

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

Facultad de Ciencias Sociales



La recaudación tributaria en el ciclo económico:
Un cálculo de elasticidades y boyanza de ingresos por impuestos
para la economía peruana

Tesis para obtener el título profesional de Licenciado en Economía
que presenta:

Jelfert Agriel Guzman Pingo

Asesor:

Miguel Ataurima Arellano

Lima, 2022

Dedicatoria

Dedicado de manera especial a mis padres y hermanos, siempre.



Agradecimientos

Expreso todo mi agradecimiento a la impecable labor de mi asesor Miguel Ataurima por su invaluable y constante guía, mentoría y valioso acompañamiento académico a lo largo de todo el proceso de elaboración de esta investigación.

Asimismo, quiero agradecer a Erick Lahura y Gabriel Rodríguez, miembros del jurado, por sus valiosos comentarios y sugerencias hacia este documento de tesis.



Resumen

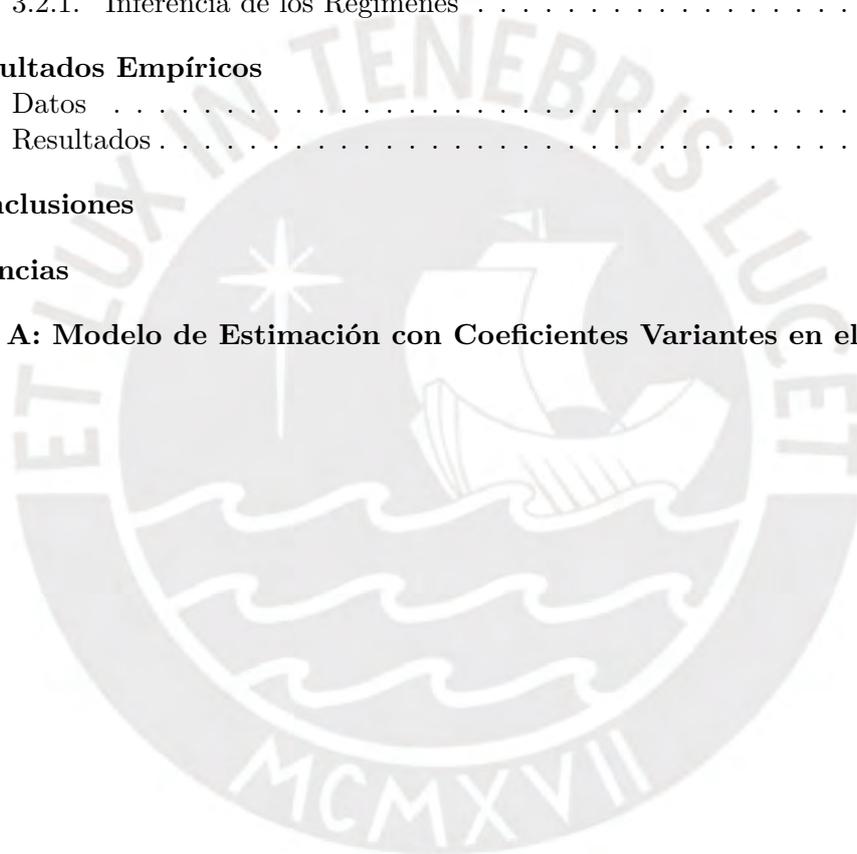
Este documento estima la elasticidad y boyanza de los ingresos tributarios respecto al producto condicionado por el estado del ciclo económico (auge/recesión) para el Perú. Las categorías impositivas consideradas para el estudio son el IGV total, Impuesto a la Renta (IR), y las respectivas subcategorías Interno e Importaciones para el IGV, y personas naturales y jurídicas para el IR en el periodo 1995Q1–2019Q4. Los resultados obtenidos son consistentes con la literatura empírica y evidencian la existencia de asimetría y no linealidad en la elasticidad de corto plazo. En particular, se encuentra que el Impuesto a la Renta de personas jurídicas (IR–PJ) es la categoría impositiva más elástica y de mayor magnitud de boyanza en el corto y largo plazo. Específicamente, en el largo plazo la elasticidad del IR–PJ respecto al producto estimada es 1.7; mientras que en el corto plazo lineal es de 2.87. Asimismo, bajo la especificación de corto plazo no lineal, las estimaciones muestran que bajo un régimen expansivo del 1% del PBI, el IR–PJ aumenta en 2.48%; mientras que bajo un régimen recesivo de la misma magnitud, el IR–PJ se reduce en 5.22%, evidenciando ser la categoría impositiva que presenta el mayor crecimiento y el mayor descenso en las fases de expansión y recesión, respectivamente. Esta fuerte dependencia del IR–PJ con el ciclo económico, según la literatura internacional, es generalmente explicado por un efecto denominado arrastre de pérdidas (*loss carry forward*).

Palabras Claves: Elasticidad de ingresos por impuestos, Boyanza, Ingresos tributarios, Política fiscal, Ciclo económico, Modelo Markov–Switching.

Clasificación JEL: E32, E62, H60, O43, Q33.

Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de Literatura	4
3. Metodología	8
3.1. Modelo de Largo Plazo	8
3.2. Modelo de Corto Plazo	8
3.2.1. Inferencia de los Regímenes	10
4. Resultados Empíricos	11
4.1. Datos	11
4.2. Resultados	11
5. Conclusiones	16
Referencias	17
Anexo A: Modelo de Estimación con Coeficientes Variantes en el Tiempo	29



Índice de figuras

1. Series de Tiempo en logaritmos para el periodo 1995Q1–2019Q4 26
2. Tasa de crecimiento del PBI y probabilidad filtrada $\Pr[s_t=1]$ 27
3. Elasticidades de largo y corto plazo para cada Ingreso Tributario 28



Índice de cuadros

1. Tasa de crecimiento del PBI según el Estado de la Economía Peruana 23
2. Elasticidades estimadas para cada Ingreso Tributario – Perú 24
3. Boyanzas estimadas para cada Ingreso Tributario – Perú 25



1. Introducción

El principal objetivo macroeconómico de un gobierno central es la consolidación del crecimiento económico.¹ Para alcanzar este fin, se implementan lineamientos de política fiscal que garanticen una alta y sostenida tasa de crecimiento del Producto Bruto Interno (PBI); así como también, límites numéricos a los agregados presupuestarios (balance fiscal, deuda, gasto e ingresos) conocidos como reglas fiscales.² El establecimiento de este marco macrofiscal contribuye al diseño de una trayectoria fiscal gradual y ordenada que promueve la eficiencia del gasto público y el incremento de los ingresos fiscales permanentes.

Una herramienta que permite evaluar la trayectoria fiscal a los responsables de la formulación de políticas públicas y realizar proyecciones de los ingresos tributarios en la preparación de los presupuestos es la elasticidad de los ingresos por impuestos, definida como la variación porcentual en la recaudación tributaria ante un incremento en 1 % del PBI. La identificación de impuestos que son elásticos e inelásticos permite el diseño de un sistema tributario que maximice las recaudaciones durante periodos de alto crecimiento económico y que minimice la contracción de los ingresos tributarios en periodos de recesión. El establecimiento de un sistema tributario elástico, esto es que los impuestos crezcan en mayor proporción y de forma automática respecto a aumentos en el PBI, resulta fundamental para garantizar la sostenibilidad de las economías en desarrollo.³ Y además, este tipo de sistema reduce la incertidumbre económica asociada con cambios frecuentes en materia tributaria como aumentos sensibles o no anticipados en las tasas de impositivas por parte de las autoridades fiscales, o imposición de nuevos impuestos (Capistrán, 1999).⁴

La recaudación fiscal puede presentar variaciones no relacionadas a cambios en el nivel del producto. En particular, las estructuras tributarias pueden ser modificadas a través de políticas discrecionales por parte de la autoridad fiscal o tributaria (Manjón, 2018), por ejemplo en relación a tasas impositivas o bases imponibles, con el objetivo de mejorar el control del sistema tributario y/o la eficiencia de los impuestos (Choudhry, 1979). Por ello, todo cambio discrecional debe ser identificado y aislado para el cálculo de la elasticidad tributaria en estricto cumplimiento de su definición (Leuthold y N'Guessan, 1986).

Un concepto relacionado con la elasticidad tributaria y comúnmente empleado en la literatura académica es la boyanza.⁵ La boyanza captura la relación entre los ingresos tributarios y el comportamiento de la economía pero, a diferencia de la elasticidad tributaria, no aísla el efecto ocasionado por los cambios discrecionales de política tributaria; es decir, no excluye los cambios de tasa y/o base del sistema impositivo ni el efecto de las reformas en la administración tributaria.⁶ Este concepto resulta útil cuando se presentan barreras en el cálculo de las elasticidades tributarias, como la necesidad de un profundo conocimiento de los sistemas tributarios (Cardoza, 2017) o la inviabilidad de contar con

¹En el marco normativo de Perú, se dispone de preceptos como la Ley N° 30264 que establece medidas para promover el crecimiento económico.

²Dentro de las principales modificaciones al marco macrofiscal del Perú, se encuentran las siguientes normas: Leyes 27245 (año 1999) y 27958 (año 2003), Ley 30099 (año 2013), Decretos Legislativos 1276 y 1275 (año 2016), Decreto de Urgencia N° 079-2021 (DU-079-2021), entre otros.

³Véase Creedy y Gemmell (2003) y Akitoby (2018).

⁴Según Capistrán (1999), el hecho que los ingresos tributarios sean elásticos ayuda a cumplir con los objetivos de crecimiento económico al evitar que el gasto gubernamental sea financiado con aumentos constantes de tasas y bases impositivas, e imposición de nuevos impuestos, los cuales provocan incertidumbre.

⁵Ejemplos de trabajos sobre boyanza son: Omondi et al. (2014); Wellington Garikai et al. (2015); Sarwar y Ashraf (2016); Deli et al. (2018); Birhanu (2018); Vadikar y Rami (2018); Tanchev y Todorov (2019).

⁶Un análisis completo y detallado sobre los conceptos de elasticidad y boyanza, lo podemos encontrar en Hansen (1951); Mansfield (1972); Haughton (1998) y Jenkins et al. (2000).

un registro histórico completo de todas las reformas tributarias.

En este documento se estiman las elasticidades y las boyanzas de corto y largo plazo de los principales componentes de la recaudación tributaria en el Perú: el Impuesto General a las Ventas (IGV) total y el Impuesto a la Renta (IR). Se consideran además las subcategorías de IGV Interno (IGV-INT), IGV por Importaciones (IGV-M), IR de personas naturales (IR-PN) e IR de personas jurídicas (IR-PJ). El Perú es una economía pequeña, abierta, parcialmente dolarizada, exportadora de materias primas y sujeta a choques externos⁷ asociados a fluctuaciones periódicas y la volatilidad de sus precios fijados por la oferta y demanda internacional (Ledezma, 2013); en consecuencia, el ingreso fiscal proveniente por la exportación de materias primas⁸ es transitorio, a diferencia del proveniente por la recaudación tributaria de característica permanente. Por lo tanto, estando la investigación centrada en torno al criterio de sostenibilidad,⁹ se llevará a cabo solo el estudio del componente no cíclico de los ingresos fiscales constituido por los ingresos provenientes por la recaudación tributaria. Se eligen las categorías impositivas IGV e IR debido a su grado de importancia en el volumen de ingresos fiscales del gobierno central (véase Mallqui, 1990 y MEF, 2022) y por ser las principales fuentes de recaudación tributaria según los hechos estilizados del Perú elaborados por Lahura y Castillo (2016).¹⁰ Bajo este contexto, la evolución de los ingresos por impuestos es capturada por el PBI, siendo este último, según Fricke y Süßmuth (2014) una medida del ingreso agregado empleado como base gravable para todos los impuestos utilizados en este estudio (ver para mayor detalle el estudio de Tello, 2002; y Cárdenas et al., 2008).

La metodología de estimación de las elasticidades y boyanzas tributarias empleada es econométrica¹¹ y basada en el enfoque propuesto por Boschi y d'Addona (2019) para el periodo comprendido entre 1995:Q1–2019:Q4. Este enfoque permite contrastar el supuesto, comúnmente hecho en la literatura, que la elasticidad a corto plazo es constante a lo largo del ciclo económico mediante la especificación de un modelo lineal y otro no lineal; siendo este último un modelo que captura la posible asimetría (no linealidad) de la elasticidad de los ingresos respecto al estado del ciclo económico (auge/recesión) en el corto plazo.

Con las estimaciones obtenidas, el presente trabajo intentará responder las siguientes preguntas de investigación: ¿Cuáles de las fuentes de ingresos por impuestos fueron más

⁷Para mayor detalle véase Carrasco y Florián (2021); y Arrieta et al. (2022).

⁸Los ingresos tributarios y no tributarios usualmente están vinculados al desempeño del sector exportador, que para el caso peruano está principalmente influenciado por la evolución del precio internacional de materias primas (productos mineros, hidrocarburos y agrícolas). Para América Latina, Jiménez y Tromben (2006) encuentran que los ingresos provenientes de materias primas muestran una desviación estándar más alta que los ingresos que no provienen de estas. Siguiendo esta línea, Fricke y Süßmuth (2014) analizan por separado: a) los ingresos por materias primas; y b) los ingresos no relacionados con materias primas. En el primer caso analizan la dinámica respecto al precio de la materia prima (*commodity price in US Dollars*); y en el segundo caso con respecto al PBI.

⁹Céspedes et al. (2016) señalan que los ingresos fiscales generados por el incremento de los precios de las materias primas es transitorio y forman parte del componente cíclico de los ingresos del gobierno; por ello, señalan que, desde la perspectiva de la sostenibilidad de las cuentas fiscales, no es deseable realizar políticas de gasto permanente utilizando estos recursos.

¹⁰Lahura y Castillo (2018) señalan que en conjunto, el IGV y el IR (pagado por las personas jurídicas y personas naturales) han sido las principales fuentes de recaudación tributaria, pasando de una participación de 53.3% en la recaudación bruta (antes de devoluciones) en el quinquenio 1991–1995 a una participación de 85.4% en el quinquenio 2011–2015 y de 84.7% entre los años 2016 y 2018. Además, en materia de evaluación del escenario del sistema tributario y del rendimiento de los tributos, el IGV y el IR conforman los principales impuestos de la recaudación fiscal (ver MEF, 2019).

¹¹Otro enfoque es el basado en microdatos e información detallada sobre el código fiscal nacional, utilizado en instituciones internacionales como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) o la Comisión Europea (CE).

elásticas a variaciones del PBI en el periodo 1995Q1–2019Q4?, ¿Existe evidencia de asimetría en la elasticidad de los ingresos tributarios en el corto plazo?; y, de existir asimetría, ¿Cuáles de las fuentes de ingresos por impuestos son más elásticas ante variaciones del PBI en expansión y recesión? Y de manera análoga, se formulan también las tres preguntas considerando la especificación del caso de boyanza.

Los principales resultados obtenidos son consistentes con la literatura empírica evidenciando en todas las categorías de ingresos tributarios la presencia de asimetría en la elasticidad y boyanza de corto plazo. Para el periodo de estudio se encuentra que el IR–PJ es la categoría más elástica y de mayor valor de boyanza (en valor absoluto) tanto en el largo y corto plazo. Específicamente, se obtiene que la elasticidad del IR–PJ respecto al producto es 1.70 para largo plazo y 2.87 para el caso lineal de corto plazo; y, con respecto a la especificación no lineal, los estimados muestran que en expansión un incremento de 1% del PBI aumenta el IR–PJ en 2.48 por ciento; mientras que en recesión, reduce los niveles del IR–PJ en 5.22 puntos porcentuales, evidenciando ser la categoría impositiva que presenta el mayor crecimiento y el mayor descenso en la fase de expansión y recesión, respectivamente.

La fuerte dependencia del IR–PJ con el ciclo económico es coherente con el hecho de que los impuestos sobre la renta de las empresas están muy influenciados por la posibilidad legal de que las empresas trasladen sus pérdidas a años posteriores (arrastre de pérdidas), en especial durante los “valles” del ciclo económico (contracciones). Se espera que los resultados obtenidos en la investigación contribuyan al debate académico respecto a la evolución de la recaudación tributaria y su relación con el ciclo económico; y que la metodología empleada sirva como herramienta útil para el diseño de políticas orientadas a la elevación de los niveles de recaudación tributaria.¹²

El documento se organiza de la siguiente forma. La Sección 2 incluye una detallada revisión de la literatura. La Sección 3 describe la metodología empírica. La sección 4 presenta los datos y resultados empíricos obtenidos; y finalmente, la Sección 5 presenta las conclusiones del estudio.

¹²Esta es una condición indispensable según Winkelried (2017) y Winkelried (2022) para la sostenibilidad fiscal, teniendo en cuenta que el Perú enfrenta un importante reto de reforma tributaria.

2. Revisión de Literatura

La literatura sobre el estudio de elasticidades ha evolucionado a través del tiempo y presenta un amplio conjunto de investigaciones aplicadas a distintos países. El estudio pionero corresponde a Groves y Kahn (1952) para Estados Unidos (EEUU), quienes fueron los primeros en establecer la estimación de elasticidades bajo un enfoque econométrico, al aplicar la metodología estándar de regresión en términos de logaritmos a los ingresos tributarios y el PBI. El análisis enfatiza este cálculo bajo la hipótesis de que elasticidades son constantes en el tiempo. Los estudios que siguieron para EEUU (por ejemplo, Pechman, 1954; Wilford, 1965; Legler y Shapiro, 1968) estiman las elasticidades utilizando MCO y sin tener en cuenta la diferencia clave entre elasticidades a corto y largo plazo. Es a principios de la década de 1970, que Williams et al. (1973) encuentran evidencia que dos impuestos pueden compartir el mismo patrón de crecimiento en el largo plazo pero pueden variar de manera diferente durante el ciclo del producto, así demuestran que el crecimiento (largo plazo) y la variabilidad (corto plazo) de los ingresos tributarios no pueden estimarse bajo el mismo enfoque metodológico debido a la presencia de volatilidad en el corto plazo. Estudios posteriores como White (1983); Fox y Campbell (1984); y, Dye y McGuire (1991), aplicados a diferentes estructuras y categorías impositivas para EEUU, confirman la evidencia hallada en Williams et al. (1973).

La literatura anteriormente descrita presenta limitaciones econométricas como problemas de variabilidad residual, correlación serial y no estacionariedad de las series de ingresos tributarios; y en general, no han logrado encontrar estimaciones insesgadas y consistentes. Para abordar estos problemas, Sobel y Holcombe (1996) proponen un nuevo procedimiento econométrico en dos etapas. En un primer paso, estiman un modelo DOLS de Stock y Watson (1993) para el cálculo de la elasticidad de largo plazo; y en una segunda etapa, siguiendo a Engle y Granger (1987), estiman las elasticidades de corto plazo a través de un Modelo Parcial de Corrección de Errores (ECM). Mediante esta nueva metodología, los autores encuentran para EEUU en el periodo de 1951-1991, que los impuestos al valor agregado y los impuestos corporativos tienden a crecer a la misma velocidad, siendo los ingresos por impuestos corporativos los más volátiles.

Desde la contribución de Sobel y Holcombe (1996), la literatura se ha ido enriqueciendo gradualmente considerando la estimación de las elasticidades de ingresos tributarios variantes en el tiempo sobre diferentes muestras de países. Al respecto, son pocos los estudios que siguen este enfoque. Bruce et al. (2006) estimando para cada estado de EEUU las elasticidades de los impuestos a las ventas y rentas personales, encuentran evidencia de un comportamiento asimétrico en la mayoría de los 50 estados de este país. Sus resultados indican que la elasticidad promedio a largo y corto plazo son mayores para los impuestos sobre la renta que para los impuestos sobre las ventas.

Siguiendo esta perspectiva, Wolswijk (2009) estima la elasticidad de cinco categorías de ingresos fiscales para los Países Bajos encontrando que las elasticidades de corto plazo pueden desviarse notablemente de las de largo plazo; y que tienden a ser menores en circunstancias menos favorables (recesiones); por ello, enfatiza que prescindir estas diferencias entre varias medidas de elasticidad (en periodos de auges y recesiones) puede contribuir a una evaluación adversa sobre el comportamiento futuro de los ingresos. Por su parte, Poghosyan (2011), cuantifica la variabilidad de elasticidades tributarias para Lituania para cinco categorías de ingresos en el corto plazo, sus resultados confirman que las elasticidades tributarias se comportaron acorde al ciclo económico de este país, y resaltan la importancia de permitir diferencias asimétricas en el cálculo de elasticidades.

Posteriormente se desarrollaron extensiones en la literatura que emplean otros enfoques en el tratamiento de la no linealidad en el corto plazo de los ingresos tributarios. Jooste y Naraidoo (2011) encuentran para Sudáfrica evidencia de no linealidad en el comportamiento de los impuestos en expansión como en recesión empleando un modelo de regresión de transición suavizada. Mientras que, para el caso de los Países Bajos, Bettendorf y van Limbergen (2013), consideran como indicador del ciclo económico a las desviaciones asimétricas con respecto a la brecha del producto (*output gap*), obteniendo que las elasticidades del IVA se encuentran alrededor de la unidad en el largo y corto plazo; mientras que la elasticidad del IR-PN se encuentra por debajo de uno en el largo plazo a diferencia del corto plazo en donde se encuentra alrededor de la unidad. Un estudio similar es desarrollado por Princen et al. (2013), quienes estudian las desviaciones que tienen las elasticidades en el corto plazo respecto al largo plazo; el estudio cubre el periodo comprendido de 2001 hasta 2012 para los países miembros de la Unión Europea, y sus resultados muestran evidencia que el tamaño, la composición y el carácter cíclico de las medidas tributarias discrecionales afectan el patrón de corto plazo de las elasticidades de los ingresos tributarios.

En esta línea sobre elasticidades variantes en el tiempo, Boschi y d'Addona (2019) proponen una novedosa metodología econométrica para capturar la asimetría de las elasticidades en el corto plazo. Ellos estiman la elasticidad de largo plazo mediante una regresión DOLS incorporando variables dummies que capturan los cambios discrecionales tributarios. Respecto, al corto plazo, primero identifican los episodios de expansión y recesión mediante un modelo de cambio de régimen Markoviano (Modelo Markov-Switching) en la media de dos regímenes para la tasa de crecimiento del PBI, obteniendo la senda de probabilidades filtradas de experimentar un régimen de expansión. Con esta senda de probabilidades realizan una estimación de máxima verosimilitud ponderada para obtener las elasticidades de corto plazo condicionadas al régimen económico (expansión o recesión).¹³ Los autores aplican este nuevo enfoque a un conjunto de 15 países europeos entre los años de 1980 y 2013 para las categorías impositivas: renta de las personas naturales y jurídicas, impuestos indirectos y contribuciones sociales. Sus resultados demuestran que la elasticidad del ingreso a corto plazo cambia según el ciclo económico, y además, en todas las categorías impositivas indican una clara tendencia a que las elasticidades a corto plazo aumenten en las recesiones con respecto a los auges. Los autores señalan que la metodología propuesta, proporciona como resultado solo dos elasticidades a corto plazo, una para los períodos de auge y otra para los períodos de recesión, y que por lo tanto podrían incorporarse fácilmente en el procedimiento de cálculo del saldo presupuestario ajustado cíclicamente.

Para el caso de América Latina, Zettelmeyer y Vladkova (2008) estiman las elasticidades para el largo plazo de los ingresos no relacionados con las materias primas¹⁴ con respecto al PBI para ocho países de la región. Sus principales resultados muestran que las elasticidades estimadas a largo plazo son estadísticamente significativas al 1 por ciento, los ingresos mejoraron como proporción del PBI, y que los saldos primarios estructurales

¹³Para Perú, en relación a otros temas macroeconómicos y financieros, existen trabajos empíricos que encuentran evidencia de no linealidades utilizando modelos de cambio de régimen Markoviano (Markov-Switching) y extensiones. Ver, entre otros estudios, por ejemplo: Humala (2006); Rodríguez (2010); Bazán (2011); Castillo et al. (2012); y Ataurima y Rodríguez (2020).

¹⁴En referencia al tema de materias primas, Florián et al. (2021) señalan que aumentos permanentes en los términos de intercambio se traducen en un mayor nivel de ingresos provenientes del sector externo; no obstante, señalan que desde 2008, se observa que ha aumentado el espectro de materias primas empleadas como valores o activos financieros de refugio. En esta línea, Pérez-Forero y Serván (2016); y Martínez y Rodríguez (2021) destacan a los términos de intercambio como una variable que permite controlar/capturar el efecto de choques externos.

muestran un superávit en muchos países de América Latina. Una principal limitación de este trabajo corresponde a que no proporciona estimaciones de elasticidades para el corto plazo, y que el tamaño de la muestra de los países estudiados es pequeño al variar de 10 a 24 observaciones. Por su parte, CEFP-México (2009), estima la elasticidad del Impuesto sobre la Renta (ISR) e IVA respecto al PBI, encontrando que, en el largo plazo, un incremento de 1 por ciento en el ingreso incrementa la recaudación de ISR e IVA en 1.36 por ciento y 1.88 por ciento, respectivamente. Respecto al corto plazo, concluyen que un incremento transitorio del PBI tiene un impacto positivo 1.42 en la recaudación del IVA, y un 2.63 sobre el ISR. Otra estimación para México es realizada por Fonseca y Ventosa (2011) focalizándose en elasticidad del ISR y el IVA, y encuentra que la elasticidad estimada para la categoría de IVA e ISR son 2.03 y 2.16 respectivamente. Para Argentina, Melamud (2010) analiza la prociclicidad de los ingresos tributarios respecto al PBI, encontrando que los ingresos de origen provincial y nacional aumentan en promedio 1.23 y 1.19 % respectivamente, ante un crecimiento de un 1 % del PBI.

Para el caso de Perú se cuenta con solo dos investigaciones, las de Machado y Zuloeta (2012) (en adelante, MZ 2012); y Fricke y Süßmuth (2014) (en adelante, FS 2014). Ambas incluyen al caso peruano como parte de una muestra de 11 y 8 países de América Latina respectivamente, con diferentes enfoques metodológicos en la estimación asimétrica de la elasticidad de corto plazo, impidiendo una comparación entre ambos resultados. MZ 2012 capturan las asimetrías en corto plazo de la elasticidad del ingreso, mediante la incorporación de una variable dummy que toma el valor de 1 cuando el residuo rezagado de la ecuación de largo plazo es negativo y 0 en caso contrario. Así, el parámetro asociado a esta variable dummy es el que captura el potencial ajuste asimétrico hacia el equilibrio de largo plazo de cada impuesto. Cabe mencionar que, como una extensión de esta metodología, MZ 2012 consideran que la elasticidad de corto plazo varíe en “tiempos malos” y “tiempos normales” de la economía (originalmente lo denominan como *Bad Times* y *Normal Times*, respectivamente). Este análisis se realiza mediante la inclusión de una variable dummy multiplicativa que toma el valor de 1 durante “*Bad Times*” y 0 en caso contrario. Los autores definen a “*Bad Times*” como cualquier año en el que el PBI per cápita decrece. Para Perú, el estudio cubre el periodo 1998Q1–2010Q4, y sus resultados muestran que la elasticidad de largo plazo del IR-PJ, IR-PN e IGV es de 2.68, 1.60 y 1.36, respectivamente (todas significativas al 1 %). Sin embargo, las estimaciones de las elasticidades de corto plazo no evidencian significancia estadística para estas tres categorías.

Por su parte, FS 2014 definen la elasticidad de corto plazo como un tipo de elasticidad que captura la volatilidad de los impuestos. Los autores incorporan las reacciones asimétricas permitiendo que las elasticidades a corto plazo varíen según la posición que tienen los ingresos tributarios en relación a su tendencia determinística. Siguiendo la especificación de Shin et al. (2011), aplican una descomposición en sumas parciales en la ecuación de corrección de errores de corto plazo, incorporando variables dummies que indican la posición respectiva de los impuestos en relación a su equilibrio de largo plazo. Estas dummies toman un valor cero cuando los ingresos están por debajo de su nivel de estado estable (largo plazo); y, toma un valor de 1, en otros casos. De este modo la especificación del modelo proporciona dos elasticidades para el corto plazo: la primera correspondiente al caso de que los ingresos tributarios están “*por encima*” de su nivel de equilibrio de largo plazo; y la segunda cuando se sitúa “*por debajo*” del equilibrio de largo plazo. Así, para el horizonte temporal comprendido entre 1998Q1 a 2009Q1, los autores encuentran para el Perú que todas las categorías de ingresos son elásticas (mayor a la unidad) en el largo plazo, con significancia estadística al 1 %. Respecto al corto plazo, encuentran que, *por*

encima del equilibrio de largo plazo, el IR, el IR-PJ e IGV presentan una elasticidad de 3.846, 5.363 y 2.036, respectivamente; mientras que por *debajo* del equilibrio de largo plazo, el IR y el IR-PJ, presentan una elasticidad de -1.989 y -2.238, respectivamente.

El comportamiento asimétrico en corto plazo de las elasticidades para el Perú en la literatura revisada es concebida respecto al equilibrio de largo plazo que, según Boschi y d'Addona (2019), no necesariamente se asocia con las fases del ciclo económico de expansión y recesión. Además, de acuerdo a estos autores, si aún se consideraran las desviaciones asimétricas, por ejemplo, con respecto a la brecha del producto como un indicador del ciclo económico, dicha asociación resulta ser más determinística que estocástica. Mas aún, la captura del comportamiento asimétrico de corto plazo mediante variables dummies que distingan las fases del ciclo económico pueden sufrir inconvenientes al ser limitados en la detección de la intensidad del ciclo económico y solo proporcionan una señal binaria de estar en una fase específica de la economía (auge/recesión). Por lo tanto, la aplicación de la metodología econométrica propuesta por Boschi y d'Addona (2019) en la presente investigación representa una novedosa forma de abordar el estudio de las asimetrías presentes en las elasticidades tributarias de corto plazo para el Perú; siendo de gran utilidad desde el punto de vista operativo al poder ser fácilmente implementable; y por lo tanto, incorporado en los marcos de formulación de la política fiscal, evaluación de la posición fiscal y el pronóstico de ingresos basados en elasticidades.



3. Metodología

3.1. Modelo de Largo Plazo

Para realizar la estimación de las elasticidades de largo plazo de cada categoría impositiva ante cambios en el PBI se utiliza el modelo de regresión DOLS (Stock y Watson, 1993), el cual incorpora adelantos y rezagos de la variable explicativa en primeras diferencias con el fin de corregir problemas de sesgo asintótico en los estimadores, así como los de endogeneidad y correlación serial entre los regresores (debido al uso de series con órdenes superiores de integración).¹⁵ Luego, con la finalidad de obtener errores estándar consistentes se emplea el enfoque de corrección de Newey y West (1987). Este procedimiento fue inicialmente propuesto por Sobel y Holcombe (1996) y es generalmente empleado por la literatura empírica (MZ 2012; FS 2014; Boschi y d'Addona, 2019; entre otros).

Por otro lado, los cambios en los ingresos fiscales no solo quedan determinados por las condiciones económicas cambiantes, sino también por los cambios discrecionales de la política tributaria (por ejemplo, cambios en tasas impositivas, definiciones de la base impositiva, etc.). Con la finalidad de abordar el problema de sesgo de variable omitida, que generan estos cambios discrecionales, seguimos el enfoque de Singer (1968) que sugiere incorporar una variable dummy construida a partir del registro narrativo del trimestre en el que entra en vigor un cambio discrecional de política tributaria.¹⁶

Así, asumiendo que en el largo plazo la elasticidad del ingreso no varía según el estado de la economía, el modelo de regresión de largo plazo estará dado por:

$$\log T_t = \theta + \delta \log Y_t + \sum_{j=-k_1}^{k_2} \phi_j \Delta \log Y_{t+j} + \varphi D_t + \gamma_t \quad (1)$$

donde T_t representa los ingresos tributarios, Y_t representa el producto, $\Delta \log Y_{t+j}$ son adelantos/rezagos sugeridos por el modelo de regresión DOLS, D_t representa una dummy de intervención de política tributaria, y γ_t es el término de error en la regresión. El vector de parámetros estimado es $\hat{\beta} = (\hat{\theta}, \hat{\delta}, \{\hat{\phi}_j\}_{j=-k_1}^{k_2}, \hat{\varphi})'$ y los errores estimados son $\{\hat{\gamma}_t\}_{t=k_1+2}^{T-k_2}$. La cantidad de rezagos y adelantos empleados, k_1 y k_2 respectivamente, son elegidos utilizando el criterio de información bayesiana. El estimador de largo plazo de la elasticidad del ingreso fiscal respecto al producto está dado por $\hat{\delta}$.

3.2. Modelo de Corto Plazo

Las elasticidades de corto plazo se estiman utilizando el modelo de regresión de largo plazo (1); pero, empleando el logaritmo de las variables ingreso tributario y producto bruto interno en primera diferencia. Además, siguiendo la práctica común realizada en la literatura empírica (Sobel y Holcombe, 1996; MZ 2012; Boschi y d'Addona, 2019), se añade como variable explicativa el primer rezago del estimador del término de error de la regresión de largo plazo con el fin de evitar el posible sesgo en las estimaciones generado por variables cointegradas. El modelo resultante es un modelo parcial de corrección de

¹⁵La estimación DOLS (Stock y Watson, 1993) ha demostrado ser superior a las estimaciones de OLS estándar o a los modelos de corrección de errores vectoriales (VECM), especialmente en muestras pequeñas (véase Boschi y d'Addona, 2019).

¹⁶Por otro lado, en la literatura académica, existen otros estudios que abordan la recopilación de información detallada sobre los cambios de la política tributaria con otras metodologías para tratar el efecto de las medidas discrecionales en el cálculo de elasticidades. Ver por ejemplo los estudios de Mourre y Princen (2015), Bettendorf y van Limbergen (2013), Wolswijk (2009), y Zettelmeyer y Vladkova (2008).

errores (MPCE)¹⁷ debido a la ausencia de una ecuación similar para la primera diferencia del logaritmo del producto (ver Johansen, 1992 para más detalles).

Con el objetivo de capturar la posible asociación estocástica de las elasticidades de corto plazo del ingreso fiscal con las fases del ciclo económico (relación no lineal), se sigue la metodología univariada propuesta en d'Addona y Musumeci (2013) y Boschi y d'Addona (2019). Bajo este enfoque, primero se infiere las probabilidades de que la economía se encuentre en expansión o recesión (estados no observables) a partir de las realizaciones de la tasa de crecimiento del producto; y luego, se utilizan como ponderadores para la estimación de los coeficientes del modelo de regresión de corto plazo condicionados al estado de la economía (s_t).

$$\Delta \log T_t = \alpha(s_t) + \beta(s_t)\Delta \log Y_t + \lambda(s_t)\hat{\gamma}_{t-1} + \varphi(s_t)D_t + u_t \quad (2)$$

El procedimiento para la inferencia de la probabilidad de experimentar un régimen será detallado en la siguiente subsección.

La estimación de los parámetros dependientes del régimen se realiza siguiendo el enfoque desarrollado por Lütkepohl (2005) para modelos autoregresivos con coeficientes que varían periódicamente en el tiempo.¹⁸ Para tal fin escribimos el modelo como:

$$y_t = \mathbf{c}_s \mathbf{z}_{t-1} + u_t, \quad s = 1, 2 \quad (3)$$

donde $y_t = \Delta \log T_t$ y $\mathbf{z}_{t-1} = (1, \Delta \log Y_t, \hat{\gamma}_{t-1}, D_t)'$ son vectores de variables endógenas y exógenas respectivamente, $u_t | s_t = s \sim \mathcal{N}(0, \sigma_s^2)$ es un término de error, y $\mathbf{c}^{(s)} = (\alpha_s, \beta_s, \lambda_s, \varphi_s)$ es el vector de parámetros condicionados al estado de la economía. Lütkepohl (2005) prueba que los estimadores por máxima verosimilitud son equivalentes a los que se obtienen mediante una regresión lineal ponderada:

$$\hat{\mathbf{c}}^{(s)} = \left(\sum_{t=2}^T \hat{\xi}_{t|t}^s y_t \mathbf{z}_{t-1}' \right) \left(\sum_{t=2}^T \hat{\xi}_{t|t}^s \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{z}_{t-1}' \right)^{-1}, \quad s = 1, 2 \quad (4)$$

$$\widehat{\sigma}^2{}^{(s)} = \frac{\bar{\xi}^s}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|t}^s (y_t - \hat{\mathbf{c}}^{(s)} \mathbf{z}_{t-1})^2, \quad s = 1, 2 \quad (5)$$

donde $\hat{\xi}_{t|t}^s = \Pr[s_t = s | \psi_t]$ es el ponderador de la regresión definido como la probabilidad inferida de experimentar el régimen s condicionado al conjunto de información disponible hasta el instante t (ψ_t), $\bar{\xi}^s = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|t}^s$ es la probabilidad promedio de experimentar el régimen s ; y, $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2$ son los estimadores de la elasticidad a corto plazo en expansión y recesión, respectivamente.

Finalmente, con el objetivo de comprobar la hipótesis de no linealidad (asimetría) de la elasticidad a corto plazo, se lleva a cabo la estimación de la versión lineal del modelo en la que los coeficientes son invariantes según el régimen.

¹⁷Un argumento empírico a favor de la exogeneidad débil para $\log Y_t$ es enunciado por Sobel y Holcombe (1996) y Fricke y Süßmuth (2014), quienes señalan que los cambios (primeras diferencias) del PBI son débilmente exógenos, en particular para datos trimestrales, ya que los ingresos tributarios entran en vigor sobre el crecimiento del PBI cuando éstos se convierten en gasto público. Además señalan que este último proceso toma tiempo y se vuelve operativo después de que el parlamento apruebe y posiblemente también modifique (vía proyecto de ley) un nuevo presupuesto. Bajo esta justificación, y siguiendo el enfoque de Boschi y d'Addona (2019), no se reporta una prueba de exogeneidad para $\log Y_t$ (detalles en profundidad sobre este punto, son encontrados en la Sección 3 de Fricke y Süßmuth, 2014). Para detalles sobre el MPCE y la prueba de exogeneidad véase Geweke et al. (1983) y Johansen (1992).

¹⁸El Anexo A describe detalladamente el Modelo de Estimación con Coeficientes Variantes en el Tiempo.

3.2.1. Inferencia de los Regímenes

La inferencia de los estados de la economía (régimen) se realiza considerando el modelo de fluctuaciones del producto desarrollado por Hamilton (1989). Sea s_t una variable aleatoria discreta no observable que describe el estado latente de la economía. Cuando $s_t = 1$, la economía se encuentra en expansión, y cuando $s_t = 2$, la economía se encuentra en recesión. Hamilton (1989) asume que la transición entre los estados es gobernada por un proceso de Markov de primer orden y que la dinámica de la tasa de crecimiento del producto sigue un proceso AR(4) en desviaciones respecto de la media.¹⁹

La dinámica no lineal o asimetría en las fluctuaciones del producto es capturada haciendo que la media sea función del régimen.

Considerando la notación empleada en Kim y Nelson (1999) y permitiendo que la varianza esté también en función del régimen, el modelo para la inferencia de la probabilidad del estado de la economía es como sigue:

$$\begin{aligned} (z_t - \mu(s_t)) &= \phi_1(z_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \phi_2(z_{t-2} - \mu(s_{t-2})) \\ &\quad + \phi_3(z_{t-3} - \mu(s_{t-3})) + \phi_4(z_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + \epsilon_t \\ \epsilon_t | s_t &\sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma^2(s_t)) \\ \mu(s_t) &= \mu_1 s_t + \mu_2 (1 - s_t) \\ \sigma^2(s_t) &= \sigma_1^2 s_t + \sigma_2^2 (1 - s_t) \\ s_t &\in \{1, 2\} \\ \Pr [s_t = 1 | s_{t-1} = 1] &= p_{11}, \Pr [s_t = 2 | s_{t-1} = 2] = p_{22} \end{aligned}$$

donde z_t es la tasa de crecimiento trimestral anualizada del PBI real desestacionalizado²⁰: $z_t = (1 + \Delta \%Y_t)^4 - 1$, y $\theta = (\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, p_{11}, p_{22})'$ es el vector de parámetros poblacional del modelo. La función de log verosimilitud del modelo está dada por:

$$\mathcal{L}(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(z_t | \psi_{t-1}, s_t, s_{t-1}, s_{t-2}, s_{t-3}, s_{t-4}; \theta) \quad (6)$$

y es construida mediante el uso del algoritmo recursivo (filtro) propuesto por Hamilton (1989). El estimador $\hat{\theta}$ es obtenido vía la maximización numérica de (6) con respecto a θ y luego empleado para estimar la probabilidad inferida de experimentar un régimen s condicionado al conjunto de información disponible hasta el instante t , $\hat{\xi}_{t|t}^s = \Pr [s_t = s | \psi_t; \hat{\theta}]$, necesaria para llevar a cabo la estimación del modelo de corto plazo, ecuaciones (4) y (5).

¹⁹Hamilton (1989) emplea un modelo de cambio de régimen markoviano autoregresivo centrado respecto a la media con una elección arbitraria de 4 rezagos para analizar la tasa de crecimiento del PBI de EEUU. Esta elección ha sido empleada en este documento, siendo recomendable para una futura extensión, que la cantidad de rezagos adecuada sea obtenida empleado criterios de información. Véase para Perú, el estudio de Rodríguez (2010); y respecto a evidencia internacional, los trabajos de Goodwin (1993); Bodman y Crosby (2000); Huber y Fischer (2018); y Carstensen et al. (2020).

²⁰Véase Winkelried (2013); Castillo y Florián (2019); y Castillo y Florián (2021).

4. Resultados Empíricos

4.1. Datos

Para la estimación de elasticidades y boyanza se emplean series en frecuencia trimestral del PBI, IGV total, IR, y las respectivas subcategorías IGV-INT, IGV-M, IR-PN e IR-PJ.²¹ Estos datos fueron obtenidos de las Series Estadísticas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRPData) para el periodo comprendido de 1995Q1 a 2019Q4. Respecto, a la variable dummy de intervención de política tributaria, esta ha sido construida para cada categoría de impuesto siguiendo el enfoque de Boschi y d’Addona (2019)²²; esto es, mediante un registro narrativo de los cambios discrecionales de política tributaria. Esta variable toma el valor de 1 en los trimestres en la que entra en vigor un cambio de política tributaria y 0 en caso contrario. La fuente de datos sobre los cambios tributarios provienen del compendio de tasas impositivas publicado por la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT).²³ Para el cálculo de boyanza, se parte de los mismos datos del cálculo de elasticidades sin realizar el ajuste por cambios tributarios; es decir, excluyendo en el modelo de largo y corto plazo, la incorporación de variables dummies de reforma tributaria. Todas las variables han sido expresadas en términos reales (precios constantes del año 2007) y desestacionalizadas mediante el método Census X-13.²⁴ La Figura 1 muestra la evolución de las series en estudio en logaritmos (Base 2007) para el periodo 1995Q1-2019Q4.

4.2. Resultados

La Tabla 1 presenta los resultados de la estimación de los regímenes bajo dos modelos para la tasa de crecimiento del producto. El modelo 1 sigue la especificación de Boschi y d’Addona (2019),²⁵ mientras que el modelo 2 incorpora una corrección por autocorrelación sugerida por Hamilton (1989) detallada en la Sección 3.2.1 como parte de la metodología propuesta. Este modelo 2 seleccionado presenta un mejor ajuste a los datos, obteniéndose específicamente un R-Cuadrado mayor de 0.564, en comparación al obtenido de 0.339 en el modelo 1; y con un mayor valor de *log likelihood* (-284.448). Así, a partir de lo expuesto, para el periodo de estudio 1995Q1-2019Q4 los resultados muestran que en el Régimen 1 (expansión) se experimenta una tasa de crecimiento de 6.426 % con una desviación estándar de 1.674 %. Mientras que en el Régimen 2 (recesión)²⁶ se experimenta

²¹El IR tiene un comportamiento estacional peculiar al ser un pago que en el Perú se regulariza entre los meses de marzo-abril (según calendario especial), el cual puede no haber sido removido en su totalidad con el método estándar empleado. La literatura revisada se limita exclusivamente a aislar el efecto de políticas tributarias discrecionales dada la ausencia de una metodología estándar común con datos trimestrales. Una posible extensión del estudio, podría considerar el documento de Tello (2002) con data en frecuencia mensual, que para fines de proyección, en la modelación empírica del IR, incorpora una variable *dummy* mensual para capturar tal comportamiento.

²²Esta metodología es propuesta originalmente por Singer (1968).

²³Las principales tasas impositivas están disponibles públicamente en el siguiente sitio web de la SUNAT: <http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/>

²⁴Para mayor detalle remitirse a [U. S. Census Bureau’s seasonal adjustment program](#).

²⁵Específicamente, Boschi y d’Addona (2019) modelan la tasa de crecimiento del PBI siguiendo un proceso de cambio de régimen markoviano en la media (μ): $\Delta \log Y_t = \mu(s_t) + \varepsilon_t$; donde μ es la media del proceso condicionado al estado no observable de la economía s_t , y ε_t es un choque gaussiano aleatorio con desviación estándar σ (la notación descrita es la oficialmente utilizada por estos autores).

²⁶Según Boschi y d’Addona (2019), los regímenes de recesión se calculan como probabilidades de tener un cierto nivel de crecimiento del PBI, que puede ser negativo o positivo (aunque bajo).

una tasa de -5.364% , con una desviación estándar de 2.00% . Además, se observa que la probabilidad de permanecer en el régimen, una vez en él, es de 0.949 y 0.651 para el Régimen 1 y 2, respectivamente. Por otra parte, en el primer panel de la Figura 2 se aprecia la tasa de crecimiento trimestral anualizada del PBI real desestacionalizado para el horizonte de estudio; mientras que en el segundo panel, se observa con línea continua la probabilidad filtrada de que la economía esté experimentando un régimen de expansión, $\hat{\xi}_{t|t}^1$ ($\Pr[s_t=1]$).

Los resultados empíricos de la estimación de elasticidades se presentan en los paneles A, B y C de la Tabla 2. En el panel A se presentan los estimados de esta investigación; mientras que en los paneles B y C se muestran los obtenidos por MZ 2012 y FS 2014, respectivamente. La primera columna presenta la categoría de ingreso tributario; la segunda, muestra la estimación para el largo plazo; de la tercera a la quinta, se reportan las elasticidades de corto plazo; y finalmente, la sexta columna presenta una prueba *Likelihood Ratio* (LR) de presencia de asimetría en las elasticidades. En el panel A se observa que en el largo plazo ($\hat{\delta}$), la categoría de ingreso que presenta la más elevada elasticidad es el IR-PJ (1.704) seguida por el IR (1.658), el IR-PN (1.629), el IGV-INT (1.329), el IGV total (1.302) e IGV-M (1.294). Todas estas elasticidades estimadas son mayores a la unidad, evidenciando que en el largo plazo los ingresos crecen más que proporcionalmente ante un aumento de uno por ciento en el producto. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por MZ 2012 y FS 2014.

La tercera columna del Panel A de la Tabla 2 muestra la estimación de la elasticidad de corto plazo lineal; la cuarta, la estimación condicionada por el Régimen 1; y la quinta, la estimación condicionada por Régimen 2. Todos los resultados son significativos excepto para la categoría IR-PN,²⁷ estando este último resultado en línea con MZ 2012 y FS 2014. Al respecto, Boschi y d'Addona (2019) señalan que el coeficiente de elasticidad a corto plazo mide el cambio porcentual del ingreso tributario asociado a un cambio positivo en el PBI, ya sea en recesión o en auge. Entonces, si el coeficiente de elasticidad es positivo, se tiene que los ingresos aumentan cuando aumenta el PBI; y si la elasticidad es negativa, los ingresos disminuyen a medida que aumenta el PBI.

Se observa en el primer caso de corto plazo sobre el modelo lineal ($\hat{\beta}$), que la categoría más elástica corresponde al IR-PJ con un valor de 2.871 , seguida por el IR (2.054), la subcategoría de IGV-M (1.716), el IGV total (1.479) y finalmente el IGV-INT (1.450). Respecto al segundo caso, el modelo no lineal, encontramos que cuando la economía experimenta un régimen de expansión ($\hat{\beta}_1$), la categoría de ingreso más elástica corresponde al IR-PJ con un valor de 2.477 (en línea con FS 2014). Siguen en este ranking el IGV-M, IR, IGV total e IGV-INT, con los valores de 1.971 , 1.527 , 1.391 y 1.283 , respectivamente. Por otra parte, bajo un régimen de recesión ($\hat{\beta}_2$), el ingreso más elástico (en valor absoluto) corresponde también al IR-PJ (-5.221), consistente con el hallazgo de FS 2014; mientras que para el IR, el IGV-INT e IGV total se observan los valores de elasticidad de -2.096 , 1.518 y 0.774 respectivamente. En este segundo caso no lineal, de manera similar a FS2014, se reporta un valor negativo de la elasticidad para el IR e IR-PJ. Al respecto, según la interpretación señalada por Boschi y d'Addona (2019), en el régimen de recesión un aumento del 1% en el PBI se asocia con una disminución, por ejemplo, de -5.221 puntos

²⁷Al respecto, Awasthi (2017) señala que la elasticidad del IR-PN depende del crecimiento y la distribución de la renta. Así, indica que si las tasas salariales o el ingreso per cápita están aumentando, entonces el IR-PN es elástico a medida que más personas se vuelven imposables y ascienden a tramos impositivos más altos. Por lo que si el alto crecimiento de la población conduce a un gran número de trabajadores poco calificados y con salarios bajos, el IR-PN aumentará poco y no será elástico. En este sentido, el autor enfatiza que IR-PN no será tan elástico si existen restricciones para el aumento de los salarios.

porcentuales en el IR-PJ; y con ello, se evidencia que es el ingreso que presenta mayor caída en recesión, en comparación a las otras categorías en estudio.

La mayor variabilidad que presenta el IR-PJ para el caso peruano es un rasgo distintivo encontrado también en diversos estudios empíricos realizados para EEUU (Garrett, 2009)²⁸, países de la Unión Europea (Price et al., 2014; Mourre y Princen, 2019);²⁹ así como para países miembros de la OCDE y Letonia (Price et al., 2015, y Deli et al., 2018).³⁰ Respecto al corto plazo, Mourre y Princen (2019) señalan que la fuerte dependencia de la elasticidad del IR-PJ con el ciclo económico es coherente con el hecho de que los impuestos sobre la renta de las empresas están muy influenciados por la posibilidad legal de que las empresas trasladen sus pérdidas a años posteriores (“arrastre de pérdidas” o *loss carry forward*)³¹, en especial durante los “valles” del ciclo económico (contracciones), trayendo en consecuencia una posible reducción de estos ingresos en periodos de malas condiciones económicas, incluso después de que una recesión haya alcanzado su punto más bajo. Estos autores señalan además que en un período de recesión, la proporción de empresas que presentan pérdidas contables (es decir, beneficios negativos) es mucho mayor, por lo que estas pérdidas no son gravadas, y representan una caída de la recaudación en esta categoría.

Otra razón por la que la elasticidad del IR-PJ es muy variable es explicada por Awasthi (2017), quien señala que la elasticidad de este ingreso depende de si los sectores en crecimiento de la economía han sido gravados o se han concedido exenciones, incentivos fiscales o incluso provisiones como “arrastre de pérdidas”. En el Perú, la base legal de este sistema de arrastre de pérdidas se encuentra en el artículo 50 del Texto Único Ordenado de la Ley del Impuesto a la Renta (TUO-LIR) publicado en el año 2004 por Decreto Supremo N° 179-2004-EF. En particular, además se ha promulgado una regla especial en relación a este sistema; que consiste que, el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) a través del Decreto Legislativo N° 1481³² estableció ampliar, de manera excepcional, el plazo de arrastre de pérdidas bajo uno de sus sistemas de compensación previsto en el TUO-LIR como respuesta a la crisis económica provocada por el COVID-19.³³

Prosiguiendo con los estimados de la Tabla 2, la sexta columna del Panel A presenta la prueba LR de asimetría en las elasticidades, cuya hipótesis nula es a favor del modelo lineal. Los resultados evidencian que en todas las categorías de ingresos tributarios, la no linealidad siempre es estadísticamente significativa, como lo demuestran los [*p-value*] de los estadísticos de prueba LR. Por lo tanto, se encuentra evidencia de comportamiento asimétrico en los ingresos tributarios en estudio. Este resultado es consistente con la literatura de asimetrías de elasticidades en el corto plazo (véase, entre otros, los estudios de Bruce et al., 2006; Wolswijk, 2009; Jooste y Naraidoo, 2011; Bettendorf y van Limbergen, 2013; FS 2014; Boschi y d’Addona, 2019).

²⁸Garrett (2009) utilizando datos para EEUU encuentra que el IR-PJ presenta la mayor variabilidad a corto plazo (más elástico) en el periodo de 1977-2000.

²⁹En este estudio para 28 países miembros de la Unión Europea, Price et al. (2014) estiman elasticidades de ingresos tributarios para el periodo 1990-2013. Por su parte, Mourre y Princen (2019) basándose en un panel de países de la Unión Europea para el período 2001-2013, estiman las elasticidades de los ingresos a corto y largo plazo para los impuestos al consumo, contribuciones sociales, IR-PN e IR-PJ.

³⁰Para el periodo de 1990-2013, Price et al. (2015) estiman elasticidades de ingresos para 34 miembros de la OCDE y Letonia. Mientras que, Deli et al. (2018) para un estudio de 25 países miembros de la OCDE, demuestran que en el largo y corto plazo, el IR-PJ es el ingreso más elástico en el periodo 1965-2015.

³¹Ver también Wolswijk (2009) para una mayor discusión sobre el efecto de *loss carry forward*.

³²Para un completo detalle remitirse a: Normas Legales-Decreto Legislativo N° 1481 que extiende el plazo de arrastre de pérdidas bajo el sistema a) de compensación de pérdidas. Diario Oficial El Peruano.

³³Véase Florián y Morales (2021) para los efectos en la demanda y oferta agregada ante el choque COVID-19 en el Perú; y las políticas que se aplicaron para aliviar este choque desde el ámbito gubernamental.

Existen fundamentos teóricos para considerar una elasticidad tributaria variable en el tiempo. Un primer análisis corresponde a que los agentes económicos (hogares, las empresas u otros) pueden cambiar su comportamiento dependiendo de las diferentes fases del ciclo. Por ejemplo, los hogares podrían reducir proporcionalmente el consumo de bienes de necesidades básicas durante las recesiones, mientras gastan proporcionalmente más (menos) en otros bienes durante las expansiones (contracciones). En estas circunstancias, los ingresos por IGV o IVA³⁴, por ejemplo, reaccionan de manera menos pronunciada a los cambios en el PBI durante las fases de recesión que en expansión (véase FS 2014).

Otra fuente de asimetría es la desigualdad de ingresos, dado que a medida que la economía se desacelera, el extremo inferior de la distribución del ingreso soporta la mayor parte de los despidos o rotaciones en el mercado laboral, mientras que la mayoría de los ingresos por impuestos a la renta provienen del extremo superior de la distribución, cuyos patrones de ingresos y gastos se mantienen relativamente estables durante el ciclo económico (véase Boschi y d’Addona, 2019). En esta línea, también se espera que el cumplimiento tributario cambie a lo largo del ciclo económico ya que los contribuyentes que enfrentan recesiones tienden a percibir un menor riesgo de sanciones debido a la evasión fiscal en comparación con mayores ganancias potenciales al evitar la quiebra o insolvencia. Además, las recesiones pueden impulsar la actividad económica del sector formal al informal. Esto último es consistente con la evidencia empírica de que la eficiencia de la recaudación de impuestos parece ser menor en contracciones económicas (véase el estudio de Sancak et al., 2010).

De forma ilustrativa, la Figura 3 presenta los valores estimados de las elasticidades de largo y corto plazo para cada ingreso tributario en estudio. Los paneles A–F muestran con línea de color gris, la elasticidad de corto plazo variante en el tiempo dentro del periodo de estudio, denotada como β_{vt} ; y con líneas de color morado, azul, verde y rojo, los valores de las elasticidades para el largo plazo, corto plazo lineal, corto plazo no lineal (expansión) y corto plazo no lineal (recesión), respectivamente.

La Tabla 3 presenta los resultados de boyanza a partir de la aplicación de la metodología propuesta, que es similar al caso de las elasticidades, pero enfatizando el aislamiento de las variables dummies de reforma tributaria en las tres especificaciones de modelos (largo plazo, corto plazo lineal y no lineal). Los resultados demuestran que en todas las categorías impositivas, la no linealidad siempre es estadísticamente significativa (columna 6), demostrando la existencia de asimetrías en corto plazo.

Los resultados obtenidos muestran un impacto “marginal” o de baja magnitud por parte de las reformas tributarias³⁵ sobre la dinámica de corto y largo plazo de los ingresos en estudio.³⁶ En general, se observa que para cada ingreso por impuesto, los valores de las boyanzas (Tabla 3) siguen muy de cerca a las elasticidades (Tabla 2) con diferencias

³⁴Según, Awasthi (2017) la elasticidad de este ingreso tributario depende principalmente de si existe un impuesto específico o *ad valorem*. Así, indica que, medida que los precios aumentan con la inflación, el impuesto específico se mantendrá constante, lo que resultará en una disminución en la relación entre los ingresos fiscales y el PBI. Y respecto, al caso del impuesto *ad valorem*, señala que los ingresos fiscales aumentan en la misma proporción que los precios.

³⁵Al respecto, existen estudios aplicados a países de la Unión Europea, como el realizado por Agnello y Cimadomo (2009), que aborda el tema sobre la estimación de los efectos dinámicos que tienen las reformas y cambios tributarios sobre los ingresos por impuestos, y sobre cómo las políticas tributarias discretionales han reaccionado a las fluctuaciones económicas.

³⁶En este contexto, el presente estudio enfatiza que un sistema tributario elástico es deseable en una economía en desarrollo, como el Perú, porque significa que los ingresos por impuestos crecerán en mayor proporción y de manera automática al aumentar el PBI, y sin los requerimientos de implementar constantes reformas tributarias asociadas a aumentos sensibles en las tasas impositivas o imposición de nuevos impuestos (Capistrán, 1999; Creedy y Gemmell, 2003 y Akitoby, 2018).

a partir de la primera y segunda cifra decimal. Recordemos que la elasticidad incorpora exclusivamente el efecto del PBI sobre la evolución de los ingresos tributarios, mientras que boyanza incorpora tanto el efecto del PBI como el de las reformas; esto es, el concepto de elasticidad es una construcción teórica, ya que trata de recrear que hubiese ocurrido en ausencia de reformas tributarias (Cardoza, 2017).

Finalmente, se encuentra evidencia que el IR-PJ es la categoría con mayor valor de boyanza (en valor absoluto) en corto y largo plazo. Este hallazgo es consistente con lo obtenido por Dudine y Jalles (2018), que en un estudio para 107 países, encuentran evidencia que para la categoría de países desarrollados, el IR-PJ es el ingreso de mayor boyanza en largo y corto plazo en el periodo 1980–2014. Además, se encuentra en línea con Deli et al. (2018), que para una muestra de 25 países miembros OCDE, encuentran que el IR-PJ es la categoría con mayor valor de boyanza en largo y corto plazo para el periodo 1965–2015.



5. Conclusiones

En este documento se realiza una estimación empírica de la elasticidad y boyanza de los ingresos tributarios respecto al producto para la economía peruana condicionado por el estado del ciclo económico (auge/recesión) para el largo y corto plazo. Se consideraron los principales componentes de la recaudación tributaria en el Perú: IGV total, IR y las subcategorías de IGV-INT, IGV-M, IR-PN e IR-PJ.

Los principales resultados obtenidos son consistentes con la literatura empírica y se enumeran a continuación. Primero, los modelos rechazan fuertemente la hipótesis de linealidad, evidenciando la existencia de asimetrías y no linealidades en la dinámica de la elasticidad de corto plazo. Segundo, a excepción del IR-PN y del IGV-M, todas las categorías de impuestos son elásticos (mayores a la unidad) en largo plazo, corto plazo lineal y no lineal. Tercero, se encuentra que para el periodo 1995Q1-2019Q4, el IR-PJ es el ingreso tributario más elástico y de mayor valor de boyanza (en valor absoluto) respecto al producto en la dinámica tanto de largo como de corto plazo. Específicamente, se obtiene que la elasticidad del IR-PJ respecto al producto es 1.70 para largo plazo y 2.87 para el caso lineal de corto plazo; y, respecto a la especificación no lineal, las estimaciones muestran que en expansión un incremento de 1 % del PBI aumenta el IR-PJ en 2.48 por ciento; mientras que en recesión, reduce los niveles del IR-PJ en 5.22 puntos porcentuales, evidenciando ser la categoría impositiva que presenta el mayor crecimiento y el mayor descenso en fase de expansión y recesión, respectivamente.

La mayor sensibilidad que presenta el IR-PJ para el caso peruano es un rasgo distintivo encontrado también en estudios empíricos realizados para EEUU, Unión Europea y países miembros de la OCDE. En particular, se enfatiza que la fuerte dependencia del IR-PJ con el ciclo económico (asimetría de corto plazo) es coherente con el hecho de que los impuestos sobre la renta de las empresas están muy influenciados por la posibilidad legal de que trasladen sus pérdidas a años posteriores (arrastre de pérdidas), en especial durante los “valles” del ciclo económico (contracciones). Asimismo, una comparación entre las estimaciones obtenidas de boyanza y elasticidad, evidencia un impacto de baja magnitud por parte de las reformas tributarias sobre la dinámica de corto y largo plazo de los ingresos por impuestos empleados en este estudio.

Se espera que los resultados obtenidos contribuyan al debate académico respecto a la evolución de la recaudación fiscal y la influencia del ciclo económico; y, desde una perspectiva de políticas públicas, proporcione una herramienta útil para el fortalecimiento del marco para la gestión de las finanzas públicas que permita otorgar una guía a las políticas orientadas a la elevación de los niveles de recaudación y mejora del gasto público.

Una posible extensión a este documento consistiría en la aplicación de la metodología econométrica empleada a otros países de la región que requieran la estimación de indicadores de medidas fiscales (por ejemplo, multiplicadores fiscales del gasto corriente, gasto de capital e ingresos tributarios) condicionados al estado del ciclo económico.

Referencias

- Agnello, L. y Cimadomo, J. (2009). Discretionary fiscal policies over the cycle: New evidence based on the escb disaggregated approach. *International Journal of Central Banking*.
- Akitoby, B. (2018). Raising revenue. *Finance and Development: International Monetary Fund*, 55 No. 1, 18–21.
- Arrieta, J., Florián, D., López, K., y Morales, V. (2022). Policies for transactional de-dollarization: A laboratory study. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 200, 31–54.
- Ataurima, M. y Rodríguez, G. (2020). Empirical modeling of high-income and emerging stock and Forex market return volatility using Markov-switching GARCH models. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52 No. C.
- Awasthi, R. (2017). Forecasting tax revenues: an overview. Webinar for parliamentary budget offices, Global Tax Team, Europe and Central Asia Lead, World Bank Group.
- Bazán, W. (2011). No-linealidades y asimetrías en el crédito peruano. Working Papers 2011-015, Banco Central de Reserva del Perú.
- Bettendorf, L. y van Limbergen, D. (2013). The stability of tax elasticities in The Netherlands. CPB Discussion Paper 256, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Birhanu, B. (2018). Estimating tax buoyancy and stability in ethiopia. *International Journal of Economics & Management Sciences*.
- Bodman, P. M. y Crosby, M. (2000). Phases of the Canadian business cycle. *Canadian Journal of Economics*, 33 No. 3, 618–633.
- Boschi, M. y d'Addona, S. (2019). The stability of tax elasticities over the business cycle in european countries. *Fiscal Studies*, 40 No. 2, 175–210.
- Bruce, D., Fox, W. F., y Tuttle, M. (2006). Tax Base Elasticities: A Multi-State Analysis of Long-Run and Short-Run Dynamics. *Southern Economic Journal*, 73 No. 2, 315–341.
- Capistrán, C. (1999). Elasticidad ingreso del isr: una aplicación de la metodología general a particular en econometría. *Gaceta de Economía*.
- Cárdenas, Ó., Ventosa-Santaularia, D., y Gómez-Zaldívar, M. (2008). Elasticidad ingreso de los impuestos federales en méxico. efectos en la recaudación federal participable. *El Trimestre Económico*, LXXV (2) No. 298, 519–531.
- Cardoza, M. (2017). Boyanza y Elasticidad de los Ingresos Tributarios en América Latina y el Caribe. *Documentos de Trabajo. Centro Interamericano de Administraciones Tributarias - CIAT*.
- Carrasco, A. y Florián, D. (2021). External Shocks and FX Intervention Policy in Emerging Economies. IDB Publications (Working Papers) 11537, Inter-American Development Bank (IDB).

- Carstensen, K., Heinrich, M., Reif, M., y Wolters, M. H. (2020). Predicting ordinary and severe recessions with a three-state Markov-switching dynamic factor model. *International Journal of Forecasting*, 36 No. 3, 829–850.
- Castillo, L. y Florián, D. (2019). Measuring the output gap, potential output growth and natural interest rate from a semi-structural dynamic model for Peru. Working Papers 2019-012, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, L. y Florián, D. (2021). Measuring the output gap, potential output growth, and natural interest rate from a semi-structural dynamic model for Peru. En *The Natural Interest Rate in Emerging Economies*, páginas 195 – 247. Center for Latin American Monetary Studies, CEMLA.
- Castillo, P., Humala, A., y Tuesta, V. (2012). Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru. *Journal of Applied Economics*, 15 No. 1, 71 – 87.
- CEFP-México (2009). La elasticidad del ISR e IVA respecto al Producto Interno Bruto. *Centro de Estudios de las Finanzas Públicas (CEFP-Mexico)*.
- Céspedes, N., Lengua-Lafosse, P., Rojas, C., y Rodríguez, J. (2016). Política fiscal de Perú: ajustes metodológicos del cálculo del resultado económico estructural. *Revista Moneda - BCRP*, No. 167, 32–36.
- Choudhry, N. (1979). Measuring the elasticity of tax revenue: A divisia index approach.
- Creedy, J. y Gemmell, N. (2003). The Revenue Responsiveness of Income and Consumption Taxes in the UK. *Manchester School*, 71, 641–658.
- d'Addona, S. y Musumeci, I. (2013). The british opt-out from the european monetary union: empirical evidence from monetary policy rules. *Applied Financial Economics*, 23 No. 23, 1783–1795.
- Deli, Y., Rodríguez, A. G., Kostarakos, I., y Varthalitis, P. (2018). Dynamic tax revenue buoyancy estimates for a panel of OECD countries. ESRI Working Paper 592. The Economic and Social Research Institute (ESRI), Dublin.
- Dudine, P. y Jalles, J. T. (2018). How Buoyant Is the Tax System? New Evidence from a Large Heterogeneous Panel. *Journal of International Development*, 30 No. 6, 961–991.
- Dye, R. y McGuire, T. (1991). Growth and variability of state individual income and general sales taxes. *National Tax Journal*, 44 No. 1, 55–66. National Tax Association.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 No. 2, 251–76.
- Florián, D., Ferreyros, G., y Ledesma, A. (2021). Estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio. *Revista Moneda*, No. 187, 22–27.
- Florián, D. y Morales, V. (2021). Calibrando el impacto de la política monetaria no convencional del BCRP ante la pandemia del COVID-19. *Revista Moneda*, No. 185, 6–11.
- Fonseca, F. y Ventosa, D. (2011). Revenue Elasticity of the Main Federal Taxes in Mexico. *Latin American Journal of Economics*, 48, 89 – 111.

- Fox, W. F. y Campbell, C. (1984). Stability of the state sales tax income elasticity. *National Tax Journal*, 37 No. 2, 201–212. National Tax Association.
- Fricke, H. y Süßmuth, B. (2014). Growth and Volatility of Tax Revenues in Latin America. *World Development*, 54, 114 – 138.
- Garrett, T. (2009). Evaluating state tax revenue variability: a portfolio approach. *Applied Economics Letters*, 16 No. 3, 243–246.
- Geweke, J., Meese, R., y Dent, W. (1983). Comparing alternative tests of causality in temporal systems : Analytic results and experimental evidence. *Journal of Econometrics*, 21 No. 2, 161–194.
- Goodwin, T. (1993). Business-cycle analysis with a markov-switching model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11 No. 3, 331–39.
- Groves, H. M. y Kahn, C. H. (1952). The stability of state and local tax yields. *The American Economic Review*, 42 No. 1, 87–102. American Economic Association.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57 No. 2, 357–384.
- Hansen, A. (1951). *Business Cycles and National Income* . Norton New York.
- Haughton, J. (1998). Estimating tax buoyancy, elasticity and stability.
- Huber, F. y Fischer, M. (2018). A markov switching factor-augmented var model for analyzing us business cycles and monetary policy. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 80.
- Humala, A. (2006). Depreciation expectations and interest rate differentials: Are there regime switches? The Peruvian case. Working Papers 2006-002, Banco Central de Reserva del Perú.
- Jenkins, G., KUO, C.-Y., y SHUKLA, G. (2000). Tax Analysis and Revenue Forecasting. Development Discussion Papers 2000-05, JDI Executive Programs.
- Jiménez, J. P. y Tromben, V. (2006). Fiscal policy and the commodities boom: the impact of higher prices for non-renewables in latin america and the caribbean. *Revista CEPAL*.
- Johansen, S. (1992). Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, 14 No. 3, 313–334.
- Jooste, C. y Naraidoo, R. (2011). Nonlinear Tax Elasticities And Their Implications For The Structural Budget Balance. *The Journal of Applied Business Research*, páginas 113–125.
- Kim, C. y Nelson, C. (1999). *State-space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling Approaches with Applications*. MIT Press.
- Lahura, E. y Castillo, G. (2016). Measuring the effect of tax changes on economic activity in Peru. Working Papers 2016-010, Banco Central de Reserva del Perú.

- Lahura, E. y Castillo, G. (2018). El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo. *Revista Estudios Económicos*, No. 36, 31–53.
- Ledesma, A. (2013). Crecimiento de los socios comerciales y Términos de intercambio: Efectos sobre la actividad económica. *Revista Moneda*, No. 156, 30–32.
- Legler, J. B. y Shapiro, P. (1968). The responsiveness of state tax revenue to economic growth. *National Tax Journal*, 21 No. 1, 46–56. National Tax Association.
- Leuthold, J. H. y N'Guessan, T. (1986). Tax buoyancy vs elasticity in developing economy. *BEER faculty working paper; no. 1272*. Urbana, Ill.: Bureau of Economic and Business Research. College of Commerce.
- Lütkepohl, H. (1992). Chapter 11 - Testing for Time Varying Parameters in Vector Autoregressive Models. En Griffiths, W., Lütkepohl, H., y Bock, M., Editores, *Readings in Econometric Theory and Practice*, volume 209 of *Contributions to Economic Analysis*, páginas 243 – 264. Elsevier.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Berlin Heidelberg.
- Machado, R. y Zuloeta, J. (2012). The Impact of the Business Cycle on Elasticities of Tax Revenue in Latin America. IDB Publications (Working Papers) 4064, Inter-American Development Bank.
- Mallqui, W. (1990). Recaudación de los Tributos en el Perú. *Revista de Administración Tributaria CIAT/AEAT/IEF*, No. 7.
- Manjón, A. (2018). Elasticidades tributarias dinámicas: evidencias a corto plazo y largo plazo en Bolivia (1990-2018). *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, No. 31, 100–134.
- Mansfield, C. (1972). Elasticity and Buoyancy of a Tax System: A Method Applied to Paraguay. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 19 No. 2, 425–446. Palgrave Macmillan Journals.
- Martínez, J. y Rodríguez, G. (2021). Macroeconomic effects of loan supply shocks: Empirical evidence for peru. *Latin American Economic Review*, páginas 1–24.
- MEF (2019). Análisis del Rendimiento de los Tributos 2018. Ministerio de Economía y Finanzas del Perú.
- MEF (2022). Marco Macroeconómico Multianual 2023-2026. Ministerio de Economía y Finanzas del Perú.
- Melamud, A. (2010). Reglas fiscales en Argentina: el caso de la ley de responsabilidad fiscal y los programas de asistencia financiera.
- Mourre, G. y Princen, S. (2015). Tax Revenue Elasticities Corrected for Policy Changes in the EU. *European Economy - Discussion Papers 2015 - 018*, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.

- Mourre, G. y Princen, S. (2019). The Dynamics of Tax Elasticities in the Whole European Union. *CEifo Economic Studies*, 65 No. 2, 204–235.
- Newey, W. y West, K. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55 No. 3, 703–08.
- Omondi, V., Wawire, N., Manyasa, E., y Thuku, G. (2014). Effects of Tax Reforms on Buoyancy and Elasticity of the Tax System in Kenya: 1963-2010. *International Journal of Economics and Finance*, 6.
- Pechman, J. (1954). Yield of the individual income tax during a recession. *National Tax Journal*, 7 No. 1, 1–16. National Tax Association.
- Pérez-Forero, F. y Serván, S. (2016). The dynamic response of the Current Account to Commodity Prices shocks in Mining and Non-mining exporting economies. Working Papers 2016-012, Banco Central de Reserva del Perú.
- Poghosyan, T. (2011). Assessing the Variability of Tax Elasticities in Lithuania. IMF Working Papers 11/270, International Monetary Fund.
- Price, R., Dang, T.-T., y Botev, J. (2015). Adjusting fiscal balances for the business cycle: New tax and expenditure elasticity estimates for oecd countries. OECD Economics Department Working Papers 1275, OECD Publishing.
- Price, R., Dang, T.-T., y Guillemette, Y. (2014). New Tax and Expenditure Elasticity Estimates for EU Budget Surveillance. OECD Economics Department Working Papers 1174, OECD Publishing.
- Princen, S., Mourre, G., Paternoster, D., y Isbasoiu, G.-M. (2013). Discretionary Tax measures: Pattern and impact on Tax elasticities. European Economy - Economic Papers 2008 - 2015 499, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- Rodríguez, G. (2010). Application of Three Non-Linear Econometric Approaches to Identify Business Cycles in Peru. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2010 No. 2, 1–25.
- Sancak, C., Xing, J., y Velloso, R. (2010). Tax revenue response to the business cycle. IMF Working Papers 10/71, International Monetary Fund.
- Sarwar, S. y Ashraf, M. (2016). Institutional Determinants of Tax Buoyancy in Developing Nations. *Journal of Emerging Economies and Islamic Research*, 4, 62.
- Shin, Y., Yu, B., y Greenwood-Nimmo, M. (2011). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Mimeo, Leeds University.
- Singer, N. (1968). The Use of Dummy Variables in Estimating the Income-Elasticity of State Income-Tax Revenues. *National Tax Journal*, 21 No. 2, 200–204. National Tax Association.
- Sobel, R. y Holcombe, R. (1996). Measuring the Growth and Variability of Tax Bases Over the Business Cycle. *National Tax Journal*, 49 No. 4, 535–52.

- Stock, J. y Watson, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61 No. 4, 783–820.
- Tanchev, S. y Todorov, I. (2019). Tax Buoyancy and Economic Growth: Empirical Evidence of Bulgaria. *Journal of Tax Reform*.
- Tello, J. (2002). Elaboración de un indicador del impulso fiscal. *Proyecto Breves-CIES. Consorcio de Investigación económica y social (CIES)*, 88.
- Vadikar, P. y Rami, G. (2018). Tax buoyancy and tax elasticity in india: A log regression.
- Wellington Garikai, B., Dhoro-Gwaendepi, N., y Strien, F. (2015). Tax Elasticity, Buoyancy and Stability in Zimbabwe. *Journal of Economics and Finance*, 6, 2321–5925.
- White, F. C. (1983). Trade-Off in Growth and Stability in State Taxes. *National Tax Journal*, 36 No. 1, 103–114. National Tax Association.
- Wilford, W. T. (1965). State Tax Stability Criteria and The Revenue-Income Elasticity Coefficient Reconsidered. *National Tax Journal*, 18 No. 3, 304–312. National Tax Association.
- Williams, W. V., Anderson, R. M., Froehle, D. O., y Lamb, K. L. (1973). The Stability, Growth and Stabilizing Influence of State Taxes. *National Tax Journal*, 26 No. 2, 267–274. National Tax Association.
- Winkelried, D. (2013). Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades. *Revista Estudios Económicos*, No. 26, 9–60.
- Winkelried, D. (2017). Macroeconomía. En *CIES, Balance de Investigación en Políticas Públicas 2011 - 2016 y Agenda de Investigación 2017-2021*, páginas 358 – 411. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social, CIES.
- Winkelried, D. (2022). Macroeconomía, economía internacional, crecimiento y transformación productiva. En *CIES, Balance de Investigación en Políticas Públicas 2016 - 2021 y Agenda de Investigación 2021 - 2026*, páginas 1 – 83. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social, CIES.
- Wolswijk, G. (2009). The short- and long-run Tax Revenue Response to changes in Tax bases. *Economics Bulletin*, 29 No. 3, 1960–1970.
- Zettelmeyer, J. y Vladkova, I. (2008). Fiscal Positions in Latin America; Have They Really Improved? IMF Working Papers 08/137, International Monetary Fund.

Tabla 1: Tasa de crecimiento del PBI según el Estado de la Economía Peruana para el periodo 1995 – 2019

Modelo 1			Modelo 2		
Coefficientes	Régimen 1	Régimen 2	Coefficientes	Régimen 1	Régimen 2
μ	5.527 ^a	-4.185 ^a	μ	6.426 ^a	-5.364 ^a
σ	1.670 ^a	2.250 ^a	σ	1.674 ^a	2.000 ^a
			ϕ_1	-0.037	
			ϕ_2	0.206 ^c	
			ϕ_3	0.336 ^b	
			ϕ_4	-0.003	
Probabilidad de permanencia en el régimen	0.941 ^a	0.542 ^a	Probabilidad de permanencia en el régimen	0.949 ^a	0.651 ^a
R^2	0.339		R^2	0.564	
Log Likelihood	-300.345		Log Likelihood	-284.448	

Nota: Se define z_t como la tasa de crecimiento trimestral anualizada del PBI real desestacionalizado en el periodo t : $z_t = (1 + \Delta \% Y_t)^4 - 1$. Así, el modelo 1 es $z_t = \mu(s_t) + \epsilon_t$, $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2(s_t))$. Mientras que, el modelo 2 es $z_t = \mu(s_t) + \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_4 z_{t-4} + \epsilon_t$, $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2(s_t))$. Ambas versiones modelan z_t en cada régimen de la economía para Perú, caracterizando a expansión como Régimen 1; y recesión, Régimen 2. Para el caso de interés, el modelo 2, la tasa de crecimiento del PBI es 6.246 por ciento y -5.364 por ciento en el Régimen 1 y 2, respectivamente. Los símbolos ^a, ^b y ^c indican la significancia estadística de los coeficientes al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Tabla 2: Elasticidades estimadas para cada Ingreso Tributario – Perú

A. RESULTADOS DE LA PRESENTE INVESTIGACIÓN					
Ingreso Tributario	Largo Plazo $\hat{\delta}$	Corto Plazo			Estadístico de Prueba LR [p-value]
		Lineal $\hat{\beta}$	No lineal		
			Régimen 1 (Expansión) $\hat{\beta}_1$	Régimen 2 (Recesión) $\hat{\beta}_2$	
IGV total	1.302 ^a	1.479 ^a	1.391 ^a	0.774 ^c	75.34 [0.0000]
IGV-INT	1.329 ^a	1.450 ^a	1.283 ^a	1.518 ^a	75.617 [0.0000]
IGV-M	1.294 ^a	1.716 ^a	1.971 ^a	-1.369	78.715 [0.0000]
IR	1.658 ^a	2.054 ^a	1.527 ^c	-2.096 ^b	77.319 [0.0000]
IR-PJ	1.704 ^a	2.871 ^a	2.477 ^a	-5.221 ^a	89.184 [0.0000]
IR-PN	1.629 ^a	0.281	0.249	0.117	-
B. RESULTADOS DE FRICKE AND SÜSSMUTH (2014) ^{1/}					
IGV total	1.606 ^a		2.036 ^a	-0.387	
IGV-INT (Internal VAT)	1.112 ^a		1.436 ^b	-0.232	
IGV-Externo (External VAT)	2.123 ^a		2.834 ^b	-0.083	
IR	2.007 ^a		3.846 ^a	-1.989 ^b	
IR-PJ	2.102 ^a		5.363 ^a	-2.238 ^c	
IR-PN	1.610 ^a		0.360	0.360	
C. RESULTADOS DE MACHADO Y ZULOETA (2012) ^{2/}					
IGV total	1.36 ^a	0.30	0.60	0.40	
IR-PJ	2.68 ^a	2.01	-0.97	2.47 ^c	
IR-PN	1.60 ^a	-0.67	-1.29	-0.65	

Notas: El panel A reporta para Perú la elasticidad para el largo plazo, corto plazo lineal y no lineal de las categorías IGV, IGV-INT, IGV-M, IR, IR-PN e IR-PJ respecto al PBI para Perú, así como una prueba Likelihood Ratio cuya hipótesis nula es a favor del modelo lineal. Los símbolos ^a, ^b y ^c indican el rechazo de la hipótesis nula de que la elasticidad es 0 en los niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

^{1/} Fricke y Süßmuth (2014) indican que el Régimen 1 y Régimen 2, está asociado a situarse por encima y debajo del equilibrio de largo plazo, respectivamente.

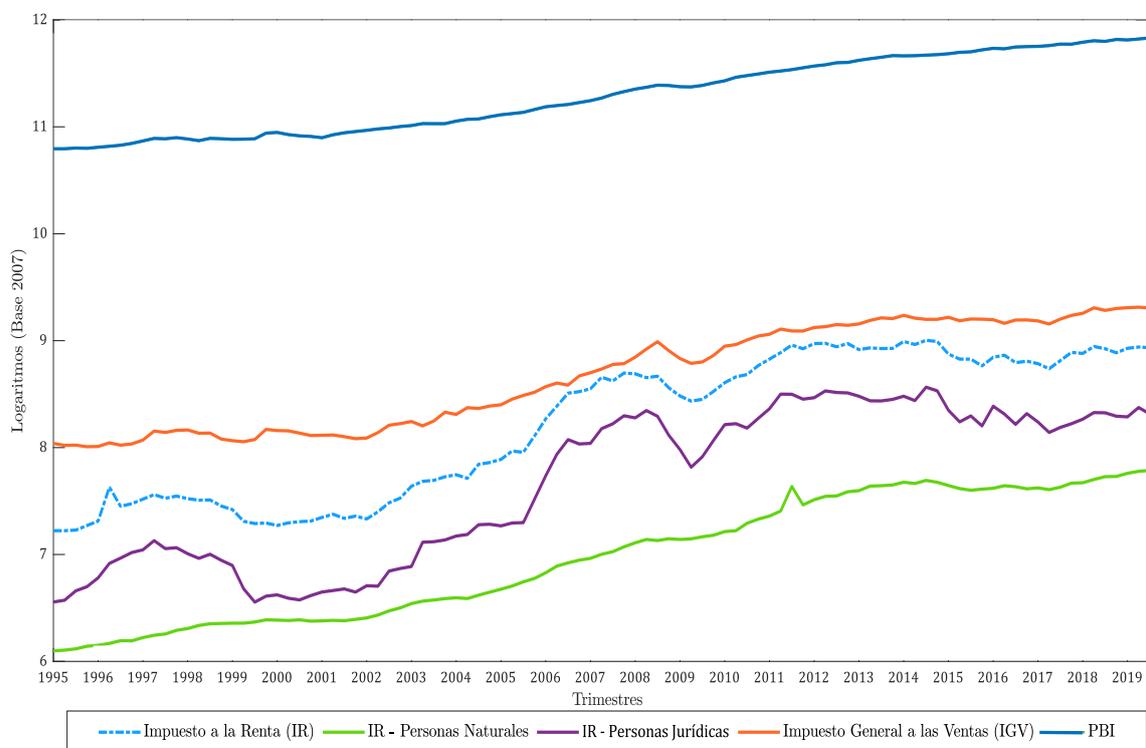
^{2/} Machado y Zuloeta (2012) señalan que el Régimen 1 y Régimen 2, es *bad times* y *normal times*, respectivamente.

Tabla 3: Boyanzas estimadas para cada Ingreso Tributario – Perú

Ingreso Tributario	Corto Plazo				Estadístico de Prueba LR [p-value]
	Largo Plazo $\hat{\delta}$	Lineal $\hat{\beta}$	No lineal		
			Régimen 1 (Expansión) $\hat{\beta}_1$	Régimen 2 (Recesión) $\hat{\beta}_2$	
IGV total	1.302 ^a	1.485 ^a	1.410 ^a	0.726 ^c	75.052 [0.0000]
IGV-INT	1.330 ^a	1.451 ^a	1.270 ^a	1.496 ^a	75.679 [0.0000]
IGV-M	1.289 ^a	1.619 ^a	1.850 ^a	-1.235	78.507 [0.0000]
IR	1.650 ^a	2.599 ^a	2.159 ^b	-2.205 ^b	78.237 [0.0000]
IR-PJ	1.709 ^a	2.848 ^a	2.535 ^a	-4.284 ^a	83.577 [0.0000]
IR-PN	1.629 ^a	0.276	0.254	0.136	-

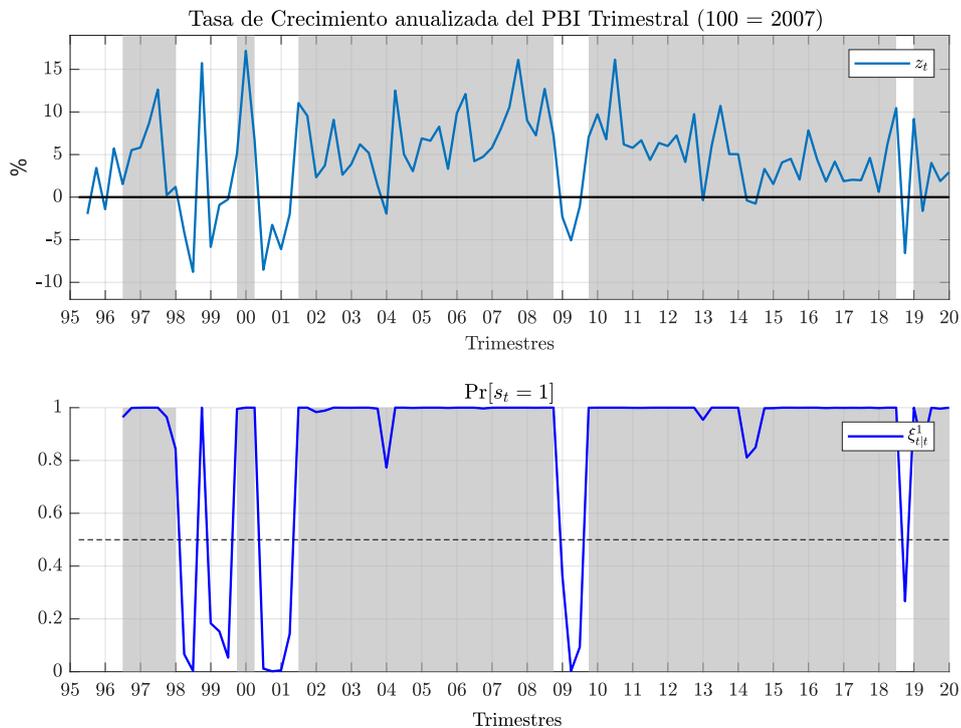
Nota: Se reporta la boyanza para el largo y corto plazo para las categorías de impuestos en estudio, así como, una prueba *Likelihood Ratio*, cuya hipótesis nula es a favor del modelo lineal. Los símbolos ^a, ^b y ^c indican el rechazo de la hipótesis nula de que la boyanza es 0 en los niveles de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Figura 1: Series de Tiempo en logaritmos para el periodo 1995Q1–2019Q4

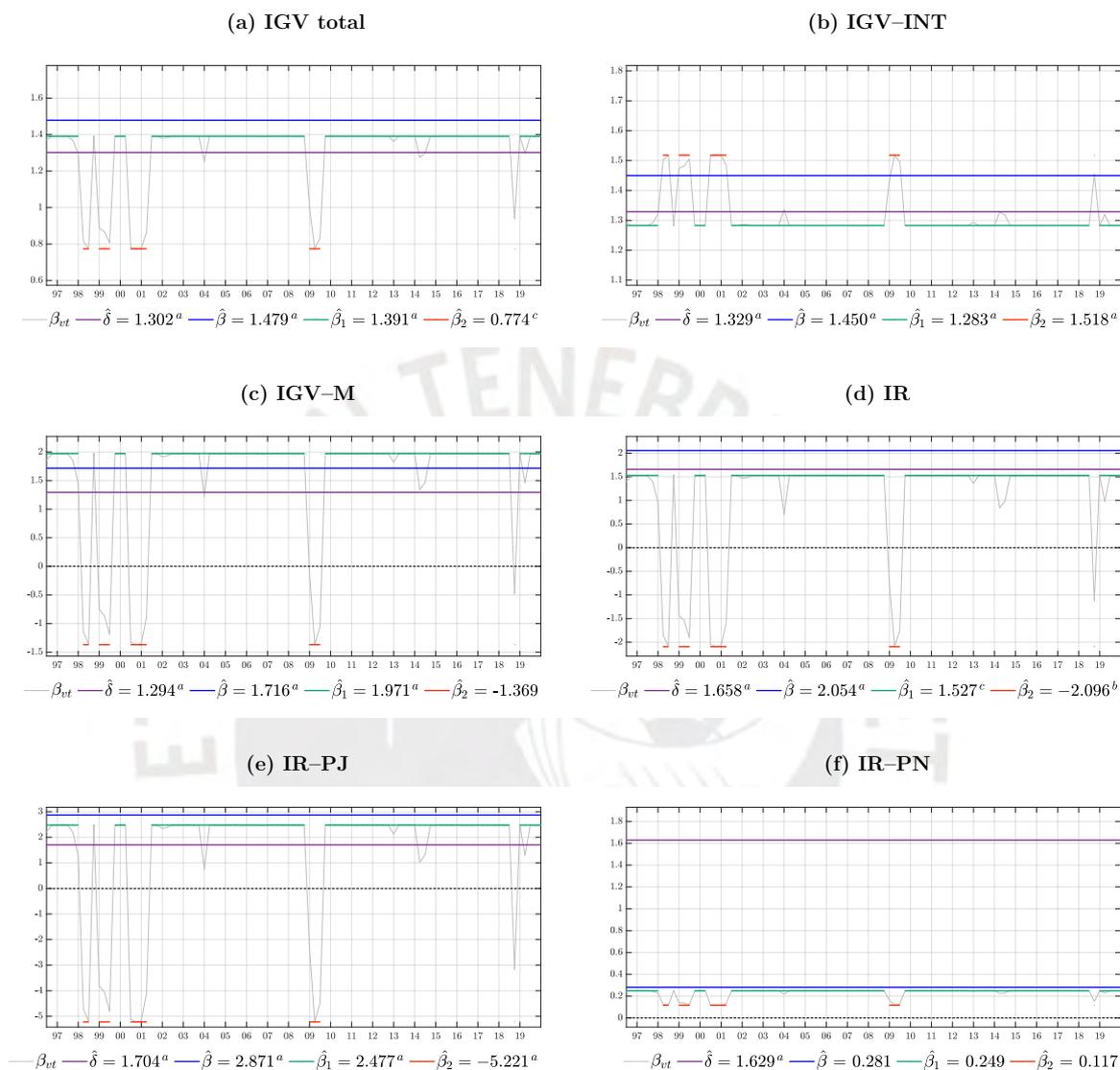


Nota: Se presenta la evolución en logaritmos de las series del PBI, IGV total, IGV-INT, IGV-M, IR, IR-PJ e IR-PN. Las series son de frecuencia trimestral comprendidas en el horizonte 1995Q1 a 2019Q4. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Figura 2: Tasa de crecimiento del PBI y probabilidad filtrada $\Pr[s_t=1]$



Nota: El primer panel muestra la gráfica de la tasa de crecimiento trimestral del PBI, mientras que el segundo panel muestra con línea continua la probabilidad filtrada de que la economía esté experimentando un régimen de expansión, $\hat{\xi}_{t|t}^1$ ($\Pr[s_t=1]$). Las áreas de color gris indican los trimestres dónde se reporta una $\Pr[s_t=1]$ mayor a 0.5.

Figura 3: Elasticidades de largo y corto plazo para cada Ingreso Tributario

Nota: Para cada ingreso tributario presentado en los paneles a-f se visualiza con línea de color gris la elasticidad de corto plazo variante en el tiempo dentro del periodo de estudio (β_{vt}); y, con líneas de color morado, azul, verde y rojo, los valores de las elasticidades para el largo plazo ($\hat{\delta}$), corto plazo lineal ($\hat{\beta}$), corto plazo no lineal (expansión, $\hat{\beta}_1$) y corto plazo no lineal (recesión, $\hat{\beta}_2$), respectivamente. Los símbolos ^a, ^b y ^c indican la significancia estadística de los coeficientes al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo A: Modelo de Estimación con Coeficientes Variantes en el Tiempo

Sea un proceso K_y dimensional VAR(p) con coeficientes variantes en el tiempo (Lütkepohl, 2005):

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{v}_t + \mathbf{A}_{1t}\mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{A}_{pt}\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{B}_{0t}\mathbf{x}_t + \mathbf{B}_{1t}\mathbf{x}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_{q-1,t}\mathbf{x}_{t-q+1} + \mathbf{u}_t \quad (7)$$

donde $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{K_y t})'$ y $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{K_x t})'$ son vectores de variables endógenas y exógenas respectivamente; $\mathbf{v}_t, \mathbf{A}_{1t}, \dots, \mathbf{A}_{pt}$ y $\mathbf{B}_{1t}, \dots, \mathbf{B}_{q-1,t}$, son los coeficientes variantes en el tiempo; y \mathbf{u}_t es un vector de perturbaciones fundamentales que se asume está normalmente distribuido y serialmente no correlacionado, esto es, $\mathbf{u}_t \sim \mathbb{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_t)$.

Considerando que en cada periodo t la economía puede experimentar dos posibles estados: expansión, $s = 1$, o recesión, $s = 2$, con probabilidades $\hat{\xi}_{t|t}^1$ y $\hat{\xi}_{t|t}^2$ respectivamente; la $(K_y \times (pK_y + qK_x + 1))$ -matriz de coeficientes variantes en el tiempo, \mathbf{C}_t :

$$\mathbf{C}_t = [\mathbf{v}_t, \mathbf{A}_{1t}, \dots, \mathbf{A}_{pt}, \mathbf{B}_{0t}, \dots, \mathbf{B}_{q-1,t}]$$

con

$$\begin{aligned} \mathbf{v}_t &= \hat{\xi}_{t|t}^1 \mathbf{v}^{(1)} + \hat{\xi}_{t|t}^2 \mathbf{v}^{(2)} \\ \mathbf{A}_{it} &= \hat{\xi}_{t|t}^1 \mathbf{A}_i^{(1)} + \hat{\xi}_{t|t}^2 \mathbf{A}_i^{(2)}, \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, p \\ \mathbf{B}_{jt} &= \hat{\xi}_{t|t}^1 \mathbf{B}_j^{(1)} + \hat{\xi}_{t|t}^2 \mathbf{B}_j^{(2)}, \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, q-1 \end{aligned}$$

puede expresarse como:

$$\mathbf{C}_t = \hat{\xi}_{t|t}^1 \mathbf{C}^{(1)} + \hat{\xi}_{t|t}^2 \mathbf{C}^{(2)} \quad (8)$$

donde $\mathbf{C}^{(s)} = [\mathbf{v}^{(s)}, \mathbf{A}_1^{(s)}, \dots, \mathbf{A}_p^{(s)}, \mathbf{B}_0^{(s)}, \dots, \mathbf{B}_{q-1}^{(s)}]$ es el vector de coeficientes asociado al estado s , para $s = 1, 2$, y además

$$0 < \hat{\xi}_{t|t}^1 < 1, \quad 0 < \hat{\xi}_{t|t}^2 < 1 \quad \text{y} \quad \hat{\xi}_{t|t}^1 + \hat{\xi}_{t|t}^2 = 1$$

De la misma manera, la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos, $\boldsymbol{\Sigma}_t$, puede ser expresada mediante:

$$\boldsymbol{\Sigma}_t = E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t'] = \hat{\xi}_{t|t}^1 \boldsymbol{\Sigma}^{(1)} + \hat{\xi}_{t|t}^2 \boldsymbol{\Sigma}^{(2)} \quad (9)$$

Para efectuar la estimación por máxima verosimilitud (ML) escribimos el modelo (7) como:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}_t \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (10)$$

donde

$$\mathbf{C}_t = [\mathbf{v}_t, \mathbf{A}_{1t}, \dots, \mathbf{A}_{pt}, \mathbf{B}_{0t}, \dots, \mathbf{B}_{q-1,t}], \text{ y } \mathbf{Z}_{t-1} = [1, \mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-p}, \mathbf{x}'_t, \dots, \mathbf{x}'_{t-q+1}]'.$$

$((pK_y + qK_x + 1) \times 1)$

Asumiendo que \mathbf{C}_t depende de un $(N \times 1)$ -vector $\boldsymbol{\gamma}$ de parámetros fijos, $\boldsymbol{\Sigma}_t$ depende de un $(M \times 1)$ -vector $\boldsymbol{\sigma}$ de parámetros fijos, los vectores $\boldsymbol{\gamma}$ y $\boldsymbol{\sigma}$ son disjuntos y no relacionados, y los residuos son gaussianos, $\mathbf{u}_t \sim \mathbb{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_t)$; la maximización de la función de log-verosimilitud del modelo

$$\log l(\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\sigma}) = -\frac{K_y T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |\boldsymbol{\Sigma}_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \mathbf{u}_t' \boldsymbol{\Sigma}_t^{-1} \mathbf{u}_t \quad (11)$$

arrojará el siguiente sistema de ecuaciones (normales) no lineal:

$$\frac{\partial \log l(\gamma, \sigma)}{\partial \gamma} = \sum_{s=1}^2 \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|t}^s \frac{\partial \text{vec}(\mathbf{C}^{(s)})'}{\partial \gamma} \boldsymbol{\Sigma}_t^{-1} \mathbf{u}_t \mathbf{Z}'_{t-1} = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial \log l(\gamma, \sigma)}{\partial \sigma} = -\frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|t}^s \left[\frac{\partial \text{vec}(\boldsymbol{\Sigma}^{(s)})'}{\partial \sigma} \text{vec} \left(\left[\boldsymbol{\Sigma}^{(s)} \right]^{-1} - \left[\boldsymbol{\Sigma}^{(s)} \right]^{-1} \mathbf{u}_t \mathbf{u}'_t \left[\boldsymbol{\Sigma}^{(s)} \right]^{-1} \right) \right] = 0 \quad (13)$$

Lütkepohl (1992, 2005) prueba que los estimadores ML resultantes de la solución del conjunto de ecuaciones normales (12)-(13), son

$$\hat{\mathbf{C}}^{(s)} = \left(\sum_{t=2}^T \hat{\xi}_{t|t}^s \mathbf{y}_t \mathbf{Z}'_{t-1} \right) \left(\sum_{t=2}^T \hat{\xi}_{t|t}^s \mathbf{Z}_{t-1} \mathbf{Z}'_{t-1} \right)^{-1} \quad (14)$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{(s)} = \frac{\bar{\xi}^s}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\xi}_{t|t}^s (\mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{C}}^{(s)} \mathbf{Z}_{t-1})(\mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{C}}^{(s)} \mathbf{Z}_{t-1})' \quad (15)$$

para $s = 1, 2$ con $\bar{\xi}^s = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_{t|t}^s$; y muestra además que la correspondiente máxima función de log-verosimilitud, dejando de lado el término constante aditivo, está dada por

$$\lambda_r = -\frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \log |\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_t| = -\frac{1}{2} T \left(\bar{\xi}^1 \log |\hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{(1)}| + \bar{\xi}^2 \log |\hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{(2)}| \right) \quad (16)$$

Podemos expresar (14) y (15) bajo la notación de una estimación MCO ponderada

$$\hat{\mathbf{C}}^{(s)} = \mathbf{Y} \mathbf{W}_s \mathbf{Z}' (\mathbf{Z} \mathbf{W}_s \mathbf{Z}')^{-1} \quad (17)$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{(s)} = \frac{\bar{\xi}^s}{T} (\hat{\mathbf{u}}_t^{(s)} \hat{\mathbf{u}}_t^{(s)'}) \quad (18)$$

donde $\mathbf{Y} = [\mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{y}_T]$, $\mathbf{Z} = [\mathbf{Z}_1, \dots, \mathbf{Z}_{T-1}]$, $\mathbf{W}_s = \text{diag} \left(\left\{ \hat{\xi}_{t|t}^s \right\}_{t=2}^T \right)$ es la matriz diagonal ponderadora y $\hat{\mathbf{u}}_t^{(s)} = \mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{C}}^{(s)} \mathbf{Z}_{t-1}$.

Finalmente, si se considera que todos los coeficientes son invariantes en el tiempo, los estimador ML serían

$$\hat{\mathbf{C}} = \left(\sum_{t=2}^T \mathbf{y}_t \mathbf{Z}'_{t-1} \right) \left(\sum_{t=2}^T \mathbf{Z}_{t-1} \mathbf{Z}'_{t-1} \right)^{-1} = \mathbf{Y} \mathbf{Z}' (\mathbf{Z} \mathbf{Z}')^{-1} \quad (19)$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}} = \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T (\mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{C}} \mathbf{Z}_{t-1})(\mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{C}} \mathbf{Z}_{t-1})' = \frac{1}{T} (\hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t') \quad (20)$$

donde $\hat{\mathbf{u}}_t = \mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{C}} \mathbf{Z}_{t-1}$; y, dejando de lado la constante aditiva, la correspondiente máxima función de log-verosimilitud toma la forma:

$$\lambda = -\frac{1}{2} T \log |\hat{\boldsymbol{\Sigma}}|$$