



Las Boyanzas Tributarias en Honduras y su Asimetría en el Ciclo Económico

The Tax Buoyancy in Honduras and your asymmetry in the business cycle

Máster Universitario en Análisis Económico Aplicado

Presentado por:

D. Neffy V. Sagastume.

Dirigido por:

Dra. Eva Senra.

Alcalá de Henares, a 03 de julio de 2023.

Tabla de contenido

Introducción	5
Repaso de literatura.....	8
Ciclo Económico y Sector Fiscal de Honduras.....	14
Datos y metodología usada.....	18
Resultados	23
Conclusiones	31
Referencias.....	33
Anexos	35

RESUMEN

En años recientes, se ha convertido de gran interés el estudio del impacto del ciclo económico en la recaudación tributaria. Producto de la COVID-19, los países entraron en un proceso de consolidación fiscal lo que crea la necesidad de la movilización de recursos para el pago de servicio de la deuda pública. Los impuestos pueden funcionar como buenos estabilizadores automáticos en los periodos de recesión económica, sobre todo en países de Latinoamérica que no cuentan con programas de desempleo.

Saber la relación del crecimiento económico con respecto a los impuestos y si estos funcionan como estabilizadores automáticos se puede determinar mediante las llamadas “Boyanzas Tributarias” que se definen como como la variación de la recaudación tributaria ante variaciones del Producto Interno Bruto (PIB) dado un sistema tributario vigente sin aislar medidas discrecionales de política tributaria. Este Trabajo de Fin de Máster (TFM) estima las boyanzas tributarias de los impuestos más representativos de Honduras en el periodo comprendido de 2001 a 2022.

Lo anterior se realiza mediante un Modelo de Corrección de Errores utilizando datos trimestrales, para determinar si los impuestos de Honduras funcionan como buenos estabilizadores automáticos se evalúa la asimetría de las boyanzas tributarias en el ciclo económico, el cual se estima mediante el filtro Hodrick y Prescott. Se encuentra que los impuestos funcionan como buenos estabilizadores automáticos en tiempos de recesión económica y que las boyanzas a nivel agregado de los impuestos es mayor que 1 denotando así que el sistema tributario hondureño evidencia sostenibilidad fiscal.

Introducción

En años recientes, se ha convertido de gran interés el estudio del impacto del ciclo económico en la recaudación tributaria. Producto de la COVID-19, los países entraron en un proceso de consolidación fiscal, es decir, hacer sostenible el pago del servicio de deuda pública mediante la reducción de déficits fiscales. Lo anterior crea la necesidad de movilizar recursos destinados al pago del servicio de la deuda, deuda que fue adquirida para la atención de la crisis sanitaria y para menguar la caída de los ingresos del gobierno.

Conocer y medir la reacción de los impuestos ante el ciclo económico y a su vez conocer si hubo cambios estructurales en la capacidad recaudatoria del gobierno, es importante para el seguimiento y la proyección de las finanzas públicas del gobierno, ya que ayuda a predecir cómo implementar políticas de estabilización en respuestas a etapas expansivas o contractivas del ciclo económico.

La estabilidad macroeconómica en América Latina en los últimos 100 años ha sido muy volátil, Carbacho et. al (2012) menciona que la volatilidad macroeconómica en América Latina ha estado marcada por subidas y bajadas pronunciadas, en donde los periodos de prosperidad económica fueron seguidos por profundas y largas recesiones.

Los sistemas tributarios pueden ser una fuerte herramienta para estabilizar el consumo privado y a ayudar a atenuar la volatilidad macroeconómica, ya que pueden actuar como estabilizadores automáticos (Carbacho et. al, 2012). Los estabilizadores automáticos son aquellos que se ajustan automáticamente a los ciclos de la economía, la ventaja de estos es que están integrados a la estructura de los gastos e ingresos y se activan sin necesidad de políticas discrecionales que en general son lentas.

El papel de los impuestos como estabilizadores automáticos en Honduras deben de convertirse en un actor importante, ya que los programas de desempleo en Honduras son prácticamente inexistentes y que las intervenciones discrecionales de política sufren retrasos de implementación (Carbacho et. al, 2012).

Las boyanzas tributarias se definen como la variación de la recaudación tributaria ante variaciones del Producto Interno Bruto (PIB) dado un sistema tributario vigente sin aislar medidas discrecionales de política tributaria y se pueden clasificar en boyanzas de largo y corto plazo; la boyanza de largo plazo está relacionada con la estabilidad fiscal, esto implica que una boyanza de

largo mayor a 1 un mayor crecimiento económico mejoraría el balance fiscal por el lado de los ingresos, lo contrario pasa si la boyanza es menor a uno. Referente a la boyanza de corto plazo está relacionada con el papel de estabilizador automático de la economía, específicamente si la boyanza de corto plazo es mayor a uno, el sistema de impuesto es buen estabilizador automático. Por el contrario, si es menor a uno, quiere decir los impuestos son más estables que la economía y su función estabilizadora es menor (Barreix et. al, 2017).

En resumen, Dudine y Jalles (2018) mencionan que el análisis de las boyanzas tributarias es crucial para la formulación y el diseño de políticas tributarias por tres razones:

- La boyanza tributaria ilustra el papel que desempeña la política de ingresos para garantizar la sostenibilidad fiscal a largo plazo y para estabilizar la economía durante el ciclo económico a corto plazo.
- La evaluación de las boyanzas tributarias específicas por países permite determinar si el gobierno mantiene la movilización de ingresos en consonancia con la actividad económica y la estimación de la boyanza por tipo de impuestos ayuda a identificar los puntos débiles y fuertes del sistema tributario.
- Y finalmente, saber qué factores estructurales probablemente afectan la boyanza tributaria ayuda a anticipar cómo cambiarían todas las consideraciones anteriores a medida que se desarrolla la economía.

Este Trabajo de Fin de Máster (TFM) es una primera aproximación de la estimación de Boyanzas Tributarias de Honduras, en función del PIB real, de los principales impuestos de su sistema tributario como ser: el Impuesto Sobre Renta (ISR), el Impuesto Sobre Ventas (ISV), el Impuesto Selectivo al Consumo de Combustible (ACPV) y los Derechos Arancelarios por Importaciones (DAI), así como también los Ingresos Tributarios en su conjunto. Lo anterior se realizó para el período comprendido entre el 2001 al 2022. Asimismo, se evaluó las boyanzas de corto plazo de los impuestos antes mencionados en las épocas de expansión y recesión económica.

La estimación de las boyanzas tributarias se realizó mediante un modelo Autoregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL por sus siglas en ingles), el cual se transformó en un Modelo de Corrección de Errores (MCE) para poder distinguir entre boyanzas de largo y corto plazo. En cuanto a evaluar las boyanzas en el ciclo económico, el ciclo económico se estimó mediante la aplicación del filtro Hodrick y Prescott al PIB y al Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE).

Honduras se caracteriza por ser una economía pequeña y abierta, donde la actividad económica principalmente se basa en manufactura, agricultura, ganadería, comercio minorista e intermediación financiera. En cuanto al comercio internacional el principal socio comercial de

Honduras es Estados Unidos, suponiendo el 34.7% de las exportaciones a este país y las importaciones el 33.6%. En lo que respecta a la recaudación de impuestos, el ISR, el ISV, el ACPV y los DAI representan en promedio el 87.0% de la recaudación total.

El TFM se divide en 5 secciones. La primera sección abarca la revisión de literatura concerniente a la estimación de boyanzas tributarias en diferentes países y su evaluación en las distintas etapas del ciclo económico. La segunda sección se refiere a la estimación del ciclo económico de Honduras su descripción y la contextualización del sector fiscal de Honduras. La tercera sección presenta los datos y la metodología usada para la estimación de las boyanzas tributarias. La cuarta sección presenta los resultados y por último en la quinta sección se presentan las conclusiones.

1. Repaso de literatura.

El interés por estudiar la relación de la recaudación tributaria con respecto a la actividad económica surge con las contribuciones de Groves y Kahn (1952), su preocupación consistía en la estabilidad de los rendimientos fiscales que existe a nivel estatal y local, para lo cual realizaron una investigación estadística de la elasticidad del ingreso para varios impuestos locales, estatales y para siete sistemas tributarios estatales en su conjunto. González-Sánchez (2022) menciona que a partir de los aportes de Groves y Kahn (1952) numerosos investigadores utilizaron el coeficiente proveniente de realizar una ecuación de los ingresos tributarios con respecto al Producto Interno Bruto (PIB) para estimar, sin distinción alguna, la proyección de corto y largo plazo de los ingresos tributarios.

Sin embargo, casi 20 años después de la publicación de Groves y Kahn (1952), William et. al (1973) objetaron que los criterios fiscales de: estabilidad del rendimiento, estabilidad del crecimiento y la influencia estabilizadora contracíclica, se han confundido conceptualmente en la literatura. Por lo que en su estudio los criterios anteriores son separados tanto conceptualmente como su medición empírica, lo anterior se realizó para siete impuestos en el periodo 1952-1970.

Groves y Kahn (1952) encontraron que los resultados variaron mucho con cualquier impuesto entre estados, concluyendo que la estabilidad del rendimiento, estabilidad del crecimiento y la influencia estabilizadora contracíclica son bastantes distintos y que no necesariamente están relacionados, conllevando a diferenciar entre elasticidades de corto y largo plazo.

Gracias al trabajo de Groves y Kahn (1952) prolifera el enfoque dinámico aplicado a estimar la relación de los impuestos con respecto al crecimiento económico, lo anterior dio inicio con los trabajos de White (1983) y de Dye y McGuire (1991). El trabajo White (1983) consistió en desarrollar y aplicar empíricamente una metodología para diversificar la estructura impositiva de tal manera que minimice la inestabilidad de los impuestos para cualquier tasa de crecimiento dada. White (1983) encuentra que la inestabilidad de los impuestos de los gobiernos locales puede ser relativamente grande, atribuyendo que la inestabilidad puede ser atribuida: a la mayor dependencia de impuestos de rápido crecimiento, pero inestables, como los impuestos sobre la renta de las personas físicas y las sociedades y a la mayor inestabilidad evidenciada de la economía agregada durante la última década.

Por su parte, Dye y McGuire (1991) utilizan series de tiempo nacionales agregadas para estimar la tendencia del crecimiento y la desviación de la tendencia, como medida de crecimiento de largo plazo y variabilidad, para varios componentes de las bases imponibles del impuesto sobre ventas estatal y el impuesto sobre renta individual. Sus resultados encontraron una gran variedad en el

crecimiento y características en la variabilidad entre los componentes de la base imponible. Su principal hallazgo es la relación inversa entre el crecimiento y la variabilidad. Asimismo, encuentran que, dependiendo del diseño de la estructura tributaria, los impuestos al ingreso pueden ser más estables que los impuestos a las ventas.

Como menciona Lagravinese et al. (2020) las técnicas econométricas para la estimación de elasticidades tributarias a través del tiempo han sido refinadas, pasando de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (MCOOD) a técnicas econométricas más sofisticadas que tienen en cuenta la presencia de dependencia transversal entre unidades de panel.

Lagravinese et al. (2020), hacen énfasis que al momento de estudiar la reacción de los ingresos tributarios con respecto al ciclo económico es necesario hacer una distinción entre boyanzas y elasticidades tributarias. La boyanza tributaria es una medida de cómo reaccionan los impuestos al crecimiento económico que toma en cuenta las medidas de políticas tributarias discrecionales. En cambio, la elasticidad tributaria es una medida de cómo reaccionan los impuestos al crecimiento económico, que ignora el impacto de los cambios tributarios discrecionales, es decir, se usan series “limpias” de decisiones discrecionales.

La importancia de la estimación de boyanzas tributarias, en lugar de elasticidades tributarias, es que se pueden captar las características discrecionales y las políticas tributarias discrecionales a los cambios en el PIB (Lagravinese et al., 2020). Lo anterior, está en línea con lo que manifiesta Sen (2006), que el efecto al estimar las elasticidades tributarias a través de una regresión de los cambios de los impuestos en las bases tributarias puede fallar en separar adecuadamente los cambios automáticos y discrecionales, imposibilitando evaluar sus impactos por separado.

La literatura respecto a la estimación de boyanzas tributarias y el impacto del ciclo económico en estas ha levantado interés en los últimos años. En este sentido, Belinga et al. (2014) estiman boyanzas tributarias de corto y largo plazo para los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) en el periodo comprendido entre 1965 y 2012. Lo anterior, se realiza mediante un modelo ARDL de panel, que se transforma en un Modelo de Corrección de Errores (MCE) con el objetivo de separar las boyanzas de largo y corto plazo, los impuestos que se tomaron en consideración fueron: los impuestos sobre la renta de las personas físicas (PIT), los impuestos sobre la renta de las empresas (CIT), los impuestos sobre bienes y servicios (GST), los impuestos especiales, los impuestos recurrentes sobre la propiedad inmobiliaria y las contribuciones a la seguridad social (SSC).

Belinga et al. (2014) encuentran que, para los Ingresos Tributarios en su conjunto, la boyanza tributaria a corto plazo no difiere significativamente de uno en la mayoría de los países; sin embargo, ha aumentado desde fines de la década de 1980, por lo que los sistemas tributarios se han convertido en general en mejores estabilizadores automáticos. Las boyanzas tributarias de largo plazo supera uno en aproximadamente la mitad de los países de la OCDE, lo que implica que el crecimiento del PIB ha ayudado a mejorar el déficit fiscal estructural. Los CIT son, por mucho, los que presentan mayor boyanza, mientras que los impuestos especiales y sobre la propiedad son los que presentan menor boyanza. En el caso de PIT y SSC, las boyanzas a corto y largo plazo han disminuido desde finales de la década de 1980 y, en promedio, se han vuelto inferiores a uno.

Con respecto, a la evaluación de las asimetrías producidas por el ciclo económico en la boyanzas tributarias a corto plazo, Belinga et al. (2014) encuentran que la boyanza tributaria para los Ingresos Tributarios es mayor durante las contracciones (1.19) que durante las expansiones (1.01), concluyendo que los sistemas impositivos en un país promedio de la OCDE parecen funcionar mejor como estabilizador automático durante recesiones que durante épocas de expansión. En cuanto, al CIT presenta una mayor boyanza en épocas de expansión (1.79) que en recesiones (1.31), con respecto al PIT este presenta la misma boyanza en épocas de expansión como en recesiones (1.03).

Dudine y Jalles (2017) estiman boyanzas tributarias, de distintos impuestos, tanto de corto y largo plazo para 107 países, distribuidos entre países avanzados, emergentes y de bajos ingresos para el período comprendido entre 1980 y 2014. Mediante un modelo de panel totalmente modificado de MCO (Fully-Modified OLS por sus siglas en inglés) encontraron que, para las economías avanzadas, las boyanzas tanto de largo como a corto plazo no son diferentes de uno. Asimismo, la boyanza tributaria de largo plazo supera a uno en el caso de CIT para economías avanzadas, PIT y SSC en mercados emergentes y GST para países de bajos ingresos.

Asimismo, Dudine y Jalles (2017) evalúan si el papel estabilizador de los impuestos (capturado por la boyanza de corto plazo) ha variado durante los períodos de expansión y contracción económica, encuentran que la boyanza de los Impuestos Tributarios es mayor en las expansiones que en las contracciones en los países avanzados, emergentes y de bajos ingresos, mostrando una boyanza de 1.087, 1,213 y 1,485 respectivamente. Asimismo, muestran que en los países avanzados solo la boyanza de CIT es mayor durante las contracciones (2.038) que, durante las épocas de expansión económica, mostrando así que este impuesto en promedio parece funcionar mejor como estabilizador de la producción durante los malos tiempos en comparación con los buenos tiempos. Con respecto a las economías de emergentes, Dudine y Jalles (2017) muestran que el CIT y GST funcionan como buenos estabilizadores automáticos ya que su boyanza en épocas de contracción

es de 2.348 y 1.253 respectivamente. Por último, ninguna boyanza en épocas de contracción de las economías de bajos ingresos, es estadísticamente significativa; la boyanza más alta y que es estadísticamente significativa, es la de GST en expansión económica que asciende a 1.802.

Por su parte, Deli et al. (2018) estiman boyanzas tributarias de corto y largo plazo mediante un panel, usando grupo medio (MG por sus siglas en inglés) y Grupo medio combinado (PMG por sus siglas en inglés) para 25 países de la OCDE en el periodo comprendido entre 1965 y 2015. Las categorías utilizadas de impuestos fueron los Ingresos Tributarios, PIT y CIT. Los resultados de Deli et al. (2018), indican que las estimaciones de los Impuestos Tributarios no son diferentes de uno, la boyanza del CIT es mayor que uno, tanto a largo como a corto plazo, mientras que las boyanzas del PIT son menores que uno.

Asimismo, Deli et al. (2018) evalúan las fluctuaciones del ciclo económico en las boyanzas tributarias de corto plazo para 26 países de la OCDE y para el caso específico de Irlanda. Para el caso de la muestra tomada de los países de la OCDE, la boyanza estimada de los Ingresos Tributarios en periodo de contracción (1.222) es mayor que la estimada en expansión (0.996), lo que indica que los sistemas tributarios de los países tomados de la OCDE, parecen funcionar como buenos estabilizadores automáticos en periodos de contracción. Este resultado, se parece mantener para el CIT ya que exhibe la boyanza más alta que asciende 1.712, en comparación a la estimada en expansión económica que asciende a 1.269.

Con respecto al caso en específico de Irlanda las estimaciones de Deli et al. (2018) indican que la boyanza del CIT parece funcionar mejor como estabilizador automático durante períodos contractivos ya que su boyanza asciende a 1.612, mostrando un mayor valor que la boyanza estimada del PIT que es de 1.144. El sistema tributario irlandés en su conjunto exhibe boyanzas a corto plazo que son mayores en épocas de contracción en comparación a los de expansión económica, las cuales asciende a 1.15 y 1.003 respectivamente. Lo anterior, indica que el sistema tributario irlandés funciona mejor como estabilizador automático en los malos tiempos que en los buenos.

Lagravinese et al. (2020) estiman para los 35 países miembros de la OCDE boyanzas tributarias de corto y largo plazo teniendo en cuenta el marco macroeconómico, los cambios en las políticas fiscales de los gobiernos, variables políticas y presupuestarias, consideraciones que posiblemente influyen la reacción de los impuestos a las fluctuaciones del PIB. En ese sentido, encuentran que las respuestas tributarias tanto a corto como a largo plazo son más bajas que las reportadas en estudios anteriores. Aluden que esta reacción ligeramente inferior a la esperada de los Ingresos

Tributarios puede interpretarse como un poder reducido tanto de estabilización automática en el corto plazo como de sostenibilidad fiscal en el largo plazo.

En la literatura no se cuenta con gran diversidad de estudios referentes a estimación de boyanzas tributarias para la región de Latinoamérica y el Caribe. Sin embargo, se encuentran estudios de estimación de elasticidades tributarias, en el que resalta el trabajo de Martner (2006) que estima elasticidades de corto y largo plazo de los ingresos tributarios para seis países de Latinoamérica. Muestra que las elasticidades de largo plazo son positivas y mayores que uno para todos los países analizados, siendo más elevada para Argentina, Colombia y México. Mientras, las elasticidades de corto plazo son menores que uno para casi todos los casos.

Asimismo, Vladkova-Hollar & Zettelmeyer (2008) estiman las elasticidades de los ingresos tributarios para ocho países de América Latina. La estimación se hizo mediante MCO, procedimiento de Johansen y MCO. Los resultados sugieren que para la mayoría de los países hay poca evidencia de cointegración debido a las contradicciones que se observan entre los distintos métodos y pruebas, por lo que no existe una relación de largo plazo entre el producto interno bruto y los ingresos tributarios. Los resultados de MCO sugieren que la elasticidad de los Ingresos Tributarios es estadísticamente diferente de uno solo para Argentina, Colombia y El Salvador. Por otra parte, Daude, Melguizo, & Neut (2010) estiman elasticidades de PIT y CIT para varios países latinoamericanos y de la OCDE. Las estimaciones de las elasticidades de largo plazo del CIT muestran que las mismas son menores que uno para casi todos los países, excepto Brasil. Mientras las elasticidades de largo plazo del PIT son mayores a uno.

Fricke & Süßmuth (2011) realizan un amplio estudio de las elasticidades de los ingresos tributarios para países de Latinoamérica tomando en cuenta los impuestos sobre los ingresos, el impuesto al valor agregado, la seguridad social y los ingresos no tributarios provenientes de commodities. Estiman las elasticidades de largo plazo basados en MCO y MCE para estimar las elasticidades de corto plazo.

Los resultados muestran que, para el caso de los Impuestos sobre los Ingresos, la elasticidad de largo plazo es significativa y mayor que uno para todos los países. La elasticidad de largo plazo para el Impuesto al Valor Agregado (IVA) es también significativa para todos los impuestos, y solo para Chile no es mayor a uno. Las elasticidades de corto plazo de los ingresos tributarios se estiman para los casos en que los ingresos tributarios se encuentren por encima del equilibrio de largo plazo y por debajo. Para los Impuestos sobre los Ingresos, las elasticidades de corto plazo son asimétricas por encima y por debajo del equilibrio para 6 de 10 países, mientras 4 muestran simetría. Para el

caso del IVA, cuatro países muestran simetría en las elasticidades de corto plazo, dos presentan asimetría débil y cuatro presentan asimetría total.

Con relación al estudio de incorporar el ciclo económico en las estimaciones de boyanzas o elasticidades tributarias para el caso de Latinoamérica y el caribe, resalta el trabajo de Machado y Zuloeta (2012) que estiman elasticidades de corto y largo plazo para 8 países de América Latina. Muestran que las elasticidades de largo plazo del total de impuestos son estadísticamente significativas para la mayoría de los países, mientras las de corto plazo son estadísticamente significativas para sólo dos países. Adicionalmente, estiman elasticidades para los impuestos sobre el CIT, PIT e IVA. Para el caso del CIT y PIT, las elasticidades de largo plazo son positivas y significativas para 7 países, y las de corto plazo solo para uno. Por su parte, las elasticidades de largo plazo del IVA son significativas para 6 países, y las de corto plazo para 3 países.

Adicionalmente, Machado y Zuloeta (2012) exploran si las elasticidades tributarias de largo y corto plazo varían durante malos y buenos tiempos, es decir durante el ciclo económico. Encuentran que, con excepción de Chile cuatro o tres de las elasticidades de largo plazo estimados en buenos tiempos son estadísticamente significativas y en algunos casos estas elasticidades están por encima de 2 y 3. Por el contrario, en la mayoría de los casos, las elasticidades a corto plazo parecen no ser estadísticamente diferentes de 0 tanto en los buenos tiempos como en los malos tiempos.

En cuanto a la literatura referente a la estimación de boyanzas tributarias en Latinoamérica y el Caribe, se encuentra el trabajo de Khadan (2020) que estima boyanzas tributarias de largo y corto plazo para un grupo de 12 países del Caribe durante el período 1991-2017. Para estimar las boyanzas tributarias se utilizó un modelo de panel, encontrando que las estimaciones de largo y corto plazo son estadísticamente mayores que uno. Sin embargo, los resultados varían según las categorías impositivas: con respecto a los impuestos indirectos, que representan casi el 65% de los Ingresos Tributarios, la boyanza de largo plazo es significativamente inferior a 1 (0.35), mientras que para los impuestos directos es significativamente mayor que 1 (1,33).

Asimismo, Khadan (2020) encuentra la boyanza tributaria a largo plazo fue menor en el período posterior a la crisis financiera mundial. Con respecto, a la boyanza tributaria de corto plazo, los CIT y los impuestos al comercio son los más dinámicos, mientras que los impuestos a la propiedad resultaron ser estadísticamente insignificantes. Para los GST su boyanza tanto a largo como a corto plazo no es significativamente diferente de 1.

Por otro lado, se encuentra el trabajo de Cardoza (2017) que estima elasticidades y boyanzas tanto de largo plazo como de corto plazo para varias categorías impositivas de forma individual para cada

país de América Latina. El cálculo de las boyanzas y elasticidades tributarias de largo plazo se realizó mediante MCO y las de corto plazo se realizó mediante MCE. El autor encuentra que, para la mayoría de los países la boyanza de largo plazo de los Ingresos Tributarios es mayor que 1 excepto México, Brasil y Guatemala, los cuales muestran boyanzas inferiores a 1; y el caso de Paraguay, que a pesar de tener un valor superior a 1 el mismo no es significativo a raíz de los resultados de las pruebas de integración. En el caso particular de Honduras, la boyanza es de 1.08.

Con respecto, a las boyanzas de corto plazo de los Ingresos Tributarios Cardoza (2017) encuentra que los coeficientes son significativos para la mayoría de los países. Para el caso de Chile se obtiene un coeficiente de corto plazo de 1.45, lo contrario se observa para la República Dominicana, con un coeficiente de corto plazo de 0.59. Por su parte, la velocidad de ajuste sugiere una convergencia a la relación de largo plazo con una media de 53%, y un rango que va desde 36% para Perú hasta 86% en Colombia. En cuanto a Honduras, Cardoza (2017) encuentra una boyanza de corto plazo de 0.26.

2. Ciclo Económico y Sector Fiscal de Honduras

2.1 Ciclo Económico de Honduras

Como se mencionó en la introducción del TFM el ciclo económico de Honduras se estimó con el PIB real e IMAE mediante el filtro Hodrick-Prescott. El IMAE es un indicador dinámico, coyuntural y de agregación que publica mensualmente el Banco Central de Honduras (BCH). Su finalidad no es obtener el valor de producción sino su trayectoria, provee valiosa información el comportamiento global de la economía y de las actividades económicas que lo componen.

El IMAE es un índice tipo Laspeyres de cantidades que utiliza como año base 2000, compuesto por 16 actividades económicas (Agricultura, ganadería, silvicultura y caza, Industria Manufacturera, Construcción, Comercio, Intermediación Financiera entre otras) en donde cada actividad económica tiene una ponderación, la cual se basó en la importancia que éstas tienen dentro del PIB para el año 2000.

A continuación, en el Gráfico No. 1 se presenta los ciclos estimados del PIB e IMAE respectivamente:

En el Gráfico No.1 se puede observar que el ciclo del IMAE (eje izquierdo) y del PIB (eje derecho) se mueven conjuntamente. Asimismo, se puede observar dos periodos fuertemente marcados por recesiones (parte sombreada del gráfico). El primero se sitúa en el tercer trimestre de 2008 en donde se observa una fuerte caída de la actividad económica que se extendió hasta el segundo trimestre de 2011, dicha caída fue producto de la crisis financiera internacional y la crisis política vivida en Honduras en 2009.

Es importante mencionar que luego del segundo trimestre de 2011 el ciclo económico de Honduras estuvo levemente por debajo del PIB potencial, es hasta el cuarto trimestre de 2016 donde muestra una fuerte expansión hasta el cuarto trimestre de 2019. El segundo periodo de recesión acontece en el primer trimestre de 2020 en donde la economía hondureña muestra señales de desaceleración económica. Posteriormente, en 2021 la COVID-19 y las tormentas tropicales Eta y Iota vino a agravar ya la deteriorada economía hondureña.

2.2 Sector Fiscal de Honduras.

Desde principios de 2014, la política fiscal hondureña se caracterizó por un proceso fuerte de ajuste a raíz de la crisis política sufrida en el 2009. Los años subsiguientes al 2009 el país mostró déficits elevados, que en promedio del 2009 al 2013 el déficit de la Administración Central (AC) fue de 5.8% del PIB, siendo 2013 el déficit más alto alcanzado (8.0% del PIB). Ante tal situación fue necesario hacer una reforma fiscal, por lo que el 31 de diciembre de 2013 se aprobó la Ley de Ordenamiento de las Finanzas Públicas, Control de las Exoneraciones y Medidas Antievasión, reforma que se caracterizó por el aumento de impuestos indirectos (ISV, el aumento al ACPV), la

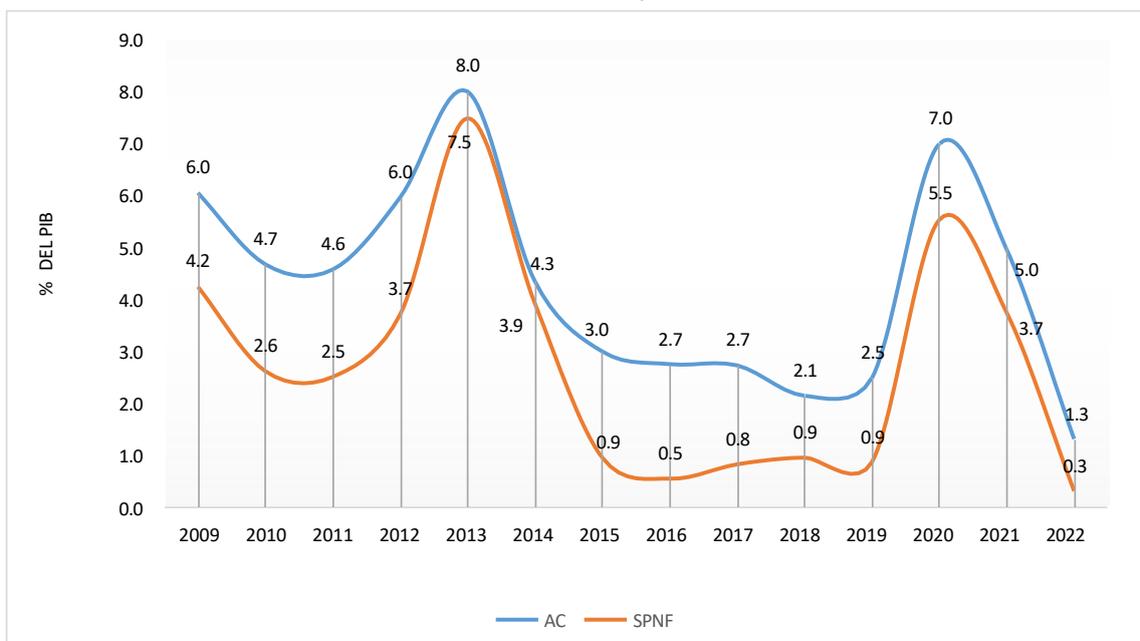
reducción de subsidios, el aumento de las tarifas de los servicios públicos y el congelamiento de los salarios de las diversas instancias de gobierno.

Posteriormente, en el 2016 Honduras continuó con la senda de consolidación fiscal al aprobarse la LRF, que tiene como objetivo anclar la política fiscal para evitar desequilibrios continuos como los registrados en el pasado reciente, originados, principalmente, por el ciclo político electoral del país. La LRF establece tres reglas fiscales:

1. Límite al déficit del balance global del sector público no financiero (SPNF) igual a 1.0% del PIB a partir del año 2019. Entre los años 2016 y 2018 se estableció metas específicas del 1.6, 1.5 y 1.2% del PIB para cada año, respectivamente.
2. El gasto corriente de la AC no podrá aumentar anualmente en un porcentaje mayor al promedio de los últimos diez años del crecimiento del PIB real sumado a la inflación proyectada para el año siguiente.
3. El límite anual de deuda flotante no deberá superar el 0.5% del PIB nominal.

En el Gráfico No.2 se puede observar el trayecto del déficit de la AC y del SPNF, es importante mencionar que a raíz de la pandemia de la COVID-19 se activaron las cláusulas de excepción de la LRF, lo que conllevó a que las reglas fiscales se suspendieran por dos años. El déficit de la AC y del SPNF para 2020 fue de 7.0% y 5.5% del PIB respectivamente, en cuanto a 2021 el déficit ascendió a 5.0% y 3.7% del PIB respectivamente.

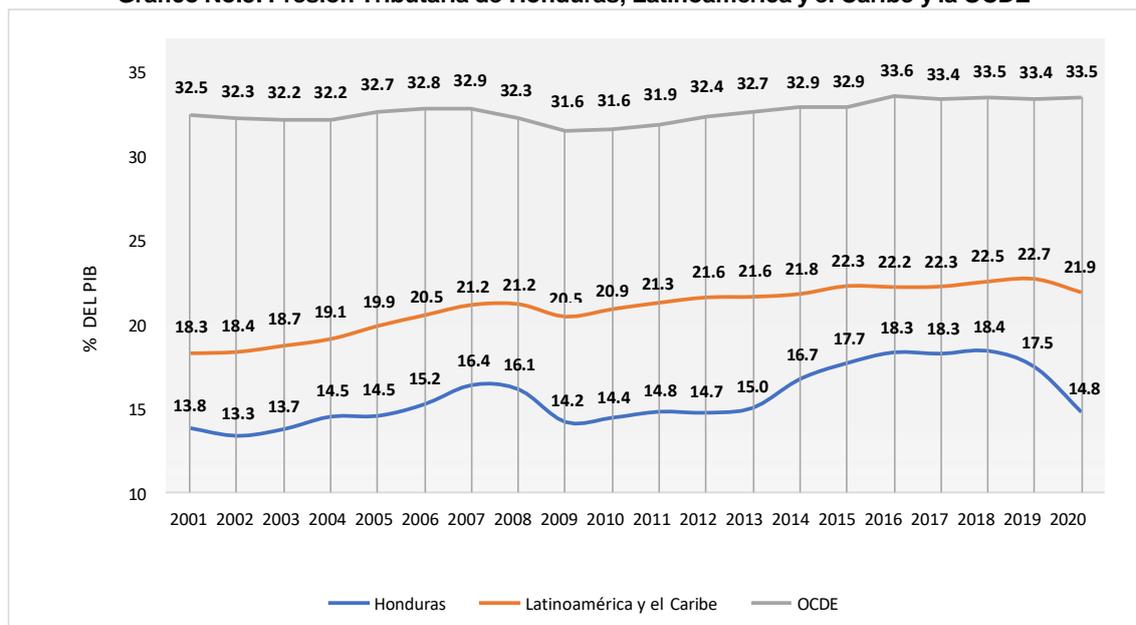
Gráfico No.2: Déficit del SPNF y de la AC 2009-2021



Fuente:Elaboración propia con datos de la SEFIN

Los ingresos tributarios en Honduras representan en promedio 94.0% del total de ingresos de la AC, los ingresos tributarios son el principal componente del financiamiento presupuestario, lo cual reafirma la relevancia de estos para el sostenimiento de las finanzas públicas. Como se observa en el Gráfico No.3 la presión tributaria en Honduras en los últimos años ha aumentado paulatinamente. Por ejemplo, la presión tributaria en el 2001 se ubicaba en 13.8% pasando a 17.5% en 2019 antes del COVID-19. Es importante subrayar que producto de la reforma fiscal realizada en 2014 la presión tributaria pasó de 15.0% en 2013 a 16.7% en 2014.

Gráfico No.3: Presión Tributaria de Honduras, Latinoamérica y el Caribe y la OCDE



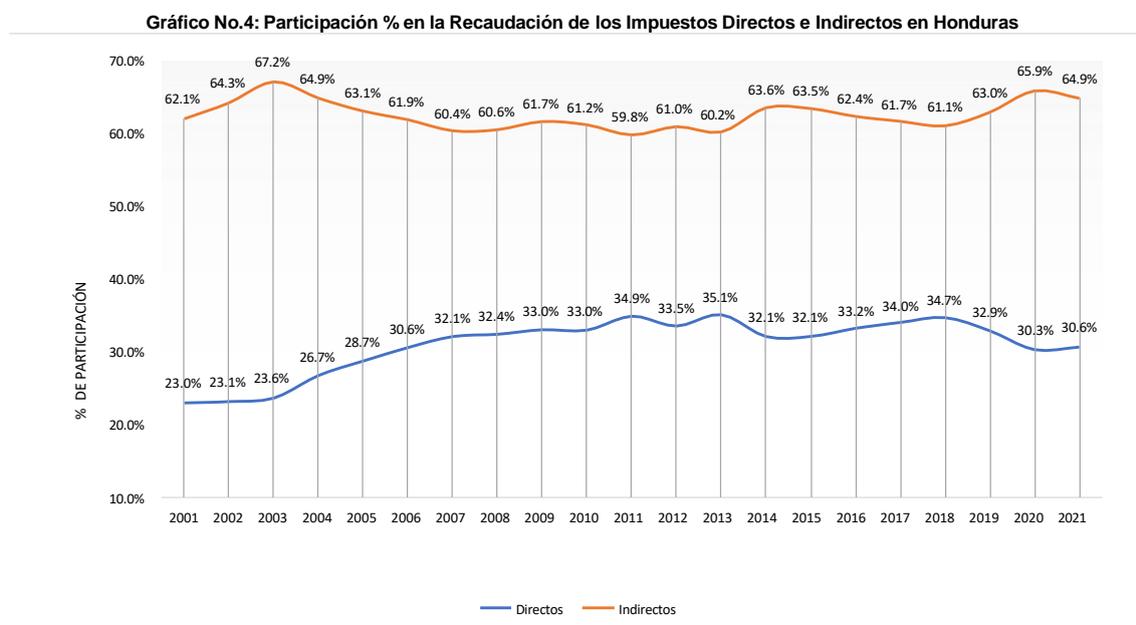
Fuente: SEFIN y OCDE

En el Gráfico No.3 se puede observar dos periodos de tiempo que llaman la atención, 2001-2007 y 2014-2019. El periodo 2001-2007 fue caracterizado por un fuerte y sólido crecimiento económico, que en promedio fue de 5.0%. El 2006 fue el año que mostró el crecimiento más alto del periodo en mención el cual fue un crecimiento de 6.6%. Como consecuencia de este sólido crecimiento económico, entre otras cosas, la presión tributaria pasó de 13.8% en 2001 a 16.4% en 2007. A raíz de la crisis financiera en 2008 y a la crisis política en 2009 la presión tributaria disminuyó pasando a 16.1% y 14.2% respectivamente.

Por otra parte, el incremento de la presión tributaria en el periodo 2014-2019 fue gracias a la reforma fiscal realizada en 2014, sin embargo, ya en el 2019 el rendimiento de esta parece que perdió fuerza. A pesar de la reforma fiscal realizada en 2014, Honduras se encuentra por debajo de los niveles de presión tributaria de Latinoamérica y el Caribe y por muy lejos del nivel de los países de la OCDE. Es importante mencionar que Honduras presenta el gasto tributario más alto de la región que en promedio representa alrededor de 7.0% del PIB.

Si bien es cierto que Honduras ha hecho esfuerzos para aumentar la presión tributaria en diferentes momentos del tiempo, estos esfuerzos han sido mediante diferentes políticas. Por ejemplo, en el Gráfico No.4 se puede observar que el periodo 2001-2007 hubo un aumento considerable de la participación de los impuestos directos en la recaudación total, pasando de 23.0% en 2001 a 32.1% en 2007. Al mismo tiempo hubo una reducción de la participación de los impuestos indirectos, pasando de 62.1% en el 2001 a 60.4%.

Lo anterior denota el esfuerzo que hubo en 2001-2007 para hacer el sistema tributario hondureño más progresivo. Sin embargo, la participación de los impuestos directos a partir de 2011 su tendencia ha sido hacia la baja lo contrario con los impuestos indirectos que ha tenido una tendencia al alza.



3. Datos y metodología usada

3.1 Datos usados

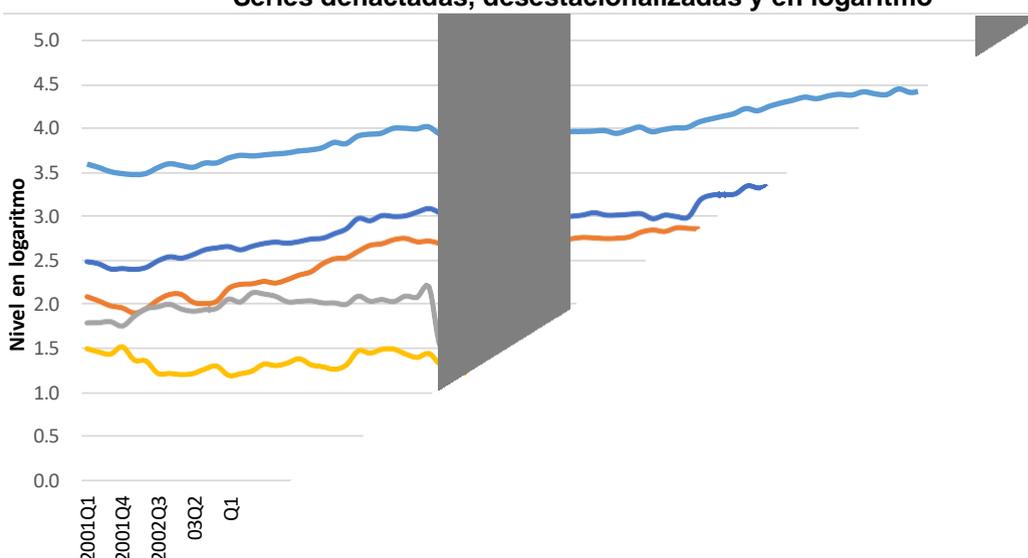
Para la estimación de las boyanzas de la recaudación del ACPV, ISR¹, ISV y DAI se utilizó información trimestral del periodo comprendido entre 2001 y 2021, esta información fue solicitada a la Secretaría de Finanzas (SEFIN) mediante el portal de transparencia de la página web de la SEFIN. La recaudación del ACPV, ISR, ISV fueron deflactados mediante el promedio trimestral del Índice de Precios al Consumidor (IPC), mientras tanto el DAI fue deflactado con el deflactor de las importaciones. Tanto el IPC, el deflactor de las importaciones y el PIB real trimestral fueron

¹ Incluye Persona Natural y Persona Jurídica

tomados de la página del BCH. Posteriormente, a todas las variables se les aplicó logaritmo natural. Es importante mencionar que las series fueron desestacionalizadas mediante Tramo Seats. En el Gráfico No.5 se puede observar las series del ISV, ISR, ACPV, DAI e Ingresos Tributarios en niveles deflactados, desestacionalizados y en logaritmo. Se observa que todas las series presentan una tendencia alcista a excepción de los episodios de recesión identificados en el Grafico No.1 (área sombreada). Cabe resaltar que la recesión producida por el COVID (2020q1-2021q1), los impuestos cayeron abruptamente para luego recuperarse de forma rápida producto de la apertura gradual de la economía.

Caso contrario sucede con la recesión producida por la crisis financiera internacional y la crisis política vivida en honduras (2008q3-2011q2), donde la caída de los impuestos es más suavizada y prolongada.

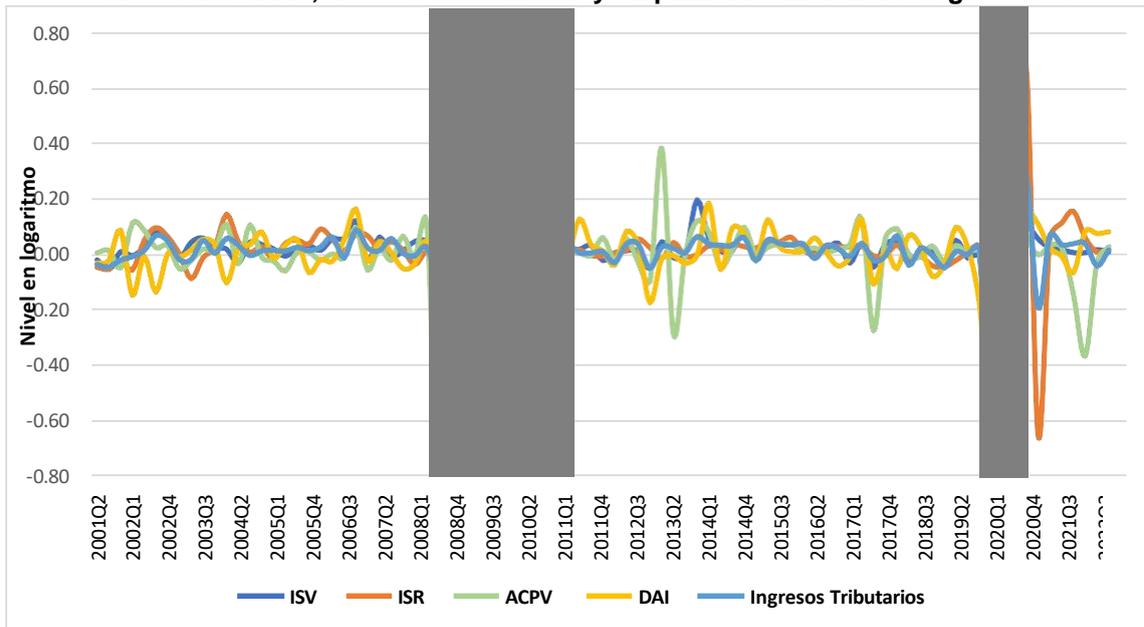
Gráfico No.5: Recaudación del ISV,ISR,ACPV, DAI e Ingresos Tributarios 2001q1-2022q2
Series deflactadas, desestacionalizadas y en logaritmo



Fu

En el Gráfico No.6 se puede observar las series del ISV, ISR, ACPV, DAI e Ingresos Tributarios en niveles deflactados, desestacionalizados y en diferencias logarítmicas. El Gráfico No.6 ratifica lo ya observado en el Gráfico No.5 donde el impacto de las recesiones identificadas (áreas sombreadas) en los impuestos son diferentes en magnitudes y prolongación.

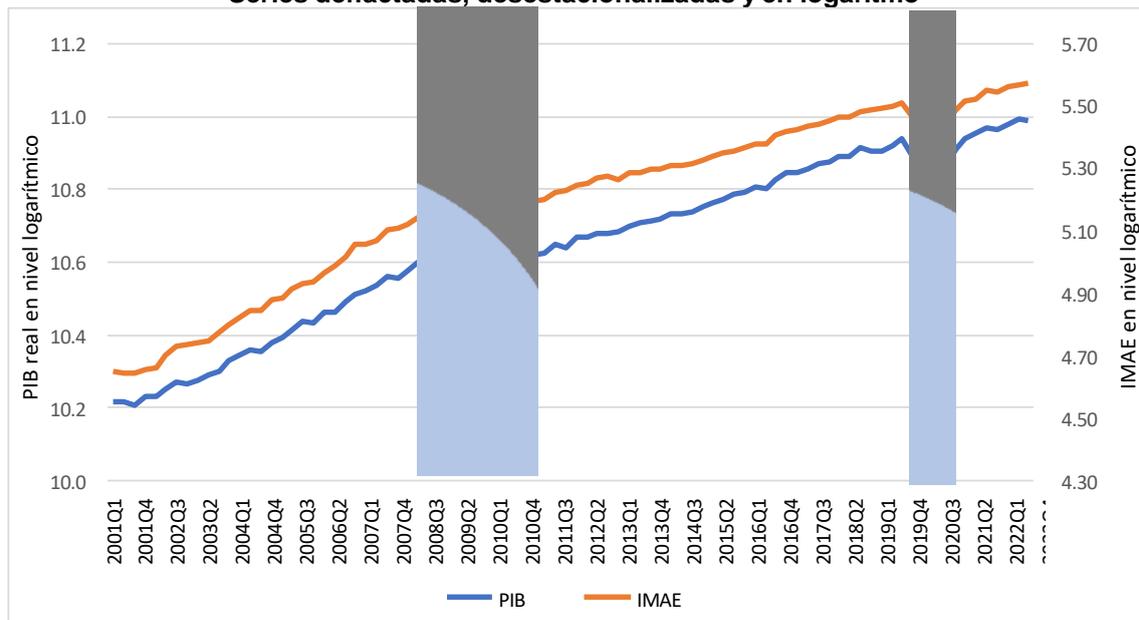
Gráfico No.6: Recaudación del ISV,ISR,ACPV, DAI e Ingresos Tributarios 2001q2-2022q2
Series deflactadas, desestacionalizadas y en primeras diferencias logarítmicas



Fuente: Elaboración propia con datos de SEFIN.

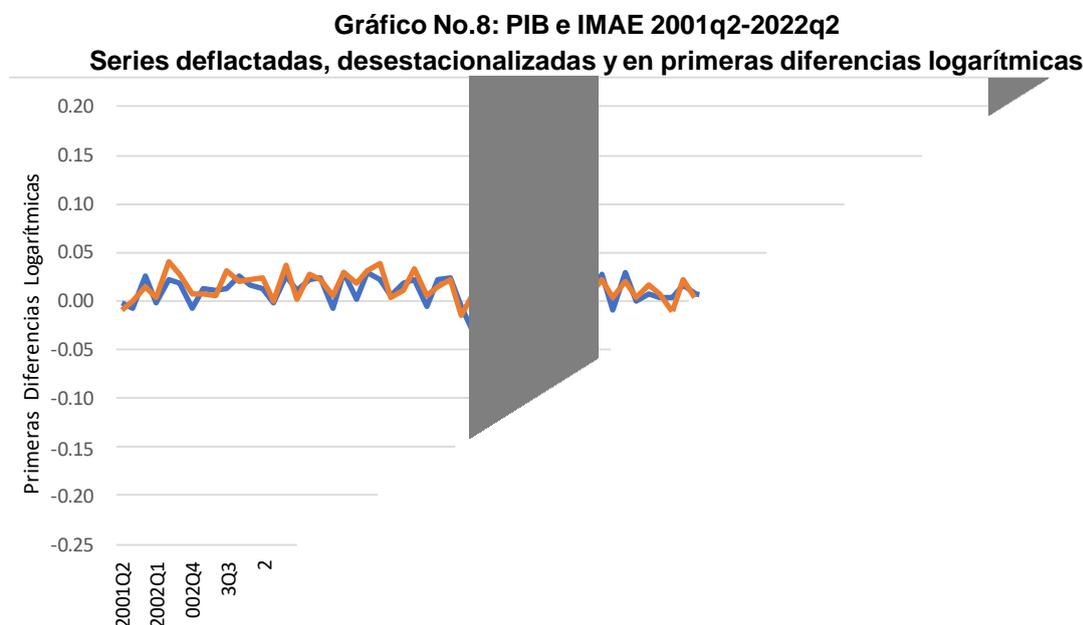
En cuanto al PIB y al IMAE se pueden observar en el Gráfico No.7 que se mueven conjuntamente. Cabe mencionar que en la recesión 2008q3-2011q2, denotada por el área sombreada, muestra un “escalón” en la producción, que indica un cambio estructural en la economía. Caso contrario sucede con la recesión 2020q1-2021q1 que aparenta ser un “impulso” ya que se observa que después del primer trimestre de 2021 la producción vuelve a la tendencia mostrada antes de la recesión producida por la COVID-19.

Gráfico No.7: PIB e IMAE 2001q1-2022q2
Series deflactadas, desestacionalizadas y en logaritmo



Fuente: Elaboración propia con datos de SEFIN.

Por último, el Gráfico No.8 muestra las diferencias logarítmicas del PIB e IMAE, en donde se puede observar que la producción en el segundo trimestre de 2020 cayó fuertemente como consecuencia de la COVID-19. Sin embargo, la magnitud de la recuperación de la producción en el tercer trimestre de 2020 fue casi igual a la de la caída mostrada en el segundo trimestre de 2020.



Fu

3.2 Metodología usada

En cuanto, a analizar la asimetría de las boyanzas tributarias en el ciclo económico y comprobar la robustez de los resultados, se extrajo el ciclo al PIB real y al IMAE² trimestral mediante el filtro Hodrick-Prescott (1997) utilizando un lambda de 1600. El PIB y el IMAE se obtuvieron de la página del BCH. La literatura económica señala que hay una relación de largo plazo entre la recaudación tributaria y el PIB real, para capturar esta relación se utilizó un Modelo Autorregresivo con Rezagos Distribuidos (ARDL), para posteriormente transformar el ARDL en un Modelo de Corrección de Errores (MCE), la principal ventaja de usar el MCE es que se puede diferenciar la elasticidad de largo y corto plazo. A pesar de que esta metodología ha sido utilizada y desarrollada ampliamente en los años 60's, recientemente ha ganado popularidad para examinar la presencia de relaciones de largo plazo entre series de tiempo económicas, lo anterior fue gracias a los trabajos de Pesaran y Shin (1998) y Pesaran, Shin y Smith (2001).

Antes de estimar la sensibilidad de largo plazo es necesario determinar si las variables son estacionarias y de que orden de integración son, para lograr lo anterior se aplicó el test de Phillips-

² Promedio del IMAE mensual

Perron a las variables, dicho test arrojó que todas las variables son I(1), es decir que son estacionarias mediante una diferencia, la principal ventaja de los modelos ARDL es que se pueden trabajar con variables I(0) e I(1). Asimismo, mediante el bound test se determinó que el ACPV, ISR, ISV y DAI cointegran en el largo plazo con el PIB³. En su forma más básica un modelo ARDL (p, q) está dada por:

$$\ln T_{i,t} = C + \sum_{k=1}^p \alpha_{i,k} \ln T_{i,t-k} + \sum_{j=0}^q \theta_{i,j} \ln PIB_{t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Donde $T_{i,t}$ denota el impuesto i en el tiempo t explicado en parte por p rezagos de sí mismo y por q rezagos del PIB real, que también se encuentra relacionándose de forma contemporánea, $\epsilon_{i,t}$ es una perturbación aleatoria de la cual se asume media cero y varianza finita. La elección de los rezagos apropiados para la ecuación (1) se basa en el Criterio de Información de Akaike (AIC). Para el caso del ACPV el AIC indica que los rezagos óptimos son $p=q=1$. Con respecto al ISV, el ISR, el DAI y los Ingresos Tributarios los rezagos óptimos son $p=1$ y $q=2$. Por ejemplo, para el ACPV la ecuación (1) se escribiría de la siguiente forma:

$$\ln ACPV_t = C + \alpha \ln ACPV_{t-1} + \theta_0 PIB_t + \theta_1 PIB_{t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Ahora, la ecuación (2) se puede transformar en el siguiente MCE:

$$\Delta \ln ACPV_t = \lambda (\ln ACPV_{t-1} - \beta PIB_{t-1}) + \theta_0 \Delta PIB_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

Donde: $\lambda = -(1 - \alpha)$, $\beta = \frac{\theta_0 + \theta_1}{(1 - \alpha)}$

En esta especificación Δ denota diferencias, β mide el efecto de largo plazo del cambio del PIB en el ACPV este denota la boyanza de largo plazo del ACPV con respecto al PIB. El parámetro θ_0 mide la respuesta instantánea del cambio de la tasa de crecimiento del ACPV ante cambios de la tasa de crecimiento del PIB, es decir la elasticidad de corto plazo. Mientras λ mide la velocidad de ajuste entre el corto y el largo plazo; es decir, mide la velocidad con la que la elasticidad converge a su valor de equilibrio.

Como menciona Deli et. al (2018), las diferencias observadas entre las boyanzas de corto y largo plazo estimadas, pueden ser en parte, atribuidas a las fluctuaciones cíclicas de la economía. Es

³ Ver Anexos

decir, pueden existir asimetrías en las estimaciones de la boyanzas de corto plazo que provoquen variaciones en el rol estabilizador de la tributación durante las distintas fases del ciclo económico.

Con el fin de capturar estas posibles asimetrías, con el ciclo estimado del PIB y el IMAE se procedió a crear una variable dicotómica que toma el valor de 1 cuando el ciclo es positivo (expansión) y 0 cuando es negativo (recesión). Cuando el ciclo es positivo quiere decir que el PIB o IMAE observado creció por encima de su nivel tendencial, denotando así una expansión. Caso contrario pasa cuando el ciclo es negativo, quiere decir que el PIB o IMAE observado creció por debajo de su nivel tendencial, denotando así una recesión. Siguiendo a Belinga et al. (2014) y Deli et al. (2018) se integró en el MCE la variable dicotómica creada, continuando con el ejemplo del ACPV de la siguiente forma:

$$\Delta \ln ACPV_t = \lambda (\ln ACPV_{t-1} - \beta PIB_{t-1}) + \theta_0 * Dummy * \Delta PIB_t + \theta_0 * (1 - Dummy) * \Delta PIB_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

Por lo que se obtiene dos estimaciones de corto plazo: una para la fase expansiva y otra para la fase recesiva.

4. Resultados

4.1 Boyanzas tributarias estimadas para Honduras.

El cuadro No.1 resume las boyanzas estimadas mediante la ecuación (3), los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y el signo esperado de acorde a la literatura. En todos los casos se evidencia relación de cointegración entre la categoría de impuesto y el PIB bajo niveles convencionales de significancia estadística, lo que corrobora que el desempeño de la actividad económica y los ingresos tributarios tienden a mantener una relación estable en el tiempo.

En general, los resultados indican que durante el periodo comprendido de análisis el sistema tributario hondureño, en conjunto, ha mostrado un comportamiento procíclico, es decir, las condiciones del sistema favorecen la generación de recursos impositivos en la medida en que se expande la economía. Los coeficientes mayores a uno para la boyanza de corto y de largo plazo de los ingresos tributarios evidencian que el sistema tributario ha fungido como un buen estabilizador automático, mostrando así el aseguramiento de la sostenibilidad fiscal en el largo plazo.

La boyanza de largo plazo estimada para los ingresos tributarios es de 1.40 con respecto al PIB, es decir que, por cada incremento porcentual del PIB, con el sistema tributario vigente, los ingresos tributarios en promedio crecen 1.40% en el largo plazo. Cabe mencionar que los ingresos tributarios trimestrales, están sujetos a perturbaciones, que le alejan de su tendencia de largo plazo, por lo que

la velocidad de ajuste muestra que alrededor de 17.0% del desequilibrio de corto plazo es corregido en el trimestre siguiente.

Detallando los resultados por figura impositiva, se observa que la boyanza de largo plazo es mayor para los impuestos más progresivos como el ISR y menor para los impuestos más regresivos como los impuestos al consumo. La boyanza de largo plazo estimada para el ISR es de 1.95, lo que es congruente con los hallazgos de Belinga et al. (2014) y Dudine y Jalles (2017), intuitivamente este resultado se esperaba, ya que los impuestos progresivos tienden a evidenciar una mayor sensibilidad ante las variaciones en el nivel de actividad económica debido a la mayor flexibilidad de su base imponible, que se encuentra atada al nivel de ingresos. Es importante mencionar que la boyanza de corto plazo del ISR es de 2.09.

Por otra parte, Dudine y Jalles (2017) encuentran que la boyanza de largo plazo de los GST para países de bajos ingresos (como Honduras) es mayor que uno, lo que está en línea con la boyanza de largo plazo estimada del ISV que asciende a 1.57. Es importante mencionar que el ISV muestra una boyanza de corto plazo mayor que 1, específicamente 2.24 evidenciando que funciona bien como estabilizador automático en las recesiones económicas.

Al analizar los demás impuestos, el ACPV muestra una boyanza de largo plazo de 0.63, lo que es congruente con la elasticidad ingreso de la demanda de los combustibles que característicamente ha sido inelástica. En cuanto a la boyanza de corto plazo esta asciende a 1.52, siendo la menor de todas la boyanzas de corto plazo estimadas. Es importante mencionar que las perturbaciones que alejan al ACPV de su tendencia de largo plazo, la velocidad de ajuste indica que el 35% del desequilibrio de corto plazo es corregido en el siguiente trimestre.

Por último, la boyanza de largo plazo de los DAI asciende a 0.63 en contraste con la boyanza de corto plazo que es de 2.74. Que la boyanza de largo plazo estimada sea menor que 1, es congruente con las desgravaciones arancelarias de los productos importados como resultado de los tratados de libre comercio firmados por Honduras y por las exenciones y exoneraciones que tienen ciertos productos importados que utilizan en su cadena productiva los regímenes especiales.

Cuadro No.1: Boyanzas respecto al PIB 2001q1-2022q4

	Largo Plazo	Corto Plazo	Velocidad de Ajuste
Ingresos Tributarios	1.40***	2.32***	-0.17***
ISV	1.57***	2.24***	-0.20***
ISR	1.95***	2.09***	-0.16***
DAI	0.63***	2.74***	-0.17***
ACPV ^{1/}	0.63***	1.52***	-0.35***

***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

1/ se realizó con la muestra 2001q1-2021q4

Se extendió el análisis a estimar las boyanzas de largo y corto plazo en tres diferentes horizontes de tiempo, el periodo de tiempo de estudio (2001-2022), el antes y después de la reforma tributaria realizada en 2014, con excepción del ACPV que se realizó hasta 2021 debido a que en el año se rebajó la tasa del impuesto, las boyanzas estimadas se pueden observar en el cuadro No.2. Con respecto a los Ingresos Tributarios en su conjunto antes de la reforma tributaria muestra una boyanza de largo plazo de 1.24 en contraste a la boyanza del periodo 2014-2022 la cual es de 0.85. Lo anterior muestra que la reforma tributaria deterioró el crecimiento de largo plazo de los Ingresos tributarios, sin embargo, mejoró el rol de estabilizador automático ya que si se observa la boyanza de corto plazo del periodo 2001-2013 es de 0.78 mucho menor a la boyanza del periodo posterior de la reforma tributaria (2014-2022) que asciende a 2.53.

Si se observa las boyanzas por figura impositiva, la reforma tributaria deterioró la boyanza de largo plazo del ISV, ya que la boyanza de largo plazo antes de la reforma tributaria asciende a 1.23 en contraste a la boyanza de largo plazo después de la reforma que asciende a 0.79. Sin embargo, la reforma ayudó a que el ISV funcione como buen estabilizador automático, esto se puede observar en la boyanza corto plazo antes de la reforma tributaria asciende a 1.26 y luego de la reforma aumentó a 2.27. En cuanto al ISR la boyanza de largo plazo estimada para el periodo 2001-2013 asciende a 1.80 en contraste a la boyanza de 1.46 estimada para el periodo 2014-2022. La boyanza de corto plazo aumenta, pasando de 0.96 para el periodo 2001-2013 a 2.61 para el periodo 2014-2022.

Con respecto al DAI, la boyanza de largo plazo para el periodo 2001-2013 asciende a 0.06 y no es estadísticamente significativa. Si se observa la boyanza de largo plazo para el periodo 2014-2022 es 0.99 y es estadísticamente significativa a un nivel de 10%, en cuanto a la boyanza de corto plazo para el periodo 2001-2013 asciende a 1.71 y para el periodo 2014-2022 es de 2.83. Por último, antes de la reforma del 2014 la boyanza de largo y de corto plazo del ACPV asciende a 0.07 y 0.59 respectivamente y ambas no son estadísticamente significativas. Luego de la reforma tributaria, en donde se aumentó US\$0.25 a la tasa del impuesto del ACPV, la boyanza de largo y corto plazo fueron estimadas en 1.24 y 1.90 respectivamente.

Cuadro No.2: Boyanzas en 3 submuestras de tiempo

	Período	Largo Plazo	Corto Plazo	Velocidad de Ajuste
Ingresos Tributarios	2001-2022	1.40***	2.32***	-0.17***
	2001-2013	1.24***	0.78***	-0.15**
	2014-2022	0.85***	2.53***	-0.33***
ISV	2001-2022	1.57***	2.24***	-0.20***
	2001-2013	1.23***	1.26***	-0.17**
	2014-2022	0.79***	2.27***	-0.35***
ISR	2001-2022	1.95***	2.09***	-0.16***
	2001-2013	1.80***	0.96***	-0.26***
	2014-2022	1.46***	2.61***	-0.27***
DAI	2001-2022	0.63***	2.74***	-0.17***
	2001-2013	0.06	1.71***	-0.19**
	2014-2022	0.99*	2.83***	-0.23***
ACPV	2001-2021	0.63***	1.52***	-0.35***
	2001-2013	0.07	0.59	-0.55***
	2014-2021	1.24**	1.90***	-0.25

Fuente: Elaboración propia.

***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

4.2 Efectos asimétricos del ciclo económico.

En el cuadro No.3 se muestra la evaluación de la influencia del ciclo económico en las boyanzas de corto plazo, a manera de evaluar la robustez de los resultados adicionalmente del PIB se incluyó el IMAE. A manera agregada los Ingresos Tributarios muestran una boyanza en expansión con respecto al PIB de 1.40 y en recesión de 2.48, en cuanto a la boyanza con respecto al IMAE no difiere mucho, en expansión muestra una boyanza de 1.41 y en recesión de 2.46. Que las boyanzas de los Ingresos Tributarios en tiempos de recesión sean mayor que 1 denota que el sistema tributario hondureño en su conjunto es un buen estabilizador automático.

Es importante mencionar que todas las boyanzas estimadas en expansión y recesión son mayores que 1 y estadísticamente significativas a excepción de la boyanza en expansión del ACPV que es de 0.41 y 0.49 con respecto al PIB e IMAE respectivamente. La boyanza en recesión del ISV con respecto al PIB e IMAE es de 2.36 y 2.33 respectivamente. Lo es explicado en gran parte por los más de 273 productos exonerados de la canasta básica, ya que cuando hay una recesión económica las personas renuncian a comprar productos suntuarios, que están gravados, para comprar alimentos y productos de primera necesidad.

En lo que se refiere al ISR este presenta una boyanza en expansión con respecto al PIB e IMAE de 1.21 y 1.09 respectivamente. En cuanto a recesión la boyanza estimada tanto para el PIB como el IMAE es de 2.22. El DAI es el impuesto que presenta mayor boyanza tanto en expansión como en recesión, para el caso de expansión la boyanza del DAI respecto al PIB e IMAE es de 2.28 y 1.72 respectivamente. En cuanto a recesión la boyanza mostrada del DAI respecto al PIB e IMAE es de 2.81 y 2.88 respectivamente.

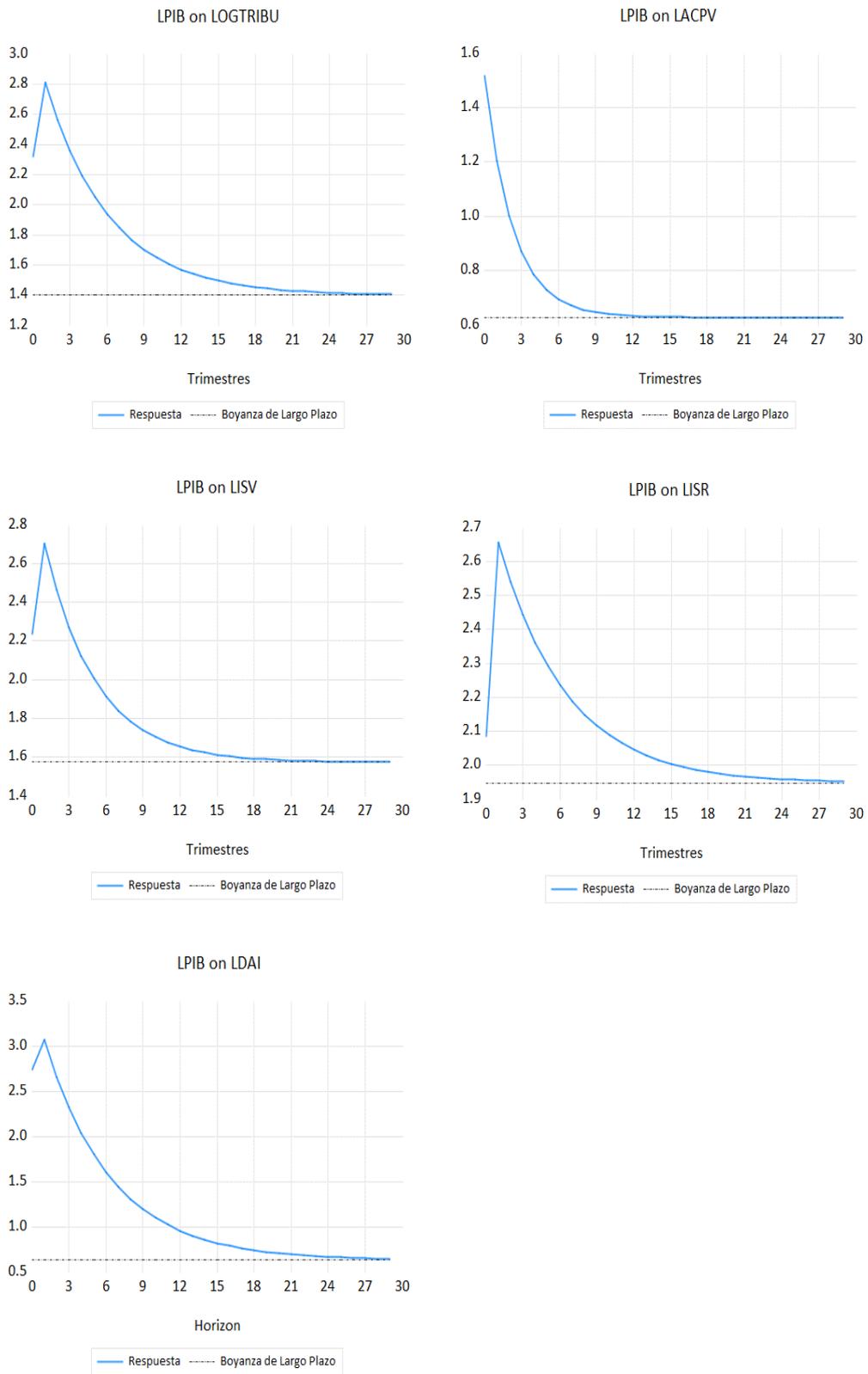
4.3 Multiplicadores dinámicos acumulativos.

El efecto de un cambio unitario en el PIB en los impuestos después de h periodos es llamado *multiplicador dinámico* y la suma acumulativa de los multiplicadores dinámicos es llamado *multiplicadores dinámicos acumulativos* (Stock y Watson, 2003). Los multiplicadores dinámicos acumulativos miden la desviación de las boyanzas de su tendencia de largo plazo ante cambios en el PIB, manteniendo todo lo demás constante, y el tiempo que lleva regresar a su su tendencia de largo plazo.

En el Gráfico No.5 se pueden observar los multiplicadores dinámicos acumulativos de las boyanzas estimadas, para el caso de los Ingresos Tributarios en su conjunto, ante un shock en el PIB, manteniendo todo lo demás constante, la boyanza de corto plazo de 2.32 pasa a 2.81 en el segundo trimestre para luego descender hasta cointegrar a su boyanza de largo plazo alrededor de 29 trimestres después. En cuanto al ACPV ante un shock en el PIB la boyanza de corto plazo de 1.52 pasa a 1.21 en el segundo trimestre para luego cointegrar a su boyanza de largo plazo alrededor de 12 trimestres después, el ACPV es el impuesto que cointegra más rápido a su boyanza de largo plazo, esto se puede observar en el cuadro No.1 donde presenta la velocidad de ajuste más alta que asciende a 0.35.

En cuanto al ISV, este presenta un comportamiento parecido al de los Ingresos Tributarios, en donde ante un shock en el PIB la boyanza de corto plazo de 2.24 pasa a 2.70 en el segundo trimestre para luego cointegrar a su boyanza de largo plazo alrededor de 24 trimestres después. El ISR presenta un comportamiento similar a los Ingresos Tributarios y al ISV a excepción que la magnitud de cambio de la boyanza de corto plazo del primer trimestre al segundo trimestre es mayor, ya que pasa de 2.09 a 2.66 para luego cointegrar a su boyanza de largo plazo alrededor de 29 trimestres después. Por el ultimo, a diferencia del ISR el DAI presenta la menor magnitud de cambio se su boyanza de corto plazo del primer trimestre al segundo trimestre, donde el primer trimestre pasa de 2.74 a 3.07 en el segundo trimestre para luego cointegrar a su boyanza de largo plazo alrededor de 30 trimestres después.

Gráfico No.9: Multiplicadores Dinámicos Acumulativos de las Boyanzas Tributarias 2001q1-2022q4



Fuente: Elaboración propia

Nota: para el caso del ACPV se estimó de 2001q1 a 2021q4

4.4 Control de Aumento de Tasas Impositivas.

Se realizó el análisis de aislar el aumento de las tasas impositivas del ISV y el ACPV que se efectuó en 2014. Para el caso del ISV se aumentó la tasa del 12% a 15% y en caso del ACPV se aumentó la tasa en US\$0.25 al galón de combustible. Para poder aislar los aumentos de tasa se introdujo una variable dicotómica a la ecuación (3), donde la variable toma valor de 1 a partir del aumento de tasa, es decir a partir de 2014. Al aislar el aumento de tasas, la cual es una medida exógena de política, la ecuación (3) se transforma en una ecuación de estimación de elasticidades tributarias con respecto al PIB.

Se puede observar en el Cuadro No.4 la elasticidad de largo plazo de los Ingresos Tributarios asciende a 1.10, es decir que, aislando el aumento de tasas, los Ingresos Tributarios crecen 1.10% por cada punto porcentual del crecimiento del PIB real. A lo que respecta a la elasticidad de corto plazo esta asciende a 2.26 menor a la boyanza de corto plazo que es de 2.32. Al aislar el aumento de tasas, la velocidad de ajuste de los Ingresos Tributarios aumenta haciendo que converja más rápido a la elasticidad de largo plazo ante desequilibrios en el corto plazo.

En cuanto al ISV, la elasticidad de largo plazo asciende a 1.20 menor a la boyanza de largo plazo estimada, el mismo resultado sucede con la elasticidad de corto plazo que asciende a 2.15 menor a la boyanza de corto plazo de 2.24. La velocidad de ajuste se incrementa considerablemente en comparación a la de la boyanza pasando de 0.20 a 0.31 respectivamente. Por último, la elasticidad de largo plazo del ACPV asciende a 0.31 menor a la boyanza de largo plazo que es de 0.63. Sin embargo, la elasticidad de largo plazo estimada es estadísticamente significativa al 10%. La elasticidad de corto plazo del ACPV asciende a 1.42 y la velocidad de ajuste a 0.43.

Cuadro No.4: Boyanzas y Elasticidades respecto al PIB 2001q1-2022q4

	Boyanza Ingresos Tributarios	Elasticidad Ingresos Tributarios	Boyanza ISV	Elasticidad ISV	Boyanza ACPV	Elasticidad ACPV
Largo Plazo	1.40***	1.10***	1.57***	1.20***	0.63***	0.31*
Corto Plazo	2.32***	2.26***	2.24***	2.15***	1.52***	1.42***
Velocidad de Ajuste	-0.17***	-0.23***	-0.20***	-0.31***	-0.35***	-0.43***

***, ** y * denotan significancia al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Nota: para el caso del ACPV se estimó de 2001q1 a 2021q4

5. Conclusiones

Este TFM provee la estimación de las boyanzas trimestrales de largo y corto plazo para los impuestos con mayor recaudación de Honduras, como ser el ISV, ISR, ACPV, DAI y los Ingresos Tributarios en su conjunto para el periodo comprendido de 2001 a 2022. El enfoque empírico utilizado fue la estimación de un modelo ARDL que posteriormente fue transformado en un MCE.

Los resultados indican que de manera agregada los Ingresos Tributarios muestran una boyanza de largo plazo estadísticamente significativa diferente de uno ubicándose en 1.40, lo mismo se mantiene para la boyanza de corto plazo que asciende 2.32 lo que implica que los Ingresos Tributarios como un todo funcionan bien como estabilizador automático. En cuanto a las principales categorías impositivas las estimaciones de las boyanzas de largo plazo para el periodo completo de estudio del ISR e ISV son estadísticamente significativas mayor a 1, caso contrario sucede con el DAI y el ACPV. Cabe mencionar que las boyanzas de corto plazo para todas las figuras impositivas son estadísticamente significativas mayor a 1, denotando así que todos los impuestos en estudio funcionan bien como estabilizadores automáticos.

En cuanto a dividir la muestra en dos, antes y después de la reforma fiscal de 2014, los resultados indican que la reforma tributaria deterioró el crecimiento de largo plazo, sin embargo, mejoró el papel del sistema tributario como estabilizador automático. Al evaluar la simetría de las boyanzas de corto plazo en el ciclo económico del PIB e IMAE los resultados muestran que las boyanzas son mayores en tiempos de recesión económica que en tiempos de expansión económica y que los resultados son similares cuando el análisis se realiza con el PIB e IMAE, a excepción de la boyanza en expansión del DAI donde la boyanza respecto al PIB resulta mayor que si se realiza en función con el IMAE.

Los resultados indican que la boyanza de corto plazo en expansión del ISV es mayor que la del ISR, contrario a lo encontrado por Belinga et al. (2014), Dudine y Jalles (2017) y Deli et al. (2018). Lo anterior es en parte explicado por los más de 273 productos de la canasta básica exonerados de ISV que hace que las personas al inferir una recesión económica dejen de comprar productos suntuarios para comprar productos de primera necesidad. Con respecto a los Multiplicadores Dinámicos Acumulativos los resultados muestran que todos los impuestos ante un shock del PIB presentan similares velocidades de ajuste, lo que indica que cointegran a su boyanza de largo plazo casi en los mismos números de trimestres a excepción del ACPV que cointegra más rápido a su boyanza de largo plazo.

Finalmente, al aislar el aumento de tasas del ISV y el ACPV los resultados muestran que la elasticidad de largo y corto plazo es menor que la boyanza de largo y corto plazo, sin embargo, aun aislando esta medida de política discrecional, los Ingresos tributarios en su conjunto, el ISV y el ACPV funcionan bien como estabilizadores automáticos en el corto plazo.

Referencias

- Barreix, A., Corrales, L. F., Díaz, S., & Garcimartín, C. (2017). Actualización de la presión fiscal equivalente en América Latina y el Caribe. Banco Interamericano de Desarrollo, [http://dx. doi. org/10.18235/0000879](http://dx.doi.org/10.18235/0000879), 5.
- Belinga, V., Benedek, M. D., De Mooij, R. A., & Norregaard, M. J. (2014). Tax buoyancy in OECD countries. International Monetary Fund.
- Carbacho, A., Fretes, V., Lora, E. (2012). Recaudar no basta: los impuestos como instrumento de desarrollo (pp. 173-202). Washington, D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Cardoza, M. (2017). Boyanza y elasticidad de los ingresos tributarios en América Latina y el Caribe. Panamá: Centro Interamericano de Administraciones Tributarias.
- Daude, C., Melguizo, A., & Neut, A. (2010). Fiscal Policy in Latin America: countercyclical and sustainable at last? OECD Development Centre, 55.
- Deli, Y., Rodriguez, A. G., Kostarakos, I., & Varthalitis, P. (2018). Dynamic tax revenue buoyancy estimates for a panel of OECD countries (No. 592). ESRI Working Paper.
- Dudine, P., & Jalles, J. T. (2017). How Buoyant is the Tax System? New Evidence from a Large Heterogeneous Panel. IMF Working Papers, 4, 2017-004.
- Dye, R. F., & McGuire, T. J. (1991). Growth and Variability of State Individual Income and General Sales Taxes. National Tax Journal, 44(1), 55.
- Fricke, H., & Süßmuth, B. (2014). Growth and volatility of tax revenues in Latin America. World Development, 54, 114-138.
- González-Sánchez, O. (2022). Actividad Económica y Tributación: El Caso de la República Dominicana desde un Enfoque Dinámico. Ministerio de Hacienda de la República Dominicana. Serie de Documentos de Investigación No. 2022-02.
- Groves, H. M., & Kahn, C. H. (1952). The Stability of State and Local Tax Yields. The American Economic Review, 42(1), 87–102.

- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, 1-16.
- Khadan, J. (2020). Tax buoyancy in the Caribbean: Evidence from heterogeneous panel cointegration models (No. IDB-WP-01055). IDB Working Paper Series.
- Lagravinese, R., Liberati, P., & Sacchi, A. (2020). Tax buoyancy in OECD countries: New empirical evidence. *Journal of Macroeconomics*, 63, 103189.
- Machado, R., & Zuloeta, J. (2012). The Impact of the Business Cycle on Elasticities of Tax Revenue in Latin America. IDB Working Papers Series.
- Martner, R. (2006). Cyclical indicators of fiscal policy in Latin American Countries (with special reference to Chile).
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M.H., & Smith, R.J. (1998). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol 16, Issue 3, 289-326.
- Sen, P. (2006). A Note on Estimating Tax Elasticities. *The Indian Economic Journal*, 54(1), 171-182.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2003). *Introduction to econometrics* (Vol. 104). Boston: Addison Wesley.
- Vladkova-Hollar, I., & Zettelmeyer, J. (2008). Fiscal Positions in Latin America: Have They Really Improved?. International Monetary Fund, Working Paper No. 2008/137.
- White, F. C. (1983). Trade-Off in Growth and Stability in State Taxes. *National Tax Journal*, 36, 103.
- Williams, W. V., Anderson, R. M., Froehle, D. O., & Lamb, K. L. (1973). The Stability, Growth and Stabilizing Influence of State Taxes: Abstract. *National Tax Journal* (Pre-1986), 26(2), 267.

Anexos

1. Pruebas de raíz unitaria

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.88418	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LISR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.589296	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LTAXMDEF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.910993	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LIMAE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.899040	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LISV) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.20110	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LACPV) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.32711	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LOGTRIBU) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.56247	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

2. Estimaciones de Boyanzas de Largo y Corto Plazo

Dependent Variable: D(LACPV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 15:32
 Sample (adjusted): 2001Q2 2021Q4
 Included observations: 83 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LACPV) = C(1) * (LACPV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * DUM2008Q3 + C(5) * DUM2013Q3 + C(6)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.349595	0.111061	-3.147789	0.0023
C(2)	-0.627674	0.085472	-7.343664	0.0000
C(3)	1.516365	0.348594	4.349944	0.0000
C(4)	-0.636724	0.012833	-49.61633	0.0000
C(5)	-0.275911	0.009514	-29.00162	0.0000
C(6)	-1.599986	0.566291	-2.825379	0.0060

R-squared	0.659507	Mean dependent var	0.007042
Adjusted R-squared	0.637397	S.D. dependent var	0.133098
S.E. of regression	0.080147	Akaike info criterion	-2.140367
Sum squared resid	0.494612	Schwarz criterion	-1.965511
Log likelihood	94.82523	Hannan-Quinn criter.	-2.070120
F-statistic	29.82857	Durbin-Watson stat	2.022719
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LTAXMDEF)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 15:45
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LTAXMDEF) = C(1) * (LTAXMDEF(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * DUM2009Q3 + C(6) * DUM2011Q1 + C(7) * DUM2013Q1 + C(8)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.167266	0.046090	-3.629115	0.0005
C(2)	-0.630982	0.195466	-3.228082	0.0018
C(3)	2.738051	0.151245	18.10339	0.0000
C(4)	0.680075	0.146634	4.637918	0.0000
C(5)	-0.172373	0.011460	-15.04171	0.0000
C(6)	-0.186700	0.006715	-27.80350	0.0000
C(7)	-0.179127	0.006386	-28.05175	0.0000
C(8)	-0.920987	0.309570	-2.975049	0.0039

R-squared	0.695201	Mean dependent var	0.003179
Adjusted R-squared	0.667847	S.D. dependent var	0.111100
S.E. of regression	0.064030	Akaike info criterion	-2.570517
Sum squared resid	0.319789	Schwarz criterion	-2.342206
Log likelihood	118.5322	Hannan-Quinn criter.	-2.478632
F-statistic	25.41518	Durbin-Watson stat	2.308356
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LISR)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 15:48
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISR) = C(1) * (LISR(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * DUM2021Q1 + C(6) * DUM2021Q2 + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.164127	0.055387	-2.963294	0.0040
C(2)	-1.947444	0.152316	-12.78554	0.0000
C(3)	2.085272	0.233803	8.918914	0.0000
C(4)	0.592500	0.171814	3.448502	0.0009
C(5)	0.513575	0.017212	29.83836	0.0000
C(6)	-0.676753	0.021844	-30.98060	0.0000
C(7)	-2.957229	0.987257	-2.995400	0.0037

R-squared	0.892738	Mean dependent var	0.015323
Adjusted R-squared	0.884592	S.D. dependent var	0.125874
S.E. of regression	0.042762	Akaike info criterion	-3.388457
Sum squared resid	0.144456	Schwarz criterion	-3.188684
Log likelihood	152.7036	Hannan-Quinn criter.	-3.308057
F-statistic	109.5858	Durbin-Watson stat	1.660144
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LISV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 15:43
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 57 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISV) = C(1) * (LISV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * DUM2009Q3 + C(6)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.213809	0.065505	-3.264011	0.0016
C(2)	-1.574065	0.071051	-22.15414	0.0000
C(3)	2.238749	0.168807	13.26218	0.0000
C(4)	0.607905	0.088563	6.864077	0.0000
C(5)	-0.108261	0.006460	-16.75893	0.0000
C(6)	-2.937864	0.895485	-3.280750	0.0015

R-squared	0.758624	Mean dependent var	0.013103
Adjusted R-squared	0.743538	S.D. dependent var	0.079772
S.E. of regression	0.040398	Akaike info criterion	-3.512844
Sum squared resid	0.130562	Schwarz criterion	-3.341610
Log likelihood	157.0523	Hannan-Quinn criter.	-3.443930
F-statistic	50.28674	Durbin-Watson stat	2.368793
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LOGTRIBU)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 15:46
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Failure to improve SSR (singular hessian) after 34 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LOGTRIBU) = C(1) * (LOGTRIBU(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * DUM2020Q1 + C(6) * DUM2021Q1 + C(7) * DUM2021Q2 + C(8) * DUM2021Q2 + C(9)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.174435	0.043652	-3.996003	0.0001
C(2)	-1.398265	0.087792	-15.92705	0.0000
C(3)	2.321535	0.202920	11.44063	0.0000
C(4)	0.649462	0.093100	6.975930	0.0000
C(5)	0.133367	0.014617	9.124196	0.0000
C(6)	0.146768	0.008538	17.19094	0.0000
C(7)	1.111173	0.001750	635.0032	0.0000
C(8)	-1.360829	0.009997	-136.1209	0.0000
C(9)	-1.909300	0.424133	-4.501651	0.0000

R-squared	0.847113	Mean dependent var	0.010595
Adjusted R-squared	0.831229	S.D. dependent var	0.083764
S.E. of regression	0.034412	Akaike info criterion	-3.802088
Sum squared resid	0.091180	Schwarz criterion	-3.545237
Log likelihood	172.4898	Hannan-Quinn criter.	-3.698717
F-statistic	53.33018	Durbin-Watson stat	2.362099
Prob(F-statistic)	0.000000		

3. Bound Test

ACPV

Bounds Test

Null hypothesis: No levels relationship	
Number of cointegrating variables: 1	
Trend type: Unrest. constant (Case 3)	
Sample size: 83	
Test Statistic	Value
F-statistic	13.872174
t-statistic	-5.263905

Bounds Critical Values

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
80	4.135	4.895	5.060	5.930	7.095	8.260
Asymptotic	4.040	4.780	4.940	5.730	6.840	7.840
t-Statistic						
Asymptotic	-2.570	-2.910	-2.860	-3.220	-3.430	-3.820

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

ISR

Bounds Test

Null hypothesis: No levels relationship	
Number of cointegrating variables: 1	
Trend type: Unrest. constant (Case 3)	
Sample size: 86	
Test Statistic	Value
F-statistic	6.157769
t-statistic	-3.233522

Bounds Critical Values

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
80	4.135	4.895	5.060	5.930	7.095	8.260
Asymptotic	4.040	4.780	4.940	5.730	6.840	7.840
t-Statistic						
Asymptotic	-2.570	-2.910	-2.860	-3.220	-3.430	-3.820

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

ISV

Bounds Test

Null hypothesis: No levels relationship	
Number of cointegrating variables: 1	
Trend type: Unrest. constant (Case 3)	
Sample size: 86	
<hr/>	
Test Statistic	Value
<hr/>	
F-statistic	7.422265
t-statistic	-3.832619
<hr/>	

Bounds Critical Values

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
80	4.135	4.895	5.060	5.930	7.095	8.260
Asymptotic	4.040	4.780	4.940	5.730	6.840	7.840
t-Statistic						
Asymptotic	-2.570	-2.910	-2.860	-3.220	-3.430	-3.820

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

DAI

Bounds Test

Null hypothesis: No levels relationship	
Number of cointegrating variables: 1	
Trend type: Unrest. constant (Case 3)	
Sample size: 86	
<hr/>	
Test Statistic	Value
<hr/>	
F-statistic	9.231296
t-statistic	-3.759748
<hr/>	

Bounds Critical Values

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
80	4.135	4.895	5.060	5.930	7.095	8.260
Asymptotic	4.040	4.780	4.940	5.730	6.840	7.840
t-Statistic						
Asymptotic	-2.570	-2.910	-2.860	-3.220	-3.430	-3.820

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

Ingresos Tributarios

Bounds Test

Null hypothesis: No levels relationship
 Number of cointegrating variables: 1
 Trend type: Unrest. constant (Case 3)
 Sample size: 86

Test Statistic	Value
F-statistic	6.022323
t-statistic	-3.324924

Bounds Critical Values

Sample Size	10%		5%		1%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
80	4.135	4.895	5.060	5.930	7.095	8.260
Asymptotic	4.040	4.780	4.940	5.730	6.840	7.840
t-Statistic						
Asymptotic	-2.570	-2.910	-2.860	-3.220	-3.430	-3.820

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

4. Boyanzas de Largo y Corto Plazo 2001-2013 y 2014-2022

ACPV

Dependent Variable: D(LACPV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:23
 Sample (adjusted): 2001Q2 2013Q4
 Included observations: 51 after adjustments
 Convergence achieved after 0 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LACPV) = C(1) * (LACPV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * DUM2008Q3 + C(5)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.551262	0.203935	-2.703120	0.0096
C(2)	-0.072259	0.165824	-0.435755	0.6651
C(3)	0.592565	1.193547	0.496474	0.6219
C(4)	-0.569111	0.065961	-8.628061	0.0000
C(5)	0.673714	1.005074	0.670313	0.5060
R-squared	0.682508	Mean dependent var		0.002638
Adjusted R-squared	0.654901	S.D. dependent var		0.139837
S.E. of regression	0.082148	Akaike info criterion		-2.067706
Sum squared resid	0.310418	Schwarz criterion		-1.878312
Log likelihood	57.72651	Hannan-Quinn criter.		-1.995333
F-statistic	24.72144	Durbin-Watson stat		2.040275
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LACPV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:21
 Sample: 2014Q1 2021Q4
 Included observations: 32
 Convergence achieved after 60 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LACPV) = C(1) * (LACPV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * DUM2017Q4 + C(5)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.250501	0.151140	-1.657409	0.1090
C(2)	-1.243365	0.558978	-2.224354	0.0347
C(3)	1.908916	0.321200	5.943071	0.0000
C(4)	-0.259603	0.036940	-7.027713	0.0000
C(5)	-2.803455	1.918913	-1.460960	0.1556
R-squared	0.791338	Mean dependent var		0.014062
Adjusted R-squared	0.760426	S.D. dependent var		0.123439
S.E. of regression	0.060419	Akaike info criterion		-2.632437
Sum squared resid	0.098561	Schwarz criterion		-2.403415
Log likelihood	47.11899	Hannan-Quinn criter.		-2.556523
F-statistic	25.59904	Durbin-Watson stat		2.133661
Prob(F-statistic)	0.000000			

ISR

Dependent Variable: D(LISR)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:24
 Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4
 Included observations: 50 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISR) = C(1) * (LISR(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LISR(-1)) + C(5) * DUM2003Q2 + C(6)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.260740	0.069312	-3.761825	0.0005
C(2)	-1.801275	0.087011	-20.70173	0.0000
C(3)	0.958179	0.265924	3.603211	0.0008
C(4)	0.507905	0.090167	5.632918	0.0000
C(5)	-0.093717	0.007358	-12.73713	0.0000
C(6)	-4.280064	1.174789	-3.643262	0.0007
R-squared	0.560270	Mean dependent var		0.016230
Adjusted R-squared	0.510300	S.D. dependent var		0.044219
S.E. of regression	0.030944	Akaike info criterion		-4.001103
Sum squared resid	0.042132	Schwarz criterion		-3.771660
Log likelihood	106.0276	Hannan-Quinn criter.		-3.913730
F-statistic	11.21226	Durbin-Watson stat		2.197777
Prob(F-statistic)	0.000001			

Dependent Variable: D(LISR)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:25
 Sample: 2014Q1 2022Q4
 Included observations: 36
 Convergence achieved after 3 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISR) = C(1) * (LISR(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LISR(-1)) + C(4) * D(LPIB) + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * D(LPIB(-2)) + C(7) * DUM2020Q1 + C(8) * DUM2021Q1 + C(9) * DUM2021Q2 + C(10)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.273089	0.067398	-4.051909	0.0004
C(2)	-1.463332	0.297585	-4.917353	0.0000
C(3)	0.179035	0.040609	4.408779	0.0002
C(4)	2.606712	0.044542	58.52231	0.0000
C(5)	0.503824	0.081543	6.178600	0.0000
C(6)	0.780241	0.131386	5.938540	0.0000
C(7)	0.121804	0.013564	8.979738	0.0000
C(8)	0.356724	0.033546	10.63381	0.0000
C(9)	-0.766047	0.017128	-44.72369	0.0000
C(10)	-3.494556	1.331913	-2.623712	0.0144
R-squared	0.980001	Mean dependent var		0.014064
Adjusted R-squared	0.973079	S.D. dependent var		0.189047
S.E. of regression	0.031018	Akaike info criterion		-3.878346
Sum squared resid	0.025016	Schwarz criterion		-3.438479
Log likelihood	79.81022	Hannan-Quinn criter.		-3.724820
F-statistic	141.5645	Durbin-Watson stat		1.708250
Prob(F-statistic)	0.000000			

ISV

Dependent Variable: D(LISV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:27
 Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4
 Included observations: 50 after adjustments
 Convergence achieved after 4 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISV) = C(1) * (LISV(-1)) + C(2) * LPIB(-1) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * DUM2009Q3 + C(6)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.172011	0.065385	-2.630761	0.0117
C(2)	-1.226419	0.196217	-6.250311	0.0000
C(3)	1.267928	0.364835	3.475350	0.0012
C(4)	1.175154	0.284005	4.137787	0.0002
C(5)	-0.098946	0.005569	-17.76728	0.0000
C(6)	-1.741095	0.789254	-2.206002	0.0327
R-squared	0.450207	Mean dependent var		0.010424
Adjusted R-squared	0.387731	S.D. dependent var		0.042875
S.E. of regression	0.033549	Akaike info criterion		-3.839476
Sum squared resid	0.049522	Schwarz criterion		-3.610033
Log likelihood	101.9869	Hannan-Quinn criter.		-3.752102
F-statistic	7.206033	Durbin-Watson stat		2.086228
Prob(F-statistic)	0.000053			

Dependent Variable: D(LISV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:28
 Sample: 2014Q1 2022Q4
 Included observations: 36
 Convergence achieved after 13 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISV) = C(1) * (LISV(-1)) + C(2) * LPIB(-1) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * DUM2020Q1 + C(6)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.350953	0.126296	-2.778813	0.0093
C(2)	-0.793734	0.263204	-3.015661	0.0052
C(3)	2.271016	0.138429	16.40568	0.0000
C(4)	0.706152	0.118358	5.966260	0.0000
C(5)	0.094245	0.017944	5.252132	0.0000
C(6)	-1.835735	1.562161	-1.175125	0.2492
R-squared	0.928492	Mean dependent var		0.016825
Adjusted R-squared	0.916574	S.D. dependent var		0.113386
S.E. of regression	0.032750	Akaike info criterion		-3.848817
Sum squared resid	0.032177	Schwarz criterion		-3.584897
Log likelihood	75.27870	Hannan-Quinn criter.		-3.756702
F-statistic	77.90661	Durbin-Watson stat		2.082444
Prob(F-statistic)	0.000000			

DAI

Dependent Variable: D(LTAXMDEF)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:29
 Sample (adjusted): 2001Q2 2013Q4
 Included observations: 51 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LTAXMDEF) = C(1) * (LTAXMDEF(-1)) + C(2) * LPIB(-1) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * DUM2009Q3 + C(5) * DUM2011Q1 + C(6) * DUM2013Q1 + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.187268	0.062675	-2.987930	0.0046
C(2)	-0.055596	0.286849	-0.193815	0.8472
C(3)	1.706632	0.573124	2.977771	0.0047
C(4)	-0.177024	0.015899	-11.13423	0.0000
C(5)	-0.170245	0.011809	-14.41706	0.0000
C(6)	-0.167288	0.013963	-11.98049	0.0000
C(7)	0.115712	0.571572	0.202446	0.8405
R-squared	0.427677	Mean dependent var		-0.008676
Adjusted R-squared	0.349633	S.D. dependent var		0.081829
S.E. of regression	0.065992	Akaike info criterion		-2.471704
Sum squared resid	0.191615	Schwarz criterion		-2.206551
Log likelihood	70.02845	Hannan-Quinn criter.		-2.370381
F-statistic	5.479951	Durbin-Watson stat		2.205979
Prob(F-statistic)	0.000264			

Dependent Variable: D(LTAXMDEF)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:30
 Sample: 2014Q1 2022Q4
 Included observations: 36
 Convergence achieved after 22 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LTAXMDEF) = C(1) * (LTAXMDEF(-1)) + C(2) * LPIB(-1) + C(3) * D(LPIB) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.234356	0.064696	-3.622434	0.0010
C(2)	-0.987326	0.563438	-1.752324	0.0896
C(3)	2.827831	0.105150	26.89337	0.0000
C(4)	0.770026	0.100061	7.695535	0.0000
C(5)	-2.187999	1.657492	-1.320066	0.1965
R-squared	0.837776	Mean dependent var		0.018900
Adjusted R-squared	0.816844	S.D. dependent var		0.141402
S.E. of regression	0.060515	Akaike info criterion		-2.643590
Sum squared resid	0.113526	Schwarz criterion		-2.423657
Log likelihood	52.58463	Hannan-Quinn criter.		-2.566828
F-statistic	40.02343	Durbin-Watson stat		2.355542
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ingresos Tributarios

Dependent Variable: D(LOGTRIBU)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/20/23 Time: 16:31

Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4

Included observations: 50 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$D(\text{LOGTRIBU}) = C(1) * (\text{LOGTRIBU}(-1) + C(2) * \text{LPIB}(-1)) + C(3) * D(\text{LPIB}) + C(4) * D(\text{LPIB}(-1)) + C(5) * \text{DUM2008Q3} + C(6) * \text{DUM2012Q2} + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.147021	0.062564	-2.349935	0.0234
C(2)	-1.239363	0.177638	-6.976910	0.0000
C(3)	0.783504	0.216064	3.626260	0.0008
C(4)	1.403921	0.280477	5.005473	0.0000
C(5)	-0.093795	0.008779	-10.68412	0.0000
C(6)	-0.071537	0.008223	-8.699561	0.0000
C(7)	-1.359531	0.499682	-2.720792	0.0094
R-squared	0.533375	Mean dependent var		0.009062
Adjusted R-squared	0.468264	S.D. dependent var		0.035282
S.E. of regression	0.025728	Akaike info criterion		-4.353300
Sum squared resid	0.028463	Schwarz criterion		-4.085616
Log likelihood	115.8325	Hannan-Quinn criter.		-4.251364
F-statistic	8.191843	Durbin-Watson stat		2.233659
Prob(F-statistic)	0.000006			

Dependent Variable: D(LOGTRIBU)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/20/23 Time: 16:32

Sample: 2014Q1 2022Q4

Included observations: 36

Convergence achieved after 10 iterations

HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$D(\text{LOGTRIBU}) = C(1) * (\text{LOGTRIBU}(-1) + C(2) * \text{LPIB}(-1)) + C(3) * D(\text{LPIB}) + C(4) * D(\text{LPIB}(-1)) + C(5) * D(\text{LPIB}(-2)) + C(6) * \text{DUM2020Q1} + C(7) * \text{DUM2021Q2} + C(8)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.326493	0.060936	-5.357929	0.0000
C(2)	-0.848877	0.175981	-4.823675	0.0000
C(3)	2.531684	0.046178	54.82405	0.0000
C(4)	0.916873	0.073070	12.54781	0.0000
C(5)	0.618455	0.073863	8.372981	0.0000
C(6)	0.135305	0.006904	19.59785	0.0000
C(7)	-0.256083	0.007535	-33.98779	0.0000
C(8)	-1.612014	0.777051	-2.074528	0.0473
R-squared	0.956750	Mean dependent var		0.012725
Adjusted R-squared	0.945937	S.D. dependent var		0.123648
S.E. of regression	0.028750	Akaike info criterion		-4.067224
Sum squared resid	0.023144	Schwarz criterion		-3.715331
Log likelihood	81.21004	Hannan-Quinn criter.		-3.944404
F-statistic	88.48455	Durbin-Watson stat		2.234852
Prob(F-statistic)	0.000000			

5. Asimetrías de las Boyanzas de Largo y Corto Plazo en el Ciclo Económico

ACPV

Dependent Variable: D(LACPV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:02
 Sample (adjusted): 2001Q2 2021Q4
 Included observations: 83 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LACPV) = C(1) * (LACPV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + (C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_PIB) + (C(4) * D(LPIB) * RECESION_PIB) + C(5) * DUM2008Q3 + C(6) * DUM2013Q3 + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.320512	0.104803	-3.058238	0.0031
C(2)	-0.657289	0.090534	-7.260117	0.0000
C(3)	0.407234	0.840224	0.484673	0.6293
C(4)	1.673802	0.305793	5.473648	0.0000
C(5)	-0.654441	0.018081	-36.19444	0.0000
C(6)	-0.287406	0.012678	-22.67026	0.0000
C(7)	-1.560457	0.521082	-2.994649	0.0037
R-squared	0.667949	Mean dependent var		0.007042
Adjusted R-squared	0.641734	S.D. dependent var		0.133098
S.E. of regression	0.079666	Akaike info criterion		-2.141376
Sum squared resid	0.482349	Schwarz criterion		-1.937377
Log likelihood	95.86708	Hannan-Quinn criter.		-2.059420
F-statistic	25.48007	Durbin-Watson stat		2.047647
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LACPV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:02
 Sample (adjusted): 2001Q2 2021Q4
 Included observations: 83 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LACPV) = C(1) * (LACPV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + (C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_IMAE) + (C(4) * D(LPIB) * RECESION_IMAE) + C(5) * DUM2008Q3 + C(6) * DUM2013Q3 + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.326077	0.107297	-3.039007	0.0033
C(2)	-0.669503	0.100113	-6.687496	0.0000
C(3)	0.493837	0.901533	0.547774	0.5855
C(4)	1.640739	0.320543	5.118629	0.0000
C(5)	-0.650745	0.017077	-38.10689	0.0000
C(6)	-0.284665	0.011602	-24.53646	0.0000
C(7)	-1.632353	0.534978	-3.051254	0.0031
R-squared	0.665562	Mean dependent var		0.007042
Adjusted R-squared	0.639159	S.D. dependent var		0.133098
S.E. of regression	0.079952	Akaike info criterion		-2.134212
Sum squared resid	0.485817	Schwarz criterion		-1.930214
Log likelihood	95.56981	Hannan-Quinn criter.		-2.052257
F-statistic	25.20779	Durbin-Watson stat		2.057386
Prob(F-statistic)	0.000000			

ISR

Dependent Variable: D(LISR)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:04
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 52 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISR) = C(1) * (LISR(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + (C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_PIB) + (C(4) * D(LPIB) * RECESION_PIB) + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * DUM2021Q1 + C(7) * DUM2021Q2 + C(8)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.138447	0.060728	-2.279806	0.0254
C(2)	-2.020364	0.200119	-10.09580	0.0000
C(3)	1.210917	0.340171	3.559727	0.0006
C(4)	2.224736	0.177460	12.53656	0.0000
C(5)	0.619305	0.166225	3.725710	0.0004
C(6)	0.504523	0.018921	26.66406	0.0000
C(7)	-0.672212	0.022490	-29.88994	0.0000
C(8)	-2.598072	1.083952	-2.396852	0.0189
R-squared	0.898757	Mean dependent var		0.015323
Adjusted R-squared	0.889672	S.D. dependent var		0.125874
S.E. of regression	0.041810	Akaike info criterion		-3.422956
Sum squared resid	0.136350	Schwarz criterion		-3.194644
Log likelihood	155.1871	Hannan-Quinn criter.		-3.331071
F-statistic	98.91815	Durbin-Watson stat		1.439357
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LISR)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:04
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISR) = C(1) * (LISR(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + (C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_IMAE) + (C(4) * D(LPIB) * RECESION_IMAE) + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * DUM2021Q1 + C(7) * DUM2021Q2 + C(8)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.139470	0.060847	-2.292152	0.0246
C(2)	-2.061561	0.210234	-9.806052	0.0000
C(3)	1.086529	0.344106	3.157539	0.0023
C(4)	2.223901	0.177382	12.53734	0.0000
C(5)	0.627624	0.170960	3.671177	0.0004
C(6)	0.503859	0.019224	26.20952	0.0000
C(7)	-0.669678	0.022770	-29.41061	0.0000
C(8)	-2.679398	1.095706	-2.445363	0.0167
R-squared	0.899341	Mean dependent var		0.015323
Adjusted R-squared	0.890307	S.D. dependent var		0.125874
S.E. of regression	0.041689	Akaike info criterion		-3.428735
Sum squared resid	0.135564	Schwarz criterion		-3.200423
Log likelihood	155.4356	Hannan-Quinn criter.		-3.336850
F-statistic	99.55604	Durbin-Watson stat		1.442608
Prob(F-statistic)	0.000000			

ISV

Dependent Variable: D(LISV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:08
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$$D(LISV) = C(1) * (LISV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_PIB + C(4) * D(LPIB) * RECESION_PIB + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * DUM2009Q3 + C(7)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.187563	0.064840	-2.892725	0.0049
C(2)	-1.605741	0.084015	-19.11245	0.0000
C(3)	1.454291	0.349988	4.155263	0.0001
C(4)	2.358123	0.119407	19.74869	0.0000
C(5)	0.623020	0.075689	8.231313	0.0000
C(6)	-0.111384	0.006410	-17.37539	0.0000
C(7)	-2.637298	0.882356	-2.988928	0.0037

R-squared	0.771102	Mean dependent var	0.013103
Adjusted R-squared	0.753718	S.D. dependent var	0.079772
S.E. of regression	0.039588	Akaike info criterion	-3.542667
Sum squared resid	0.123812	Schwarz criterion	-3.342895
Log likelihood	159.3347	Hannan-Quinn criter.	-3.462268
F-statistic	44.35542	Durbin-Watson stat	2.279381
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LISV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:08
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$$D(LISV) = C(1) * (LISV(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_IMAE + C(4) * D(LPIB) * RECESION_IMAE + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * DUM2009Q3 + C(7)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.196472	0.063641	-3.087187	0.0028
C(2)	-1.620039	0.093793	-17.27252	0.0000
C(3)	1.520033	0.451775	3.364580	0.0012
C(4)	2.333694	0.137462	16.97701	0.0000
C(5)	0.628158	0.081615	7.696572	0.0000
C(6)	-0.109882	0.006370	-17.25085	0.0000
C(7)	-2.793766	0.869705	-3.212313	0.0019

R-squared	0.767595	Mean dependent var	0.013103
Adjusted R-squared	0.749944	S.D. dependent var	0.079772
S.E. of regression	0.039891	Akaike info criterion	-3.527459
Sum squared resid	0.125710	Schwarz criterion	-3.327687
Log likelihood	158.6807	Hannan-Quinn criter.	-3.447060
F-statistic	43.48723	Durbin-Watson stat	2.323357
Prob(F-statistic)	0.000000		

DAI

Dependent Variable: D(LTAXMDEF)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:10
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 4 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$$D(LTAXMDEF) = C(1) * (LTAXMDEF(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_PIB + C(4) * D(LPIB) * RECESION_PIB + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * DUM2009Q3 + C(7) * DUM2011Q1 + C(8) * DUM2013Q1 + C(9)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.157905	0.046443	-3.399997	0.0011
C(2)	-0.673104	0.230604	-2.918871	0.0046
C(3)	2.275849	0.670419	3.394667	0.0011
C(4)	2.812665	0.105593	26.63682	0.0000
C(5)	0.681269	0.149634	4.552907	0.0000
C(6)	-0.173267	0.011271	-15.37302	0.0000
C(7)	-0.189493	0.007215	-26.26244	0.0000
C(8)	-0.181912	0.007336	-24.79748	0.0000
C(9)	-0.938622	0.318273	-2.949108	0.0042

R-squared	0.697398	Mean dependent var	0.003179
Adjusted R-squared	0.665959	S.D. dependent var	0.111100
S.E. of regression	0.064212	Akaike info criterion	-2.554495
Sum squared resid	0.317484	Schwarz criterion	-2.297645
Log likelihood	118.8433	Hannan-Quinn criter.	-2.451125
F-statistic	22.18244	Durbin-Watson stat	2.324623
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LTAXMDEF)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 15:41
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence not achieved after 500 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$$D(LTAXMDEF) = C(1) * (LTAXMDEF(-1) + C(2) * LPIB(-1)) + C(3) * D(LPIB) * EXPANSION_IMAE + C(4) * D(LPIB) * RECESION_IMAE + C(5) * D(LPIB(-1)) + C(6) * DUM2009Q3 + C(7) * DUM2011Q1 + C(8) * DUM2013Q1 + C(9)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.58E-09	0.002033	2.25E-06	1.0000
C(2)	18340598	7.47E+12	2.45E-06	1.0000
C(3)	1.350789	0.784097	1.722731	0.0890
C(4)	3.075409	0.089449	34.38178	0.0000
C(5)	0.514163	0.166699	3.084373	0.0028
C(6)	-0.144123	0.006653	-21.66398	0.0000
C(7)	-0.166017	0.008540	-19.43998	0.0000
C(8)	-0.179735	0.006700	-26.82470	0.0000
C(9)	-0.908025	0.329452	-2.756164	0.0073

R-squared	0.661295	Mean dependent var	0.003179
Adjusted R-squared	0.626105	S.D. dependent var	0.111100
S.E. of regression	0.067935	Akaike info criterion	-2.441784
Sum squared resid	0.355363	Schwarz criterion	-2.184934
Log likelihood	113.9967	Hannan-Quinn criter.	-2.338414
F-statistic	18.79205	Durbin-Watson stat	2.324850
Prob(F-statistic)	0.000000		

Ingresos Tributarios

Dependent Variable: D(LOGTRIBU)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/20/23 Time: 16:12

Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4

Included observations: 86 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$D(\text{LOGTRIBU}) = C(1) * (\text{LOGTRIBU}(-1) + C(2) * \text{LPIB}(-1)) + C(3) * D(\text{LPIB}) * \text{EXPANSION_PIB} + C(4) * D(\text{LPIB}) * \text{RECESION_PIB} + C(5) * D(\text{LPIB}(-1)) + C(6) * \text{DUM2020Q1} + C(7) * \text{DUM2021Q1} + C(8) * \text{DUM2021Q2} + C(9)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.128399	0.044075	-2.913211	0.0047
C(2)	-1.479923	0.134933	-10.96787	0.0000
C(3)	1.399570	0.222338	6.294791	0.0000
C(4)	2.484737	0.125649	19.77524	0.0000
C(5)	0.661951	0.079019	8.377104	0.0000
C(6)	0.135723	0.009554	14.20608	0.0000
C(7)	0.134774	0.006941	19.41729	0.0000
C(8)	-0.240384	0.009500	-25.30453	0.0000
C(9)	-1.516055	0.430587	-3.520903	0.0007
R-squared	0.862076	Mean dependent var	0.010595	
Adjusted R-squared	0.847746	S.D. dependent var	0.083764	
S.E. of regression	0.032684	Akaike info criterion	-3.905082	
Sum squared resid	0.082256	Schwarz criterion	-3.648232	
Log likelihood	176.9185	Hannan-Quinn criter.	-3.801711	
F-statistic	60.15986	Durbin-Watson stat	2.312611	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGTRIBU)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/20/23 Time: 16:11

Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4

Included observations: 86 after adjustments

Convergence achieved after 25 iterations

HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

$D(\text{LOGTRIBU}) = C(1) * (\text{LOGTRIBU}(-1) + C(2) * \text{LPIB}(-1)) + C(3) * D(\text{LPIB}) * \text{EXPANSION_IMAE} + C(4) * D(\text{LPIB}) * \text{RECESION_IMAE} + C(5) * D(\text{LPIB}(-1)) + C(6) * \text{DUM2020Q1} + C(7) * \text{DUM2021Q1} + C(8) * \text{DUM2021Q2} + C(9)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.141075	0.043415	-3.249421	0.0017
C(2)	-1.497470	0.134554	-11.12913	0.0000
C(3)	1.409356	0.286481	4.919543	0.0000
C(4)	2.457517	0.142792	17.21045	0.0000
C(5)	0.669445	0.087778	7.626598	0.0000
C(6)	0.134025	0.010420	12.86233	0.0000
C(7)	0.135684	0.007393	18.35200	0.0000
C(8)	-0.238819	0.009686	-24.65689	0.0000
C(9)	-1.692589	0.428990	-3.945521	0.0002
R-squared	0.859595	Mean dependent var	0.010595	
Adjusted R-squared	0.845007	S.D. dependent var	0.083764	
S.E. of regression	0.032977	Akaike info criterion	-3.887251	
Sum squared resid	0.083736	Schwarz criterion	-3.630401	
Log likelihood	176.1518	Hannan-Quinn criter.	-3.783881	
F-statistic	58.92657	Durbin-Watson stat	2.382645	
Prob(F-statistic)	0.000000			

6. Elasticidades Tributarias

ACPV

Dependent Variable: D(LACPV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:15
 Sample (adjusted): 2001Q2 2021Q4
 Included observations: 83 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LACPV) = C(1)*(LACPV(-1)) + C(2)*LPIB(-1) + C(3)*D(LPIB) + C(4)*DUM2008Q3 + C(5)*DUM2013Q3 + C(6)*TASA_ACPV + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.425204	0.107647	-3.949974	0.0002
C(2)	-0.309079	0.173795	-1.778417	0.0793
C(3)	1.423222	0.370482	3.841537	0.0003
C(4)	-0.601171	0.020885	-28.78485	0.0000
C(5)	-0.228807	0.026176	-8.741262	0.0000
C(6)	0.073021	0.037796	1.931982	0.0571
C(7)	-0.536949	0.798267	-0.672644	0.5032
R-squared	0.678242	Mean dependent var		0.007042
Adjusted R-squared	0.652840	S.D. dependent var		0.133098
S.E. of regression	0.078422	Akaike info criterion		-2.172866
Sum squared resid	0.467397	Schwarz criterion		-1.968867
Log likelihood	97.17394	Hannan-Quinn criter.		-2.090911
F-statistic	26.70044	Durbin-Watson stat		2.039655
Prob(F-statistic)	0.000000			

ISV

Dependent Variable: D(LISV)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/23 Time: 16:16
 Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4
 Included observations: 86 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 $D(LISV) = C(1)*(LISV(-1)) + C(2)*LPIB(-1) + C(3)*D(LPIB) + C(4)*D(LPIB(-1)) + C(5)*DUM2009Q3 + C(6)*DISV_TASAS + C(7)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.312633	0.073816	-4.235288	0.0001
C(2)	-1.196015	0.116431	-10.27228	0.0000
C(3)	2.154568	0.197482	10.91020	0.0000
C(4)	0.682964	0.119972	5.692719	0.0000
C(5)	-0.097014	0.006309	-15.37717	0.0000
C(6)	0.062139	0.023812	2.609560	0.0108
C(7)	-3.059207	0.742319	-4.121147	0.0001
R-squared	0.798003	Mean dependent var		0.013103
Adjusted R-squared	0.782662	S.D. dependent var		0.079772
S.E. of regression	0.037189	Akaike info criterion		-3.667690
Sum squared resid	0.109262	Schwarz criterion		-3.467917
Log likelihood	164.7107	Hannan-Quinn criter.		-3.587291
F-statistic	52.01587	Durbin-Watson stat		2.365731
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ingresos Tributarios

Dependent Variable: D(LOGTRIBU)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/20/23 Time: 16:17

Sample (adjusted): 2001Q3 2022Q4

Included observations: 86 after adjustments

Failure to improve SSR (singular hessian) after 5 iterations

HAC standard errors & covariance using outer product of gradients (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

D(LOGTRIBU)= C(1)*(LOGTRIBU(-1))+C(2)*LPIB(-1))+C(3)*D(LPIB)+C(4)
 *D(LPIB(-1))+C(5)*DUM2020Q1+C(6)*DUM2021Q1+C(7)*DUM2021Q2
 +C(8)*DUM2021Q2+C(9)*DISV_TASAS+C(10)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.233620	0.055665	-4.196881	0.0001
C(2)	-1.101566	0.097191	-11.33402	0.0000
C(3)	2.259118	0.233500	9.675027	0.0000
C(4)	0.691456	0.118657	5.827365	0.0000
C(5)	0.126135	0.017940	7.030929	0.0000
C(6)	0.138379	0.008055	17.17966	0.0000
C(7)	228.1253	0.002101	108588.2	0.0000
C(8)	-228.3702	0.009883	-23107.96	0.0000
C(9)	0.034749	0.013026	2.667750	0.0093
C(10)	-1.828322	0.469707	-3.892471	0.0002
R-squared	0.858532	Mean dependent var		0.010595
Adjusted R-squared	0.841780	S.D. dependent var		0.083764
S.E. of regression	0.033319	Akaike info criterion		-3.856457
Sum squared resid	0.084370	Schwarz criterion		-3.571068
Log likelihood	175.8276	Hannan-Quinn criter.		-3.741601
F-statistic	51.24725	Durbin-Watson stat		2.394917
Prob(F-statistic)	0.000000			