filtrar los estabilizadores automáticos)	2 (multiplicador acumulado de cuatro años)	Gasto público
Japón	Ingreso alto	Miyamoto et al. (2017)	1980 - 1995 1996 - 2014	Método de proyección local (estimas las funciones de impulso-respuesta de las perturbaciones, así como los rezagos de las variables que suelen entrar en una autoregresión vectorial)	0.6 1.5	Gasto gubernamental

República de Corea	Ingreso alto	Eskesen y Lueth (2009)		DGSE (simula impactos en el producto)	0.8	Inversión gubernamental y consumo
Holanda	Ingreso alto	Veld (2016)		Simulaciones del modelo macro Quest de la Comisión Europea	0.5	Inversión pública
Consejo de Cooperación del Golfo	Ingreso alto	Espinoza y Senhadji (2011)	1975-2009	VAR vinculando PIB, gasto gubernamental y PIB no petrolero todas las variables en términos reales. El VAR se estima en tasas de crecimiento.	0.3 - 0.7 0.6 – 1.1	Gasto Corriente Gasto de Capital
España	Ingreso alto	Pereira y de Frutos (1999)	1970-1989	VAR sin restricciones	0.65 después de dos años	Acumulación de capital público
Estados Unidos	Ingreso alto	Coenen et al. (2012)		DGSE (simula impactos en el producto)	1	Gasto gubernamental
Estados Unidos	Ingreso alto	Erickson et al. (2015)	2001-2012	MCO con VI para controlar endogeneidad.	1.5	Gasto de Gobierno Federal
Estados Unidos	Ingreso alto	Ramey y Zubaity (2018)	1989-2015	Proyecciones locales (Basadas en regresiones secuenciales de las variables endógenas que cambian varios pasos adelante)	0.66 (después de dos años) 0.74 (después de cuatro años)	Gasto gubernamental
102 Países en desarrollo		Kray (2014)	1970-2010	Variables instrumentales para controlar endogeneidad (rezagos de eventuales compromisos y desembolsos por parte de acreedores oficiales a	0.4	Gasto

				gobiernos de países en desarrollo)		
11 Países Europeos	Alto ingreso	Deleidi et al. (2020)	1970-2016	Proyecciones locales en un conjunto de datos panel considerando diferentes especificaciones del modelo	0.96	Inversión pública
17 Economías de la OECD	Alto Ingreso	Abiad et al. (2015)	1985-2013	Método de proyecciones locales (estima funciones de impulso-respuesta a través de la proyección de variable de interés sobre las perturbaciones, así como los rezagos de variables que suelen entrar en el VAR)	1.4 (Mediano plazo)	Inversión Pública

Fuente: Vagliasindi y Gorgulu (2021)

Otros factores institucionales que afectan al multiplicador fiscal

Hay un gran interés por comprender el efecto de la ausencia de eficiencia en el tamaño del multiplicador de la inversión pública, debido a los sobrecostos, los retrasos en la ejecución (que hacen que los costos del proyecto sean mayores o el "despilfarro"), una mala selección o asignación de proyectos entre sectores o simplemente por la presencia de corrupción. Gurara et al. (2020) analiza la asociación entre los costos inflacionarios y la inversión pública en una amplia muestra de proyectos de construcción de carreteras en países en desarrollo muestra una relación no lineal en forma de "U" entre la inversión pública y los costes del proyecto.

Otra vertiente de la literatura identifica a la limitada capacidad de absorción entre las razones que pueden explicar la débil asociación entre la aceleración de la inversión pública y el crecimiento de la producción, Horvat (1958) y Rosenstein-Rodan (1961). Una forma de concebir la capacidad de absorción

es en términos de rendimientos marginales decrecientes de la inversión pública, Vagliasindi y Gorgulu (2021).

Otro aspecto que es importante considerar es que para que el gasto en infraestructura sea un estímulo eficaz es necesario que el dinero se despliegue y cree puestos de trabajo mientras la economía está en dificultades. Mallet (2020) revisa los estímulos de 2009 en Estados Unidos y señala que los proyectos de infraestructura se mueven a un ritmo mucho más lento que otros tipos de estímulo, lo que provoca un retraso en el impacto económico. Este enfoque de la literatura enfatiza en implementar proyectos que ya estén listos para llevarse a cabo para garantizar un estímulo fiscal.

Por otro lado, los programas de estímulo temporal parecen tener más éxito a la hora de desplazar recursos dentro de las industrias que a la hora de ampliar la propia industria. También existe el riesgo de que las empresas que accedan a los fondos de estímulo no sean las que más sufren la recesión, Jones y Rothschild (2020).

Adicionalmente, el aumento del gasto de mantenimiento puede ser una opción prometedora para el gasto de estímulo, ya que puede crear puestos de trabajo (con los correspondientes efectos sobre los ingresos) y mantener el stock de capital. Es probable que haya un margen considerable para ello en muchos países de renta baja, ya que el gasto de mantenimiento tiende a presupuestarse por debajo de lo requerido, Jones y Rothschild (2020). El gasto de mantenimiento es también una de las pocas áreas del gasto de consumo del gobierno en las que los aumentos pueden ser fácilmente temporales sin arriesgarse a aumentar el nivel de gasto del gobierno a largo plazo, Schwartz et al. (2007).

Multiplicadores de la infraestructura sectorial

La literatura sobre multiplicadores fiscales se ha centrado principalmente en los efectos generales de las inversiones y los gastos públicos sobre el crecimiento. No obstante, la composición de la inversión y el gasto en infraestructuras también determina la magnitud del impacto. Sin embargo, la literatura que estima los efectos las inversiones en diferentes tipos de infraestructuras es incipiente y limitada, Vagliasindi y Gorgulu (2021). Incluso, conceptos como el de “multiplicador” tienen una connotación distinta a la que tiene cuando se analiza el impacto del gasto público agregado.

Se han realizado estimaciones de multiplicadores de la infraestructura a nivel sectorial pero la mayoría para países desarrollados. Los resultados sugieren una relación inversa entre el nivel de los salarios y los multiplicadores de empleo, Agencia Internacional de la Energía (2020a).

Chi y Baek (2016) analizan la relación entre la infraestructura de transporte y el PIB para el período 1960-2012. Encuentran que la expansión de la infraestructura de transporte mejora la producción económica agregada y aumenta la inversión pública en infraestructura de transporte, no obstante el

impacto de la infraestructura en este sector es menor que el de la inversión pública en infraestructura no relacionada con el transporte. En este mismo rubro, Pereira (2000) muestra que el multiplicador de largo plazo del gasto de carreteras de Estados Unidos es de 1.97 en el periodo que va de 1956 a 1997, el cual está por debajo del estimado para la inversión pública total que es de 4.5. Del mismo modo, Leduc y Wilson (2012) estiman que los multiplicadores de corto y de mediano plazo son de 2.7 y 6.2, respectivamente, mientras que Perotti (2004) los estima en alrededor de 1.47 a corto plazo y de 0.37 a largo plazo para el período 1960-2001.

En lo que respecta a los estudios realizados para el sector energético, Blyth et al. (2014) realiza una revisión de los trabajos que abordan los efectos en el empleo de determinadas políticas y señala que las energías renovables tienen un mayor multiplicador de empleos a corto plazo, mientras que requieren menos mano de obra para su funcionamiento y mantenimiento a largo plazo. Comings et al. (2014) estima el número de puestos de trabajo que cada megavatio de capacidad de energía renovable añadido generaría al igual que la de los proyectos eólicos.

La infraestructura de banda ancha se identifica como un área importante de inversión pública durante una recesión económica en varios estudios. De acuerdo con Qiang (2010) la inversión en banda ancha y redes de nueva generación, como herramienta anticíclica, crea puestos de trabajo y sienta las bases para la recuperación económica y el crecimiento sostenible a largo plazo. Los proyectos de infraestructura en Tecnologías de la información (TI) crean más puestos de trabajo que las inversiones en infraestructura tradicionales, en parte debido al multiplicador de la red, también crean mejores puestos de trabajo en términos de mayor cualificación y mayor salario. Crandall et al. (2003) calculan el impacto en el empleo de una inversión en el despliegue de la banda ancha y encuentran que se crean numerosos puestos de trabajo al año durante diez años.

De acuerdo con Bivens (2003), los puestos de trabajo en el sector de las comunicaciones en la economía estadounidense tienen un multiplicador de empleo de 2.52. Crandall et al. (2007) constatan que por cada punto porcentual de aumento de la penetración de la banda ancha, el empleo aumenta del 0.2 al 0.3 por ciento, es decir, unos 293,000 puestos de trabajo para una economía que no se encuentra en pleno empleo.

Strand y Toman (2010) analizan los efectos a corto y largo plazo de las medidas de estímulo ecológico. Constatan que la mayoría de los programas de estímulo ecológico que tienen grandes efectos a corto plazo sobre el empleo y el medio ambiente probablemente tengan efectos positivos menos significativos para el crecimiento a largo plazo, y viceversa.

De igual forma, es más probable que las inversiones intensivas en capital, como la digitalización y el 5G, muestren beneficios económicos a largo plazo y, por tanto, es mucho menos probable que creen fuertes efectos de estímulo a corto plazo, Strand y Toman (2010) y Hepburn et al. (2020).

Los proyectos de construcción ecológicos también pueden generar mayores multiplicadores, Jacobs (2012). En la Unión Europea, cada dólar de inversión verde impulsó el PIB hasta en 1.50 dólares en toda la región, Cambridge Econometrics (2011). Adicionalmente, hay evidencia de que el impulso a las tecnologías verdes ha sido eficaz en la creación de puestos de trabajo, AIE (2020a) y Popp et al. (2020).

Como se puede ver las estimaciones de los multiplicadores fiscales son muy sensibles a las diferentes opciones de modelización y metodología, así como a otras más inocuas, como el periodo de tiempo considerado en el análisis.

Mientras que, en general, las inversiones públicas se caracterizan por tener el mayor multiplicador, durante las recesiones o épocas de desempleo, las transferencias pueden representar una fuente más potente de estímulo fiscal, Vagliasindi y Gorgulu (2021). Sin embargo, no todas las crisis son iguales, y en algunas de las más profundas, como la Gran Depresión, los multiplicadores del gasto y la inversión siguen siendo superiores a uno. Las pruebas sobre otros "estados" macroeconómicos no son sólidas, con la excepción más notable de una política fiscal y monetaria coordinada, especialmente bajo tipos de interés cercanos a cero. Otros factores institucionales desempeñan un papel crucial a la hora de determinar el tamaño del multiplicador de la inversión pública, en particular la capacidad de absorción del país y la selección de proyectos de alta calidad listos para ser implementados.

Sin embargo, son escasas las estimaciones sobre la magnitud de los multiplicadores de la inversión pública en los países en desarrollo y las economías emergentes principalmente debido a las limitaciones de los datos y a la fiabilidad de los mismos. Además, es limitado el conocimiento sobre el impacto específico de las inversiones en infraestructura.

La inversión verde en infraestructuras parece tener mayores multiplicadores y puede tener el potencial de crear puestos de trabajo a corto plazo debido a que es intensiva en mano de obra en la fase inicial y puede tener mayores rendimientos a largo plazo en materia de seguridad energética y climática.

Evaluación del impacto de COVID-19 y de los recientes programas de infraestructura

De acuerdo con Vagliasindi y Gorgulu (2021) hay algunas razones para esperar que el gasto en infraestructura pueda tener multiplicadores menores en la recesión ocasionada por COVID-19. En primer lugar, si la incertidumbre en la crisis actual es más profunda que en crisis anteriores, los individuos y las empresas podrían adoptar un comportamiento más precavido en relación a sus gastos. En segundo lugar, si el temor a la COVID-19 hace que la gente decida no realizar viajes ni actividades sociales, los esfuerzos para estimular la actividad económica serán menos eficaces. En tercer lugar, puede ser difícil dirigir las inyecciones del gobierno hacia donde hay una alta propensión marginal al gasto. En cuarto lugar, el impacto sobre las expectativas puede estar más condicionado por los riesgos sanitarios emergentes que

por las respuestas financieras, Stiglitz (2020). Además, los impactos en el empleo son muy diferentes entre los sectores.

El análisis de la literatura efectuado por Vagliasindi y Gorgulu (2021) sugiere que puede tener una mayor efectividad el proporcionar transferencias en lugar de comprometer nuevas inversiones durante una recesión tan severa como la ocasionada por el COVID-19. La coexistencia de tasas de interés extremadamente bajas proporciona el entorno de política monetaria en el que se sabe que la inversión y el gasto proporcionan los mayores multiplicadores. No obstante, aún no hay literatura empírica relevante que arroje luz sobre estas cuestiones.

Las particularidades de esta crisis de COVID-19 tienen implicaciones para la priorización de los diferentes tipos de gasto en infraestructuras como parte de cualquier estímulo fiscal. También ha puesto de relieve la carencia y la falta de infraestructura de saneamiento y salud pública en diversos países, principalmente en los de ingreso bajo, AIE (2019a) y más de 860 millones de personas en todo el mundo carecen de acceso a la electricidad, lo que limita gravemente su capacidad para almacenar medicamentos y alimentos, acceder a información digital, mantener el acceso a la educación a distancia entre otras necesidades, AIE (2019b).

Las tecnologías digitales están proporcionando el principal canal para que los gobiernos, los individuos y las empresas hagan frente al distanciamiento social, garantizando la continuidad de las actividades evitando su posible interrupción. Incluso los países que se caracterizan por una adecuada conectividad de banda ancha, están experimentando un aumento de la congestión del tráfico de datos y voz que compromete la calidad del servicio. El cambio hacia el teletrabajo y el aprendizaje a distancia no hace sino aumentar la urgencia de alcanzar el acceso universal a la conectividad de banda ancha, Vagliasindi y Gorgulu (2021).

El brote de COVID-19 ha provocado interrupciones y restricciones en la cadena de suministro que han provocado retrasos y cancelaciones en los proyectos de infraestructura en diversos países. Además, las incertidumbres macroeconómicas y las perspectivas económicas negativas han disminuido la disponibilidad del financiamiento privado para proyectos de infraestructura. En comparación con el primer semestre de 2019, las inversiones en las cuales participa la iniciativa privada disminuyeron un 56% en el primer semestre de 2020, siendo Asia Oriental y el Pacífico la región más afectada, caracterizada por una disminución del 79%, debido a la reorientación de los fondos hacia los sectores de la atención sanitaria y la protección social, Banco Mundial (2020). Los compromisos de inversión privada se dirigen principalmente a un número limitado de países, lo que señala también la importancia del financiamiento del sector público cuando se desalienta la inversión privada.

En muchos países, la atención ha empezado a centrarse en los planes de recuperación a largo plazo. En Estados Unidos se anunció un plan de infraestructuras de un billón de dólares como parte del

nuevo paquete de estímulo. El plan de infraestructuras ayudaría a impulsar la economía, centrándose especialmente en las carreteras, los puentes, los túneles, la infraestructura inalámbrica 5G y la banda ancha rural. El Reino Unido también ha anunciado un plan nacional de infraestructuras que implica un gasto de capital cuantioso. El Gobierno de Malasia destinó una cantidad notable de recursos a proyectos de infraestructura como el mantenimiento de carreteras, puentes y alumbrado público a nivel federal, estatal y local para proteger a los pequeños contratistas y fomentar las actividades económicas locales, Vagliasindi y Gorgulu (2021).

Las medidas adoptadas al principio de la crisis de COVID-19 por diversos países fueron muy similares a las empleadas durante la crisis financiera de 2008-09 y se centraron en respuestas inmediatas como los pagos directos (cheques de estímulo). No obstante, la experiencia histórica revela que, en ausencia de otras intervenciones, cuando se produce un descenso del crecimiento económico, la inversión pública también disminuye, Abadie (2020).

Con base en lecciones de crisis pasadas, un estímulo fiscal prometedor es aquel que puede aportar beneficios inmediatos y duraderos, proteger la inversión en infraestructuras y la actual mano de obra de las mismas y acelerar la adopción de energías limpias, la expansión de las redes de banda ancha y el desarrollo de habilidades digitales. Una alternativa para recuperar la senda de crecimiento tanto para los países desarrollados como para los países en desarrollo incluye la inversión en infraestructuras verdes, las cuales requieren elevados gastos en inversiones intensivas en mano de obra a corto plazo que tienen altos multiplicadores y diversos beneficios. Por estas razones algunos autores proponen que los paquetes de recuperación consideren y promuevan alternativas más limpias y respetuosas con el medio ambiente en lugar de concentrarse en la producción de energía tradicional y contaminante, Mundaca y Damen (2015), Jaeger (2020), Kaufman (2020), y Volz (2020).

Metodología econométrica y datos

Pruebas de raíces unitarias en panel

Con el fin de determinar el orden de integración de las series del PIB per cápita y gasto de inversión per cápita en términos reales de las 31 entidades federativas analizadas empleamos pruebas de raíz unitaria de panel, siguiendo los métodos utilizados por Levin, Lin y Chu (2002), IPS (2003), Breitung (2000), Maddala y Wu (1999) (ADF tipo Fisher), Choi (2001) (PP tipo Fisher) y Hadri (2000). La ventaja de los métodos utilizados por Maddala y Wu (1999) e IPS (2003) es que estos trabajos relajan el supuesto de homogeneidad. Choi (2001) modela la dependencia transversal mediante factores comunes, considerando un modelo AR (1) homogéneo.

Las pruebas de raíz unitaria de panel se basan teóricamente en un enfoque de series temporales. Tanto la teoría como la literatura sugieren que las pruebas de raíz unitaria de datos de panel de datos de panel tienen ventajas sobre los datos de series temporales, principalmente porque los datos de panel combinan unidades de datos transversales y series temporales de tiempo, lo que proporciona un mayor número de grados de libertad y mejora la eficacia estadística. Además, este enfoque mitiga con éxito el problema del sesgo causado por la heterogeneidad no observada en la regresión estimada.

La prueba de cointegración en panel con rupturas estructurales de Westerlund y Edgerton (2008)

Con el fin de probar cointegración en el panel considerado empleamos la prueba de cointegración en panel con rupturas estructurales desarrollada por Westerlund y Edgerton (2008).

Westerlund y Edgerton (2008) proponen dos versiones de la prueba, las cuales se derivan de la prueba LM de raíz unitaria, para la hipótesis nula de no cointegración. Ambas versiones permiten heterocedasticidad y errores autocorrelacionados, interceptos y tendencias específicas por individuo o unidad, dependencia de sección cruzada, y rupturas estructurales desconocidas tanto en el intercepto como en la pendiente de la regresión cointegrante, las cuales se pueden localizar en fechas diferentes para las distintas unidades (Lee 2013). Ellos consideran la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \eta_{it} + \delta_i D_{it} + X'_{it} \beta_i + (D_{it} X_{it})' \gamma_i + z_{it}, \quad (1)$$

Donde $x_{it} = x_{it-1} + w_{it}$ es un vector de dimensión k que contiene los regresores y sigue un proceso de caminata aleatoria pura, y D_{it} es un escalar para la variable dummy de la ruptura tal que $D_{it} = 1$ si $t > T_i$ y cero de otra forma. En tanto que z_{it} es una perturbación.

Para un N dado, en la medida que $T \rightarrow \infty$ entonces $\frac{N}{T} \rightarrow 0$, el valor asintótico normalizado del estadístico de prueba se define como sigue:

$$z_j(N) = \sqrt{N} [\overline{LM}_j(N) - E(B_j)] \rightarrow N[0, \text{var}(B_j)], j = \varphi, \tau. \quad (2)$$

Aquí, $\overline{LM}_j(N)$ es el promedio de $\overline{LM}_j(i)$, y B_j es la integración de un proceso Browniano estándar.

El estimador PDOLS de Pedroni

El estimador de Pedroni (1999, 2004) parte de considerar el siguiente modelo:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

El estimador PDOLS es una extensión del estimador individual de series de tiempo mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS), el cual a pesar de ser eficiente es un estimador individual de la ecuación cointegrante que se puede aplicar a datos no estacionarios, Neal (2014). Pedroni (1999, 2004) extiende este a datos panel de series de tiempo a través de efectuar una regresión DOLS sobre cada individuo en el panel anterior como sigue:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + \sum_{j=-P}^P \gamma_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + \mu_{i,t}^* \quad (4)$$

Donde $i=1,2,\dots,N$ es el número de unidades en el panel, $t=1,2,\dots,T$ es el número de periodos de tiempo, $p=1,2,\dots,P$ es el número de rezagos y adelantos en la regresión DOLS, β_i es el coeficiente de la pendiente y $x_{i,t}$ es la variable explicativa. Los coeficientes β y sus estadísticos t asociados se promedian sobre la totalidad del panel a través del método de la media del grupo de Pedroni, Neal (2014).

$$\hat{\beta}_{GM}^* = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\sum_{t=1}^T z_{i,t} z_{i,t}' \right)^{-1} \left\{ \sum_{t=1}^T z_{i,t} (y_{i,t} - \bar{y}_i) \right\} \right] \quad (5)$$

$$t_{\hat{\beta}_i^*} = (\hat{\beta}_i^* - \beta_0) \left\{ \hat{\sigma}_i^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

$$t_{\hat{\beta}_{GM}^*} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_i^*} \quad (7)$$

Donde $z_{i,t}$ es el vector $2(p + 1) \times 1$ de regresores, el cual incluye los rezagos y los adelantos de las diferencias de la variable explicativa, y σ_1^2 es la varianza de largo plazo de los residuales μ_{it}^* . Por el contrario, Kao y Chiang (1997) y Mark y Sul (2003) calculan los estadísticos del panel a través de la dimensión within, con el estadístico t diseñado para probar $H_0: \beta_i = \beta_0$ contra $H_A: \beta_i = \beta_A \neq \beta_0$. El estimador PDOLS de Pedroni esta promediado a través de la dimensión between, es decir la media del grupo. De acuerdo con esto, la prueba del estadístico del panel es $H_0: \beta_i = \beta_0$, contra $H_A: \beta_i \neq \beta_0$. En la hipótesis alternativa, los regresores no están restringidos a ser una constante β_A . Pedroni (2001) argumenta que esto es una importante ventaja de los estimadores de panel de series de tiempo que se basan en la dimensión between, particularmente cuando se espera heterogeneidad en las pendientes.

La prueba de no causalidad en modelos panel heterogéneos de Dumitrescu y Hurlin (2012)

Donde $z_{i,t}$ es el vector $2(p + 1) \times 1$ de regresores, el cual incluye los rezagos y los adelantos de las diferencias de la variable explicativa, y σ_1^2 es la varianza de largo plazo de los residuales μ_{it}^* . Por el contrario, Kao y Chiang (1997) y Mark y Sul (2003) calculan los estadísticos del panel a través de la dimensión within, con el estadístico diseñado para probar $H_0: \beta_i = \beta_0$ contra $H_A: \beta_i = \beta_A \neq \beta_0$. El estimador PDOLS de Pedroni esta promediado a través de la dimensión between, es decir la media del grupo. De acuerdo con esto, la prueba del estadístico del panel es $H_0: \beta_i = \beta_0$, contra $H_A: \beta_i \neq \beta_0$. En la hipótesis alternativa, los regresores no están restringidos a ser una constante β_A . Pedroni (2001) argumenta que esto es una importante ventaja de los estimadores de panel de series de tiempo que se basan en la dimensión between, particularmente cuando se espera heterogeneidad en las pendientes.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \tag{8}$$

Con $K \in N^*$ y $\beta_i = (\beta_i(1), \dots, \beta_i(K))'$. Por simplicidad, los efectos individuales α_i se asumen como fijos a través del tiempo. De igual forma, se asume que el orden de los rezagos K es idéntico para todas las unidades del panel y que este está balanceado. Además permite que los parámetros autoregresivos $\gamma_i(k)$ y los coeficientes de las pendientes de regresión $\beta_i(k)$ difieran entre los grupos, pero son constantes a través del tiempo, Rodríguez, Mendoza y Martínez (2018). De esta manera el modelo planteado en (8) es un modelo panel con efectos fijos por individuo. Los supuestos que se efectúan sobre (8) son los siguientes: (i) Para cada unidad de sección cruzada los residuos individuales ε_{it} se encuentran

normalmente e independientemente distribuidos con $E(\varepsilon_{it}) = 0$ y varianzas heterogéneas finitas $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$; (ii) los residuos entre individuos $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i,1}, \dots, \varepsilon_{i,T})$ se distribuyen de manera independiente entre grupos, es decir $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j, s) = 0, \forall i \neq j \text{ y } \forall (t, s)$; y (iii) Ambas variables individuales $x_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,T})'$ y $y_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T})'$, son de covarianza estacionaria con $E(y_i, t^2) < \infty$ y $E(x_i, t^2) < \infty$. Dumitrescu y Hurlin (2012), proponen probar la hipótesis de no causalidad entre x y y :

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \tag{9}$$

Donde $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(p)})$. Bajo la hipótesis alternativa, existe causalidad de x a y en al menos una unidad:

$$H_1: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \quad \beta_i \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \tag{10}$$

Donde N_1 es desconocido y $N_1 < N$.

Su prueba de no causalidad en el sentido de Granger es similar a la prueba de raíz unitaria de Im, et al. (2003). Los estadísticos de Wald para la prueba de no causalidad en el sentido de Granger se calculan para cada unidad. El estadístico del panel se obtiene como el promedio de las secciones transversales de los estadísticos individuales de Wald, Herrerías, et al. (2013). Dumitrescu y Hurlin (2012) muestran que este estadístico converge a una distribución normal bajo la hipótesis de no causalidad, cuando T tiende a infinito primero y luego cuando N crece indefinidamente. También es posible construir un estadístico estandarizado, $Z_{N,T}^{HNC}$.

Los coeficientes no restringidos del modelo VAR planteado en (8) son heterogéneos tanto bajo la hipótesis nula y la alternativa. Por lo tanto, si se rechaza la hipótesis nula de no causalidad entonces las relaciones de causalidad pueden ser heterogéneas entre regiones las unidades, Herrerías et al. (2013). Dumitrescu y Hurlin (2012) examinan las propiedades en muestras pequeñas del estadístico y encuentran que la potencia de la prueba excede la de prueba de causalidad de Granger en series de tiempo para valores pequeños de T , inclusive aún en presencia de dependencia de sección cruzada.

Los datos

Los datos correspondientes al gasto de inversión pública para las 31 entidades federativas empleados en este trabajo provienen del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI, de los cuales se excluye la Ciudad de México en virtud de que no hay información histórica para dicha entidad, dichos datos se

presentan en pesos corrientes por lo que fue necesario deflactarlos con el deflactor de precios implícitos del PIB agregado. Por otra parte, los datos del PIB per cápita a precios de 2013 provienen de la metodología propuesta por Mendoza (2014), la cual emplea métodos de interpolación estructural-espacial con las series del PIB, a precios de 2003, compatible con la estructura de los censos económicos, las cuentas nacionales y de las series del Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal (ITAE), y datos de la población de los censos del INEGI y estimaciones por CONAPO. Es necesario aclarar que los datos de población estimados por Mendoza (2014) se emplearon en el cálculo del gasto de inversión pública per cápita.

Resultados

La tabla 2 presenta los resultados de aplicar diversas pruebas de raíces unitarias en panel tanto al gasto de inversión pública como al PIB de las entidades federativas, ambos en términos per cápita, como se puede ver de dicho cuadro, con excepción de la prueba de Breitung (2000), todas las pruebas de raíces unitarias permiten inferir que el PIB per cápita posee una raíz unitaria. De igual forma, la prueba de estacionariedad de Hadri (1999) permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad del PIB per cápita en el periodo bajo estudio.

En el caso del gasto de inversión pública per cápita todas las pruebas excepto la prueba Phillips-Perron de Fisher no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. En el mismo sentido la prueba de Hadri (1999) rechaza la hipótesis de estacionariedad para esta variable.

Tabla 2
Pruebas de raíz unitaria

	PIB per cápita		Gasto de Inversión Pública per cápita	
	Estadístico	Valor-p	Estadístico	Valor-p
Levin, Lin y Chu (estadístico t)	-0.9728	0.1653	1.6122	0.9465
Im, Pesaran y Shin (W-estadístico)	3.0638	0.9989	-0.9997	0.1587
ADF - Fisher (χ^2)	-2.8403	0.9977	-0.3295	0.6291
PP - Fisher (χ^2)	-1.7382	0.9589	7.9528	0.0000
Breitung (estadístico t)	-3.0746	0.0011	2.8744	0.9980
Hadri (estadístico Z)	18.4500	0.0000	5.4445	0.0000

Notas: Todas las pruebas se realizaron con cuatro rezagos. Las pruebas ADF y PP de Fisher se realizaron únicamente con intercepto

Fuente: Elaboración propia

A partir de estos resultados podemos concluir que ambas variables poseen una raíz unitaria, por lo que ahora procedemos a averiguar si está cointegradas, es decir si poseen una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas.

El resultado de las pruebas de cointegración en panel con y sin rupturas estructurales de Westerlund y Edgerton (2008) aplicadas al gasto de inversión y al PIB, ambos indicadores en términos per cápita, se muestra en la tabla 3. Como se aprecia en dicho cuadro, únicamente la prueba $Z\tau(N)$ permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración en panel en las variables bajo consideración al nivel de significancia del 10% sin considerar ruptura alguna (no shift), con cambio de nivel (level shift) y al 5% con cambio de régimen (regime shift). Sin embargo, para la prueba $Z\phi(N)$ no fue posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración en ningún caso. Con respecto a los años de ruptura, en ambas especificaciones con cambio de nivel (level shift) y con cambio de régimen (regime shift) la mayoría de las rupturas se presentan en los años 1994 y 2008, que corresponden a los años en los que se registraron dos de las crisis más profundas en el periodo de estudio.

Tabla 3
 Resultados de las pruebas de cointegración en panel con y sin rupturas estructurales de Westerlund y Edgerton (2008)

Estadístico	k=1		
	No shift	Level shift	Regime shift
$Z\tau(N)$	-1.360 [0.087]	-1.470 [0.071]	-1.872 [0.031]
$Z\phi(N)$	-0.777 [0.219]	-0.696 [0.243]	-0.709 [0.239]
	Rupturas	Rupturas	
Aguascalientes	2008	2008	
Baja California	2008	2008	
Baja California Sur	2014	2008	
Campeche	2016	2016	
Coahuila de Zaragoza	2008	2008	
Colima	2008	2000	
Chiapas	2003	2003	
Chihuahua	2008	2008	
Durango	1997	1997	
Guanajuato	2008	2008	
Guerrero	1994	1994	
Hidalgo	1994	1994	
Jalisco	1994	2008	
México	1994	1994	
Michoacán de Ocampo	1996	1996	
Morelos	1994	1994	
Nayarit	2003	2003	
Nuevo León	1994	1994	
Oaxaca	1994	2016	

Puebla	1994	1994
Querétaro	1994	1994
Quintana Roo	2008	2008
San Luis Potosí	1994	1994
Sinaloa	2008	2008
Sonora	2008	2008
Tabasco	2004	2016
Tamaulipas	2008	2008
Tlaxcala	2004	2004
Veracruz de Ignacio de la Llave	2003	1997
Yucatán	1994	1994
Zacatecas	2009	2009

Notas: k es el número de factores comunes incorporados en la prueba. Los números entre corchetes corresponden a los valores p de cada prueba

Fuente: Elaboración propia

Una vez verificada la existencia de una relación de largo plazo entre las variables en cuestión, efectuamos pruebas de causalidad de Granger en panel heterogéneos que nos permiten evaluar la dirección de la causalidad en la ecuación estimada con las variables objeto de estudio. Los resultados se presentan en las tablas 4 y 5, en la tabla 4 se presentan los resultados con distintos rezagos de la prueba de que el PIB per cápita no causa en el sentido de Granger al gasto de inversión pública per cápita, mientras que en la tabla 5 se presentan los resultados de la prueba de que el gasto de inversión pública per cápita no causa al PIB per cápita.

Como se puede ver en la tabla 4, a pesar de que la prueba se realizó con diferentes rezagos, en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de que el PIB per cápita no causa en el sentido de Granger al gasto de inversión pública. Por el contrario, en la tabla 5 donde se somete a prueba la hipótesis nula de que el gasto de inversión no causa en el sentido de Granger al PIB per cápita, es posible rechazar dicha hipótesis nula con 5 rezagos al 10% y con 6 rezagos al 5% en uno de los estadísticos de dicha prueba, lo cual refuerza el resultado previo referente a los estimadores para variables cointegradas en panel que requirieron una gran cantidad de rezagos y de adelantos para alcanzar la significancia en la relación estimada entre ambas variables y que sugiere que hay efectos de mediano plazo entre ambas variables. De esta manera encontramos evidencia de que el gasto de inversión pública causa en el sentido de Granger al PIB per cápita en las 31 entidades federativas de México consideradas en el análisis, lo cual favorece a la hipótesis keynesiana de que es el gasto, en este caso el de inversión pública el que incide en el PIB per cápita, es decir en el desarrollo económico.

Tabla 4

Resultados de pruebas causalidad de Granger en modelos de datos panel heterogéneos aplicados al gasto de inversión per cápita y al PIB per cápita de las entidades federativas de la república mexicana: 1989-2019.

(H_0 : No causalidad homogénea de Granger de $\left(\frac{y}{pob}\right)_t \rightarrow \left(\frac{gp}{pob}\right)_t$)

	Wald statistic	Valor-p	Wald statistic	Valor -p	Wald statistic	Valor-p
	1 Rezago		2 Rezagos		3 Rezagos	
$W_{N,T}^{Hnc}$	1.1326		2.2020		3.0810	
$\bar{Z}_{N,T}^{Hnc}$	0.5222	[0.6016]	0.5623	[0.5739]	0.1840	[0.8540]
$\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc}$	0.1804	[0.8568]	0.0470	[0.9625]	-0.4245	[0.6712]
	4 Rezagos		5 Rezagos		6 Rezagos	
$W_{N,T}^{Hnc}$	4.3012		5.1454		5.7900	
$\bar{Z}_{N,T}^{Hnc}$	0.5930	[0.5532]	0.2559	[0.7980]	-0.3375	[0.7358]
$\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc}$	-0.2910	[0.7711]	-0.7442	[0.4568]	-1.3354	[0.1818]

Fuente: Elaboración propia

Tabla 5

Resultados de las pruebas causalidad de Granger en panel heterogéneos aplicados al gasto de inversión per cápita y al PIB per cápita de las entidades federativas de la república mexicana: 1989-2019.

(H_0 : No causalidad homogénea de Granger de $\left(\frac{gp}{pob}\right)_t \rightarrow \left(\frac{y}{pob}\right)_t$)

	Wald statistic	Valor-p	Wald statistic	Valor -p	Wald statistic	Valor-p
	1 Rezago		2 Rezagos		3 Rezagos	
$W_{N,T}^{Hnc}$	1.2754		2.2325		3.1259	
$\bar{Z}_{N,T}^{Hnc}$	1.0884	[0.2782]	0.6471	[0.5176]	0.2861	[0.7748]
$\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc}$	0.6700	[0.5028]	0.1180	[0.9061]	-0.3433	[0.7314]
	4 Rezagos		5 Rezagos		6 Rezagos	
$W_{N,T}^{Hnc}$	4.2167		5.9673		8.8038	
$\bar{Z}_{N,T}^{Hnc}$	0.4266	[0.6696]	1.7031	[0.0886]	4.5066	[0.0000]
$\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc}$	-0.4147	[0.6784]	0.2363	[0.8132]	1.5190	[0.1288]

Notas: Los números entre corchetes indican los valores-p

Fuente: Elaboración propia

Por último, estimamos una versión reducida del modelo keynesiano en el cual el PIB per cápita como proxy del crecimiento económico se encuentra en función del gasto de inversión per cápita, ambos en términos reales, como se muestra en la ecuación (13):

$$\left(\frac{y}{\text{pob}}\right)_t = \delta + \eta \left(\frac{\text{gp}}{\text{pob}}\right)_t \quad (13)$$

Se presentan en la tabla 6 los resultados de las estimaciones de la pendiente de cointegración tanto de manera individual como de panel, las estimaciones se llevaron a cabo con y sin dummies temporales comunes.

Tabla 6
 Estimaciones de la pendiente de cointegración individuales y de panel entre el PIB per cápita de cada entidad con respecto al Gasto de Inversión per cápita a través del estimador PDOLS para $\left(\frac{y}{\text{pob}}\right)_t = \delta + \eta \left(\frac{\text{gp}}{\text{pob}}\right)_t$.

	Sin dummies temporales comunes			Con dummies temporales comunes		
	Coefficiente	Estadístico t		Coefficiente	Estadístico t	
Aguascalientes	0.195	6.024	***	0.177	4.162	***
Baja California	0.281	4.388	***	0.164	9.229	***
Baja California Sur	0.069	4.321	***	0.004	1.138	
Campeche	0.461	10.300	***	0.478	1.273	
Coahuila de Zaragoza	0.104	7.429	***	0.059	5.470	***
Colima	0.177	10.340	***	0.087	2.971	***
Chiapas	-0.167	-5.836	***	0.233	7.273	***
Chihuahua	0.073	2.018	**	-0.025	-0.782	
Durango	0.104	4.720	***	0.043	8.409	**
Guanajuato	0.358	4.571	***	-0.011	-2.101	**
Guerrero	0.052	2.120	**	-0.012	-0.643	
Hidalgo	0.018	2.025	**	-0.012	-0.999	
Jalisco	-0.648	-6.738	***	0.067	7.619	***
México	0.205	7.597	***	0.111	12.040	***
Michoacán de Ocampo	0.206	9.457	***	0.120	6.561	***
Morelos	0.228	16.420	***	-0.001	-0.020	
Nayarit	0.086	8.203	***	0.047	4.194	***
Nuevo León	0.045	1.804	*	0.041	2.075	**
Oaxaca	0.065	4.793	***	-0.069	-8.578	***
Puebla	0.308	6.676	***	0.160	1.334	
Querétaro	0.683	6.951	***	-0.159	-19.060	***
Quintana Roo	0.017	1.090		1.119	2.444	***
San Luis Potosí	0.464	9.539	***	0.176	1.755	*
Sinaloa	0.156	15.690	***	0.050	11.860	***
Sonora	-0.104	-2.293	**	0.010	0.475	
Tabasco	-0.089	-8.891	***	0.014	5.557	***
Tamaulipas	0.317	11.080	***	0.048	1.038	
Tlaxcala	-0.166	-25.430	***	-0.276	-12.370	***
Veracruz	0.093	0.518	***	0.067	38.040	***
Yucatán	-0.077	-3.448	***	-0.059	-10.770	***
Zacatecas	0.878	9.329	***	-0.233	-1.201	
Panel	0.142	20.610	***	0.078	14.080	***

Notas: *, **, *** indican el rechazo de la hipótesis nula $H_0: \beta_i = 0$, a los niveles de significancia del 10%, 5% y del 1%, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

Como se puede ver en la tabla 6, bajo la especificación que no incluye dummies temporales comunes casi la totalidad de los coeficientes estimados resultaron estadísticamente significativos al nivel del 5%, mientras que bajo la especificación que incorpora dummies temporales comunes alrededor de dos terceras partes de los coeficientes estimados para las pendientes individuales resultaron significativos al 5% de significancia. De igual forma, la heterogeneidad de los coeficientes estimados, tanto en su magnitud como en su signo, sugiere que estos pueden depender de distintos factores como son el grado de desarrollo, la fortaleza de las instituciones, etc. de las entidades federativas en cuestión.

En lo que respecta a las estimaciones de panel en ambas especificaciones el coeficiente resultó positivo y estadísticamente significativo, lo cual sugiere que el gasto de inversión per cápita tiene un impacto positivo en el PIB per cápita a nivel de entidades federativas en México. Sin embargo, es mucho mayor en el caso de la especificación que no incluye dummies temporales comunes. Estos resultados sugieren que el gasto de inversión per cápita, como variable exógena en el modelo keynesiano, tiene un impacto positivo en crecimiento económico. Es necesario mencionar que para obtener coeficientes estadísticamente significativos con estos estimadores fue necesario incorporar 5 rezagos y 5 adelantos en el modelo, lo que sugiere efectos de mediano y largo plazos entre estas variables.

Conclusiones

El enfoque keynesiano puede utilizarse para entender que el gasto de inversión pública es un poderoso instrumento para estimular la demanda y con ello crecimiento económico, especialmente en épocas de alto desempleo, que ha dado lugar a amplios debates desde la Gran Recesión. A partir de entonces diversos trabajos empíricos han estimado multiplicadores fiscales. La mayor parte de la literatura empírica sobre el impacto de los estímulos fiscales se limita casi exclusivamente a los países desarrollados, y sólo trata amplias categorías de gasto (transferencias, recortes de impuestos, gasto público). La falta de datos confiables en los países en desarrollo dificulta la comprensión de hasta qué punto los resultados existentes se trasladarían a estos entornos económicos tan diferentes. Al mismo tiempo, la falta de datos fiscales desagregados, incluso en el caso de los países desarrollados, limita lo que la literatura puede abarcar sobre la eficacia relativa de los distintos tipos de gasto con el fin de proporcionar orientación sobre el establecimiento de prioridades, Vagliasindi y Gorgulu (2021).

En segundo lugar, no existe una receta única para que el estímulo fiscal estimule la recuperación ni para encontrar las condiciones en las que el multiplicador es más eficaz. La evidencia empírica sobre el tema no es concluyente sobre el hecho de que los multiplicadores sean mayores durante los diferentes estados de la economía y, en particular, durante una recesión. Además, en las crisis, las transferencias son a veces más eficaces que los multiplicadores del gasto. Sin embargo, no todas las crisis son iguales: una

crisis más profunda puede producir multiplicadores más altos. La evidencia más fuerte es que los multiplicadores pueden ser más altos cuando hay coordinación entre la política fiscal y la monetaria, especialmente bajo el límite inferior de la tasa de interés.

Vagliasindi y Gorgulu (2021) exploran algunas recomendaciones de política sobre la eficacia de las políticas fiscales anticíclicas contra la actual crisis de COVID-19. Hay varias razones por las que el gasto de COVID-19 podría tener multiplicadores más pequeños, incluyendo un comportamiento más precautorio, el atesoramiento de dinero en efectivo, amplificado por el temor de que la gente decida no participar en viajes y actividades sociales, de modo que los esfuerzos para estimular la actividad económica serán menos eficaces. Al mismo tiempo, una consideración compensatoria es que muchos países también se enfrentan al tipo de condiciones de política monetaria flexible que ayudan a aumentar la eficacia del estímulo fiscal.

En este trabajo con un enfoque keynesiano se brinda evidencia sobre la relevancia del gasto de inversión pública per cápita en incidir sobre el crecimiento económico a través de las distintas pruebas de raíces unitarias en panel, de cointegración y de estimadores para este tipo de variables con datos de panel a nivel de entidades federativas para México en el periodo comprendido entre 1989 y 2019.

En términos generales, los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel empleadas permiten concluir que las variables bajo estudio poseen una raíz unitaria. De igual forma, una de las pruebas de cointegración en panel con rupturas permite inferir que existe una relación de equilibrio entre ambas variables. Adicionalmente, los estimadores para variables en panel cointegradas permiten deducir que el coeficiente que mide el impacto del gasto de inversión pública en términos per cápita en el PIB per cápita de las entidades federativas de México es positivo y estadísticamente significativo. Adicionalmente, los resultados de la prueba de no causalidad en el sentido de Granger empleada favorecen la hipótesis keynesiana de que es el gasto de inversión per cápita el que determina al PIB per cápita de las entidades federativas en México y no a la inversa, como lo postula la Ley de Wagner, cuando se incorpora un número relativamente grande de rezagos.

Estos resultados sugieren que el gasto de inversión que ejercen anualmente los gobiernos de las entidades federativas funge como un motor de crecimiento económico y de desarrollo, por lo que reducirlos para atender otras necesidades coyunturales en México puede tener resultados adversos en el crecimiento económico de las entidades económicas y por ende en el país, no de manera inmediata pero si en el mediano y largo plazos, 4 o 5 años, lo cual puede agudizar y profundizar la difícil recesión económica por la que atraviesa el país a consecuencia de la pandemia por COVID-19. Por el contrario, el incremento del gasto de inversión pública en este rubro puede alentar el crecimiento económico en los próximos años.

Agradecimientos

Miguel Ángel Mendoza agradece o el autor agradece u otro equivalente.

El financiamiento del proyecto PAPIIT-IN308721-UNAM "Políticas públicas de reactivación y reestructuración económica urbana en México ante impactos económicos y sociales de la COVID-19 en México".

Referencias

- Abiad, A., Furceri, D., & Topalova, P. (2015). The macroeconomic effects of public investment evidence from advanced economies. Washington DC: International Monetary Fund. WP/15/95.
- Abadie, R. (2020). COVID-19 and infrastructure: A very tricky opportunity. World Bank Blog Published on Getting Infrastructure Finance Right. <https://blogs.worldbank.org/ppps/covid-19-and-infrastructure-very-tricky-opportunity>
- Acconcia, A., Corsetti, G., & Simonelli, S. (2014). Mafia and public spending: Evidence on the fiscal multiplier from a quasi-experiment. *The American Economic Review*, 104(7), 2185-2209.
- Ambriško, R., Babecký, J., Ryšánek, J., & Valenta, V. (2015). Assessing the impact of fiscal measures on the Czech economy. *Economic Modelling*, 44, 350-357.
- Atkinson, R.T., Castro, D., & Ezell, S. J. (2009). The Digital Road to Recovery: A Stimulus Plan to Create Jobs, Boost Productivity and Revitalize America. The Information Technology & Innovation Foundation (ITIF).
- Banco Central de la Reserva de Peru (2012). Inflation Report: Recent Trends and Macroeconomic Forecasts 2012–14. (June).
- Bivens, J. (2003). Updated Employment Multipliers for the U.S. Economy. Working Paper No. 268, Economic Policy Institute, Washington, D.C., August 2003: 23.
- Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1329–1368.
- Blyth, W., Gross, R., Speirs, J., Sorrell, S., Nicholls, J., Dorgan, A., & Hughes, N. (2014). Low Carbon Jobs: The Evidence for Net Job Creation from Policy Support for Energy Efficiency and Renewable Energy. UK Energy Research Center Report.
- Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In: B. Baltagi (Ed). *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, JAI Press, Amsterdam, 15, 161–178

- Bruckner, M. & Tuladhar, A. (2014). Local government spending multipliers and financial distress: Evidence from Japanese prefectures. *The Economic Journal*, 124(581), 1279-1316.
- Cambridge Econometrics. (2011). *Studies on Sustainability Issues – Green Jobs; Trade and Labour*. Final Report for the European Commission, DG Employment. Cambridge, UK.
- Capek, I. And Crespo Cuaresma, J. (2020). We Just Estimated Twenty Million Fiscal Multipliers. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 82, 3 (2020) 483–502
- Chi, J., & Baek, J. (2016). Modeling the transport infrastructure-growth nexus in the United States. *Journal of the Transportation Research Forum*, 55(3): 23-39.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* 20, 249–272.
- Coenen, Guenter et al. (2012) “Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models.” *American Economic Journal. Macroeconomics* 4(1): 22–68. Web.
- Comings, T., Fields, S., Takahashi, K., & Keith, G. (2014). *Employment Effects of Clean Energy Investments in Montana*. Montana Environmental Information Center and Sierra Club.
- Connolly, Michael y Cheng Li (2016). Government spending and economic growth in the OECD countries. *Journal of Economic Policy Reform*, Vol. 19, No. 4, 386–395, <http://dx.doi.org/10.1080/17487870.2016.1213168>
- Crandall, R., Jackson, C., & Singer, H. (2003). *The Effect of Ubiquitous Broadband Adoption on Investment, Jobs, and the U.S. Economy*. Washington DC: Criterion Economics, LLC.
- Crandall, R., Lehr, W., & Litan, R. (2007). *The Effects of Broadband Deployment on Output and Employment: A Cross-sectional Analysis of U.S. Data*. The Brookings Institution. *Issues in Economic Policy*. Number 6.
- Deleidi, M., Iafate, F., & Levrero, E. S. (2020). Public investment fiscal multipliers: An empirical assessment for European countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 354-365.
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger noncausality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Erickson, C. A., Owusu-Nantwi, V., & Owensby, F. (2015). The government spending multiplier: Evidence from county level data. *The Social Science Journal (Fort Collins)*, 52(3), 358-363.
- Eskesen, L.L., & Lueth, E. (2009). "Republic of Korea: Selected Issues," *IMF Country Report* 09/263.
- Espinoza, R. A., & Senhadji, A. S. (2011). How strong are fiscal multipliers in the GCC?: An empirical investigation. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Fatas, A. & Mihov, I. (2001). The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence. *CEPR Discussion Papers*, 2760.
- Fondo Monetario Internacional (FMI). (2020). *Fiscal Monitor: Policies for the Recovery*. Washington, October.

- Gechert, Sebastian & Rannenberg, Ansgar. (2018). Which Fiscal Multipliers Are Regime-Dependent? A Meta-regression Analysis. *Journal of Economic Surveys*, September 2018, v. 32, n. 4, pp. 1160-82 .
- Gurara, Daniel, Kpodar, Kangni, Presbitero Andrea & Tessema, Dawit (2020). On the Capacity to Absorb Public Investment: How Much is Too Much? IMF Working Paper WP/20/48.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal* 3, 148–161.
- Hepburn, C., O’Callaghan, B., Stern, N., Stiglitz, J., and Zenghelis, D., (2020). “Will COVID-19 fiscal recovery packages accelerate or retard progress on climate change?” Smith School Working Paper 20–02.
- Herrerías, M. J., Joyeux, R. Y Giradin, E. (2013). Short-and-long Run Causality between Energy Consumption and Economic Growth: Evidence across Regions in China. *Applied Energy*, 112.
- Horvat, B. (1958). The Depreciation Multiplier and a Generalized Theory of Fixed Capital Costs. *Manchester School*, Volume 26, Issue 2 Pages 136-159
- Hunt, B., Tumbarello, P. & Takats, E. (2009). *Australia selected issues*. Washington: International Monetary Fund.
- IEA (International Energy Agency). (2020a). *Sustainable Recovery*. World Energy Outlook Special Report in collaboration with the International Monetary Fund.
- IEA (International Energy Agency). (2019 a). *Africa Energy Outlook*. World Energy Outlook Special Report. Paris.
- IEA (International Energy Agency). (2019b). *World Energy Outlook - 2019*. Paris.IILS (2009). *Stimulus Packages to Counter Global Economic Crisis: A review*. International Institute for Labour Studies. Geneva. DP/196/2009.
- Im, K.S., M.H. Pesaran y Shin (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Kanazawa, N. (2018). The public investment multipliers: Evidence from stock returns of narrowly defined industry in Japan. Discussion paper series HIAS-E-66, Hitotsubashi Institute for Advanced Study, Hitotsubashi University
- Kao, Chihwa, y Chiang, Min-Hsien (2000). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data", en B. Baltagi, T. B. Fomby y R. Carter Hill (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics* 15, s.l., Emerald, pp. 161-17
- Kaufman, N. (2020). The greenest stimulus is one that delivers rapid economic recovery. Columbia SIPA. Center on Global Energy Policy. June 2020.
- Kraay, A. (2012). How Large Is The Government Spending Multiplier? Evidence From world Bank Lending. *The Quarterly Journal of Economics* 127(2): 829–887. Doi:10.1093/qje/qjs008.

- Kraay, A. (2014). Government spending multipliers in developing countries: Evidence from lending by official creditors. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(4), 170-208.
- Kuttner, K. N. & Posen, A.S. (2002). Fiscal Policy Effectiveness in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 16(4): 536–558.
- Jacobs, M. (2012). *Green Growth: Economic Theory and Political Discourse*. GRI Working Papers No. 92, Grantham Research Institute on Climate Change and the Environment, London.
- Jaeger, J. (2020). Lessons from the Great Recession for COVID-19 Green Recovery. World Resources Institute. <https://www.wri.org/blog/2020/11/coronavirus-green-stimulus-great-recession-lessons> (last accessed February 9, 2021).
- Jones, Garrett & Rothschild, Daniel M. (2020). “The Limits of Infrastructure Stimulus,” Mercatus Center Policy Brief, March 25, 2020.
- Leduc, S. & D. J. Wilson. (2012). Roads to prosperity or bridges to nowhere? Theory and evidence on the impact of public infrastructure investment. Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.
- Levin, A., C.F. Lin y C.S.J. Chu (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Maddala, G.S., y Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Mallett, W. J. (2020). Transportation Infrastructure Investment as Economic Stimulus: Lessons from the American Recovery and Reinvestment Act of 2009. Congressional Research Service, May 5, 2020.
- Mark, Nelson C., y Sul, Donggyu (2003). Cointegration Vector Estimation by Panel dols and Long-run Money Demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (5), pp. 655-680.
- Miyamoto, W., Thuy, L. N. & Sergeyev, D. (2018). Government spending multipliers under the zero lower bound: Evidence from Japan. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3), 247-277.
- Mundaca, L. & B. Damen. (2015). Assessing the effectiveness of the ‘Green Economic Stimulus’ in South Korea: Evidence from the energy sector. In 38th International Association for Energy Economics (IAEE) International Conference.
- Neal, T. (2014), Panel cointegration analysis with xtpedroni. *The Stata Journal*, 14(3), 684-692.
- Pedroni, Peter (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (especial), pp. 653-670.

- Pedroni, Peter (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels", *Review of Economics and Statistics*, 83 (4), pp. 727-731.
- Pedroni, Peter (2004). Panel Cointegration: Asymptotic And Finite Sample Properties Of Pooled Time Series Tests With An Application to the ppp Hypothesis. *Econometric Theory*, 20 (3), pp. 597-625.
- Pereira, A. M. (2000). Is all public capital created equal? *The Review of Economics and Statistics*, 82(3), 513-518.
- Pereira, A. M. & de Frutos, R. F. (1999). Public capital accumulation and private sector performance. *Journal of Urban Economics*, 46(2), 300-322.
- Perotti, R. (2004). Public Investment: Another (different) Look. Mimeo, Università Bocconi.
- Popp, D, Vona, F., Marin, G. & Chen, Z. (2020). The Employment Impact of Green Fiscal Push: Evidence from the American Recovery Act, National Bureau of Economic Research Working Paper working paper No w27321.
- Qiang, C. Z. (2010). Broadband infrastructure investment in stimulus packages: Relevance for developing countries. *Info (Cambridge, England)*, 12(2), 41. Doi:10.1108/14636691011027175
- Ramey, V. A. (2019). Ten years after the financial crisis: What have we learned from the renaissance in fiscal research? *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 33, No. 2. 89-114.
- Ramey, V. A. & Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from U.S. historical data. *Journal of Political Economy*, vol. 126, pp. 850– 901.
- Rodríguez Benavides, Domingo; Miguel Ángel Mendoza González y Miguel Ángel Martínez García (2018). Acumulación de capital y crecimiento estatal en México: un análisis con datos panel. *Revista Problemas del Desarrollo*, 194 (49), julio-septiembre, 61-89.
- Rosenstein-Rodan, P. N. (1961). International Aid for Underdeveloped Countries, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 43, No. 2, 107-138.
- Rossini, R., Quispe, Z., & Loyola, J. (2012). Fiscal Policy Considerations in the Design of Monetary Policy in Peru. Central Reserve Bank of Peru. DT. N. 2012 -022 Working Paper Series. November.
- Schwartz, J. Z., Andres, L. A., y Draboiu, G. (2009), Crisis in Latin America. Infrastructure Investment, Employment and the Expectations of Stimulus. World Bank Policy Research Working Paper, 5009.
- Stiglitz, J. E. (2020). The Pandemic Economic Crisis, Precautionary Behavior, and Mobility Constraints: An Application of the Dynamic Disequilibrium Model with Randomness, National Bureau of Economic Research Working Paper Working Paper, n. 27992.

- Stiglitz, J.E. (2021). The proper role of government in the market economy: The case of the post-COVID recovery. *Journal of Government and Economics*, 1, 100004.
<https://doi.org/10.1016/j.jge.2021.100004>.
- Strand, J. & Toman, M. (2010). “Green Stimulus,” Economic Recovery, and Long-Term Sustainable Development. World Bank Policy Research Working Paper WPS 5163.
- Tandberg, E. & Allen, R. (2020). Managing public investment spending during the crisis. Special Series on COVID-19. Washington DC: International Monetary Fund.
- Vagliasindi, M. Y Gorgulu, N. (2021). What Have We Learned about the Effectiveness of Infrastructure Investment as a Fiscal Stimulus? A Literature Review. Policy Research Working Paper 9796, World Bank Group, October 2021.
- Veld, J. (2016). Public investment stimulus in surplus countries and their euro area spillovers. Luxembourg: Publications Office.
- Volz, U. (2020). Investing in a Green Recovery. *Finance and Development*. September 2020.
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2020/09/investing-in-a-green-recovery-volz.htm>
(last accessed February 10, 2021)
- Westerlund, J., Edgerton, D.L. (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 70 (5), 665–704.
- World Bank. (2020). Private Participation in Infrastructure (PPI) 2020 Half Year Report.