

LA COMPOSICIÓN DE LA CAPACIDAD TRIBUTARIA: EVIDENCIA PARA UN PANEL DE PAÍSES

Nancy Ivonne Muller Durán¹

Facultad de Economía, UNAM (México)

Correo electrónico: nmuller@economia.unam.mx

Recibido el 03 de febrero de 2021; aceptado el 10 de octubre de 2021.

Taxes on luxuries have some advantage over taxes on necessities. They are generally paid from income, and therefore do not diminish the productive capital of the country.

Ricardo (1821 [1951], p. 241)

RESUMEN

En este documento analizo la relación que existe entre el crecimiento económico, el comercio exterior y la capacidad tributaria. Sostengo que los impuestos no necesariamente distorsionan la eficiencia y que dependen de la actividad económica. Para documentar la hipótesis realizo cuatro modelos panel cointegrados para un grupo de 55 países y su subsecuente división de acuerdo con tres niveles de ingreso para el periodo de 1990-2018. Los resultados obtenidos muestran que el crecimiento económico es una condición *sine qua non* para determinar la capacidad recaudatoria pero no es suficiente en aquellos países con desigualdad económica. Por lo tanto, es necesario estimular el desarrollo económico y promover reformas fiscales progresivas.

Palabras clave: política fiscal, capacidad tributaria, crecimiento económico.

Clasificación JEL: H20, O5.

¹ Investigación realizada gracias al Programa UNAM-PAPIIT IA301621.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2022.319.80790>

ABSTRACT

This document analyzes the relationship between economic growth, foreign trade and tax capacity. It is argued that taxes do not distort efficiency and that they depend on economic activity. In order to empirically support our hypothesis, four cointegrated panel models are carried out for a group of 55 countries and their subsequent division according to three income levels for the period 1990-2018. The results obtained show that economic growth is a *sine qua non* condition for determining tax capacity, but it is not enough in countries plagued with economic inequality. Therefore, it is necessary to stimulate economic development and promote progressive fiscal reforms.

Keywords: Fiscal policy, tax capacity, economic growth.

JEL Classification: H20, O5.

1. INTRODUCCIÓN

Después de la desinflación de la década de 1980 y la subsecuente adopción del nuevo consenso macroeconómico (NCM), la política monetaria se convirtió en el instrumento para asegurar el pleno empleo y se consideró que la política fiscal austera podía afectar de forma positiva al crecimiento económico cuando se modifican las expectativas sobre la producción futura (Dullien, 2012). Actualmente, la teoría de las finanzas públicas se sustenta en la idea de que el gobierno actúa como estabilizador macroeconómico a través de la austeridad medida como la reducción del gasto y la deuda pública o mediante el uso anticíclico de los estabilizadores automáticos (Vázquez Muñoz, Muller Durán y Zavaleta González, 2021).

El abandono de una política fiscal activa y su subsecuente influencia en momentos de crisis han soslayado el estudio de la capacidad tributaria como una forma de proveer los servicios públicos, aumentar el gasto y abatir la pobreza. Es común observar que, para cumplir con estos objetivos, los gobiernos aumentan su deuda pública como porcentaje del producto interno bruto (PIB), lo cual puede causar crisis fiscales futuras por falta de repago (Piancastelli y Thirlwall, 2020). En la teoría econó-

mica existe el argumento de un *trade-off* entre la capacidad tributaria y el crecimiento económico: ¿más o menos tributación de acuerdo con el grado de desarrollo?

De acuerdo con la teoría económica dominante, los impuestos son una interferencia en la eficiencia de la actividad económica porque aumentan los costos de las empresas y generan inflación. Además, las reformas tributarias de carácter regresivo que se han hecho alrededor del mundo se basan en tres marcos analíticos. Primero, la curva de Laffer (1981) plantea que cuando la presión fiscal es muy alta, disminuir los impuestos incentiva la inversión, el empleo y el consumo; como consecuencia el Estado recaudará más impuestos y al mismo tiempo aumentará el ingreso disponible de la población. Este comportamiento continúa hasta un punto de inflexión en donde la relación se invierte y la tasa impositiva se iguala a cero. Segundo, la hipótesis de equivalencia ricardiana (HER) y, tercero, la hipótesis de austeridad expansiva (HAE) sugieren que la deuda y el gasto de gobierno no tienen efectos keynesianos en la demanda agregada (Barro, 1974; Giavazzi y Pagano, 1990; Alesina y Perotti, 1995).

Una visión opuesta a la teoría ortodoxa postula que las finanzas públicas estables y robustas se logran a través de una capacidad tributaria eficiente. Kaldor (1956) argumenta que la capacidad tributaria no sólo depende del crecimiento económico, sino de las tasas de ahorro diferenciadas, del grado de desarrollo y además debe ser progresiva y no procíclica. Este enfoque describe un círculo virtuoso en el que los impuestos al gasto aunados a una distribución equitativa del ingreso permiten una mayor tasa potencial de ahorro que genera acumulación de capital.

En este artículo sostenemos, desde una perspectiva macroeconómica, que el crecimiento económico es una variable *sine qua non* para determinar la capacidad tributaria —que anula y supera la supuesta ineficiencia de los impuestos— pero no es suficiente en países con desigualdad económica. El objetivo es determinar únicamente la relación propuesta para un panel de 55 países y, luego, para tres subgrupos catalogados por el nivel de ingreso. Nuestros resultados confirman la hipótesis aquí formulada.

En las líneas que siguen hacemos una breve revisión del estado del arte de la teoría de las finanzas públicas y de los estudios empíricos sobre

la determinación de la capacidad tributaria. Posteriormente, presentamos la selección de variables y la metodología utilizada; a continuación, elaboramos un modelo panel cointegrado con el fin de suministrar la evidencia empírica y analítica en favor de nuestra hipótesis relacionada con la contribución específica de esta investigación. El artículo cierra con la conclusión.

2. ASPECTOS TEÓRICOS Y EMPÍRICOS SOBRE LAS FINANZAS PÚBLICAS.

2.1. Revisión teórica

La revolución keynesiana hizo explícita la efectividad del gasto público y la tributación como instrumentos para la estabilización macroeconómica. El papel del multiplicador keynesiano en el modelo IS-LM (Hicks, 1937) es fundamental para explicar cómo la política fiscal puede expandir o contraer el producto cuando el gobierno utiliza las finanzas públicas. Asimismo, y como un caso particular, el comportamiento de la tasa de interés también es importante pues si la economía se encuentra en la trampa de liquidez el impacto de la política fiscal es aún mayor.

Las teorías de las finanzas públicas que se desarrollaron a partir de la aplicación de este marco teórico son varias y diversas. Kalecki (1943) plantea que los programas de gasto pueden asegurar el pleno empleo sin inflación cuando la economía tiene la capacidad productiva ociosa para emplear a toda la fuerza de trabajo existente. Es decir, la efectividad de estos programas depende de que la oferta agregada sea mayor que la demanda. Sin embargo, Kalecki observó que existen aspectos políticos que crean una gran aversión contra la intervención del gobierno en el problema del empleo principalmente por el efecto expulsión de la inversión, el déficit presupuestario, los subsidios al consumo privado y los cambios sociales.

Lerner (1943) analizó cómo las medidas fiscales y la responsabilidad financiera del gobierno afectan a la economía. Un desequilibrio en el gasto total generado por una disminución de la tasa impositiva incrementa el consumo y la inversión y aumenta la base impositiva, pero podría causar inflación. Por lo tanto, para conseguir la estabilidad económica es necesario que los impuestos potenciales sean endógenos a las condiciones estructurales de la economía y no a los intereses finan-

cieros del Estado. De acuerdo con la hipótesis de finanzas funcionales, cualquier expansión del gasto por encima del ingreso debe ser a través de la creación monetaria.

La teoría monetaria moderna arguye que con base en el enfoque de las finanzas funcionales,² el gobierno además de solicitar créditos (deuda) y gravar a los contribuyentes puede emitir moneda como pago de sus obligaciones, es decir, a través de la monetización directa y soberana se eliminan las restricciones financieras. Palley (2020) argumenta que, si bien esta hipótesis exhibe el espacio financiero existente para hacer política fiscal, también tiene algunas deficiencias económicas analíticas que simplifican demasiado la macroeconomía y que exageran las capacidades de la política (como el fácil acceso al pleno empleo sin inflación), por lo que no se sostiene.

Las políticas keynesianas contribuyeron al crecimiento económico, mayores tasas de empleo y la estabilidad de precios durante su implementación. Y dado que los impuestos recaen directamente en las decisiones de ahorro y gasto, la tasa impositiva jugó un papel de suma importancia para conseguir estos objetivos. En este contexto, Kaldor (1956) estudió el conflicto existente entre un impuesto sobre la renta progresivo y la eficiencia y el progreso económico. Empero, si la imposición progresiva se hace sobre una base de gasto y no de ingreso entonces este problema desaparece y es posible avanzar hacia una sociedad igualitaria en la que mejora la tasa de desarrollo de la economía.

De acuerdo con Kaldor (1956), una economía puede lograr el crecimiento y la estabilidad si combina los impuestos al gasto (personal y de capital) con una distribución equitativa del ingreso. Ante un bajo grado de desigualdad, el gobierno limita la demanda de los consumidores y las empresas, lo que permite una mayor tasa de ahorro potencial y, *cæteris paribus*, el estímulo a la inversión de los capitalistas aumenta la acumulación de capital. Este círculo virtuoso depende de que los agentes

² Wray (2018) sostiene que la teoría monetaria moderna es una síntesis de varias corrientes de pensamiento heterodoxo, en gran parte poskeynesianas. Se basa, afirma, en gran medida en el trabajo de Georg Friedrich Knapp, A. Mitchell Innes, John Maynard Keynes, Abba Lerner, Hyman Minsky y Wynne Godley, para integrar la teoría estatal del dinero, el dinero endógeno, las finanzas funcionales, la hipótesis de inestabilidad financiera y la hipótesis de economía sectorial.

económicos no desalienten su ahorro para estimular su consumo, por ejemplo, como resultado de un impuesto a la renta.

Asimismo, Kaldor (1963) afirma que los ingresos fiscales juegan un papel crucial en proveer bienes y servicios públicos, los cuales son un prerrequisito para lograr el desarrollo económico en los países subdesarrollados. Sin embargo, existen algunos problemas que impiden mejorar el sistema fiscal y que deben ser resueltos. Los altos niveles de desigualdad, la corrupción, la imposición regresiva, la creciente generación de riqueza proveniente de la propiedad de la tierra *vis à vis* la del capital industrial o comercial, la dificultad de gravar al sector agrícola, la influencia de las élites dominantes para evitar la aplicación de reformas fiscales progresivas, los administradores fiscales no especializados, las auditorías poco exhaustivas a empresas y la infraestructura débil son sólo algunos de ellos.

Sin embargo, los programas de investigación monetaristas y de expectativas racionales cambiaron las premisas de la política monetaria y la fiscal. La adopción del NCM se basó en la creencia de que un nivel de producción consistente con el pleno empleo prevalece si se logra una inflación baja y estable y un balance gubernamental equilibrado (Bernanke y Mishkin, 1997; Svensson, 1999; Vázquez Muñoz, Muller Durán y Zavaleta González, 2021; Woodford, 2003). Las teorías sobre el papel del gobierno como estabilizador macroeconómico giran en torno de la austeridad medida a través de la reducción del gasto y la deuda pública o mediante el uso anticíclico de los estabilizadores automáticos. Sin embargo, es poco común estudiar la relación entre crecimiento económico y la capacidad tributaria.

La teoría dominante sostiene que las políticas fiscales discretionales anticíclicas pueden tener efectos no keynesianos, es decir, resultar ineficaces para estimular la actividad económica y poner en riesgo la solidez de las finanzas públicas y de todo el sistema financiero de la economía; por el contrario, las reducciones fiscales pueden ser efectivas. La hipótesis HAE explica que los recortes del gasto y la deuda pública respecto del PIB durante los periodos de estabilidad van acompañados de aumentos en otros componentes de la demanda agregada —sobre todo la inversión privada— que compensan los costos de la contracción fiscal, generan confianza y expanden el producto. Asimismo, la HAE recomienda aumentar el ingreso en forma de impuestos y la reducción

de los salarios (Giavazzi y Pagano, 1990; Alesina y Perotti, 1995; Alesina, Favero y Giavazzi, 2019).

Además de la HAE, la HER rige el *modus operandi* de la política fiscal actual. Esta teoría supone que los agentes económicos de manera prospectiva, racional e inter temporal perciben que el incremento del déficit fiscal llevado a cabo a través de la deuda o de la tasa impositiva generará un incremento en la recaudación de impuestos futura de tal forma que el sector privado aumentará su ahorro y disminuirá su gasto. Por lo tanto, la demanda y la riqueza agregada no varían debido a este cambio de composición y a un multiplicador negativo en el corto y largo plazo (Barro, 1974; Buchanan, 1976).

Estas hipótesis no son nuevas. Antes de la Gran Depresión de los años treinta predominó el *Treasury view*, el argumento de que la política fiscal expansiva no tiene ningún efecto en la actividad económica ni en el desempleo, principalmente durante las recesiones debido al efecto desplazamiento. Keynes y Henderson (1929) criticaron esta hipótesis con el argumento de la paradoja del ahorro que sostiene que las políticas de austeridad fiscal que incentivan el ahorro ocasionan una contracción de la demanda agregada y provocan que los agentes económicos utilicen ese ahorro para compensar la disminución de su ingreso.

Respecto a los impuestos, la teoría neoclásica argumenta que en una economía de competencia perfecta un aumento impositivo genera ineficiencia económica porque las empresas no pueden trasladar los impuestos crecientes a los precios; si lo hacen, pueden perder participación de mercado y reducen su tasa de ganancia. En competencia imperfecta es posible transferir este incremento a los precios, lo que genera un impacto negativo en la utilidad del consumidor (Varian, 1992). *Ergo*, los impuestos son distorsionadores. Musgrave y Musgrave (1989) explican que la formación de capital tiene una relación indirecta con los impuestos a la ganancia. En su modelo, los impuestos sobre el ingreso son restrictivos, pues generan variaciones en los ingresos públicos que reducen el multiplicador, los efectos expansivos del gasto y el crecimiento económico.

En suma, es posible encontrar en la teoría diversas y complejas relaciones entre los impuestos y el crecimiento económico. Por un lado, algunos autores consideran que la tasa impositiva puede ser utilizada como un instrumento para la estabilidad económica (inflación y/o

desempleo) [Kalecki, 1943; Lerner, 1943; Musgrave y Musgrave, 1989]. Otros consideran que los impuestos son una suma fija y por eso no son tan relevantes para hacer política fiscal (Barro, 1974; Blinder y Solow, 1974; Alesina, Favero y Giavazzi, 2019). Otros más sostienen que la capacidad tributaria es una variable *ad hoc* en el crecimiento y la estabilidad económica (Kaldor, 1956; 1963).

2.2. Revisión de estudios empíricos

De acuerdo con la literatura especializada en temas tributarios economías, como la de Estados Unidos, que dependen en gran medida de impuestos sobre la renta para financiar sus actividades imponen una carga fiscal mayor sobre el capital que desalienta el ahorro, la inversión, el consumo presente y distorsiona los precios relativos. Esta ineficiencia aumenta con la sensibilidad impositiva de los flujos de capital internacionales. Por lo tanto, es necesaria una tributación progresiva en los bienes de consumo que no afecte la distribución del ingreso (Hines Jr., 2007).

Chen *et al.* (2021) discuten la importancia de considerar la estructura de tributación empresarial para evaluar las iniciativas de política fiscal. Si las corporaciones enfrentan cargas impositivas heterogéneas entonces hay rendimientos diferenciados de los factores que a nivel macroeconómico se equilibran con distorsiones económicas para compensar los ingresos tributarios. En este sentido, la efectividad de las políticas puede diferir entre países porque depende en gran medida de la etapa de desarrollo económico. Aunado a esto, las economías deben medir los impactos económicos de las políticas tributarias cuando se establecen impuestos a bienes de consumo dañinos a la salud (como el alcohol o el tabaco), a la gasolina, a las materias primas que afectan el medio ambiente, como el carbón (Metcalf y Stock, 2020), o a la riqueza (Scheuer y Slemrod, 2021), dado que su medición e implementación es compleja y los beneficios pueden no ser inmediatos.

El Fondo Monetario Internacional (FMI, 2011) advierte que el gasto en la provisión de servicios públicos y la disminución de la pobreza de todos los países, cualquiera que sea su grado de desarrollo, dependen de una recaudación fiscal suficiente. Sin ésta, los gobiernos deben incrementar su ratio deuda/PIB, lo que puede ocasionar una crisis fiscal futura por impago (Piancastelli y Thirlwall, 2020). Es un hecho que la

relación que guardan los ingresos fiscales con el PIB es menor en países subdesarrollados *vis à vis* los desarrollados (Kaldor, 1963). Y aunque en las últimas décadas algunos países han experimentado un incremento de sus ingresos tributarios, las necesidades de gasto siguen insatisfechas. Por lo tanto, el estudio del crecimiento económico y su relación con la capacidad tributaria es muy importante.

Existe una plétora de estudios sobre la mejor forma de medir la capacidad tributaria. Lotz y Morss (1967) estimaron una ratio entre los ingresos tributarios y el ingreso nacional para 72 países. Considerando distintas bases impositivas, el ingreso per cápita, la participación del sector primario y el secundario respecto del ingreso nacional calculan la capacidad tributaria y luego la comparan con la tasa impositiva observada. Sus resultados distinguen entre los distintos grados de desarrollo de los países que permite crear diferentes programas de estabilización acorde con su esfuerzo tributario.

Bird (1976) afirma que la capacidad recaudatoria depende de la inversión del capital fijo de la industria extractiva —que es operada por pocas empresas y genera impuestos sobre excedentes fáciles de administrar— y de las exportaciones que comparten la misma característica, sobre todo en países donde el sector minero no es tan importante. Bird (1976) sostiene que la capacidad tributaria no mide la brecha que puede cerrarse mediante un esfuerzo adicional. Por lo tanto, no hay forma de que el éxito o el fracaso de la recaudación de impuestos pueda medirse con un método tan severo. Concluye que el análisis de la capacidad tributaria no es muy útil para evaluar el desempeño fiscal, ya que no hay confianza en los datos disponibles relativos a cada variable y además mucha información relevante no es considerada en el modelo, por ejemplo, las condiciones políticas y administrativas de cada país.

Piancastelli (2001) realiza una estimación del índice de la capacidad tributaria, medido como la proporción entre la tasa impositiva real y la tasa impositiva prevista, para una muestra de 75 países entre 1985 y 1995. La primera se refiere a la ratio entre los ingresos tributarios totales y el PIB, mientras que la segunda es calculada a través de tres modelos: un modelo con datos de corte cruzado y dos modelos panel (efectos fijos y aleatorios) utilizando series de tiempo y datos de corte cruzado. Las variables que incluye son el PIB per cápita, el valor total del comercio exterior (exportaciones más importaciones) como porcentaje del PIB

y la proporción de los sectores agrícola, industrial y de servicios con respecto del producto.

De acuerdo con Piancastelli (2001), el modelo de datos panel con efectos fijos que incluye el PIB per cápita, el comercio exterior y el sector agrícola es el mejor especificado. Sus resultados muestran que 42 países (17 de ingreso alto, 6 de ingreso medio y 19 de bajo ingreso) presentan un coeficiente de correlación mayor que uno, es decir, obtienen mayores ingresos fiscales que los que se esperaría dadas sus condiciones económicas, sociales e institucionales. Concluye que sus resultados econométricos son consistentes con los de otros estudios y destaca que sus variables dependientes son robustas y las de mayor relevancia para la explicación de la tasa impositiva potencial.

Rossignolo (2017) realiza una estimación por el método de máxima verosimilitud de la recaudación potencial teórica de 23 países de América Latina para el periodo 1990-2013. Luego, a través del método de frontera estocástica aproxima la máxima tributación posible tomando como variable dependiente el cociente de los ingresos fiscales sobre el PIB y como variables exógenas el ingreso per cápita, el grado de apertura de la economía, el sector agropecuario como porcentaje del producto total, la participación del gasto educativo en el PIB, el índice de Gini, el control de la corrupción, la inflación y la complejidad del sistema tributario. Los resultados arrojan que existen países con alta presión fiscal y valores muy cercanos a su nivel de recaudación potencial, mientras que otros donde recién se incorporó el impuesto a la renta en personas físicas se aproximan más a su potencial recaudatorio. Concluye que la determinación de la capacidad fiscal depende de las particularidades de cada economía, los países con un menor nivel de desarrollo presentan una menor capacidad de generación de recursos fiscales, mientras que países con desarrollo medio o alto podrían incrementar su recaudación si gravan en mayor medida sus actividades económicas, pero por razones políticas e institucionales han decidido no hacerlo o mantener tasas impositivas bajas.

Finalmente, Piancastelli y Thirlwall (2020) revisan el desempeño fiscal de 59 países para el periodo de 1996-2015. Con base en tres técnicas econométricas prueban la importancia del ingreso per cápita, la razón comercial, la razón del dinero de alta potencia o base monetaria respecto del PIB, la estructura productiva y la participación de los tres sectores

económicos del PIB en el ingreso tributario. Sus resultados muestran que la capacidad gravable no se mide únicamente por los ingresos, sino también por la riqueza; por lo tanto, la equidad también requiere de una tributación de la riqueza tal como lo propuso Kaldor (1956). Los autores reconocen la dificultad política y social de este tipo de gravamen.

3. DATOS Y MODELO ECONÓMÉRICO

Con base en los análisis de Piancastelli (2001) y Piancastelli y Thirlwall (2020) proponemos el estudio de la relación estadística entre la capacidad tributaria, el producto y el comercio verticalmente integrados para 55 países durante el periodo 1990-2018. Posteriormente analizamos la misma correlación desde una perspectiva específica de acuerdo con el nivel de ingreso de estas economías (véase el cuadro 1).

Matemáticamente, la ecuación que proponemos es la siguiente:

$$ET_{it} = Y_{it} + T_{it} \quad [1]$$

donde CT_{it} es la capacidad tributaria entre el i -enésimo país y el momento t ($t = 1990, 1991, \dots, 2018$), medida como la ratio entre el ingreso tributario y el producto interno bruto; Y_{it} representa el PIB verticalmente integrado relativo, y T_{it} es el grado de comercio exterior conformado por la suma de las exportaciones e importaciones y dividido entre el nivel económico verticalmente integrado relativo. Los datos anuales de la ecuación [1] se obtuvieron de la base de datos de libre acceso del Banco Mundial.

La especificación de la ecuación [1] para la realización de un modelo econométrico de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es:

$$LET_{it} = \beta_0 + \beta_1 LY_{it} + \beta_2 LT_{it} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

donde L denota el logaritmo neperiano de cada una de las variables que conforman la ecuación [1], β_0 es la constante, β_1 y β_2 son los coeficientes que miden la sensibilidad de las variables explicativas y ε_{it} es el término de error. Con base en la especificación de la ecuación [2], es posible hacer un análisis de cointegración de datos panel, el cual requiere de la comprobación de la existencia de raíz unitaria para las variables en

Cuadro 1. Clasificación de países por nivel de ingreso nacional bruto anual

| Bajo y bajo-medio (IB) | Medio (IM) | Alto (IA) |
|-------------------------|----------------------|----------------|
| Bolivia | Argentina | Australia |
| Camerún | Belice | Austria |
| República del Congo | Botsuana | Canadá |
| Egipto, República Árabe | Brasil | Chile |
| Ghana | Colombia | Dinamarca |
| India | Costa Rica | Finlandia |
| Kenia | República Dominicana | Francia |
| Lesoto | Guatemala | Alemania |
| Madagascar | Jordán | Grecia |
| Marruecos | México | Irlanda |
| Nepal | Namibia | Italia |
| Pakistán | Paraguay | Japón |
| Filipinas | Perú | Luxemburgo |
| Sierra Leona | Sudáfrica | Malta |
| Sri Lanka | Tailandia | Países Bajos |
| Túnez | Turquía | Nueva Zelanda |
| Zambia | | Rumania |
| | | España |
| | | Suecia |
| | | Reino Unido |
| | | Estados Unidos |
| | | Uruguay |

Nota: Según el Banco Mundial (2021) economías de ingreso bajo son las que tienen \$1,035 dólares o menos, de ingreso bajo-medio las que tienen entre \$1 035 y \$4 045 dólares, de ingreso medio las que tienen entre \$4 046 y \$12 535 dólares y de ingreso alto las que tienen \$12 536 dólares o más. Esta clasificación es por lo menos discutible para el caso de algunos países considerados como de ingreso alto, por ejemplo, Chile y Uruguay, que son economías de producción primaria.

Fuente: elaboración propia con datos de Banco Mundial (2021).

nivel. Para ello utilizamos las pruebas Levin, Lin y Chu (2002, en adelante LLC), Chi-cuadrada de Fisher ADF y PP y Hadri (2000). Asimismo, la existencia de cointegración la comprobamos con las pruebas de Pedroni (1999; 2004) y Kao (1999) basadas en Engle y Granger (1987) y en el método multivariado de Johansen (1988; 1994). El vector de largo plazo se obtiene estimando el MCO dinámico (DOLS, *Dynamic Ordinary Least Squares*) y el MCO totalmente modificado (FMOLS, *Fully Modified Ordinary Least Squares*) [Kao y Chiang, 2001; Pedroni, 2001]. El modelo ajustado de corto y largo plazo lo obtenemos mediante el vector de corrección de error para panel de datos (VECM, *Vector Error Correction Model*) [Westerlund, 2007]. Las estimaciones se realizaron con el programa econométrico Eviews 11.

El cuadro 2 resume los resultados de la aplicación de las pruebas de raíz unitaria. De acuerdo con las pruebas LLC, ADF y PP aceptamos la hipótesis nula sobre la existencia de raíz unitaria; la probabilidad asociada a sus estadísticos respectivos es mayor que los valores críticos de 1%, 5% y 10% de significancia. La probabilidad vinculada al estadístico Hadri para las pruebas en nivel y primera diferencia resaltan el rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad a cualquier nivel de confianza. *Ergo*, la evidencia empírica muestra que las series en nivel no son estacionarias sino integradas de orden $I(1)$ y que en su primera diferencia son $I(0)$.

4. RESULTADOS

Con base en los resultados del cuadro 2, primero estimamos la ecuación [2] desde una perspectiva global de los 55 países y luego subdividimos la muestra de acuerdo con los niveles de ingreso de los países. A continuación, presentamos los resultados del modelo general. El cuadro 3 muestra los coeficientes correspondientes a las pruebas Pedroni y Kao. De los once procedimientos de Pedroni, ocho aprueban el rechazo de la hipótesis nula que significa que las variables no están cointegradas a cualquier nivel de significancia. La prueba de Kao confirma el rechazo de no cointegración para los tres niveles de significación usuales.

El cuadro 4 describe las pruebas de traza y del máximo valor propio del estimador Fisher-Johansen que detectan la existencia de al menos dos vectores de cointegración. Es decir, existe al menos una relación estable de largo plazo.

Cuadro 2. Pruebas de raíz unitaria para datos panel

| Variable/ prueba | LLC | | ADF | |
|-------------------------|---------------------------|--------------|---------------|--------------|
| | W-estadístico | Probabilidad | χ^2 | Probabilidad |
| <i>LCT</i> | 2.635 | 0.996 | 42.531 | 1 |
| <i>LY</i> | 33.261 | 1 | 1.015 | 1 |
| <i>LT</i> | 15.088 | 1 | 12.03 | 1 |
| Primera diferencia | W-estadístico | Probabilidad | χ^2 | Probabilidad |
| ΔLCT | -35.702 | 0.000*** | 1 231.1 | 0.000*** |
| ΔLY | -10.164 | 0.000*** | 364.7 | 0.000*** |
| ΔLT | -28.412 | 0.000*** | 944.152 | 0.000*** |
| Variable/ prueba | PP | | Hadri | |
| | χ^2 | Probabilidad | Z-estadístico | Probabilidad |
| <i>LCT</i> | 44.222 | 1 | 18.22 | 0.000*** |
| <i>LY</i> | 0.614 | 1 | 25.399 | 0.000*** |
| <i>LT</i> | 11.007 | 1 | 22.742 | 0.000*** |
| Primera dife- rencia | ADF-Choi Z-estadístico | Probabilidad | Z-estadístico | Probabilidad |
| ΔLCT | 1 281.83 | 0.000*** | 1.715 | 0.043 |
| ΔLY | 397.311 | 0.000*** | 4.536 | 0.000*** |
| ΔLT | 1 011.12 | 0.000*** | 3.58 | 0.000*** |

Nota: *** denota rechazo para el 1%, 5% y 10% de nivel de significancia. El símbolo Δ expresa la primera diferencia. χ^2 representa chi-cuadrado. La hipótesis nula de LLC, ADF y pp considera la asunción de un proceso individual de raíz unitaria. Hadri disiente de la hipótesis nula de estacionariedad. En las primeras tres pruebas no se realizó ninguna prueba de variación en las variables en nivel y en primera diferencia. En Hadri, se incluye el intercepto individual.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 3. Pruebas de cointegración para panel de datos global

| Pedroni (1999; 2004): hipótesis nula = no cointegración | | | | |
|---------------------------------------------------------|---------------|--------------|-----------------------|--------------|
| Dentro de las dimensiones | Estadístico | Probabilidad | Estadístico ponderado | Probabilidad |
| Panel v-estadístico | 5.174 | 0.000*** | 3.369 | 0.000*** |
| Panel rho-estadístico | -3.173 | 0.001*** | -3.113 | 0.001*** |
| Panel PP-estadístico | -5.449 | 0.000*** | -5.37 | 0.000*** |
| Panel ADF-estadístico | -6.33 | 0.000*** | -0.322 | 0.000*** |
| Entre dimensiones | Estadístico | Probabilidad | | |
| Grupo rho-estadístico | -0.181 | 0.428 | | |
| Grupo PP-estadístico | -4.535 | 0.000*** | | |
| Grupo ADF-estadístico | -6.003 | 0.000*** | | |
| Kao (1999): hipótesis nula = no cointegración | | | | |
| | t-estadístico | Probabilidad | Varianza residual | Varianza HAC |
| ADF | -5.056 | 0.000*** | 0.007*** | 0.006*** |

Nota 1 (en adelante): *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significancia. Kao asume el intercepto. Para las pruebas se utilizó el criterio Schwarz automático. HAC: *Heteroskedastic and Autocorrelation Consistent*.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 4. Pruebas de traza y el máximo valor propio de cointegración de Fisher-Johansen para panel de datos global

| Prueba de la traza y el máximo valor propio de cointegración de Fisher-Johansen | | | | |
|---------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------|--------------|-------------------------------------------|--------------|
| H0: Rango $\leq r$ | Estadístico Fisher* (traza) | Probabilidad | Estadístico Fisher* (máximo valor propio) | Probabilidad |
| $r = 0$ | 412.9 | 0.000*** | 334.7 | 0.000*** |
| $r \leq 1$ | 178.4 | 0.000*** | 145.4 | 0.013 |
| $r \leq 2$ | 109.8 | 0.489 | 109.8 | 0.489 |

Nota 2 (en adelante): * las probabilidades asociadas a los estadísticos de Fisher se cuantifican a través de la distribución asintótica de la chi-cuadrada. *** denota el rechazo para el 1%, 5% y 10% de nivel de significancia. La hipótesis nula de la prueba Fisher-Johansen es que el rango de cointegración es r y la hipótesis alternativa es que el rango de cointegración es $r+1$. Para la especificación de la prueba se selecciona un rezago, incluimos el intercepto y la tendencia en la ecuación de cointegración (CE) y se excluyó la tendencia en el vector autorregresivo (VAR).

Fuente: elaboración propia.

Posteriormente, realizamos la interpretación de las estimaciones de los vectores de cointegración (véase el cuadro 5). De acuerdo con las pruebas DOLS y FMOLS, los signos de los coeficientes de las variables independientes son significativos y acordes con la teoría; la elevación en 1% del *LT*, *cæteris paribus*, aumenta 0.289% y 0.372% la *LCT* respectivamente. Es decir, a mayor comercio exterior, la capacidad tributaria aumenta a nivel global. Mientras que el incremento en 1% del crecimiento *LY* tiene un efecto positivo en el largo plazo sobre *LCT* igual a 0.059% y 0.049% respectivamente. Como resultado, existe una mayor sensibilidad en el aumento de los ingresos tributarios cuando incrementa la producción.

Cuadro 5. Estimación de los vectores de cointegración para panel de datos global

| Variable dependiente: <i>LCT</i> | | | | |
|----------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| DOLS | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LT</i> | 0.289 | 0.023 | 12.567 | 0.000*** |
| <i>LY</i> | 0.059 | 0.004 | 15.991 | 0.000*** |
| R-cuadrado | 0.763 | | | |
| R-cuadrado ajustado | 0.692 | | | |
| FMOLS | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LT</i> | 0.372 | 0.023 | 16.15 | 0.000*** |
| <i>LY</i> | 0.049 | 0.004 | 13.127 | 0.000*** |
| R-cuadrado | 0.201 | | | |
| R-cuadrado ajustado | 0.201 | | | |

Nota 3 (en adelante): *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significancia. Para ambos estimadores empleamos el método *pooled*. No incluimos tendencia ni constante en nivel. El número de rezagos de DOLS fue uno.

Fuente: elaboración propia.

El cuadro 6 captura la dinámica de largo plazo determinada por el vector de corrección de errores. Sin embargo, los resultados reflejan un comportamiento distinto a los modelos DOLS y FMOLS; el incremento en 1% de *LY* provoca un impacto negativo de 0.97% sobre *LCT*. Y el aumento de 1% de *LT* genera un efecto contrario de 0.05% en la variable dependiente. Asimismo, las velocidades de ajuste de desequilibrios en el largo plazo de ΔLCT , ΔLT y ΔLY son 15%, 20% y 0%, respectivamente. Es decir, el producto y el grado de comercio exterior en los 55 países con distintos niveles de ingresos no aumentan la variable endógena en el largo plazo, por el contrario, la reducen. Por lo tanto, el crecimiento puede ser una condición necesaria pero no suficiente para mejorar la capacidad tributaria a nivel global y se deben considerar otras variables como el grado de desarrollo, aspectos políticos y sociales.

Una vez identificada la relación de largo plazo de las 55 economías realizamos un escrutinio de la ecuación [2] con base en diferentes niveles de ingreso conservando el periodo de estudio. El nivel bajo (IB)

Cuadro 6. VECM para datos de panel global (dinámica de largo plazo)

| Variable dependiente = <i>LCT</i> | | | | |
|-----------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LY</i> | -0.974 | -0.132 | -7.357 | 0.000*** |
| <i>LT</i> | -0.054 | -0.037 | -1.472 | 0.000*** |
| Constante | 2.603 | - | - | - |
| Corrección de error | | ΔLCT | ΔLT | ΔLY |
| ECT (velocidad de ajuste) | | -0.015 | 0.02 | 0 |
| Error estándar | | -0.004 | -0.004 | -0.002 |
| t-estadístico | | [-3.67553] | [5.23121] | [-0.19478] |
| R-cuadrado | | 0.024 | 0.046 | 0.119 |
| R-cuadrado ajustado | | 0.019 | 0.042 | 0.115 |

Nota 4 (en adelante): La estimación del VECM se hizo con dos rezagos. El número de cointegración es 1, además incluimos el intercepto sin tendencia para la CE y el VAR. La prueba de autocorrelación muestra un ajuste óptimo.

Fuente: elaboración propia.

considera 17 países; el medio (IM) 16 economías y el alto (IA) 22. Respecto al primer subgrupo, la hipótesis de no cointegración de Pedroni es rechazada por diez de once procedimientos, mientras que la prueba Kao lo rectifica para dos de tres niveles de significación usuales (véase el cuadro 7).

En el cuadro 8 demostramos la existencia de al menos dos vectores de cointegración dadas las probabilidades significativas tanto de la prueba de traza como de la de máximo valor propio de la prueba Fisher-Johansen.

Las estimaciones de los vectores de largo plazo DOLS y FMOLS, descritos en el cuadro 9, muestran que cuando *LT* incrementa en 1%, el *LCT* aumenta 0.276% y 0.288% respectivamente, mientras que si *LY* se eleva 1% entonces *LCT* crecerá 0.056% y 0.058%.

Cuadro 7. Pruebas de cointegración para panel de datos de IB

| Pedroni (1999; 2004): hipótesis nula = no cointegración | | | | |
|---------------------------------------------------------|---------------|--------------|-----------------------|--------------|
| Dentro de las dimensiones | Estadístico | Probabilidad | Estadístico ponderado | Probabilidad |
| Panel v-estadístico | 3.809 | 0.000 | 2.115 | 0.017 |
| Panel rho-estadístico | -3.223 | 0.001 | -2.345 | 0.010 |
| Panel PP-estadístico | -4.597 | 0.000*** | -3.519 | 0.000 |
| Panel ADF-estadístico | -4.768 | 0.000*** | -3.924 | 0.000*** |
| Entre dimensiones | Estadístico | Probabilidad | | |
| Grupo rho-estadístico | -1.026 | 0.153 | | |
| Grupo PP-estadístico | -3.247 | 0.001 | | |
| Grupo ADF-estadístico | -3.681 | 0.000*** | | |
| Kao (1999): hipótesis nula = no cointegración | | | | |
| | t-estadístico | Probabilidad | Varianza residual | Varianza HAC |
| ADF | 1.623 | 0.052 | 0.012 | 0.011 |

Nota 1.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 8. Pruebas de traza y máximo valor propio de cointegración de Fisher-Johansen para el panel de datos de IB

| Prueba de la traza y el máximo valor propio de cointegración de Fisher-Johansen | | | | |
|---------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------|--------------|-------------------------------------------|--------------|
| H0: Rango $\leq r$ | Estadístico Fisher* (traza) | Probabilidad | Estadístico Fisher* (máximo valor propio) | Probabilidad |
| $r = 0$ | 122.800 | 0.000*** | 95.790 | 0.000*** |
| $r \leq 1$ | 58.760 | 0.005 | 43.740 | 0.122 |
| $r \leq 2$ | 37.570 | 0.309 | 37.570 | 0.309 |

Nota 2.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 9. Estimación de los vectores de cointegración para panel de datos de IB

| Variable dependiente: <i>LCT</i> | | | | |
|----------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| DOLS | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LT</i> | 0.276 | 0.103 | 2.674 | 0.008 |
| <i>LY</i> | 0.056 | 0.018 | 3.133 | 0.002 |
| R-cuadrado | 0.182 | | | |
| R-cuadrado ajustado | -0.067 | | | |
| FMOLS | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LT</i> | 0.288 | 0.054 | 5.318 | 0.000*** |
| <i>LY</i> | 0.058 | 0.009 | 6.404 | 0.000*** |
| R-cuadrado | 0.021 | | | |
| R-cuadrado ajustado | 0.019 | | | |

Nota 3.

Fuente: elaboración propia.

El cuadro 10 captura la dinámica de largo plazo determinada por el vector de corrección de errores. El incremento en 1% de *LY* y de *LT* tiene un impacto negativo en la variable dependiente de 1.31% y 0.117% respectivamente. Ambos coeficientes son mayores que los obtenidos en el modelo global, lo que indica una mayor ineficiencia recaudatoria en los países de IB derivada de otros problemas como la informalidad, la evasión fiscal y las políticas tributarias regresivas.

El modelo para economías de IM acepta la hipótesis de no cointegración en dos de once mecanismos con base en la prueba de Pedroni, secundado por el rechazo de la no cointegración por Kao. La prueba Fisher-Johansen corrobora la existencia de al menos dos relaciones de largo plazo. Luego realizamos la interpretación de las estimaciones de los vectores de cointegración que resumimos en el cuadro 11. En ambos estimadores, los signos de los coeficientes explican positivamente a la variable dependiente. Es decir, el aumento en 1% del *LT* genera, *cæteris paribus*, un crecimiento de 0.44% y 0.42% de *LCT* según las pruebas DOLS y FMOLS respectivamente. Mientras que el incremento en 1% de *LY* tiene un efecto directo en el largo plazo sobre *LCT* en 0.03% y 0.04%.

Cuadro 10. VECM para datos de panel (dinámica de largo plazo) de IB

| Variable dependiente = <i>LCT</i> | | | | |
|-----------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LY</i> | -1.308 | -0.224 | -5.845 | 0.001 |
| <i>LT</i> | -0.117 | -0.077 | -1.52 | 0.001 |
| Constante | 5.509 | - | - | - |
| Corrección de error | | ΔLCT | ΔLT | ΔLY |
| ECT (velocidad de ajuste) | | -0.026 | 0.031 | 0.001 |
| Error estándar | | -0.007 | -0.007 | -0.002 |
| t-estadístico | | [-3.47355] | [4.26593] | [0.41398] |
| R-cuadrado | | 0.059 | 0.062 | 0.077 |
| R-cuadrado ajustado | | 0.044 | 0.047 | 0.062 |

Nota 4.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 11. Estimación de los vectores de cointegración para panel de datos de IM

| Variable dependiente: <i>LCT</i> | | | | |
|----------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| DOLS | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LT</i> | 0.444 | 0.041 | 10.938 | 0.000*** |
| <i>LY</i> | 0.034 | 0.006 | 5.436 | 0.000*** |
| R-cuadrado | 0.778 | | | |
| R-cuadrado ajustado | 0.711 | | | |
| FMOLS | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| <i>LT</i> | 0.417 | 0.038 | 10.863 | 0.000*** |
| <i>LY</i> | 0.040 | 0.006 | 6.273 | 0.000*** |
| R-cuadrado | 0.238 | | | |
| R-cuadrado ajustado | 0.236 | | | |

Nota 3.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de la dinámica de largo plazo que muestra el cuadro 12 son reveladores. Mientras que en los modelos global y de IB existe una relación negativa, en los países de ingreso medio se observa una positiva. Es decir, el aumento en 1% de *LY* y de *LT* incrementan en 2.31% y 0.17% respectivamente a la variable dependiente. El cambio de signos explica la eficiencia de las políticas económicas en la captación de mayores ingresos tributarios a medida que existe una mayor equidad.

Finalmente, analizamos el grupo de países de ingreso alto. Con base en las pruebas ya descritas comprobamos que las variables son de orden de integración $I(1)$, rechazamos la no cointegración y confirmamos que existen al menos dos vectores. Los modelos DOLS y FMOLS otorgan coeficientes positivos y significativos, la dinámica de largo plazo se resume en el cuadro 13.

El aumento en 1% de *LY* y de *LT* repercute positivamente 0.41% y 0.69% en *LCT*. La dinámica es similar a la de los países con ingreso medio. No obstante, la ponderación es mayor en el caso del comercio

exterior. Este factor se relaciona con el grado de globalización e inserción de las economías en el intercambio mundial y con la eficiencia de la política económica y tributaria.

Cuadro 12. VECM para datos de panel (dinámica de largo plazo) de IM

| Variable dependiente = LCT | | | | |
|------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| LY | 2.311 | -0.502 | 4.602 | 0.002 |
| LT | 0.167 | -0.142 | 1.177 | 0.002 |
| Constante | -16.326 | - | - | - |
| Corrección de error | | ΔLCT | ΔLT | ΔLY |
| ECT (velocidad de ajuste) | | -0.009 | -0.011 | 0.001 |
| Error estándar | | -0.003 | -0.002 | -0.001 |
| t-estadístico | | [-3.13334] | [-5.06733] | [0.73900] |
| R-cuadrado | | 0.038 | 0.074 | 0.055 |
| R-cuadrado ajustado | | 0.029 | 0.066 | 0.046 |

Nota 4.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 13. VECM para datos de panel (dinámica de largo plazo) de IA

| Variable dependiente = LCT | | | | |
|------------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| LY | 0.414 | -0.402 | 1.028 | 0.013 |
| LT | 0.686 | -0.147 | 4.667 | 0.013 |
| Constante | -23.13 | - | - | - |
| Corrección de error | | ΔLCT | ΔLT | ΔLY |
| ECT (velocidad de ajuste) | | -0.006 | -0.005 | -0.004 |
| Error estándar | | -0.003 | -0.002 | -0.001 |
| t-estadístico | | [-2.48540] | [-2.35557] | [-3.85618] |
| R-cuadrado | | 0.021 | 0.05 | 0.258 |
| R-cuadrado ajustado | | 0.009 | 0.038 | 0.249 |

Nota 4.

Fuente: elaboración propia.

Si bien nuestros resultados son específicos en términos de la hipótesis y el objetivo, existen diversas formas de analizar el fenómeno discutido en este artículo; el escrutinio aquí presentado es sólo una de esas formas. La inclusión de la tasa de impuestos, la deuda, la base tributaria, variables proxy del desarrollo económico, la informalidad y/o variables de carácter cualitativo son otras tantas extensiones factibles en futuras investigaciones.

5. CONCLUSIÓN

En el marco de la política de finanzas públicas dominante, la tasa impositiva, el gasto y la deuda son instrumentos que distorsionan la eficiencia económica. Por lo tanto, el papel del gobierno en la estabilización se reduce a actuar con base en la austeridad y en políticas tributarias regresivas. Y aunque eventos como la Gran Recesión de 2008 han puesto en boga esta teoría y se ha propuesto una participación más activa de la política fiscal, la adopción de una política de tributación más progresiva no es objeto de gran atención. Los estudios empíricos que analizan los determinantes de la capacidad tributaria coinciden en la complejidad de su medición y de sus repercusiones económicas, políticas y sociales. Con este propósito, sostenemos que el crecimiento económico es esencial para explicar la capacidad tributaria.

Para documentar nuestra hipótesis, realizamos cuatro modelos econométricos con datos de 55 países de diferentes ingresos para el periodo 1990-2018 agrupados en tres segmentos de acuerdo con su nivel de ingreso (IB, IM e IA). La evidencia empírica condujo al siguiente resultado que constituye la contribución específica de este estudio: el crecimiento económico es una condición *sine qua non* para determinar la capacidad tributaria, pero no es suficiente en países en donde hay desigualdad económica, poco desarrollo y problemas de informalidad, evasión fiscal y, por tanto, una base impositiva pequeña. Por consiguiente, ante los problemas de inestabilidad fiscal, nuestra recomendación es ampliar el modelo mediante la incorporación de variables como la tasa de impuestos, el PIB per cápita, la deuda y variables cualitativas a fin de tener un mayor espectro de análisis.

Las implicaciones de política difieren para cada subgrupo y cada una de ellas tiene un cierto grado de complejidad. En general, es importante

comprender que la capacidad tributaria no sólo depende del crecimiento, sino también de la tributación a la riqueza y al gasto y sobre todo de la implementación de reformas tributarias progresivas que impulsen el círculo virtuoso sugerido por Kaldor (1963). No obstante, la generación de estas acciones es compleja en términos estructurales y político-ideológicos. Finalmente, consideramos que nuestros resultados son robustos, confiables y contribuyen a esclarecer por qué una adecuada capacidad de recaudación de ingresos tributarios del gobierno es importante para el desarrollo económico. ◀

REFERENCIAS

- Alesina, A., Favero, C. y Giavazzi, F. (2019). Effects of austerity: Expenditure- and tax-based approaches. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), pp. 141-162. <https://doi.org/10.1257/jep.33.2.141>
- Alesina, A. y Perotti, R. (1995). *Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries* [Working Paper no. 5214]. National Bureau of Economic Research (NBER), Washington, DC. <https://doi.org/10.3386/w5214>
- Barro, R.J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), pp. 1095-1117. <https://doi.org/10.1086/260266>
- Bernanke, B.S. y Mishkin, F.S. (1997). Inflation targeting: A new framework for monetary policy? *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), pp. 97-116. <https://doi.org/10.3386/w5893>
- Bird, R.M. (1976). Assessing tax performance in developing countries: A critical review of the literature. *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, 34(2), pp. 244-265.
- Blinder, A. y Solow, R. (1974). Analytical foundations of fiscal policy. En: *The Economics of Public Finance. Studies of Government Finance*. Washington, DC: The Brookings Institution.
- Buchanan, J.M. (1976). Barro on the Ricardian equivalence theorem. *Journal of Political Economy*, 84(2), pp. 337-342. <https://doi.org/10.1086/260436>
- Dullien, S. (2012). Is new always better than old? On the treatment of fiscal policy in Keynesian models. *Review of Keynesian Economics*, 0(1), pp. 5-23. <https://doi.org/10.4337/roke.2012.01.01>
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>

- FMI (2011). Revenue mobilization in developing countries. *Policy Papers*, 11(55).
<https://doi.org/10.5089/9781498339247.007>
- Giavazzi, F. y Pagano, M. (1990). Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European Countries. *NBER Macroeconomics Annual*, 5, pp. 75-111. <https://doi.org/10.1086/654131>
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), pp. 148-161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Chen, Z., He, Y., Liu, Z., Serrato, J.C.S. y Xu, D.Y. (2021). The structure of business taxation in China. *Tax Policy and the Economy*, 35(1), pp. 131-177. <https://doi.org/10.1086/713495>
- Hicks, J.R. (1937). Mr. Keynes and the “Classics”: A suggested interpretation. *Econometrica*, 5(2), pp. 147-159. <https://doi.org/10.2307/1907242>
- Hines Jr, J.R. (2007). Taxing consumption and other sins. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), pp. 49-68. <https://doi.org/10.1257/jep.21.1.49>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1994). The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. *Econometric Reviews*, 13(2), pp. 205-229. <https://doi.org/10.1080/07474939408800284>
- Kaldor, N. (1956). *An Expenditure Tax*. Londres: Unwin University Books.
- Kaldor, N. (1963). Will underdeveloped countries learn to tax? *Foreign Affairs*, 41(2), pp. 410-419. <https://doi.org/10.2307/20029626>
- Kalecki, M. (1943). Political aspects of full employment. *Political Quarterly*, 14(4), pp. 322-331. <https://doi.org/10.2307/2225784>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), pp. 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Kao, C. y Chiang, M.-H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. En B.H. Baltagi, T.B. Fomby y R. Carter Hill (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (Vol. 15, pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15007-8](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15007-8)
- Keynes J.M. y Henderson, H.D. (1929). *Can Lloyd George do it? An examination of the liberal Pledge*. Londres: The Nation and Athenaeum.
- Laffer, A.B. (1981). Government exactions and revenue deficiencies. *Cato Journal*, 1(1), pp. 1-21

- Lerner, A.P. (1943). Functional finance and the Federal debt. *Social Research*, 10(1), pp. 38-51.
- Levin, A., Lin, C.-F. y Chu, C.-S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), pp. 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lotz, J.R. y Morss, E.R. (1967). Measuring “tax effort” in developing countries. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 14(3), pp. 478. <https://doi.org/10.2307/3866266>
- Metcalfe, G.E. y Stock, J.H. (2020). The macroeconomic impact of Europe’s carbon taxes [NBER Working Papers no. w27488]. National Bureau of Economic Research (NBER), Washington, DC. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201081>
- Musgrave, R.A. y Musgrave, P.B. (1989). *Public Finance in Theory and Practice*. Estados Unidos, McGraw-Hill.
- Palley, T. (2020). What’s wrong with modern money theory: Macro and political economic restraints on deficit-financed fiscal policy. *Review of Keynesian Economics*, 8(4), pp. 472-493. <https://doi.org/10.4337/roke.2020.04.02>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), pp. 653-670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En: B.H. Baltagi, T.B. Fomby y R. Carter Hill (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (Vol. 15, pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), pp. 597-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Piancastelli, M. (2001). Measuring the tax effort of developed and developing countries: Cross country panel data analysis - 1985/95. [IPEA Working Paper no. 818]. <https://doi.org/10.2139/ssrn.283758>
- Piancastelli, M. y Thirlwall, A.P. (2020). The determinants of tax revenue and tax effort in developed and developing countries: Theory and new evidence 1996-2015. *Nova Economia*, 30(3), pp. 871-892. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/5788>
- Ricardo, D. (1821 [1951]). *On the Principles of Political Economy and Taxation*. Volume 1 of The Works and Correspondence of David Ricardo. Edited by P. Sraffa with the collaboration of M.H. Dobb. Cambridge, RU: Cambridge University Press.

- Rossignolo, D.A. (2017). El esfuerzo fiscal en los países de América Latina y el Caribe. *Revista Finanzas y Política Económica*, 9(2), pp. 215-247. <https://doi.org/10.14718/rfype.v9i2.1827>
- Scheuer, F. y Slemrod, J. (2021). Taxing our wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 35 (1), pp. 207-30. <https://doi.org/10.1257/jep.35.1.207>
- Svensson, L.E. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of Monetary Economics*, 43(3), pp. 607-654. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(99\)00007-0](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00007-0)
- Varian, H.R. (1992). *Análisis microeconómico*. Barcelona: Antoni Bosch Editor.
- Vázquez Muñoz, J.A., Muller Durán, N.I. y Zavaleta González, J. (2021). Public deficits in USMCA Economies during the COVID-19 economic crisis. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 16(3), pp. 1-21. <https://doi.org/10.21919/remef.v16i3.608>
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), pp. 709-748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press.
- Wray, L.R. (2018). *Functional Finance: A Comparison of the Evolution of the Positions of Hyman Minsky and Abba Lerner* [Working Paper no. 900]. Levy Economics Institute of Bard College, Annandale-On-Hudson, NY. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3118286>