



Estimación de las elasticidades para los ingresos fiscales no mineros del balance estructural en Chile

Documento de Trabajo N° 2

Agosto 2021

**Mario Arend
David Chernin
Sofía Martino**

Los autores agradecen a Paula Benavides, Jorge Desormeaux, Aldo Lema, Diego Morales, Jorge Rodríguez, Pablo Sánchez y Gonzalo Sanhueza por sus invaluable comentarios y sugerencias. Las conclusiones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente la visión del Consejo Fiscal Autónomo ni de sus consejeros.

Estimación de las elasticidades para los ingresos fiscales no mineros del balance estructural en Chile^{*}

Mario Arend^{**}

David Chernin^{***}

Ana Sofía Martino^{****}

2 de agosto de 2021

Resumen

La política fiscal en Chile es implementada sobre la base de una regla de balance estructural. A través de esta, el gasto del gobierno central se determina a partir de una meta para el balance cíclicamente ajustado y los ingresos estructurales del fisco. Estos últimos se obtienen de la diferencia entre los ingresos fiscales efectivos y los ajustes cíclicos, tanto de la parte minera como no minera de dichos ingresos. Este estudio propone una actualización para la metodología de estimación de las elasticidades utilizadas en los ajustes cíclicos de los ingresos no mineros, junto con el uso de una muestra extendida. Para ello, recurrimos al modelo de rezagos distribuidos (ARDL). Este enfoque presenta la ventaja de estimar simultáneamente elasticidades de largo y corto plazo. Estas últimas son las relevantes para los ajustes cíclicos de los ingresos fiscales, lo cual es mostrado analíticamente. Al mismo tiempo, se provee un marco econométrico sobre el cual obtener proyecciones para los ingresos estructurales del fisco que sean consistentes con la metodología del balance estructural.

Palabras clave: *Modelo de rezagos distribuidos (ARDL), Modelo de corrección de errores (ECM), Elasticidades, Ingresos tributarios, Balance estructural, Regla fiscal*

Clasificación JEL: *E61, E62, E63, E64*

^{*}El presente documento de trabajo fue desarrollado por la Gerencia de Estudios del Consejo Fiscal Autónomo. Su objetivo es complementar, desde una perspectiva técnica, la propuesta de mejora metodológica para el cálculo de las elasticidades de los ingresos fiscales no mineros, presentada en el Informe de propuestas metodológicas para mejorar el cálculo del balance estructural. Dicho informe se encuentra disponible en: <https://cfachile.cl/publicaciones/informes-del-cfa/informes-tecnicos-del-cfa/informe-tecnico-preliminar-del-cfa-n-5-propuesta-de-cambios-metodologicos-y>

^{**}e-mail: marend@cfachile.cl

^{***}e-mail: dchernin@cfachile.cl

^{****}e-mail: asmartino@uc.cl

1. Introducción

Existe un amplio campo de estudio dedicado al desarrollo y análisis de estimaciones para ingresos fiscales. En sus inicios, esta literatura se desarrolló en torno a los esfuerzos por clasificar las metodologías en base a su grado de precisión para pronósticos fuera de muestra. Posteriormente, el foco transitó hacia analizar el supuesto de racionalidad: ausencia de sesgo y eficiencia. Bretschneider y col. (1989) comparan diferentes métodos para proyectar los ingresos y gastos del gobierno federal de Estados Unidos. Sus resultados sugieren que la combinación de juicios con modelos econométricos simples presenta mejor rendimiento (en términos de error cuadrático medio) que especificaciones más complejas, como modelos multivariados o semiestructurales. En su análisis argumentan que este resultado se explica por el conocimiento previo sobre eventos especiales que poseen los planificadores fiscales. Esta conclusión es reafirmada por Grizzle y Klay (1994). Por su parte, Baghestani y McNown (1992) examinan las propiedades estocásticas de los gastos e ingresos federales en Estados Unidos, corroborando la factibilidad de su modelación a través de métodos de series de tiempo. El conjunto de modelos empleados por estos últimos incluye regresiones univariadas, vectores autorregresivos y mecanismos de corrección de errores.

Auerbach (1995) distingue tres tipos de errores al momento de efectuar proyecciones para ingresos fiscales: errores de política, errores económicos y errores técnicos. Los errores de política se originan debido a la implementación (cancelación) de políticas fiscales no previstas (anticipadas) al momento de hacer el pronóstico. Los errores económicos surgen a partir de desvíos en los escenarios macroeconómicos que sirven como insumo en la construcción de proyecciones para ingresos fiscales. Finalmente, los errores técnicos contemplan todos aquellos factores distintos a los ya señalados. Campbell y Ghysels (1995) detectan la existencia de sesgos en los pronósticos de gasto para el presupuesto federal de Estados Unidos. Concluyen que la omisión sistemática de variables económicas relevantes conlleva a la presencia de correlación serial en los errores de proyección. Artis y Marcellino (2001) llegan a un resultado similar para las proyecciones de balance fiscal realizadas por el Fondo Monetario Internacional (FMI), la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y Comisión Europea (CE). Complementan su análisis añadiendo una fuente adicional de sesgo: los errores inducidos a través del uso de elasticidades estimadas entre recaudación/gasto y otras variables sujetas a errores de medición o estimación (por ejemplo, índices de precios o la brecha del producto).

Para el caso de Chile, el estudio y análisis de las proyecciones fiscales se ha caracterizado por las particularidades que presenta su regla de balance estructural,¹ la cual tuvo su punto de partida a inicios de la primera década del presente siglo.² Esta determina el máximo gasto fiscal para la Ley de Presupuestos del año siguiente, consistente con los ingresos estructurales del fisco y la meta vigente de balance estructural. Para el cálculo de los ingresos estructurales (IE) se efectúan ajustes cíclicos a la recaudación fiscal efectiva. En particular, el balance estructural (BE) resulta de restar al balance efectivo, dado por la diferencia entre los ingresos fiscales efectivos (I) y el gasto fiscal

¹Esta regla determina una meta de balance estructural, la cual está dada por la diferencia entre el balance efectivo y los ajustes cíclicos de la parte no minera y minera de los ingresos fiscales. Los ajustes cíclicos se calculan a partir de la brecha del producto y el diferencial entre el precio del cobre y su valor de referencia de largo plazo, respectivamente.

²Para mayores detalles sobre el diseño de la regla de balance estructural en Chile, ver Marcel, Tokman y col. (2001). Para estudios sobre el impacto económico que ha tenido su implementación, ver Medina y Soto (2007), García y Restrepo (2007) y Larraín y Parro (2008).

(G), los ajustes cíclicos (AC) de los ingresos fiscales:³

$$BE_t = I_t - G_t - AC_t \quad (1)$$

Por su parte, los ingresos fiscales se separan en (1) ingresos provenientes de la minería del cobre de Codelco y de la tributación de la minería privada, y (2) ingresos tributarios no mineros (ITNM) e ingresos por cotizaciones previsionales de salud (ICS). Para estos últimos, el ajuste cíclico es efectuado mediante la brecha entre el producto tendencial y el efectivo, a través de la elasticidad de la recaudación tributaria a Producto Interno Bruto (PIB).⁴

La fórmula para el ajuste cíclico utilizada en Chile es consistente con la metodología estándar propuesta por organismos internacionales como la OCDE (Giorno y col. 1995) y el FMI (Hagemann 1999). En particular, la especificación del ajuste cíclico para los ingresos tributarios no mineros y los ingresos por cotizaciones previsionales de salud está dada por:⁵

$$ITNM_{t,i}^c = ITNM_{t,i} - (ITNM_{t,i} - MT_{t,i}) \cdot \left(\frac{Y_t^*}{Y_t}\right)^{\varepsilon_{ITNM_i,Y}} \quad (2)$$

$$ICS_t^c = ICS_t - ICS_t \cdot \left(\frac{Y_t^*}{Y_t}\right)^{\varepsilon_{ICS,Y}} \quad (3)$$

donde $ITNM_{t,i}^c$ corresponde al ajuste cíclico⁶ de los ingresos tributarios no mineros del gobierno central para el impuesto i en el periodo t , $MT_{t,i}$ son medidas tributarias transitorias de reversión automática asociadas a cada tipo de impuesto, ICS_t^c corresponde al ajuste cíclico de los ingresos por cotizaciones previsionales de salud, Y_t^* es el PIB tendencial, Y_t es el PIB efectivo,⁷ y $\varepsilon_{X,Y}$ es la elasticidad de recaudación a PIB efectivo.⁸ Al multiplicar los ingresos efectivos por la brecha del producto, esta fórmula permite capturar el efecto que tiene el ciclo sobre la recaudación. A su vez, permite recoger potenciales no linealidades en la relación mediante la elasticidad. Como aparece en las ecuaciones (2) y (3), este parámetro (elasticidad) determina la magnitud del ajuste cíclico de los ingresos fiscales, por lo que su valor tiene un impacto significativo en el cálculo del balance estructural, y consecuentemente, en el gasto público.

Respecto al desarrollo de proyecciones para los ingresos fiscales en el caso de Chile, Cerda, Gamboni y col. (2019) presentan el conjunto de metodologías actualmente empleadas por la Dirección de Presupuestos.⁹ En dicho trabajo, el marco analítico contempla una separación entre

³Donde $IE_t = I_t - AC_t$.

⁴Si bien la brecha del producto es la diferencia porcentual entre el producto efectivo y el tendencial, en este documento se utiliza el término en sentido inverso, para identificar el cociente entre el PIB tendencial y el PIB efectivo.

⁵Las ecuaciones (2) y (3) corresponden a una descomposición aditiva de los ingresos fiscales, donde la parte cíclica corresponde a la diferencia entre la parte efectiva y la parte estructural.

⁶Entendido como la estimación de la parte cíclica de la serie de tiempo en su forma aditiva.

⁷Tanto el PIB tendencial como el efectivo se consideran en términos reales.

⁸Actualmente, el PIB tendencial es estimado cada año por el Ministerio de Hacienda. Para ello, se utilizan los insumos entregados por el Comité Consultivo de Expertos del PIB tendencial. Estos incluyen proyecciones para el año corriente y los siguientes cinco años para el crecimiento de la fuerza de trabajo, la formación bruta de capital fijo y la productividad total de los factores. Para detalles de la metodología vigente de los parámetros estructurales ver <https://www.cfachile.cl/balance-estructural/metodologia-parametros-estructurales/metodologia-vigente-de-los-parametros-estructurales>.

⁹Para un análisis sobre las proyecciones de los ingresos fiscales desarrollados por la Dirección de Presupuestos durante 2003-2018, ver Cerda, Villena y col. (2019). Para mayores detalles sobre la metodología utilizada por la

los ingresos tributarios no mineros, ingresos fiscales provenientes de la minería del cobre y otros ingresos no tributarios. A su vez, se consideran distintos grados de desagregación para cada tipo de ingreso, basándose en dos metodologías para modelar series de tiempo: modelos ARIMA y modelos de elasticidades. En relación a esta última, una de las especificaciones que desarrollan corresponde a un modelo de corrección de errores en el que se explota, tanto la relación de cointegración como los ajustes de corto plazo de las variables. Para su estimación recurren a un proceso de 2 etapas, modelando en primera instancia la relación de cointegración con las variables de actividad e impositivas, y posteriormente los movimientos de corto plazo.¹⁰

Este documento de trabajo propone una nueva metodología de estimación para las elasticidades de los ajustes cíclicos de los ingresos no mineros del balance estructural, junto con el uso de una muestra más extensa, que incluye ciclos adicionales de la economía chilena. Su objetivo es entregar mayor transparencia, sencillez y precisión para el cálculo de la regla de balance estructural. Los aportes metodológicos de la propuesta se resumen en los siguientes hitos:

1. Plazo de las elasticidades

La metodología propuesta permite estimar elasticidades de corto y largo plazo a partir de un mismo modelo econométrico. La metodología vigente solo provee elasticidades de largo plazo. Para el caso de las elasticidades del ajuste cíclico, se muestra que la elasticidad relevante es la de corto plazo.

2. Proyecciones de ingresos fiscales de corto y largo plazo

Las regresiones utilizadas para encontrar las elasticidades de corto y largo plazo permiten contar con pronósticos de ingresos fiscales para ambos horizontes de tiempo. Lo anterior provee de un modelo que entrega proyecciones de ingresos estructurales coherentes con la metodología de ajuste cíclico que los genera. Se muestra que para las proyecciones de largo plazo las elasticidades deben converger a 1, de forma tal que el cociente ingreso fiscal a PIB no sea explosivo en el tiempo.

3. Otros ingresos fiscales no mineros

Se propone un ajuste cíclico considerando tres agrupaciones para los ingresos fiscales no mineros: Ingresos Tributarios Directos, Ingresos Tributarios Indirectos y Otros Ingresos Fiscales no Mineros. Esta última corresponde a una nueva categoría de recaudación que agrupa los siguientes ingresos fiscales: (a) Otros Ingresos Tributarios de Contribuyentes no Mineros,¹¹ (b) Resto de Ingresos Fiscales no Mineros,¹² y (c) Declaración Anual de Impuestos a la Renta.¹³ La introducción de esta nueva categoría busca abordar tres problemas:

- la metodología vigente asume (por simplicidad) una elasticidad igual a 1 para los Otros Ingresos Tributarios de Contribuyentes no Mineros. Sin embargo, Martino (2020) estima

Dirección de Presupuestos para la elaboración de proyecciones fiscales de largo plazo, ver Chamorro, Gamboni y Valdés (2021).

¹⁰La estimación en dos etapas presenta el inconveniente de reducir la eficiencia para la estimación de las elasticidades de corto y largo plazo (en contraste con la estimación simultánea). Esto ocurre debido a que en la segunda etapa, la estimación para el error de corrección (la cual está sujeta a incertidumbre) se toma como un observable.

¹¹Incluye Fluctuación Deudores más Diferencias Pendientes y Otros.

¹²Incluye Ingresos por Cotizaciones Previsionales de Salud y de Pensiones, Donaciones, Rentas de la Propiedad, Ingresos de la Operación, Otros Ingresos y Ventas de Activos Físicos. En la metodología actual los Ingresos por Cotizaciones Previsionales de Salud llevan una elasticidad independiente, aunque su ajuste cíclico es marginal en cálculo del balance estructural.

¹³Corresponde al residuo dado por la suma entre la Declaración Anual para el periodo t y los Pagos Provisionales Mensuales para el periodo $t - 1$, donde este último lleva un valor negativo.

esta elasticidad utilizando una muestra que abarca 2001-2020 y encuentra un valor menor que 1;

- la metodología vigente considera (por simplicidad) al Resto de Ingresos Fiscales no Mineros ajenos al ciclo económico (i.e., se asume una elasticidad igual a 0). Sin embargo, al estimar dicha elasticidad, Martino (2020) encuentra un valor mayor que 0; y
- la metodología vigente enfrenta la complejidad de estimar por separado, y con un ajuste cíclico que utiliza la brecha del producto del año anterior, los ajustes cíclicos de la Declaración Anual para el periodo t y de los Pagos Provisionales Mensuales para el periodo $t - 1$. Al trabajar con su residuo se simplifica la estimación del balance estructural, ya que evita tener que utilizar la brecha del producto del periodo anterior. Dicho residuo muestra ser estable como porcentaje del PIB.

De esta forma, las elasticidades propuestas para los Ingresos Fiscales no Mineros (IFNM) corresponden a: (1) Ingresos Tributarios Directos; (2) Ingresos Tributarios Indirectos; y, (3) Otros Ingresos Fiscales no Mineros. Lo anterior significa pasar de 7 elasticidades¹⁴ (contabilizando la elasticidad 0 de “Resto de Ingresos Fiscales no Mineros”) a 3 elasticidades. A su vez, se evita realizar ajustes cíclicos con la brecha del producto del año anterior.

4. Pruebas estadísticas

Previo a la estimación de las elasticidades, es necesario identificar la existencia de relaciones de largo plazo entre el PIB y los ingresos tributarios no mineros. En este trabajo se emplea la prueba propuesta por Pesaran, Shin y Smith (2001), en adelante «PSS», que entrega valores críticos para muestras finitas. Esto permite mitigar el problema originado por el registro limitado de los datos, los cuales están disponibles desde el primer trimestre de 1993 (para datos en frecuencia trimestral). A su vez, esta prueba puede ser utilizada cuando no se conoce con certeza si los regresores subyacentes son estacionarios en nivel o en primeras diferencias. En contraste, la prueba de raíz unitaria presente en el test de cointegración de Johansen (1988), en que se basa la metodología vigente, presenta bajo poder y su aplicabilidad está restringida a muestras asintóticas.

5. Cambios estructurales

La relación entre los ingresos fiscales y el PIB puede sufrir cambios estructurales a lo largo del tiempo, por ejemplo, debido a modificaciones tributarias y medidas relacionadas al combate de la evasión. La metodología propuesta en recurre a pruebas estadísticas para determinar la estabilidad de las relaciones de largo plazo e identificar cambios estructurales.

6. Muestra

Las elasticidades utilizadas actualmente fueron estimadas con datos desde 1987 al 2008.¹⁵ En este trabajo se extiende la muestra hasta 2020.

¹⁴Las elasticidades de la metodología vigente corresponden a: (1) Declaración y Pago Mensual; (2) Pagos Provisionales Mensuales; (3) Impuestos Indirectos; (4) Ingresos por Cotizaciones Previsionales de Salud, (5) Renta anual, (6) Otros Ingresos Tributarios de Contribuyentes no Mineros; y (vii) Resto de Ingresos Fiscales no Mineros.

¹⁵Las elasticidades de la metodología vigente corresponden a las estimadas por Rodríguez, Escobar y Jorratt (2009), salvo la elasticidad para las Cotizaciones Previsionales de Salud, la cual se obtiene a partir del primer informe de la Comisión Corbo (2011), y las elasticidades para Otros Ingresos Corrientes y Otros Ingresos, las cuales se asumen 0 y 1, respectivamente. A su vez, para el cálculo de las elasticidades la metodología vigente considera series trimestrales que abarcan desde 1993 hasta 2008 (salvo la elasticidad asociada a la Declaración Anual, la cual se calcula mediante una serie de frecuencia anual que va desde 1987 hasta 2008).

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 introducimos los conceptos de elasticidad de corto y largo plazo, y discutimos su relación con el cálculo del balance estructural.¹⁶ En la sección 3 se aborda la metodología empleada para el cálculo de las elasticidades de corto plazo, detallando la especificación para los modelos de rezagos distribuidos autorregresivos (ARDL, por sus siglas en inglés).¹⁷ En la sección 4 presentamos los datos utilizados para los ingresos fiscales no mineros, junto con algunas estadísticas descriptivas. En la sección 5 se reportan los resultados de la estimación para las elasticidades de corto plazo, y se desarrolla un análisis de su impacto en el balance estructural. Finalmente, en la sección 5 se concluye.

2. Elasticidades relevantes para el ajuste cíclico

2.1. Corto plazo vs. largo plazo

En aquellas economías donde la política fiscal es guiada por una regla de balance estructural es necesario, primero, determinar si el ajuste cíclico es efectuado con elasticidades de corto o largo plazo. Daude, Melguizo y Neut (2010) presentan el método de estimación para balances estructurales que utiliza la OCDE y lo aplican a un conjunto de economías latinoamericanas (incluyendo Chile). En dicho trabajo se señala que los ajustes cíclicos para los ingresos fiscales deben estar basados en la elasticidad de corto plazo entre la recaudación y el PIB. Bornhorst y col. (2011) presentan las recomendaciones del FMI para el cálculo de balances estructurales expuestos a ciclos de materias primas y precios de activos. En relación a la estimación de elasticidades, estos autores no toman una postura excluyente respecto al plazo relevante, señalando que ambos enfoques pueden ser utilizados. De manera similar, Marcel, Cabezas y Piedrabuena (2012) documentan diversas estimaciones alternativas de corto y largo plazo para las elasticidades de recaudación a PIB en Chile, sin argumentar en favor de alguna de estas opciones. Por su parte, Rodríguez, Escobar y Jorratt (2009) recurren a un modelo de corrección de errores («ECM», por sus siglas en inglés) siguiendo a Johansen (1988), y calculan las elasticidades de largo plazo entre el PIB y las distintas partidas de recaudación tributaria no minera en Chile.¹⁸

La Comisión Corbo (2011) aborda esta materia y coincide con lo planteado por Daude, Melguizo y Neut (2010), respecto a que la elasticidad relevante es la de corto plazo. Argumentan que para poder efectuar ajustes cíclicos a los ingresos fiscales, es necesario que el cálculo del balance estructural capture adecuadamente el factor transitorio generado por la brecha del producto, para lo cual recomiendan el uso de las elasticidades de corto plazo. Por el contrario, señalan que la elasticidad de largo plazo está asociada al producto en su componente tendencial.¹⁹ La Comisión fundamenta su argumento mediante un simple ejemplo: parten suponiendo dos series de ingreso que fluctúan con distinta intensidad en relación al ciclo del PIB, Ingreso 1 e Ingreso 2. Luego, estiman una regresión para cada serie de ingreso con respecto al producto y encuentran elasticidades de largo plazo prácticamente idénticas. Esto se debe a que en el largo plazo las respectivas

¹⁶En el anexo B complementamos esta discusión mostrando por qué la elasticidad recaudación a PIB para las proyecciones de los ingresos fiscales de largo plazo debe converger a 1, de forma tal de evitar trayectorias explosivas para el cociente de ingresos fiscales sobre PIB.

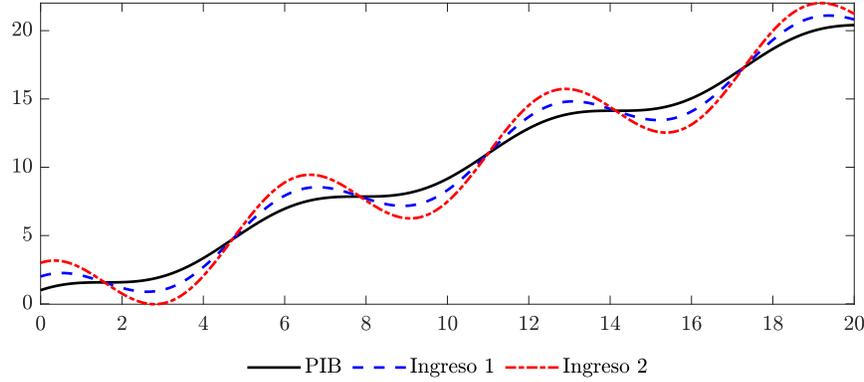
¹⁷Los supuestos que deben cumplirse para la correcta implementación de esta metodología son presentados en el anexo C.

¹⁸Cuatro de las siete elasticidades que actualmente se utilizan en la metodología del balance estructural son obtenidas de este trabajo.

¹⁹En dicho sentido, la elasticidad de largo plazo puede entenderse como la pendiente de la recta definida entre el ingreso fiscal y el producto.

cimas y valles se ven compensadas por las respuestas simétricas frente al ciclo. Sin embargo, como se puede apreciar en la figura 1, en el corto plazo los dos ejemplos de recaudación responden de manera distinta. En consecuencia, con el propósito de estimar las elasticidades de corto plazo, estos autores emplean una metodología que combina un modelo de corrección de errores con funciones de impulso de respuesta. En una primera etapa aplican un *shock* a toda la serie del PIB, para luego predecir la recaudación en base al mecanismo de corrección de errores. Posteriormente, comparan el resultado con la recaudación efectiva para calcular el cambio en la recaudación generado por el *shock* en la serie del producto.

Figura 1: PIB e Ingresos Fiscales



Fuente: elaboración propia en base al informe de la Comisión Corbo (2011).

Es posible demostrar en forma analítica que el ajuste cíclico de los ingresos fiscales debe ser calculado con elasticidades de corto plazo. En efecto, sean I_t , $I_t^{c,a}$ y I_t^* un flujo de ingreso fiscal, su factor cíclico aditivo y su componente estructural, respectivamente. Estas tres variables se pueden relacionar a partir de la ecuación para el ajuste cíclico aditivo:

$$I_t^{c,a} = I_t - I_t^*$$

Luego, recurriendo a la definición de ingresos estructurales presente en la regla de balance estructural, obtenemos:

$$I_t^{c,a} = I_t - I_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \Rightarrow I_t^* = I_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \quad (4)$$

Por su parte, la descomposición multiplicativa de los ingresos está dada por:

$$I_t = I_t^{c,m} \cdot I_t^* \quad (5)$$

donde $I_t^{c,m}$ es el factor cíclico multiplicativo. Al combinar la ecuación (4) con la ecuación (5) resulta en:

$$I_t = I_t^{c,m} \cdot \left[I_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \right] \Rightarrow I_t^{c,m} = \underbrace{\left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^\varepsilon}_{\text{factor cíclico}}$$

Finalmente, al aplicar logaritmo en ambos lados de la última expresión y derivando con respecto a la brecha de producto se llega a:

$$\ln(I_t^{c,m}) = \varepsilon \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) \Rightarrow \underbrace{\frac{d\ln(I_t^{c,m})}{d\ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right)}}_{\text{elasticidad de cp}} = \varepsilon \quad (6)$$

donde Y_t e Y_t^* corresponden al PIB efectivo y tendencial, respectivamente, y ε denota la elasticidad de corto plazo para la recaudación a PIB efectivo. Como se puede observar en la ecuación (6), la metodología del balance estructural requiere elasticidades de corto plazo de los ingresos fiscales para la estimación de los ajustes cíclicos. Estas elasticidades permiten realizar proyecciones de los ingresos fiscales efectivos compatibles con los ajustes cíclicos, entregando mayor robustez al cálculo de los ingresos estructurales. Por su parte, contar con elasticidades de largo plazo es importante para ejercicios de proyecciones fiscales en horizontes más largos de tiempo. En el anexo A se comenta sobre la robustez de las proyecciones de los ingresos estructurales, mientras que en el anexo B se discute sobre la elasticidad relevante en las proyecciones de largo plazo.

2.2. Ajuste cíclico para el residuo de la Declaración Anual

En la metodología vigente, el ajuste cíclico para el residuo entre la Declaración Anual en el periodo t y los Pagos Provisionales Mensuales del periodo anterior se realiza con la brecha del producto del año $t-1$. Esto responde al hecho de que la actividad económica que genera el tributo es efectuada en el año previo a su pago. Si bien esta consideración es conceptualmente rigurosa, resta simplicidad a la metodología de cálculo del balance estructural.

Dado lo anterior, cabe preguntarse qué tanto afecta, en términos de precisión para el cálculo del balance estructural, simplificar el ajuste cíclico de este residuo utilizando la brecha del producto del periodo corriente. Es posible mostrar que el impacto de esta simplificación depende de la tasa de crecimiento del PIB. Para ello, partimos considerando un flujo de ingreso fiscal I_t y el producto Y_t . Suponiendo que estas variables se relacionan temporalmente a través de la siguiente expresión, $I_t = \gamma_0 Y_{t-1}^{\gamma_1}$, con γ_0 y γ_1 denotando el intercepto y la elasticidad, respectivamente, entonces se tiene que:

$$\begin{aligned} \ln(I_t) &= \ln(\gamma_0) + \gamma_1 \ln(Y_{t-1}) \\ &= \ln(\gamma_0) + \gamma_1 \ln\left(\frac{Y_t}{1+g}\right) \\ &= \underbrace{\ln(\gamma_0) - \gamma_1 \ln(1+g)}_{\text{intercepto}} + \gamma_1 \ln(Y_t) \end{aligned} \quad (7)$$

donde hemos asumido que $Y_t = (1+g)Y_{t-1}$. Así, en la medida en que el crecimiento del producto (g) sea estable a través del tiempo, la simplificación propuesta no distorsiona al ajuste cíclico (ya que este último no incorpora efectos de nivel). A su vez, el peso relativo en la recaudación fiscal no minera para el residuo entre la Declaración Anual en t y los Pagos Provisionales Mensuales del periodo anterior promedió -3,35% (periodo 1993-2020).²⁰

²⁰Al sumar el Impuesto Anual del periodo t con los Pagos Provisionales Mensuales del periodo $t-1$, este último lleva valor negativo, lo que puede resultar en que el residuo tome valores menores que cero.

3. Metodología

La metodología ARDL consiste en modelos econométricos univariados que combinan la información contemporánea y rezagada de una variable explicativa, con los rezagos de una variable dependiente. La inclusión del término contemporáneo para la variable explicativa (o exógena) permite estimar elasticidades de corto plazo. Por su parte, los modelos ECM proveen un marco idóneo para el cálculo de elasticidades de largo plazo. Siguiendo la discusión presentada en Pesaran y Shin (1998), es posible trazar una correspondencia (*mapping*) entre ambos enfoques. Esta propiedad asegura la consistencia entre las elasticidades provenientes de cada especificación.²¹ Para ejemplificar este punto, presentamos a continuación un sencillo ejemplo para un modelo ARDL(3,3), que incluye tres rezagos para cada una de sus variables.²² Sean x_t e y_t dos series en nivel que presentan una relación de largo plazo, tal que:

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \alpha_3 x_{t-3} + \pi_0 y_t + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \pi_3 y_{t-3} + \mu_t \quad (8)$$

Luego, expresamos los términos utilizando primeras diferencias, es decir:

$$\begin{aligned} \pi_0 y_t &= \pi_0 (\Delta y_t + y_{t-1}) \\ \pi_2 y_{t-2} &= \pi_2 (y_{t-1} - \Delta y_{t-1}) \\ \pi_3 y_{t-3} &= \pi_3 (y_{t-1} - \Delta y_{t-1} - \Delta y_{t-2}) \\ x_t &= \Delta x_t + x_{t-1} \\ \alpha_2 x_{t-2} &= \alpha_2 (x_{t-1} - \Delta x_{t-1}) \\ \alpha_3 x_{t-3} &= \alpha_3 (x_{t-1} - \Delta x_{t-1} - \Delta x_{t-2}) \end{aligned}$$

Al reemplazar y reordenar estas identidades en la ecuación (8) se obtiene:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \pi_0 y_t - (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3) \left[x_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3} - \frac{\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3} y_{t-1} \right] \\ &\quad - (\alpha_2 + \alpha_3) \Delta x_{t-1} - \alpha_3 \Delta x_{t-2} - (\pi_2 + \pi_3) \Delta y_{t-1} - \pi_3 \Delta y_{t-2} + \mu_t \end{aligned}$$

Finalmente, reparametrizando los coeficientes llegamos a:

$$\begin{aligned} \rho &\equiv 1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3 \\ \beta_{x,1} &\equiv -(\alpha_2 + \alpha_3) \\ \beta_{x,2} &\equiv -\alpha_3 \\ C &\equiv \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3} \\ \beta_{y,0} &\equiv \pi_0 \\ \beta_{y,1} &\equiv -(\pi_2 + \pi_3) \\ \beta_{y,2} &\equiv -\pi_3 \\ \varepsilon_{LP} &\equiv \frac{\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3} \end{aligned} \quad (9)$$

²¹Esto a su vez permite una estimación en una etapa de ambas elasticidades.

²²Se escoge como ejemplo el modelo ARDL(3,3) ya que permite ejemplificar la obtención de elasticidades anuales a partir de datos en frecuencia trimestral.

De esta manera, se puede expresar el modelo ARDL(3,3) en la ecuación (8) como el siguiente modelo ECM:

$$\Delta x_t = \beta_{y,0}\Delta y_t - \rho [x_{t-1} - C - \varepsilon_{LP}y_{t-1}] + \sum_{l=1}^2 \beta_{x,l}\Delta x_{t-l} + \sum_{l=1}^2 \beta_{y,l}\Delta y_{t-l} + \mu_t \quad (10)$$

Al generalizar este ejercicio de reparametrización, expresando las variables en logaritmos, controlando por la estacionalidad en la relación de largo plazo, y partiendo desde un modelo ARDL(n, m), es posible llegar a un modelo ECM que incorpore, además del término para el error de corrección, $n - 1$ rezagos para la variable dependiente, $m - 1$ rezagos para la variable exógena, y un término contemporáneo para esta última. Las ecuaciones (11) y (12) presentan, respectivamente, al modelo ARDL junto a su reparametrización en forma ECM:²³

$$\ln(x_t) = \alpha_0 + \underbrace{\theta_1 S_{t-1}^1 + \theta_2 S_{t-1}^2 + \theta_3 S_{t-1}^3}_{\text{dummies estacionales}} + \sum_{l=1}^n \alpha_l \ln(x_{t-l}) + \sum_{l=0}^m \pi_l \ln(y_{t-l}) + \mu_t \quad (11)$$

$$\Delta \ln(x_t) = \beta_{y,0}\Delta \ln(y_t) - \rho \underbrace{[\ln(x_{t-1}) - C - \delta_1 S_{t-1}^1 - \delta_2 S_{t-1}^2 - \delta_3 S_{t-1}^3 - \varepsilon_{LP} \ln(y_{t-1})]}_{\text{error de corrección para relación de largo plazo}} + \sum_{l=1}^{n-1} \beta_{x,l}\Delta \ln(x_{t-l}) + \sum_{l=1}^{m-1} \beta_{y,l}\Delta \ln(y_{t-l}) + \mu_t \quad (12)$$

La relación descrita en la ecuación (11) entrega una elasticidad de corto plazo entre $\ln(x_t)$ y $\ln(y_t)$ consistente con la elasticidad de largo ε_{LP} presente en el error de corrección de la ecuación (12). Puesto que se trabaja con datos en frecuencia trimestral, la elasticidad de corto plazo para el horizonte de un año está dada por $\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3$. De esta forma, el modelo ARDL permite obtener las elasticidades de corto y largo plazo, siendo estas últimas semejantes a las entregadas por un modelo ECM. Ahora bien, a diferencia de la versión comúnmente utilizada de los ECM, que suelen plantearse según la metodología de Johansen (1988) en la forma de un vector autorregresivo (VAR) aumentado (e.g., modelo de vector de corrección de errores; «VEC», por sus siglas en inglés), el ECM derivado a partir de una especificación ARDL incorpora el cambio contemporáneo de la variable independiente.

La estimación de la ecuación (11) se realiza mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios («OLS», por sus siglas en inglés).²⁴ Para una correcta inferencia de los parámetros es necesario que se cumplan dos supuestos. En primer lugar, se requiere que exista un equilibrio de largo plazo entre las variables en nivel. A su vez, es necesario que $\Delta \ln(y_t)$ sea exógeno a $\Delta \ln(x_t)$, es decir, que cambios en la recaudación para el periodo t no expliquen cambios para el producto en el mismo periodo.²⁵ Adicionalmente, la regresión debe controlar por cambios estructurales. En el anexo C se abordan estos temas.

²³Es directo demostrar que $\delta_i = \frac{\theta_i}{1 - \sum_{l=1}^n \alpha_l} \forall i \in \{1, 2, 3\}$.

²⁴Para aquellos casos en donde se requiere imponer una estructura autorregresiva para las innovaciones, la estimación puede llevarse a cabo mediante Máxima Verosimilitud.

²⁵Este tipo de endogeneidad es comúnmente conocido como causalidad reversa.

4. Datos y estadísticas descriptivas

4.1. Ingresos Fiscales no Mineros

Los datos de recaudación para cada impuesto son recopilados a partir de los Informes de Ejecución Presupuestaria de la Dirección de Presupuestos. Todas las series de ingresos fiscales se expresan en términos reales y son deflactadas por el IPC. Para la categorización de los IFNM, nuestra metodología plantea un cambio con respecto a las divisiones vigentes:

1. Impuestos Directos (ID)

Incluyen (a) Declaración y Pago Mensual y (b) Pagos Provisionales Mensuales:

a) Declaración y Pago Mensual

Incluye el Impuesto de Segunda Categoría y las retenciones por Impuesto Adicional a la Renta. El primero grava de manera progresiva las rentas percibidas por el desarrollo de una actividad laboral en forma dependiente. El segundo afecta a las personas naturales o jurídicas que no tienen residencia ni domicilio en Chile y opera sobre la base de la renta atribuida, retiros, distribuciones o remesas de rentas al exterior que sean de fuente chilena. Ambos impuestos son pagados mensualmente.

b) Pagos Provisionales Mensuales

Corresponden a los anticipos pagados mensualmente por concepto del Impuesto de Primera Categoría de las empresas y las retenciones de honorarios. Posteriormente, al año siguiente de efectuado el pago, estos flujos son descontados del Impuesto Anual, dando origen a un residuo de Declaración Anual del Impuesto a la Renta.

2. Impuestos Indirectos (II)

Incluyen el Impuesto al Valor Agregado («IVA»), los impuestos a productos específicos (e.g., el Impuesto Específico a los Combustibles e Impuesto Específico al Tabaco), los impuestos a los actos jurídicos (Impuesto de Timbres y Estampillas) y los impuestos al comercio exterior (Aranceles a las Importaciones).

3. Otros Ingresos Fiscales no Mineros (OI)

Incluyen (a) Declaración Anual del Impuesto a la Renta, (b) Otros Ingresos Tributarios de Contribuyentes no Mineros, y (c) Resto de Ingresos Fiscales no Mineros:

a) Declaración Anual del Impuestos a la Renta

Corresponde al residuo que se obtiene de sumar el Impuesto Anual para el periodo t con los Pagos Provisionales Mensuales para el periodo $t - 1$, donde este último lleva valor negativo. El Impuesto Anual afecta las rentas percibidas del año anterior y sus principales componentes son el Impuesto de Primera Categoría y el Impuesto Global Complementario.²⁶ El primero grava todas aquellas rentas que provienen de un capital, ya sea de empresas comerciales, de servicios, industriales o cualquier otra figura legal de este tipo que contemple la ley. El segundo es un impuesto personal y progresivo que grava las rentas imposables de personas naturales con domicilio o residencia en Chile.

b) Resto de Ingresos Fiscales no Mineros

Incluyen los Ingresos por Cotizaciones Previsionales de Salud y de Pensiones, Donaciones, Rentas de la Propiedad, Ingresos de la Operación, Otros Ingresos y Ventas de Activos Físicos.

²⁶También incluye el Impuesto Adicional a las Empresas Estatales y el Impuesto Único sobre Gastos Rechazados.

c) **Otros Ingresos Tributarios Contribuyentes no Mineros**

Incluyen Fluctuaciones Deudores más Diferencias Pendientes, el Impuesto de Herencias y Donaciones, y los Impuestos a los Juegos de Azar, entre otros impuestos de bajo peso relativo en la recaudación.

Las elasticidades para estas tres categorías se calculan utilizando muestras de frecuencia trimestral que abarcan desde 1993T1 hasta 2020T4. La serie de Impuestos Directos se obtiene a partir de la suma entre las componentes no mineras de Declaración y Pago Mensual, y Pagos Provisionales Mensuales. Estas dos últimas series se construyen restando los ingresos provenientes de la minería privada a cada uno de estos flujos. A su vez, la serie Resto de Ingresos Fiscales no Mineros (perteneciente a la categoría Otros Ingresos Fiscales no Mineros) se obtiene de la diferencia entre los Ingresos Totales del Fisco (Ingresos Corrientes más Ventas de Activos Físicos) y la suma de los Ingresos Tributarios Netos (mineros y no mineros) con los ingresos provenientes de la minería del cobre de Codelco.

A esta base de datos se añaden variables *dummy* para identificar los principales cambios legales que han afectado a los tributos. También se añaden variables *dummy* para identificar *shocks* que puedan haber afectado la recaudación a partir de cambios económicos relevantes. Estas son especificadas posteriormente en los resultados de cada modelo. Por último, se añaden tres variables *dummy* para capturar efectos estacionales en las relaciones de cointegración.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas para recaudación no minera como % del PIB

| | Media | Desv. estándar | Corr. serial ²⁷ | Curtosis | Asimetría | Máximo | Mínimo |
|------------------------------------|-------|----------------|----------------------------|----------|-----------|--------|--------|
| Impuestos Directos | 5,5 | 1,1 | 0,8 | -0,0 | 0,8 | 9,0 | 3,6 |
| Impuestos Indirectos | 10,6 | 1,0 | 0,6 | -0,4 | -0,0 | 12,8 | 8,0 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 3,0 | 0,9 | 0,3 | 2,0 | 0,7 | 6,2 | 0,6 |

Nota 1: todas las variables están medidas en frecuencia trimestral.

Nota 2: la serie de PIB está expresada en precios corrientes, referencia 2013.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos y el Banco Central de Chile.

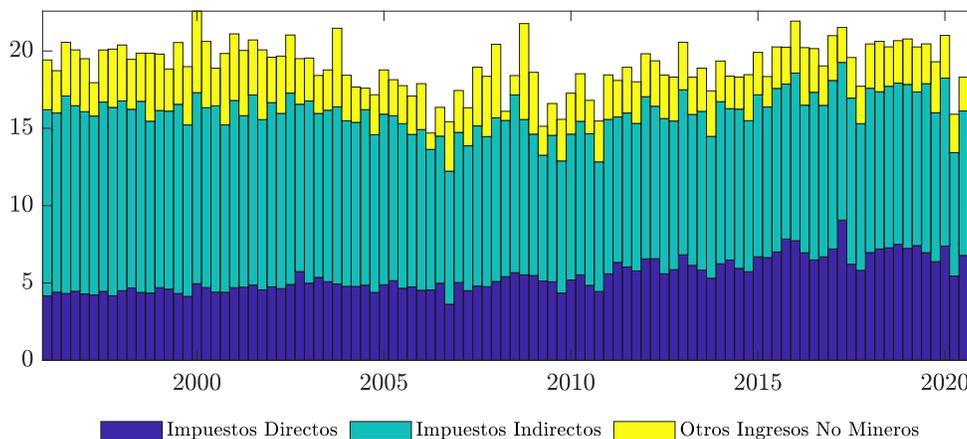
La figura 2 presenta la evolución para las categorías de ingresos no mineros como porcentaje del PIB nominal utilizadas en nuestra metodología. Los valores son expresados en frecuencia trimestral y se considera el periodo 1993T1-2020T4. A partir de esta figura se puede apreciar que los cocientes de recaudación a PIB son relativamente estables en el tiempo y que presentan baja volatilidad en relación a sus niveles medios.²⁸ A su vez, en el cuadro 1 se presentan algunas estadísticas descriptivas para estas series. El mayor aporte proviene de los ingresos por Impuestos Indirectos (categoría que incluye el IVA), los cuales promedian cerca de un 11 % del PIB. El resto de las series de ingresos presentan valores menores, alcanzando promedios en torno al 4 % del PIB. Las correlaciones seriales presentan un mayor grado de heterogeneidad, destacando la mayor persistencia para los Impuestos Directos y la marcada reversión a la media para Otros Ingresos no Mineros. Respecto a las desviaciones estándar, se observa que la serie de menor dispersión (relativa a su media) es la de Impuestos Indirectos. Finalmente, los valores de asimetría y curtosis sugieren

²⁷Respecto a la serie desfasada en un trimestre.

²⁸En la sección 4.2 se presentan gráficos para cada categoría de recaudación por separado.

que las cifras para Otros Ingresos Fiscales no Mineros se agrupan de manera levemente distinta a una distribución normal.

Figura 2: Ingresos Fiscales no Mineros como % del PIB nominal



Nota 1: las series de ingresos miden recaudación en millones de pesos corrientes.

Nota 2: la serie de PIB está expresada en precios corrientes, referencia 2013.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos y el Banco Central de Chile.

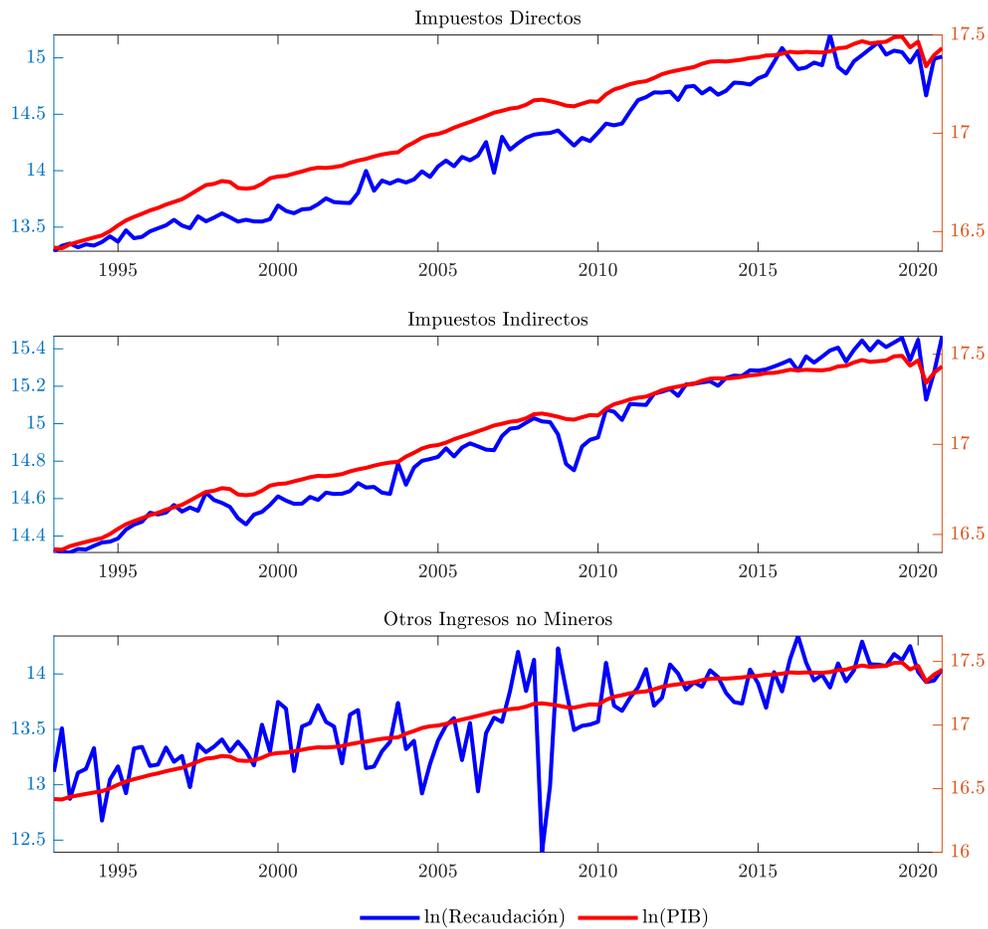
4.2. Pruebas de raíces unitarias

Para evaluar visualmente la posible existencia de una relación de largo plazo entre el PIB real y las distintas categorías de recaudación, la figura 3 presenta la evolución de estas variables a lo largo del tiempo (las series trimestrales son desestacionalizadas para facilitar el análisis).²⁹ Se observa que las series de recaudación por Impuestos Directos e Indirectos siguen una tendencia ascendente en el mediano plazo, en línea con el comportamiento del PIB. En el caso de Otros Ingresos no Mineros esto también se cumple, aunque en menor medida: durante el periodo comprendido entre 2001 y 2005 esta serie exhibe un desacople relevante en relación a la trayectoria tendencial del producto, el cual se corrige de manera gradual. Por otro lado, la evolución de la volatilidad para las tres categorías de recaudación se mantiene estable a través del tiempo, por lo que resulta razonable suponer que las series son homocedásticas,³⁰ siendo la varianza para la categoría Otros Ingresos no Mineros notoriamente mayor al resto.

²⁹Para detalles sobre la serie de PIB real utilizada en la estimación, ver anexo D.

³⁰Es decir, sus varianzas son constantes $\forall t$.

Figura 3: Recaudación Tributaria vs. PIB



Nota 1: las series de recaudación están expresadas en (log) millones de pesos medidos a precios constantes de 2018.

Nota 2: la serie de PIB está expresada en volumen a (log) precios del año anterior encadenado, referencia 2013.

Nota 3: todas las variables están expresadas en frecuencia trimestral.

Nota 4: las series son desestacionalizadas mediante Census X-11.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos y el Banco Central de Chile.

Para testear si estas variables son estacionarias en niveles o en primeras diferencias, llevamos a cabo la prueba propuesta por Elliott, Rothenberg y Stock (1996).³¹ Los resultados se resumen en el cuadro 2. La H_0 (existencia de una raíz unitaria para la variable en nivel) no es rechazada para ninguna categoría de recaudación. Al aplicar la prueba en primeras diferencias se observa que la H_0 resulta rechazada en todos los casos. Tomando en consideración que la prueba de Elliot, Rothenberg y Stock es uno de los enfoques más conservadores para este tipo de análisis, es posible concluir que todas las categorías de la recaudación no minera presentan un orden de integración igual a 1.

³¹Las pruebas de estacionariedad permiten determinar si una serie de tiempo sigue un proceso ergódico: esto es, un proceso estocástico cuya distribución de probabilidad incondicional es constante $\forall t$.

Cuadro 2: Pruebas de raíz unitaria de Elliot, Rothenberg y Stock

| | Niveles | | Primeras diferencias | | Grado de integración |
|------------------------------------|--------------|-----------------|----------------------|-----------------|----------------------|
| | Rechazo 95 % | Estadístico t | Rechazo 95 % | Estadístico t | |
| Impuestos Directos | -3,45 | -3,35 | -2,89 | -10,74 | I(1) |
| Impuestos Indirectos (*) | -3,46 | -2,72 | -2,89 | -10,78 | I(1) |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | -2,89 | -0,91 | -2,89 | -8,74 | I(1) |
| PIB Trimestral (**) | -3,45 | -1,69 | -2,89 | -7,74 | I(1) |

* Se toman como *outliers* los trimestres de la Crisis Financiera Internacional y la crisis del Covid-19.

** Se toman como *outliers* los trimestres de la crisis del Covid-19.

Nota 1: se incluye una tendencia determinística en el proceso generador de datos para las pruebas en nivel (excepto en Otros Ingresos Fiscales no Mineros).

Nota 2: en ambas pruebas la H_0 corresponde a la presencia de una raíz unitaria.

Fuente: elaboración propia.

5. Implementación y Resultados

A continuación, se presentan las etapas involucradas en los procesos de especificación y estimación para cada modelo de recaudación tributaria no minera:

1. Se evalúa la presencia de cambios estructurales para la relación de largo plazo entre el producto y la recaudación a través de un procedimiento de dos etapas. Primero se inspeccionan gráficamente los residuos recursivos y sus sumas acumuladas cuadráticas para detectar periodos con posibles quiebres paramétricos. Luego, se aplica la prueba de Chow (1960) a los puntos previamente encontrados para determinar el periodo donde el cambio presenta la mayor verosimilitud de ocurrencia.
2. Se estima el modelo ARDL considerando: rezagos de la variable dependiente, rezagos del producto, el término contemporáneo del producto, variables *dummy* estacionales (trimestrales), y, en caso de existir, el (los) cambio(s) estructural(es) identificado(s) en el paso 2. Los rezagos del modelo se definen según el Criterio de Información de Akaike («AIC»).
3. Se calculan las elasticidades de corto plazo a partir de modelo ARDL estimado en el paso 2. Posteriormente se recurre a la generalización de la ecuación (9) para a obtener la elasticidad de largo plazo en base a la reparametrización del modelo ARDL en su forma ECM.³²
4. Se realiza la prueba de PSS para validar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables en nivel (PIB e ingresos).
5. Se realizan las pruebas de cointegración de Engle-Granger (1987) y de Johansen (1988) como ejercicios de robustez.
6. Se realiza la prueba de Hausman (1978) para evaluar si el cambio contemporáneo del PIB efectivo es exógeno.

³²Alternativamente, para obtener las elasticidades de largo plazo se podría estimar el modelo ECM de la ecuación (26) o (12), dependiendo de si se encuentran quiebres estructurales o no, respectivamente.

7. Se emplea la prueba de Breusch-Godfrey (Breusch [1978] y Godfrey [1978]) para descartar la presencia de correlación serial en los errores.³³

5.1. Impuestos Directos

Para evaluar quiebres estructurales en la relación de largo plazo entre el logaritmo de los Impuestos Directos (ID) y el logaritmo del producto (Y), se analiza la estabilidad para los residuos de la regresión entre ambas variables, tomando al producto como variable independiente.³⁴ En particular, se inspeccionan visualmente los gráficos para los residuos recursivos y sus sumas acumuladas cuadráticas (CUSUM). Esto permite evaluar posibles cambios estructurales en la constante y/o en la elasticidad. Los resultados, presentados en la figura 7 del anexo E, sugieren un posible cambio estructural en el año 2002. Previo a dicho año, la tasa marginal máxima del Impuesto de Primera Categoría se mantuvo en 15 % por más de diez años. En 2002 esta inicia un proceso de ajuste gradual, pasando por 16 % en 2002, 16,5 % en 2003, y 17 % en 2004. Para poder identificar el trimestre en el cual se produce el cambio estructural, empleamos la prueba de Chow. Como se puede observar en el cuadro 9 del anexo E, el mayor valor para el estadístico F se registra para el tercer trimestre del año 2002. Una vez detectado, procedemos a evaluar si el cambio estructural ocurre en pendiente y/o nivel, resultando significativo en ambos casos.

A partir de la figura 7 (esta vez observando la submuestra 2002T3 – 2020T4), también es posible identificar otro potencial quiebre para 2011. En este caso la tasa marginal máxima del Impuesto a la Primera Categoría aumenta desde 17 % a 20 %. La prueba de Chow sugiere que el cambio ocurre en el primer trimestre de 2011, siendo el efecto significativo únicamente para la constante. Finalmente, a partir de la submuestra 2011T1 – 2020T4, es posible prever un tercer quiebre para 2015. Este periodo coincide con la reforma tributaria de 2014, la cual incorporó políticas de repatriación de capitales en 2015 y 2016 y aumentos en las tasas impositivas a partir de 2017, entre otras medidas. Los resultados de la prueba de Chow indican que la fecha de ocurrencia más probable para el cambio estructural es el tercer trimestre de 2015. Al evaluar si el cambio ocurre en niveles y/o pendiente, se observa que resulta significativo únicamente para el nivel. Finalmente, en la figura 7 también es posible observar cómo, controlando por el cambio previamente detectado, la relación de largo plazo se vuelve estable.³⁵

Como se encuentra evidencia estadísticamente significativa en favor de inestabilidad en los parámetros, procedemos a estimar el modelo ARDL no restringido presentado en la ecuación (25) del anexo C. Las variables *dummy* seleccionadas en el cuadro 3 (indicado por un símbolo *check* en la columna “Uso”) corresponden a aquellas que resultan significativas y, por tanto, incorporadas al modelo. Los controles que presentan rezago de un trimestre (por ejemplo, las variables binarias que capturan los quiebres estructurales o aquellas que controlan por estacionalidad) apuntan a efectos de largo plazo. En otras palabras, entran en la relación de cointegración al expresar el modelo en su forma ECM. En contraste, los controles contemporáneos afectan únicamente la relación de corto plazo. La especificación de rezagos para el modelo es determinada a través del AIC.

Para validar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables en nivel se ejecuta

³³La presencia de correlación serial puede ser indicio de una incorrecta especificación. Esto genera sesgo en los parámetros estimados.

³⁴Se incluyen también variables binarias para controlar por estacionalidad trimestral.

³⁵Para controlar por la crisis del Covid-19 se incluye una interacción entre la variable dependiente una variable *dummy* que se activa a partir de segundo trimestre de 2020.

la prueba de PSS. Adicionalmente, se realizan las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) como ejercicios de robustez. Los resultados, presentados en el cuadro 12 del anexo G, indican que el test de PSS rechaza la H_0 (ausencia de una relación de largo plazo) para un nivel de confianza de 95 %. Por su parte, las pruebas de Engle y Granger, y Johansen (presentadas en los cuadros 14 y 13 del anexo G, respectivamente), concluyen que existe una relación de cointegración entre ambas series para un nivel de confianza de 95 %. Por otro lado, se ejecuta la prueba de Hausman utilizando como instrumentos el logaritmo del precio del cobre y el crecimiento del PIB real para los socios comerciales de Chile.³⁶ Como se aprecia en el cuadro 11 del anexo F, los resultados del test no permiten rechazar la H_0 al 95 % de confianza. En consecuencia, se concluye que el cambio contemporáneo del PIB es exógeno a los ingresos por Impuestos Directos en el modelo ECM (y por ende, también en el modelo ARDL). Finalmente, se comprueba la ausencia de correlación serial para las innovaciones resultantes mediante la prueba de Breusch-Godfrey (ver cuadro 10 del anexo F).³⁷

Cuadro 3: Controles por cambios impositivos y económicos en el modelo

| Nombre | Uso | Plazo | Tipo | Impuestos Directos |
|-------------|-----|-------|-------------------|--|
| | | | | Descripción |
| CI^{1995} | | | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (SC) cambia desde 48 % hasta 45 %, entre otros |
| CI^{2002} | ✓ | LP | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (SC) cambia desde 45 % hasta 43 %, entre otros La tasa marginal máxima (PC) cambia desde 15 % hasta 16 %, entre otros |
| CI^{2003} | | | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (SC) cambia desde 43 % hasta 40 %, entre otros |
| CI^{2004} | | | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (PC) cambia desde 16,5 % hasta 17 %, entre otros |
| CI^{2011} | ✓ | LP | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (PC) cambia desde 17 % hasta 20 %, entre otros |
| CI^{2015} | ✓ | LP | Cambio impositivo | Reforma tributaria (incorpora repatriación de capitales, entre otros) |
| CI^{2017} | | | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (PC) cambia desde 40 % hasta 35 %, entre otros |
| CI^{2018} | | | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (PC) cambia desde 25,5 % hasta 27 %, entre otros |
| CRI^{cv} | ✓ | CP | Cambio impositivo | La tasa marginal máxima (PC) cambia desde 35 % hasta 40 %, entre otros |
| | | | Cambio económico | Pandemia Covid-19 (2020T2 – 2020T4) |
| CRI^{as} | | | Cambio económico | Crisis asiática (1998T1 – 1999T2) |
| CRI^{sp} | | | Cambio económico | Crisis subprime (2008T1 – 2009T4) |
| CRI^{so} | | | Cambio económico | Crisis social (2019T4) |
| S^i | ✓ | LP | Ajuste estacional | $i \in \{1, 2, 3\}$ |

Nota: PC y SC, denotan impuesto de primera y segunda categoría, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

A continuación, se detallan los resultados de la estimación para el modelo en su forma ARDL(2,0), a partir de la cual es posible obtener la elasticidad de corto plazo. Posteriormente, se reparametizan los coeficientes obtenidos en el modelo de rezagos distribuidos para calcular la elasticidad de largo plazo. El modelo expresado en forma ARDL resulta en:

³⁶Para expresar el precio del cobre en términos reales se deflacta por el índice de precios al por mayor (base promedio 2012 = 100) para materias primas de Estados Unidos.

³⁷Dado que el modelo ARDL es una reparametrización del modelo ECM y viceversa, existe una relación uno-a-uno entre las innovaciones de ambas especificaciones. De esta forma, resulta indiferente a qué modelo se le aplica la prueba.

$$\begin{aligned} \ln(ID_t) = & \left[-2,512 - 12,670CI_{t-1}^{2002} + 0,157CI_{t-1}^{2011} + 0,131CI_{t-1}^{2015} + 12,917CRI_t^{cv} + 0,007S_{t-1}^1 + \right. \\ & \left. - 0,035S_{t-1}^2 - 0,037S_{t-1}^3 \right] + [-0,003 - 0,869CRI_t^{cv}] \ln(ID_{t-1}) - 0,133 \ln(ID_{t-2}) + \\ & + 1,074 \ln(Y_t) + 0,759CI_{t-1}^{2002} \ln(Y_{t-1}) + \mu_t \end{aligned} \quad (13)$$

donde ID_t es la recaudación por Impuestos Directos en el periodo t , Y_t es el PIB efectivo, correspondiente a la actividad económica que genera la base imponible para dicha recaudación; CI_{t-1}^{2002} , CI_{t-1}^{2011} y CI_{t-1}^{2015} corresponden a variables binarias que permiten controlar por cambios impositivos en la relación de largo plazo, CRI_t^{cv} es una variable binaria que controla por un cambio económico que afecta a la relación de corto plazo, y S_{t-1}^i con $i \in \{1, 2, 3\}$ representa la variable binaria estacional para el trimestre i . Los resultados completos de la estimación son exhibidos en el cuadro [15](#) del anexo [H](#).

Con el objeto de reducir el riesgo de capturar efectos ajenos a los descritos en el cuadro [3](#), evaluamos la consistencia teórica de los signos para las elasticidades estimadas. Para CI^{2002} , se observa que el coeficiente que acompaña a la interacción con el producto resulta positivo, capturando la mayor elasticidad de largo plazo generada por el alza en la tasa máxima marginal para el Impuesto de Primera Categoría. Similarmente, los coeficientes para CI^{2011} y CI^{2015} resultan ambos positivos, lo cual es consistente con los mayores niveles de recaudación generados por las alzas en la tasa máxima marginal para el Impuesto de Primera Categoría y la reforma tributaria, respectivamente. En el caso de la pandemia (capturada por CRI^{cv}), su efecto impacta negativamente a la recaudación, en línea con lo esperado. Finalmente, el signo para el término contemporáneo del PIB (Y_t) resulta positivo, acorde con una mayor base económica a partir de la cual se obtiene el ingreso tributario.

En el diagnóstico de estabilidad paramétrica se identifican tres quiebres estructurales en la relación de equilibrio estacionario: uno en el tercer trimestre de 2002; otro en el primer trimestre de 2011, y otro en el tercer trimestre de 2015. Para los dos últimos (2011 y 2015), el efecto solo rige para el nivel de la relación (intercepto). En contraste, el quiebre del año 2002 también afecta la elasticidad de largo plazo. Por otro lado, el análisis también arroja un cambio para la relación de corto plazo a partir del año 2020, el cual está asociado a la crisis del Covid-19. Este cambio modifica la elasticidad entre la variable dependiente y su primer rezago, por lo que la elasticidad de recaudación a PIB se mantiene inalterada.

Tomando en consideración que la ecuación [\(13\)](#) está expresada en frecuencia trimestral, la elasticidad de corto plazo en frecuencia anual corresponde a la suma de las elasticidades para los términos del PIB en el periodo contemporáneo y sus tres primeros rezagos. En este caso, el AIC sugiere una especificación que incluye únicamente un rezago para esta variable. En consecuencia, la elasticidad de corto plazo está dada por: [38](#)

$$\varepsilon_{CP,02T3-20T4}^{ID} = 1,074 + 0,759 = 1,832 \quad (14)$$

Es decir, un cambio porcentual para el PIB efectivo de 1% en cada uno de los trimestres del año t conlleva a un aumento en la recaudación generada por los Impuestos Directos de aproximadamente 1,8%. [39](#)

³⁸Los errores estándar para las elasticidades anuales son presentados la figura [10](#) del anexo [I](#).

³⁹Los resultados para las elasticidades anuales de corto y largo plazo en resto de los periodos corresponden a:

5.2. Impuestos Indirectos

Los residuos recursivos y la prueba CUSUM cuadrática para la regresión entre el logaritmo de la recaudación por Impuestos Indirectos (II) y el logaritmo del producto son presentados en la figura 9 del anexo E. Los resultados indican la existencia de un posible cambio estructural en el año 2004. Este periodo coincide con el aumento del Impuesto al Valor Agregado de 18 % a 19 %. Como señala el cuadro 9 del anexo E, la prueba de Chow concluye que el cuarto trimestre de 2004 es la fecha de ocurrencia más probable para el cambio y, al incorporarlo en la regresión, este resulta significativo en nivel y pendiente. Al observar la submuestra 2004T4-2020T4 aparecen otros dos potenciales quiebres estructurales: uno en 2009 y otro en 2020. Durante 2009 se conjugan, por un lado, la Crisis Financiera Internacional y, por otro, el inicio de una serie de cambios tributarios que incluyen: la derogación de la sobretasa al Impuesto a los Cigarrillos y al Tabaco (2010), un alza en el Impuesto Específico a la Gasolina desde 4,5 a 6 UTM (2010), la reducción del Impuesto a los Cigarrillos desde 60,5 % a 30 % (2014) y el alza gradual para los Impuestos a los Actos Jurídicos (iniciada en 2010).⁴⁰ Al someter este periodo temporal al test de Chow (controlando por el cambio previamente identificado en 2002), la prueba no rechaza la H_0 de ausencia de quiebre estructural en todos los puntos evaluados. Esto evidencia que la inestabilidad paramétrica detectada por los residuos recursivos y la prueba CUSUM cuadrática para dicho periodo es de orden local. En el caso de 2020, el periodo coincide con la crisis del Covid-19. Puesto que la pandemia se asume como un evento transitorio altamente disruptivo para las elasticidades, se aborda incorporando una interacción con término de PIB contemporáneo en la relación de corto plazo.

De esta manera, se procede a estimar el modelo no restringido de la ecuación (25) del anexo C. Las variables *dummy* seleccionadas en el cuadro 4 corresponden a aquellas que resultan significativas y, por tanto, incorporadas en el modelo. La especificación de rezagos es determinada a través del AIC.

Los resultados para las pruebas de PSS, Engle-Granger, y Johansen son presentados en los cuadros 12, 14 y 13 del anexo G, respectivamente. En todos los casos la H_0 es rechazada al 95 % de confianza, lo que sugiere que las series presentan una relación de largo plazo en niveles (PSS) y están cointegradas (Engle-Granger, y Johansen). Al igual que para las categorías anteriores, la prueba de Hausman instrumentaliza el logaritmo del precio del cobre (real) y el crecimiento del PIB de los socios comerciales. Como se observa en el cuadro 11 del anexo E, no es posible rechazar la H_0 al 95 %. En consecuencia, se concluye que el cambio contemporáneo del PIB es exógeno a la

$$\begin{aligned}\varepsilon_{CP,93T1-02T2}^{ID} &= 1,074 \\ \varepsilon_{LP,02T3-20T4}^{ID} &= \frac{1,074 + 0,759}{1 - (0,003 + 0,133)} = 1,613 \\ \varepsilon_{LP,93T1-02T2}^{ID} &= \frac{1,074}{1 - (0,003 + 0,133)} = 0,945\end{aligned}$$

Si bien el quiebre estructural para la elasticidad entre la variable dependiente y su primer rezago conlleva a una nueva elasticidad de largo plazo ($\varepsilon_{LP,20T2-20T4}^{ID}$), no la reportamos, puesto que se asume que la pandemia será transitoria.

⁴⁰La tasa para el impuesto a los documentos que contienen créditos de dinero pasa por 0 % en 2009, 0,05 % en 2010, 0,033 % en 2013 y 0,066 % (con un tope de 0,8 %) en 2015. A su vez, la tasa para el impuesto a los documentos que contienen operaciones a la vista sin plazo pasa por 0 % en 2009, 0,25 % en 2010, 0,17 % en 2013 y 0,33 % en 2015.

variable dependiente. Finalmente, la prueba Breusch-Godfrey indica ausencia de correlación serial para las innovaciones del modelo (ver cuadro [10](#) del anexo [F](#)). Luego, el modelo de ingresos para esta categoría de recaudación resulta en:

$$\begin{aligned}
\ln(II_t) = & \left[-0,924 - 0,064CRI_t^{\text{sp}} - 4,662CI_{t-1}^{2004} - 17,338CRI_t^{\text{cv}} - 0,110S_{t-1}^1 - 0,044S_{t-1}^2 - 0,063S_{t-1}^3 \right] \\
& + 0,328\ln(II_{t-1}) + 0,018\ln(II_{t-2}) + 0,164\ln(II_{t-3}) + [1,737 + 0,998CRI_t^{\text{cv}}] \ln(Y_t) \\
& + \left[-1,139 + 0,275CI_{t-1}^{2004} \right] \ln(Y_{t-1}) + 0,324\ln(Y_{t-2}) + 0,043\ln(Y_{t-3}) - 1,596\ln(Y_{t-4}) \\
& + 1,004\ln(Y_{t-5}) + \mu_t
\end{aligned} \tag{15}$$

donde II_t es la recaudación por Impuestos Indirectos en t ; CI_{t-1}^{2004} es una variable *dummy* que controla por cambios impositivos en la relación de largo plazo, CRI_t^{sp} CRI_t^{cv} son variables *dummy* que capturan los efectos de la Crisis Financiera Internacional y del Covid-19 (respectivamente) en la relación de corto plazo, y S_{t-1}^i con $i \in \{1, 2, 3\}$ representa la variable binaria estacional para el trimestre i . Los resultados completos de la estimación son exhibidos en el cuadro [17](#) del anexo [H](#).

Al analizar los signos para los parámetros estimados, se observa que el coeficiente que acompaña a CI^{2004} resulta positivo, lo cual es coherente con un mayor nivel promedio de recaudación a partir del alza en el IVA. La variable binaria que captura el efecto de la Crisis Financiera Internacional (CRI^{sp}) es incorporada en el modelo (puesto que resulta significativa) y presenta signo negativo, según lo esperado. Esto sugiere que la inestabilidad paramétrica detectada en el periodo 2008-2010 proviene del efecto temporal que tuvo dicha crisis para esta categoría de recaudación. Finalmente, el efecto de la crisis del Covid-19 (CRI^{cv}) es positivo para la interacción con el producto, lo cual es consistente con tasas de crecimiento negativas. Finalmente, el signo para el término contemporáneo del PIB (Y_t) resulta positivo, lo cual está en línea con lo esperado.

Cuadro 4: Controles por cambios impositivos y económicos en el modelo

| Impuestos Indirectos | | | | |
|-----------------------------|-----|-------|-------------------|---|
| Nombre | Uso | Plazo | Tipo | Descripción |
| CI^{1995} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los combustibles y el tabaco |
| CI^{1999} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto al comercio exterior y al tabaco |
| CI^{2000} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los combustibles y al comercio exterior |
| CI^{2001} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los combustibles, entre otros |
| CI^{2002} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto al comercio exterior |
| CI^{2003} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto al comercio exterior |
| CI^{2004} | ✓ | LP | Cambio impositivo | Se modifican las tasas al valor agregado y del impuesto a los combustibles |
| CI^{2007} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas |
| CI^{2008} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas |
| CI^{2009} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas |
| CI^{2010} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas y al tabaco |
| CI^{2013} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas |
| CI^{2014} | | | Cambio impositivo | Reforma Tributaria ⁴¹ |
| CI^{2015} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas |
| CI^{2016} | | | Cambio impositivo | Modificaciones en el IVA para la adquisición y venta de viviendas |
| CI^{2020} | | | Cambio impositivo | Se modifican las tasas del impuesto a los actos jurídicos y estampillas |
| CRI^{as} | | | Cambio económico | Crisis asiática (1998T1 – 1999T2) |
| CRI^{sp} | ✓ | LP | Cambio económico | Crisis subprime (2008T1 – 2009T4) |
| CRI^{so} | | | Cambio económico | Crisis social (2019T4) |
| CRI^{cv} | ✓ | CP | Cambio económico | Pandemia Covid-19 (2020T2 – 2020T4) |
| S^i | ✓ | LP | Ajuste estacional | $i \in \{1, 2, 3\}$ |

Fuente: elaboración propia.

El diagnóstico de estabilidad paramétrica identifica un quiebre estructural en la relación de largo plazo, el cual ocurre en el cuarto trimestre de 2004 e impacta tanto al nivel como a la pendiente. A su vez, la Crisis Financiera Internacional y la pandemia generan cambios estadísticamente significativos en la relación de corto plazo. En la primera, el impacto es únicamente en el nivel, mientras que la segunda afecta al nivel y la pendiente. De esta manera, la elasticidad de corto plazo está dada por: ⁴²

$$\varepsilon_{CP,04T4-20T4}^{II} = 1,737 + (0,275 - 1,139) + 0,324 + 0,043 = 1,241 \quad (16)$$

⁴¹Incluye la implementación de la factura electrónica, medidas para la disminuir de la evasión, y modificaciones a las tasas del impuesto al tabaco, entre otros.

⁴²Los resultados para las elasticidades anuales de corto y largo plazo en resto de los periodos corresponden a:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{CP,93T1-04T3}^{II} &= 1,737 - 1,139 + 0,324 + 0,043 = 0,965 \\ \varepsilon_{LP,04T4-20T4}^{II} &= \frac{1,737 + (0,275 - 1,139) + 0,324 + 0,043 - 1,596 + 1,004}{1 - (0,328 + 0,018 + 0,164)} = 1,325 \\ \varepsilon_{LP,93T1-04T3}^{II} &= \frac{1,737 - 1,139 + 0,324 + 0,043 - 1,596 + 1,004}{1 - (0,328 + 0,018 + 0,164)} = 0,762 \end{aligned}$$

Es decir, un cambio porcentual para el PIB efectivo de 1% en cada uno de los trimestres del año t conlleva a un aumento en la recaudación por Impuestos Indirectos de aproximadamente 1,25%. No consideramos el impacto que tiene la crisis del Covid-19 en la elasticidad, puesto que se asume su efecto será transitorio.

5.3. Otros Ingresos Fiscales no Mineros

Los residuos recursivos y la prueba CUSUM cuadrática para la regresión entre el logaritmo de la recaudación por Otros Ingresos Fiscales no Mineros (OI) y el logaritmo del producto son presentados en la figura 8 del anexo E. Los resultados sugieren la presencia de un posible cambio estructural en 2004. Durante este período se implementa una reforma sanitaria, la cual impacta en la recaudación por Cotizaciones Previsionales de Salud. Como se aprecia en el cuadro 9 del anexo E, los resultados de la prueba de Chow sugieren que el cambio estructural ocurre en el primer trimestre de 2004. Al incorporarlo en la relación de largo plazo, este resulta significativo para el nivel. Luego, al enfocarse en la submuestra 2004T4 - 2020T4 encontramos otro potencial quiebre para el año 2009. En este periodo se modifica el tope imponible para las Cotizaciones Previsionales de Salud. A su vez, en 2009 también se llevan a cabo modificaciones en el registro de Fondos Especiales, que incluyen la implementación de Normas Internacionales de Información Financiera («IFRS», por sus siglas en inglés), las cuales impactan en las Rentas de la Propiedad. En este caso la prueba de Chow indica que el quiebre ocurre en el cuarto trimestre de 2009, resultando significativo para el nivel. Tras controlar por este quiebre, la relación de largo plazo se vuelve estable.

Puesto que la relación de largo plazo exhibe inestabilidad paramétrica significativa, procedemos a estimar el modelo no restringido presentado en la ecuación (25) del anexo C. Las variables binarias seleccionadas en el cuadro 5 corresponden a aquellas que resultan significativas y, por tanto, incorporadas en el modelo. La especificación de rezagos se define mediante el AIC.

Los resultados para las pruebas de PSS, Engle-Granger, y Johansen son presentados en los cuadros 12, 14 y 13 del anexo G, respectivamente. Estos sugieren la existencia de una relación en niveles (PSS) y una cointegración (Engle-Granger, y Johansen). Como se observa en el cuadro 11 del anexo E, el resultado de la prueba de Hausman no rechaza la H_0 al 95% de confianza, por lo tanto, es posible concluir sobre la exogeneidad del cambio contemporáneo del PIB en el modelo ECM. Finalmente, se confirma la ausencia de correlación serial para las innovaciones del modelo a través del test de Breusch-Godfrey (ver cuadro 10 del anexo E). De esta manera, el modelo ARDL para relación de corto plazo resulta en:

$$\ln(OI_t) = \left[-5,869 - 0,289CI_{t-1}^{2004} + 0,198CI_{t-1}^{2009} + 0,089S_{t-1}^1 - 0,122S_{t-1}^2 + 0,238S_{t-1}^3 \right] + 0,065\ln(OI_{t-1}) - 0,272\ln(OI_{t-2}) - 0,302\ln(Y_t) + 1,614\ln(Y_{t-1}) + \mu_t \quad (17)$$

donde OI_t es la recaudación por Ingresos Fiscales no Mineros en el periodo t , CI_{t-1}^{2004} y CI_{t-1}^{2009} son variables binarias que controlan por cambios impositivos en la relación de largo plazo, y S_{t-1}^i con $i \in \{1, 2, 3\}$ representa la variable binaria estacional para el trimestre i . Los resultados completos de la estimación son presentados en el cuadro 16 del anexo H.

Cuadro 5: Controles por cambios impositivos, económicos y sanitarios en el modelo

| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | | | | |
|---|-----|-----------|-------------------|--|
| Nombre | Uso | Plazo | Tipo | Descripción |
| CI^{2004} | ✓ | <i>LP</i> | Cambio impositivo | Reforma sanitaria (afecta cotizaciones previsionales de salud) |
| CI^{2009} | ✓ | <i>LP</i> | Cambio impositivo | Modificación en el tope imponible para las cotizaciones de salud |
| | | | Cambio contable | Valorización de activos a precios de mercado, entre otros |
| CRI^{as} | | | Cambio económico | Crisis asiática (1998T1 – 1999T2) |
| CRI^{sp} | | | Cambio económico | Crisis subprime (2008T1 – 2009T4) |
| CRI^{so} | | | Cambio económico | Crisis social (2019T4) |
| CRI^{cv} | | | Cambio económico | Pandemia Covid-19 (2020T2 – 2020T4) |
| S^i | ✓ | <i>LP</i> | Ajuste estacional | $i \in \{1, 2, 3\}$ |

Fuente: elaboración propia.

Al evaluar la consistencia teórica de los parámetros estimados, se observa que el coeficiente que acompaña al control CI^{2004} presenta signo negativo. Esto puede deberse a la estructura de copago que presentó la reforma sanitaria. La introducción del aporte por parte de beneficiario en el financiamiento de las prestaciones de médicas posiblemente redujo los aportes basales por cotizaciones previsionales de salud. Por otro lado, el signo que acompaña al control CI^{2009} resulta positivo, lo cual es consistente con la valorización de los activos públicos a precios de mercado y el aumento en el tope imponible para las cotizaciones previsionales de salud. Finalmente, el signo para el término contemporáneo del PIB (Y_t) es negativo, mientras que su primer rezago resulta positivo. Esto sugiere que el efecto de los ingresos por la Renta de Declaración Anual (los cuales corresponden al periodo $t - 1$) prevalecen en estas elasticidades.

El diagnóstico de estabilidad paramétrica concluye que existen únicamente dos quiebre estructurales para la relación recaudación-producto de largo plazo. En ambos casos el impacto únicamente ocurre para el nivel. En consecuencia, no se presentan cambios para la elasticidad de corto plazo a lo largo de la muestra. Puesto que, para este caso, el AIC sugiere una especificación que incluye un rezago para el producto, la elasticidad de corto plazo está dada por: ⁴³

$$\varepsilon_{CP,93T1-20T4}^{OI} = -0,302 + 1,614 = 1,312 \quad (18)$$

Es decir, el cambio en un punto porcentual para el PIB efectivo conlleva a un aumento en la recaudación para Otros Ingresos Fiscales No Mineros de aproximadamente 1,3% en el corto plazo.

⁴³El resultado para la elasticidad anual de largo plazo corresponde a:

$$\varepsilon_{LP,93T1-04T3}^{OI} = \frac{-0,302 + 1,614}{1 - (0,065 - 0,272)} = 1,088$$

6. Impacto en el balance estructural

Una vez efectuadas las estimaciones para las elasticidades de los ingresos fiscales no mineros, es posible contrastar nuestros resultados con los valores actualmente utilizados en el cálculo del balance estructural. Esto resulta relevante por varias razones. En términos conceptuales, la comparación otorga puntos de referencia que ayudan juzgar la consistencia económica de nuestras estimaciones (por ejemplo, evaluando el orden de magnitud y el tamaño relativo de las elasticidades). Desde una perspectiva de política, la actualización de parámetros en la regla de balance estructural debiese ser gradual, a modo de minimizar la incertidumbre asociada al cambio. Esto hace necesaria una correcta medición del impacto que genera la introducción de las nuevas elasticidades en el cálculo de los ingresos cíclicamente ajustados.

En el cuadro 6 se presentan nuestros resultados junto con las estimaciones reportadas por Rodríguez, Escobar y Jorratt (2009) para el caso de Declaración y Pago Mensual, Pagos Provisionales Mensuales, Impuestos Indirectos, Declaración Anual, Otros Impuestos y Otros Ingresos Corrientes. En tanto, para Cotizaciones Previsionales de Salud la metodología vigente utiliza la estimación presentada en el primer informe de la Comisión Corbo (2011). Previo al análisis cuantitativo, resulta útil recordar el cambio en la agrupación para los ingresos fiscales no mineros. En particular, se tiene que ambos trabajos coinciden en una categoría: Impuestos Indirectos. Por otro lado, la metodología propuesta agrupa a Declaración y Pago Mensual y Pagos Provisionales Mensuales en la categoría Impuestos Directos. A su vez, Declaración Anual, Cotizaciones Previsionales de Salud, Otros Impuestos y Otros Ingresos Corrientes son agrupados en la categoría Otros Ingresos Fiscales no Mineros. Finalmente, cabe recordar que las elasticidades propuestas y las elasticidades vigentes capturan dinámicas de la relación recaudación-producto para diferentes plazos.

Cuadro 6: Elasticidades para el ajuste cíclico de los ingresos fiscales no mineros

| Propuesta [1993-2020, corto plazo] | | Vigente [1993-2008, largo plazo] | |
|------------------------------------|-------|-------------------------------------|-------|
| Categoría | Valor | Categoría | Valor |
| Impuestos Directos | 1,83 | Declaración y Pago Mensual | 1,82 |
| Impuestos Indirectos | 1,24 | Pagos Provisionales Mensuales | 2,39 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 1,32 | Impuestos Indirectos | 1,04 |
| | | Declaración Anual | 1,63 |
| | | Imposiciones Previsionales de Salud | 1,17 |
| | | Otros Impuestos | 1,00 |
| | | Otros Ingresos Corrientes | 0,00 |
| Elasticidad total ponderada | 1,41 | | 1,49 |

Nota: las elasticidades de la metodología vigente corresponden a las estimadas por Rodríguez, Escobar y Jorratt (2009), salvo la elasticidad para las Cotizaciones Previsionales de Salud, la cual se obtiene a partir del primer informe de la Comisión Corbo (2011), y las elasticidades para Otros Ingresos Corrientes y Otros Ingresos, las cuales se asumen 0 y 1, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Al comparar ambas estimaciones, se observa que la recaudación fiscal proveniente de Impuestos Indirectos exhibe mayor sensibilidad respecto ciclo al considerar un horizonte de corto plazo (en comparación con el largo plazo contemplado en la elasticidad vigente). Por su parte, el valor de 1,83 para Impuestos Directos sugiere que la recaudación por Declaración y Pago Mensual ejerce mayor influencia que los Pagos Provisionales Mensuales en la determinación de esta elasticidad de corto plazo. También destaca en la propuesta que la elasticidad para Otros Ingresos Fiscales no Mineros registra la cifra más cercana al promedio ponderado (en relación al total de Ingresos Fiscales no Mineros). Lo anterior sugiere que esta categoría es la que captura, de manera más representativa, el efecto agregado que ejercen las holguras de capacidad en la recaudación fiscal no minera

Cuadro 7: Estadísticas descriptivas – ajuste cíclico y balance estructural

| | Ajuste cíclico | | Balance estructural | |
|-------------------------------------|----------------|-----------|---------------------|-----------|
| | Vigente | Propuesta | Vigente | Propuesta |
| Media | -0,82 | -1,02 | -0,74 | -0,53 |
| Mediana | -0,63 | -0,72 | -0,56 | -0,47 |
| Desviación Estándar | 1,03 | 1,09 | 1,85 | 1,83 |
| Máximo | -4,50 | -4,83 | -6,04 | -5,52 |
| Mínimo | 0,48 | 0,04 | 1,52 | 1,86 |
| Curtosis | 8,16 | 7,21 | 1,87 | 1,21 |
| Asimetría | -2,47 | -2,34 | -1,06 | -0,78 |
| Correlación con brecha del producto | 0,77 | 0,79 | | |

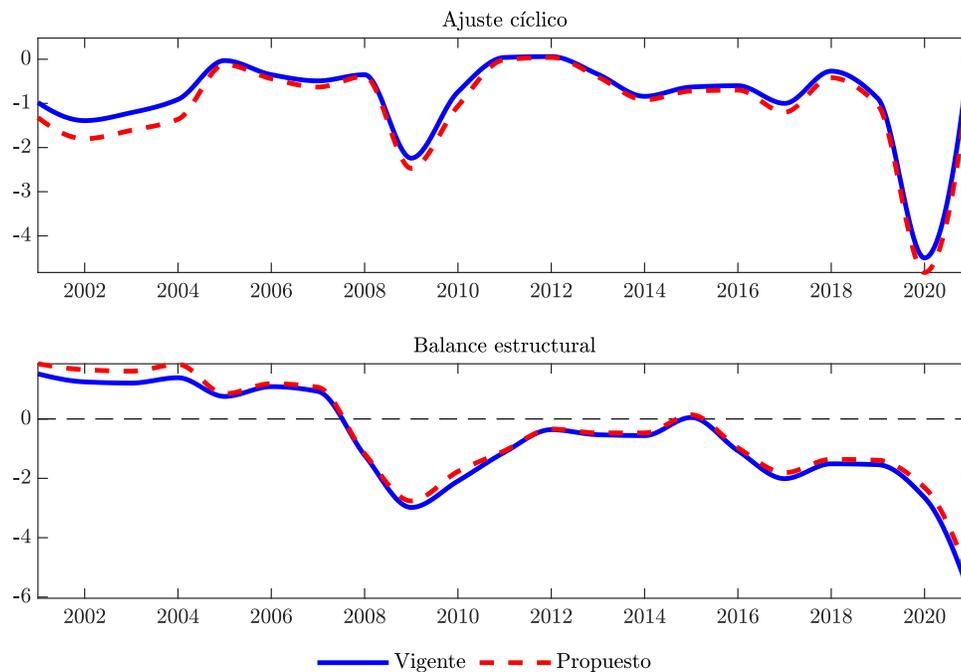
Fuente: elaboración propia.

El cuadro 7 y la figura 4 permiten comparar los ajustes cíclicos para los Ingresos Fiscales no Mineros y el balance estructural, obtenidos a partir las elasticidades de corto y largo plazo (nuestra propuesta y las vigentes, respectivamente). En ambos casos, los cálculos son efectuados con las series de recaudación efectiva, los datos de cierre del PIB real y la estimación del Ministerio de Hacienda para el PIB tendencial a partir de las proyecciones del Comité Consultivo de Expertos, de acuerdo a la metodología vigente. Los cálculos son efectuados para 2001-2020 e incluyen las Medidas Tributarias Transitorias de Reversión Automática («MTTRA»). Por su parte, el ajuste cíclico para los ingresos de la minería del cobre se fija en sus valores históricos para ambas estimaciones (vigente y propuesta).

Se aprecia un comportamiento similar en ambas estimaciones. La propuesta muestra un mayor ajuste cíclico promedio que la metodología vigente, lo que se traduce en una menor estimación (en valor absoluto) del balance estructural. Los coeficientes de simetría y curtosis para la propuesta resultan levemente inferiores (también en valor absoluto) a aquellas reportadas por la metodología vigente. Esto es indicativo de una distribución empírica más cercana a una normal.⁴⁴ En términos de desviación estándar y correlación con la brecha del producto, ambas alternativas presentan cifras similares (tanto para el ajuste cíclico como el balance estructural).

⁴⁴Esto es relevante, puesto que el ejercicio de modelación asume normalidad en las innovaciones para los procesos de recaudación fiscal. Pese a que no se testea si esta diferencia (con la metodología vigente) es estadísticamente significativa, el hecho de tener desviaciones estándar muy similares entre sí, sugiere que posiblemente lo sea.

Figura 4: Ajuste cíclico y balance estructural: vigente vs. propuesta – 2001-2021



Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos

7. Conclusiones

Las elasticidades que se utilizan actualmente en el cálculo del balance estructural corresponden a estimaciones realizadas, con datos hasta 2008, a través de un Modelo de Corrección de Errores bajo la metodología de Johansen. En este trabajo se propone una actualización de estas mediante el modelo de rezagos distribuidos (ARDL), el cual permite obtener las elasticidades de corto plazo, que son las relevantes para la estimación del ajuste cíclico. Adicionalmente, se propone reducir el número de elasticidades (y, por ende, de categorías de recaudación) de siete a tres, siendo estas últimas: (1) Impuestos Directos, (2) Impuestos Indirectos y (3) Otros Ingresos no Mineros.

Los resultados obtenidos con la propuesta muestran diferencias menores, en términos de ajuste cíclico y balance estructural, con la metodología vigente. Lo anterior sugiere que, en el agregado dichas diferencias tienden a ser compensadas, por lo que esta propuesta permite acceder a una mayor simplicidad (menor número de elasticidades), sin incurrir en pérdidas de precisión al momento de efectuar el cálculo del balance estructural.

Referencias

- Artis, Michael y Massimiliano Marcellino (2001). “Fiscal forecasting: the track record of the IMF, OECD and EC”. En: *Econometrics Journal* 4.1, S20-S36. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ect:emjrn1:v:4:y:2001:i:1:p:s20-s36>.
- Auerbach, Alan (1995). “Tax projections and the budget: lessons from the 1980’s”. En: *American Economic Review* 85.2, págs. 165-69. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:85:y:1995:i:2:p:165-69>.
- Baghestani, Hamid y Robert McNown (1992). “Forecasting the federal budget with time series models”. En: *Journal of Forecasting* 11.2, págs. 127-139.
- Belinga, Vincent y col. (2014). *Tax Buoyancy in OECD Countries*. IMF Working Papers 2014/110. International Monetary Fund. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:imf:imfwp:2014/110>.
- Bornhorst, Fabian y col. (2011). *When and how to adjust beyond the business cycle? A guide to structural fiscal balances*. IMF Technical Notes and Manuals 2011/002. International Monetary Fund. URL: <https://ideas.repec.org/p/imf/imftnm/2011-002.html>.
- Bretschneider, Stuart y col. (1989). “Political and organizational influences on the accuracy of forecasting state government revenues”. En: *International Journal of Forecasting* 5.3, págs. 307-319. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:intfor:v:5:y:1989:i:3:p:307-319>.
- Breusch, Trevor (1978). “Testing for autocorrelation in dynamic linear models”. En: *Australian Economic Papers* 17.31, págs. 334-55. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:ausecp:v:17:y:1978:i:31:p:334-55>.
- Brown, Ronald, James Durbin y James Evans (1975). “Techniques for testing the constancy of regression relationships over time”. En: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 37.2, págs. 149-192. URL: <http://www.jstor.org/stable/2984889>.
- Campbell, Bryan y Eric Ghysels (1995). “Federal budget projections: a nonparametric assessment of bias and efficiency”. En: *The Review of Economics and Statistics* 77.1, págs. 17-31. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:tpr:restat:v:77:y:1995:i:1:p:17-31>.
- Cárdenas, Óscar, Ventosa-Santaulària y Manuel Gómez (2008). “Elasticidad ingreso de los impuestos federales en México: efectos en la recaudación federal participable”. En: *El Trimestre Económico* 75.298(2), págs. 519-531. URL: <https://www.jstor.org/stable/20857167?seq=1>.
- Cerda, Rodrigo, Cristóbal Gamboni y col. (2019). *Modelos de series de tiempo para la proyección de ingresos fiscales en Chile*. Serie de Estudios de Finanzas Públicas. Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. URL: http://www.dipres.cl/598/articles-197620_doc_pdf.pdf.
- Cerda, Rodrigo, Mauricio Villena y col. (2019). *Análisis de las proyecciones de ingresos fiscales en Chile*. Serie de Estudios de Finanzas Públicas. Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. URL: https://www.dipres.gob.cl/598/articles-197616_doc_pdf.pdf.
- Chamorro, Jessica, Cristóbal Gamboni y Alonso Valdés (2021). *Estimación de los ingresos fiscales en el largo plazo 2020-2060*. Serie de Estudios de Finanzas Públicas. Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. URL: https://www.dipres.gob.cl/598/articles-215722_doc_pdf.pdf.
- Chow, Gregory C. (1960). “Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions”. En: *Econometrica* 28.3, págs. 591-605. URL: <http://www.jstor.org/stable/1910133>.
- Corbo, Vittorio y col. (2011). *Comité asesor para el diseño de una política fiscal de balance estructural de segunda generación para Chile - propuestas para perfeccionar la regla fiscal*. Inf. téc. Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. URL: https://www.dipres.gob.cl/598/articles-76544_doc_pdf.pdf.

- Daude, Christian, Angel Melguizo y Alejandro Neut (2010). *Fiscal policy in Latin America: countercyclical and sustainable at last?* OECD Development Centre Working Papers 291. OECD Publishing. URL: <https://ideas.repec.org/p/oec/devaaa/291-en.html>.
- Dudine, Paolo y Joao Tovar Jalles (ago. de 2018). "How Buoyant Is the Tax System? New Evidence from a Large Heterogeneous Panel". En: *Journal of International Development* 30.6, págs. 961-991. DOI: [10.1002/jid.3332](https://doi.org/10.1002/jid.3332). URL: <https://ideas.repec.org/a/wly/jintdv/v30y2018i6p961-991.html>.
- Elliott, Graham, Thomas Rothenberg y James Stock (1996). "Efficient tests for an autoregressive unit root". En: *Econometrica* 64.4, págs. 813-36. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:econ:emetrp:v:64:y:1996:i:4:p:813-36>.
- Engle, Robert y Clive Granger (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". En: *Econometrica* 55.2, págs. 251-76. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:econ:emetrp:v:55:y:1987:i:2:p:251-76>.
- Eyraud, Luc y col. (2018). *Second-generation fiscal rules; balancing, simplicity, flexibility, and enforceability*. IMF Staff Discussion Notes 2018/004. International Monetary Fund. URL: <https://ideas.repec.org/p/imf/imfstdn/2018-004.html>.
- García, Carlos y Jorge Restrepo (2007). *The Case for a Countercyclical Rule-based Fiscal Regime*. ILADES-UAH Working Papers 183. Universidad Alberto Hurtado/School of Economics y Business. URL: <https://ideas.repec.org/p/ila/ilades/inv183.html>.
- Giorno, Claude y col. (1995). *Estimating potential output, output gaps and structural budget balances*. OECD Economics Department Working Papers 152. OECD Publishing. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oec:ecoaaa:152-en>.
- Godfrey, Leslie (1978). "Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables". En: *Econometrica* 46.6, págs. 1293-1301. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:econ:emetrp:v:46:y:1978:i:6:p:1293-1301>.
- Granger, Clive y Paul Newbold (1974). "Spurious regressions in econometrics". En: *Journal of Econometrics* 2.2, págs. 111-120. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:econom:v:2:y:1974:i:2:p:111-120>.
- Grizzle, Gloria y Earle Klay (1994). "Forecasting state sales tax revenues: comparing the accuracy of different methods". En: *State and Local Government Review* 26, págs. 142-152.
- Hagemann, Robert (1999). *The structural budget balance: the IMF's methodology*. IMF Working Papers 1999/095. International Monetary Fund. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:imf:imfwpa:1999/095>.
- Hausman, Jerry (1978). "Specification tests in econometrics". En: *Econometrica* 46.6, págs. 1251-71. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:econ:emetrp:v:46:y:1978:i:6:p:1251-71>.
- Hendry, David, Adrian Pagan y John Sargan (1984). "Dynamic specification". En: *Handbook of Econometrics*. Ed. por Z. Griliches y M. D. Intriligator. 1.^a ed. Vol. 2. Elsevier. Cap. 18, págs. 1023-1100. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecochp:2-18>.
- Johansen, Sören (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". En: *Journal of Economic Dynamics and Control* 12.2-3, págs. 231-254. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:dyncon:v:12:y:1988:i:2-3:p:231-254>.
- Larraín, Felipe y Francisco Parro (jul. de 2008). "Chile menos volátil". En: *El Trimestre Económico* LXXV (3), págs. 563-596.
- Lledo, Victor Duarte y col. (2018). *How to select fiscal rules; a primer*. IMF Fiscal Affairs Department 2018/001. International Monetary Fund. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:imf:imfhtn:2018/001>.

- Manjón Álvarez, Adrián M. (2018). “Elasticidades tributarias dinámicas: evidencias a corto plazo y largo plazo en bolivia (1990-2018)”. En: *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico* 31, págs. 100-134. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ris:revlde:1967>.
- Marcel, Mario, Mabel Cabezas y Bernardita Piedrabuena (2012). *Recalibrando la medición del balance estructural en Chile*. Inf. téc. Banco Interamericano de Desarrollo. URL: <https://publications.iadb.org/es/publicacion/13167/recalibrando-la-medicion-del-balance-estructural-en-chile>.
- Marcel, Mario, Rodrigo Tokman y col. (2001). “Structural budget balance: the pillar of the new chilean fiscal policy rule”. En: *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)* 4.3, págs. 15-27. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:chb:bcchec:v:4:y:2001:i:3:p:15-27>.
- (2003). *Structural budget balance: methodology and estimation for the chilean central government 1987-2001*. Seminarios y Conferencias. Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecr:col043:6573>.
- Martino, Ana S. (2020). “Estimación de las elasticidades del balance estructural”. Tesis de mtría. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Medina, Juan y Claudio Soto (2007). *The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model*. Working Papers Central Bank of Chile. Central Bank of Chile. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:chb:bcchwp:457>.
- Pesaran, Mohammad y Yongcheol Shin (1998). “An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis”. En: *Econometric Society Monographs* 31, págs. 371-413.
- Pesaran, Mohammad, Yongcheol Shin y Richard Smith (2001). “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”. En: *Journal of Applied Econometrics* 16.3, págs. 289-326. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:jae:japmet:v:16:y:2001:i:3:p:289-326>.
- Rodríguez, Jorge, Lorena Escobar y Michael Jorratt (2009). *Los ingresos tributarios en el contexto de la política de balance estructural*. Serie de Estudios de Finanzas Públicas. Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. URL: https://www.dipres.gob.cl/598/articles-49684_doc_pdf.pdf.
- Vasconcelos de Deus, Joseph David Barroso y Helder de Mendonça (2017). “Fiscal forecasting performance in an emerging economy: an empirical assessment of brazil”. En: *Economic Systems* 41.3, págs. 408-419. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecosys:v:41:y:2017:i:3:p:408-419>.

A. Proyecciones de los ingresos fiscales estructurales

A través de la metodología del balance estructural es posible demostrar que, si las proyecciones de ingresos fiscales difieren de aquellas que entregan los modelos utilizados para estimar los ajustes cíclicos,⁴⁵ entonces la estimación de los ingresos estructurales, así como la del balance estructural, podrían contener un término de discrepancia estructural.

Supongamos que el modelo con el cual se obtienen las elasticidades del ajuste cíclico entrega un ingreso efectivo proyectado de I_t , mientras que una estimación alternativa arroja IA_t , donde la diferencia entre estas dos proyecciones es representada por ID_t , tal que $ID_t = IA_t - I_t$.⁴⁶ Siguiendo las ecuaciones de la subsección 2.1 se llega a que la proyección de los ingresos estructurales (I_t^*) que surge del modelo asociado a las elasticidades está dada por:

$$I_t^* = ID_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \quad (19)$$

Por su parte, la proyección de ingresos estructurales que surge de la estimación de ingresos con el modelo alternativo corresponde a:

$$IA_t^* = (I_t + ID_t) \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \quad (20)$$

De esta forma, utilizando las ecuaciones (19) y (20) es posible construir un término de discrepancia para el ingreso estructural ID_t^* , el cual corresponde a la diferencia entre IA_t^* e I_t^* , tal que:

$$ID_t^* = ID_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \quad (21)$$

Si la proyección oficial de los ingresos efectivos corresponde a aquella obtenida a través del modelo alternativo (IA_t), la proyección del balance estructural (BE_t) estará influenciada por ID_t^* de la siguiente manera:

$$BE_t = I_t^* - G_t + ID_t^* \quad (22)$$

Lo anterior es relevante ya que abre espacios para una sobreestimación en las proyecciones de los ingresos efectivos. Así, se origina un problema de planificación si es que la autoridad monetaria planea el cumplimiento de metas para el balance estructural de manera *ex ante*, en base los ingresos estructurales sobrestimados. Lo anterior es de especial relevancia cuando no existe un compromiso *ex post* para el cumplimiento de metas para el balance estructural, pues puede derivar en un deterioro de la sostenibilidad de la deuda pública.⁴⁷

⁴⁵Los modelos econométricos desarrollados en este documento de trabajo permiten realizar proyecciones de los ingresos fiscales.

⁴⁶La proyección de ingresos efectivos alternativos se refiere a aquella que recurre a un modelo distinto al utilizado para estimar las elasticidades de los ajustes cíclicos. Potenciales discrepancias en los ingresos proyectados pueden resultar del empleo de distintas elasticidades, del uso de diferentes variables explicativas y de la utilización de diferentes supuestos para algunas líneas de ingresos, entre otras causas.

⁴⁷El Consejo Fiscal Autónomo recomienda incorporar de manera explícita en la ley de responsabilidad fiscal que las metas de balance estructural deban ser cumplidas de manera *ex-post*, de forma tal que si se identifica un potencial desvío del balance estructural respecto de las metas o si este se materializa, deba ser corregido. Para esto, el Consejo recomienda utilizar un mecanismo de corrección automático a través de una cuenta de control, donde los desvíos de las metas de balance estructural se acumulen o desacumulen y, una vez que alcancen un cierto umbral acotado, se compensen en el(los) período(s) siguiente(s). Para más detalles sobre esta materia ver el informe del Consejo

Este simple ejercicio sugiere que para mejorar y hacer más robustas las proyecciones de los ingresos estructurales, resulta conveniente utilizar como marco de referencia las proyecciones que entregan los modelos econométricos con los cuales se construyen las elasticidades de los ajustes cíclicos. De esta manera se evita la incorporación términos de discrepancia en las proyecciones de los ingresos estructurales, y consecuentemente, del balance estructural.

Fiscal Autónomo para el fortalecimiento de la regla fiscal: ancla de deuda, cláusulas de escape y mecanismos de corrección, el cual se encuentra disponible en: <https://cfachile.cl/publicaciones/informes-del-cfa/informes-tecnicos-del-cfa/informe-tecnico-del-cfa-n-3-informe-para-el-fortalecimiento-de-la-regla-fiscal>.

B. Elasticidad de largo plazo para los ingresos fiscales

Las elasticidades de largo plazo constituyen un insumo crítico para el desarrollo de ejercicios de programación financiera de mediano y largo plazo. Como se muestra a continuación, el valor que toma este parámetro dicta las trayectorias de tendencia para las proyecciones de los ingresos fiscales como porcentaje del PIB.

Desde un punto de vista conceptual, la existencia de un equilibrio estacionario para el cociente entre la recaudación fiscal y la actividad económica conlleva, necesariamente, a que la elasticidad de largo plazo entre ambas variables deba ser igual a 1. Si esta condición no se cumple y, por ejemplo, su valor es mayor, se llega a un punto en el tiempo en donde el ingreso fiscal supera el 100 % de la base económica que lo genera. Alternativamente, cuando la elasticidad de largo plazo es menor que 1, el ingreso fiscal termina volviéndose insignificante respecto a su base. La hipótesis de elasticidad de largo plazo unitaria ha sido ampliamente confirmada por la literatura empírica en economías desarrolladas. Dudine y Jalles (2018) estiman elasticidades para un panel de 107 países que abarca el periodo 1980-2014. Sus resultados indican que las elasticidades de corto y largo plazo para economías avanzadas no son estadísticamente distintas de 1. Belinga y col. (2014) emplean un enfoque similar para países de la OCDE en el periodo 1965-2012, y encuentran que la elasticidad de largo plazo no es estadísticamente distinta de 1 en aproximadamente la mitad del panel. Si bien los estudios para economías emergentes en esta materia son de menor abundancia, existe consenso de que el valor de referencia para este parámetro debiese ser 1 (ver, por ejemplo, Marcel, Cabezas y Piedrabuena 2012).

A continuación, presentamos un ejemplo en donde se evidencia el impacto de suponer elasticidades de largo plazo distintas de 1 en las proyecciones de ingresos fiscales. Sean I_t e Y_t la recaudación y el producto, respectivamente, tal que el proceso generador de datos para I_t viene dado por:

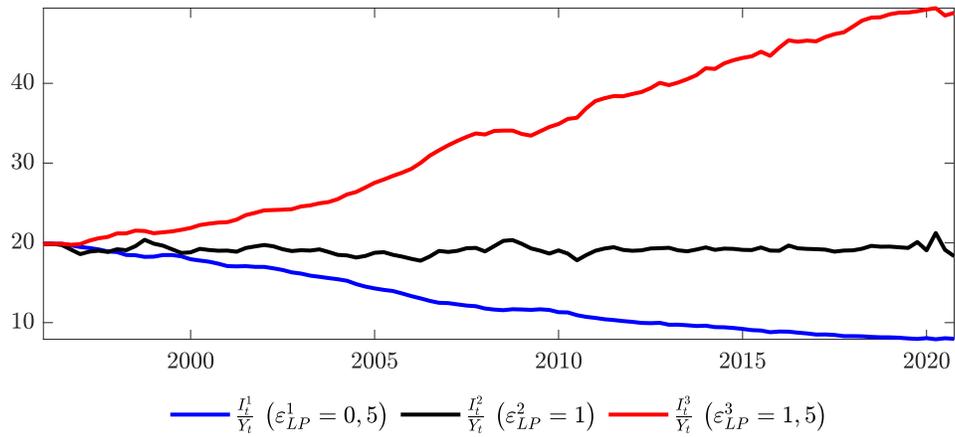
$$\Delta \ln(I_t) = \alpha \Delta \ln(Y_t) + \rho [\ln(I_{t-1}) - C - \varepsilon_{LP} \ln(Y_{t-1})] + \mu_t \quad (23)$$

donde los parámetros α , ρ , C y ε_{LP} corresponden a la elasticidad de corto plazo, la velocidad de ajuste para el error de corrección, el intercepto para la relación de largo plazo y la elasticidad de largo plazo, respectivamente. Supongamos ahora tres procesos I_t^1 , I_t^2 e I_t^3 para la recaudación, tal que sus elasticidades de largo plazo correspondientes son $\varepsilon_{LP}^1 = 0,5$; $\varepsilon_{LP}^2 = 1$ y $\varepsilon_{LP}^3 = 1,5$. Los parámetros α y ρ se asumen comunes para los tres procesos, y se les asignan los valores 1 y -0,5, respectivamente. A su vez, se asume que la innovación μ_t es una variable aleatoria normal *iid* con media cero y desviación estándar $\sigma = 0,01$. Dado lo anterior, para obtener valores de los interceptos C^1 , C^2 y C^3 que sean consistentes con las elasticidades de largo plazo asumidas, imponemos que el error inicial para la relación de largo plazo es cero: $C^i = \ln(I_{t-1}^i) - \varepsilon_{LP}^i \ln(Y_{t-1}^i)$ para $i \in \{1, 2, 3\}$. De esta manera, obtenemos $C^1 = 10,5$; $C^2 = 2,5$ y $C^3 = -5,4$. Finalmente, procedemos a simular trayectorias para I_t^1 , I_t^2 e I_t^3 como porcentaje de Y_t utilizando datos del PIB nominal desestacionalizado para 1996T1 - 2020T4. El nivel inicial para las tres series de recaudación se fija en 19,9% del producto para 1996T1.⁴⁸

Como se puede observar en la figura 5, al fijar la elasticidad de largo plazo en valores distintos de 1, se obtienen trayectorias para la recaudación fiscal como porcentaje del PIB inconsistentes con su comportamiento histórico (el cual ha sido estable): tendiendo al 100% o 0% de su base. Este resultado es robusto a cambios en α , ρ , σ y los valores iniciales de las series de recaudación. De

⁴⁸Este valor corresponde a la cifra efectiva para los Ingresos no Mineros Totales del primer trimestre de 1996.

Figura 5: Recaudación Fiscal sobre PIB



Fuente: elaboración propia.

esta manera, las proyecciones de los ingresos fiscales debiesen considerar una elasticidad de largo plazo convergiendo a un valor de 1. Sin desmedro de lo anterior, esto no necesariamente implica que la unidad deba ser impuesta como una restricción al momento de estimar las elasticidades, dado que estas surgen de datos históricos afectados a quiebres estructurales y *shocks*.

C. Pruebas econométricas

C.1. Pruebas de cointegración

Granger y Newbold (1974) muestran como la utilización de series no estacionarias puede llevar a correlaciones accidentales, caracterizadas por un alto R^2 y estadísticos t y F que rechazan la hipótesis nula de no significancia. Los autores identifican el problema como una regresión espuria, donde los resultados de la estimación presentan sesgo debido a la existencia de raíces unitarias.⁴⁹

De esta manera, una correcta inferencia de las elasticidades de largo plazo no está asegurada si es que las variables empleadas presentan raíces unitarias. Para determinar el orden de integración en las series de ingresos fiscales no mineros y el PIB, empleamos la prueba ADF-GLS (ver Elliott, Rothenberg y Stock 1996), dado su mayor poder en relación a la tradicional prueba Dickey-Fuller aumentada. La hipótesis nula (H_0) corresponde a la existencia de una raíz unitaria (es decir, la serie sigue un proceso no estacionario). En caso de no rechazarse H_0 en niveles pero sí en primeras diferencias, esta prueba permite concluir que la serie es $I(1)$. En caso de encontrar raíces unitarias para alguna de las series de la ecuación (12), el mecanismo de corrección de errores estará expuesto a una potencial relación espuria, dado que está expresado en niveles (y no primeras diferencias). Este problema tiene solución cuando existe una combinación lineal para ambas series que genere un proceso estocástico estacionario. Esto es lo que comúnmente se conoce como relación de equilibrio de largo plazo:

$$\ln(x_t) = C + \varepsilon_{LP} \ln(y_t) \quad (24)$$

Claramente, esta relación no se cumplirá para todo t , donde $v_t \equiv \ln(x_t) - C - \varepsilon_{LP} \ln(y_t)$ es definido como el error de equilibrio.⁵⁰ Pese a que v_t es una combinación lineal de dos variables $I(1)$,⁵¹ si es que existe un equilibrio de largo plazo entonces necesariamente $\mathbb{E}[v_t] = 0$ y $\text{Var}[v_t] < \infty \forall t$. Esto significa que v_t sigue un proceso estacionario que revierte a su promedio de largo plazo (equivalente a cero). Si además ambas variables son $I(1)$, la relación de largo plazo es definida como una relación de cointegración. Desde un punto de vista econométrico, es relevante determinar si existe una relación de largo plazo, independiente de si ambas series son $I(1)$. Los métodos desarrollados por Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) asumen la presencia de raíces unitarias para ambas series en la hipótesis nula. Para el caso de una regla de balance estructural, esto significa que los movimientos que produce el ciclo económico presentan efectos permanentes en el producto. Esto es incompatible con la noción de producto tendencial o neutro a los efectos del ciclo. Dado que este concepto es la premisa sobre la cual se basa una regla de balance estructural, la utilización de dichas pruebas para determinar la existencia de una relación de cointegración puede conllevar a inconsistencias en los supuestos. Otros inconvenientes de estas metodologías incluyen (1) la necesidad de emplear pruebas de raíces unitarias, las cuales se caracterizan por presentar bajo poder⁵²; y, (2) la utilización de distribuciones asintóticas, lo que supone una muestra lo suficientemente grande para que el Teorema Central del Límite se active.

⁴⁹Por ejemplo, es común observar altos grados de correlación entre variables económicas nominales en niveles, aun cuando ninguna de estas tenga un efecto causal sobre la otra. Esto se origina debido a que cada serie es igual a una variable real multiplicada por su valor monetario. De esta manera, la presencia común del índice de precios genera una relación espuria.

⁵⁰ $v_t \neq 0$ significa que la relación entre el ingreso tributario y el PIB no se encuentra en su estado estacionario.

⁵¹El operador logaritmo no altera el orden de integración.

⁵²Es decir, presentan alta probabilidad de incurrir errores tipo I.

Dado lo anterior, en este trabajo recurrimos a la prueba PSS para determinar la existencia de una relación de cointegración. El test consiste en probar la significancia conjunta de los coeficientes que acompañan a las variables en nivel en la ecuación (12) utilizando la prueba de Fischer. La hipótesis nula asume que los parámetros de las variables en nivel son todos iguales a cero. Si se rechaza esta hipótesis significa que hay una relación de largo plazo entre las variables en nivel. En particular, si ambas variables son $I(1)$, existe una relación de cointegración. En caso contrario, es únicamente una relación de largo plazo. La prueba reporta dos valores críticos con los cuales se contrasta el estadístico F . Si el estadístico supera ambos valores, se acepta la hipótesis sobre la existencia de una relación de largo plazo. Si cae por debajo del valor mínimo, se concluye que no existe dicha relación y si cae entre medio de ambos valores críticos, la prueba es inconclusa. Esta metodología entrega valores críticos para muestras asintóticas como también para muestras finitas, resolviendo el problema que surge de la poca disponibilidad de datos. A su vez, puede ser utilizada cuando no se conoce con certeza si los regresores subyacentes son estacionarios en niveles o en primera diferencia, evitando la necesidad de recurrir a pruebas para detectar raíces unitarias.

Como ejercicios de robustez se aplican las pruebas de cointegración presentadas en Engle y Granger (1987) y Johansen (1988). El enfoque de Engle y Granger consiste en corroborar o descartar la existencia de una raíz unitaria para los residuos v_t de la ecuación (24). Por su parte, el método desarrollado por Johansen se basa en estimar un ECM (en forma de VAR aumentado) con el fin de utilizar su matriz de coeficientes autorregresivos para construir estadísticos a partir de los cuales se evalúa la hipótesis nula de cointegración.

C.2. Prueba de endogeneidad

El estimador de mínimos cuadrados ordinarios es inconsistente si alguna de las variables explicativas es endógena, esto es, si alguno de los regresores no es ortogonal a las innovaciones. Dada la estructura temporal para las variables explicativas de la ecuación (12), la primera diferencia del PIB contemporáneo es el término que potencialmente está más expuesto a este problema. De esta manera, recurrimos a la prueba propuesta por Hausman (1978) para asegurar una correcta especificación en los modelos de recaudación fiscal. Esta prueba evalúa la consistencia de un estimador a través de su comparación con otro estimador alternativo menos eficiente, el cual se sabe de antemano que es consistente (condicional al resto de los regresores).

La implementación del test de Hausman se lleva a cabo en dos etapas, las cuales describimos a continuación mediante un ejemplo. Sea $x = \beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 g + \epsilon$ una regresión en la cual se tiene conocimiento sobre la exogeneidad de la variable g , y a su vez se busca determinar si la variable y presenta correlación con el error ϵ . Supongamos ahora que se tiene acceso a un instrumento z para la variable y , el cual cumple con ser relevante (presenta un alto grado de correlación con y) y excluyente (es exógeno respecto a x). En la primera etapa del test de Hausman se estima la regresión auxiliar $y = \alpha_0 + \alpha_1 z + \alpha_2 g + \omega$, a partir de la cual se obtiene una estimación para los residuos $\hat{\omega}$. Estos capturan la fracción de información contenida en y que es ortogonal al instrumento z y al regresor g . En la segunda etapa se estima la regresión $x = \beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 g + \delta \hat{\omega} + \epsilon$ y se evalúa si el valor resultante para el parámetro δ resulta significativamente distinto de cero. La hipótesis nula de test asume $\delta = 0$. Es decir, que la información sobre y no explicada por z y g no está correlacionada con la variable x . De esta manera, puesto que se asume que tanto el instrumento z como la variable g son exógenos respecto a x , es posible concluir que la variable y también lo es.

Las variables instrumentales empleadas para $\Delta \ln(y_t)$ son el logaritmo del precio del cobre en el

periodo t y el cambio en el PIB de los socios comerciales de Chile en el periodo t . Para cada modelo se prueba que los instrumentos sean relevantes (esto es, que sean estadísticamente significativos en la primera etapa del test) mediante un R^2 elevado.

C.3. Prueba de cambios estructurales

Las correspondencias de largo plazo entre el PIB y los ingresos fiscales están expuestas a sufrir cambios a lo largo del tiempo. Esto puede ocurrir por razones institucionales, modificaciones legislativas referentes a la recaudación o debido al acaecimiento de hechos económicos importantes (Cárdenas, Ventosa-Santaulària y Gómez 2008). Siguiendo la exposición en Manjón Álvarez (2018), en el presente trabajo evaluamos la estabilidad de las relaciones econométricas a través de un enfoque basado en dos etapas. En primer término, recurrimos a la inspección gráfica de los residuos recursivos para las regresiones entre el PIB y la recaudación. Incluimos también las sumas acumuladas cuadráticas estandarizadas (CUSUM cuadrática) de los residuos recursivos para robustecer el análisis. Esta técnica permite identificar potenciales periodos en donde la inestabilidad paramétrica se vuelve estadísticamente significativa. En particular, desvíos significativos de estas series en relación a sus medias son indicativos de quiebres estructurales en la vecindad.

En la segunda etapa utilizamos el test de Chow (1960) para precisar la fecha más probable de ruptura. Este método consiste en correr una misma regresión para dos submuestras excluyentes y, así, poder evaluar si existen diferencias significativas en los parámetros estimados. Este procedimiento no revela en qué observación se produce el cambio, sino que mide la verosimilitud de ocurrencia para una fecha previamente seleccionada. Por ello, aplicamos la prueba al conjunto de observaciones detectadas en el paso inicial, en donde presumiblemente ocurre el cambio estructural. Para determinar la fecha exacta del quiebre se recurre a la observación con el mayor estadístico F ⁵³

Finalmente, para corroborar la existencia del cambio estructural, se estima el modelo ARDL (n, m) de la ecuación (11) no restringido en el primer rezago de la variable exógena (es decir, el parámetro que acompaña al PIB en la relación de cointegración presentada en 12) y en la constante:

$$\ln(x_t) = \underbrace{\alpha_0 + \tau_0 CE_{t-1}}_{\text{constante}} + \theta_1 S_{t-1}^1 + \theta_2 S_{t-1}^2 + \theta_3 S_{t-1}^3 + \sum_{l=1}^n \alpha_l \ln(x_{t-l}) + \pi_0 \ln(y_t) + \underbrace{\pi_1 \ln(y_{t-1}) + \tau_1 \ln(y_{t-1}) CE_{t-1}}_{\text{primer rezago del producto}} + \sum_{l=2}^m \pi_l \ln(y_{t-l}) + \gamma_t DR_t + \mu_t \quad (25)$$

Donde CE corresponde a una variable *dummy* que toma valores iguales a 1 a partir del cambio estructural encontrado con el enfoque basado en dos etapas y DR agrupa controles para la relación de corto plazo (i.e., aquellos asociados a cambios temporales como crisis económicas, o cualquier otro que resulte en inestabilidades paramétricas locales). Si se corrobora que τ_0 y/o τ_1 son significativamente distintos de cero, se valida la especificación del modelo no restringido. Cuando esto se cumple, la elasticidad de corto plazo anual corresponde a $\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \tau_1$ a partir del periodo en el que ocurre el quiebre. Luego, al aplicar la reparametrización presentada en la sección 3 al

⁵³En caso de existir más de un quiebre estructural, este procedimiento es aplicado de manera iterativa, hasta obtener a una submuestra en donde no sea posible identificar regiones de inestabilidad.

modelo ARDL no restringido (ecuación 25), obtenemos un modelo ECM que incorpora cambios estructurales en la relación de largo plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(x_t) = & \beta_{y,0} \Delta \ln(y_t) - \rho \left[\ln(x_{t-1}) - C - \delta_1 S_{t-1}^1 - \delta_2 S_{t-1}^2 - \delta_3 S_{t-1}^3 - \omega_0 C E_{t-1} - \varepsilon_{LP} \ln(y_{t-1}) + \right. \\ & \left. - \omega_1 \ln(y_{t-1}) C E_{t-1} + \sum_{l=1}^{n-1} \beta_{x,l} \Delta \ln(x_{t-l}) + \sum_{l=1}^{m-1} \beta_{y,l} \Delta \ln(y_{t-l}) + \gamma_t D R_t + \mu_t \right] \end{aligned} \quad (26)$$

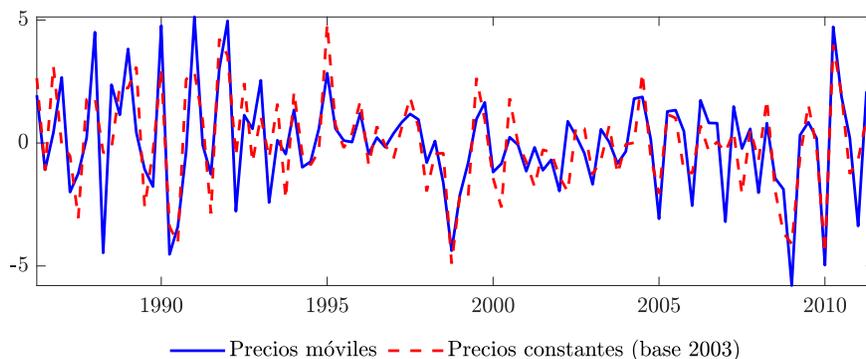
De la ecuación (26) se desprende que la elasticidad de largo plazo antes del cambio estructural viene dada por ε_{LP} , y posterior a dicha fecha pasa a ser $\varepsilon_{LP} + \omega_1$.

D. Nueva metodología para la serie de PIB

La estimación vigente para las elasticidades asociadas a los ingresos fiscales no mineros utiliza la serie del PIB a precios constantes del año 2003. Con posterioridad a este trabajo, en diciembre de 2011, el Banco Central de Chile adoptó una nueva metodología para estimar los volúmenes del producto. Su principal diferencia en relación al método antiguo radica en los precios utilizados. Este último valoraba las cantidades a precios promedios de un año fijo. Ello implicaba que la estructura de precios utilizada se mantenía constante hasta el cambio del año base. En contraste, la nueva metodología incorpora índices encadenados a través una base de precios móviles. Esto significa que las cantidades de un periodo son valoradas a precios del año anterior, por lo tanto, considera diferentes bases de precios en la construcción de la serie temporal.⁵⁴

La utilización de bases de precios móviles en el método de encadenamiento permite actualizaciones periódicas en cada medición del PIB, ya que las cantidades son valoradas a precios del año anterior. Así, es posible reflejar de manera oportuna los cambios que se van originando en la estructura de la economía. Este punto requiere especial atención en economías con altas variaciones de precios relativos, pues el uso de metodologías en base a precios fijos puede volver obsoletas las mediciones del producto de manera prematura.

Figura 6: $\Delta \ln(\text{PIB})$



Nota 1: la serie a precios móviles mide volumen en millones de pesos encadenados del año anterior, referencia 2013.

Nota 2: la serie a precios constantes mide volumen en millones de pesos del año 2003.

Nota 3: las series en primeras diferencias logarítmicas son desestacionalizadas a través de OLS con variables *dummy* trimestrales.

Fuente: elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile.

La figura 6 presenta las primeras diferencias logarítmicas del PIB para ambas metodologías. En el cuadro 8 se presentan algunas estadísticas descriptivas. La muestra está en frecuencia trimestral y considera el periodo 1986T2-2011T3.⁵⁵ En términos de dispersión, ambas variables se comportan de manera similar, siendo la serie a precios fijos algo menos volátil. Al evaluar simetría, en ambos casos se observa una sobreacumulación de puntos por debajo de la media que resulta insignificante. Los valores del cuarto momento estandarizado sugieren que la distribución muestral de la serie a precios móviles exhibe colas más «pesadas», anotando valores por sobre el *benchmark* de la distribución normal. Finalmente, los coeficientes de autocorrelación indican que ambas series exhiben niveles de persistencia prácticamente nulos. Todo lo anterior permite suponer que, más allá de las diferencias

⁵⁴Esta metodología de compilación para cuentas nacionales se ajusta a las recomendaciones propuestas en el Manual de Cuentas Nacionales (SCN 2008) (Naciones Unidas, FMI, Banco Mundial, OCDE y CE).

⁵⁵El ajuste estacional aditivo mediante *dummies* centra las series en cero.

puntales recientemente señaladas, no existen discrepancias significativas entre ambas series para el periodo analizado.

Cuadro 8: Estadísticas descriptivas para $\Delta \ln(\text{PIB})$

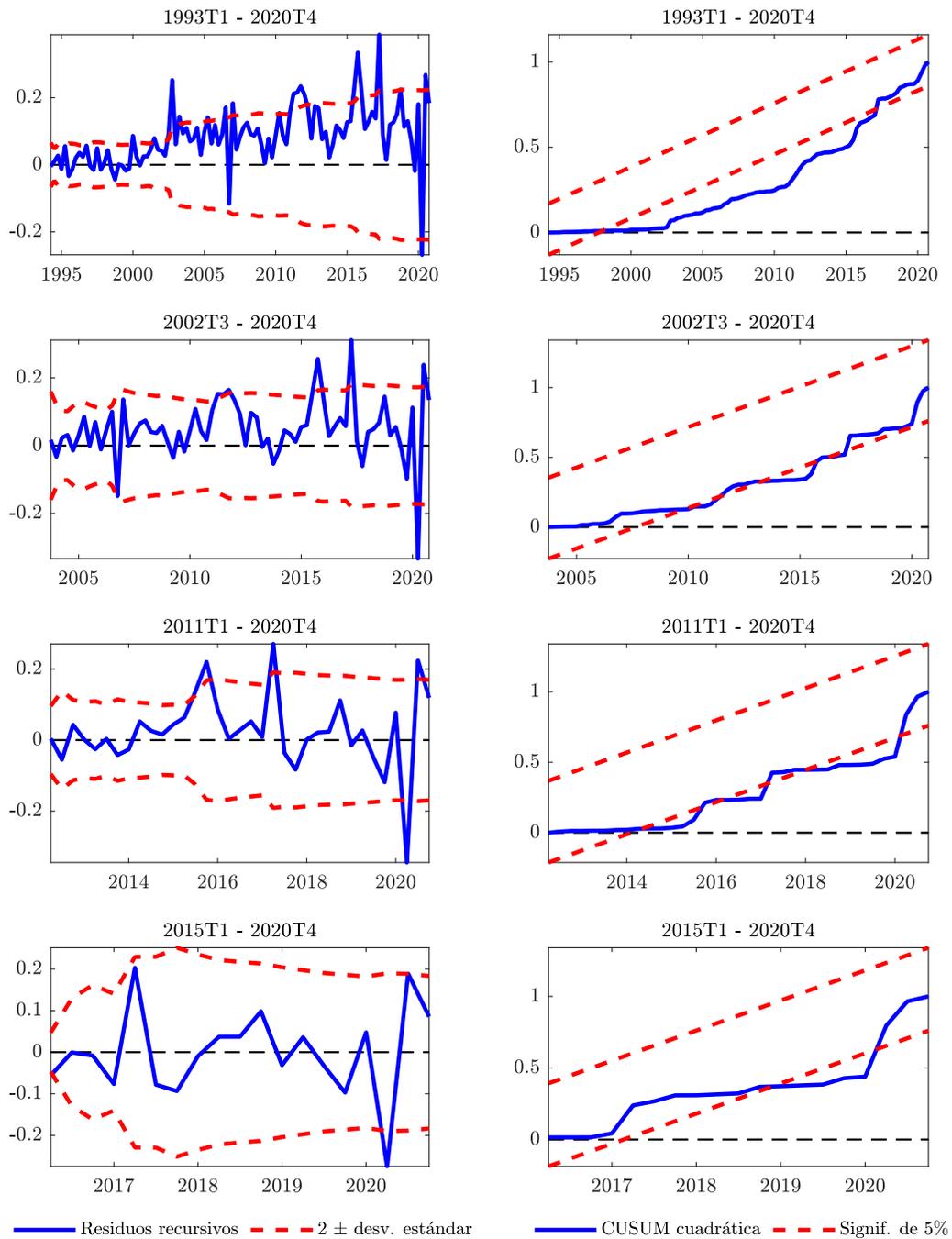
| | Media | Desv. estándar | Corr. serial | Curtosis | Asimetría | Máximo | Mínimo |
|-----------------------|-------|-------------------|-----------------|----------|-----------|--------|--------|
| Base de precios fijos | 0.00 | 1.95 | 0.00 | 0.01 | -0.03 | 4.83 | -4.90 |
| Base de precios móvil | 0.00 | 2.09 | -0.12 | 0.77 | -0.07 | 5.13 | -5.80 |

Nota: la correlación serial se mide respecto a la serie rezagada en un trimestre.

Fuente: elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile.

E. Análisis de estabilidad para los parámetros

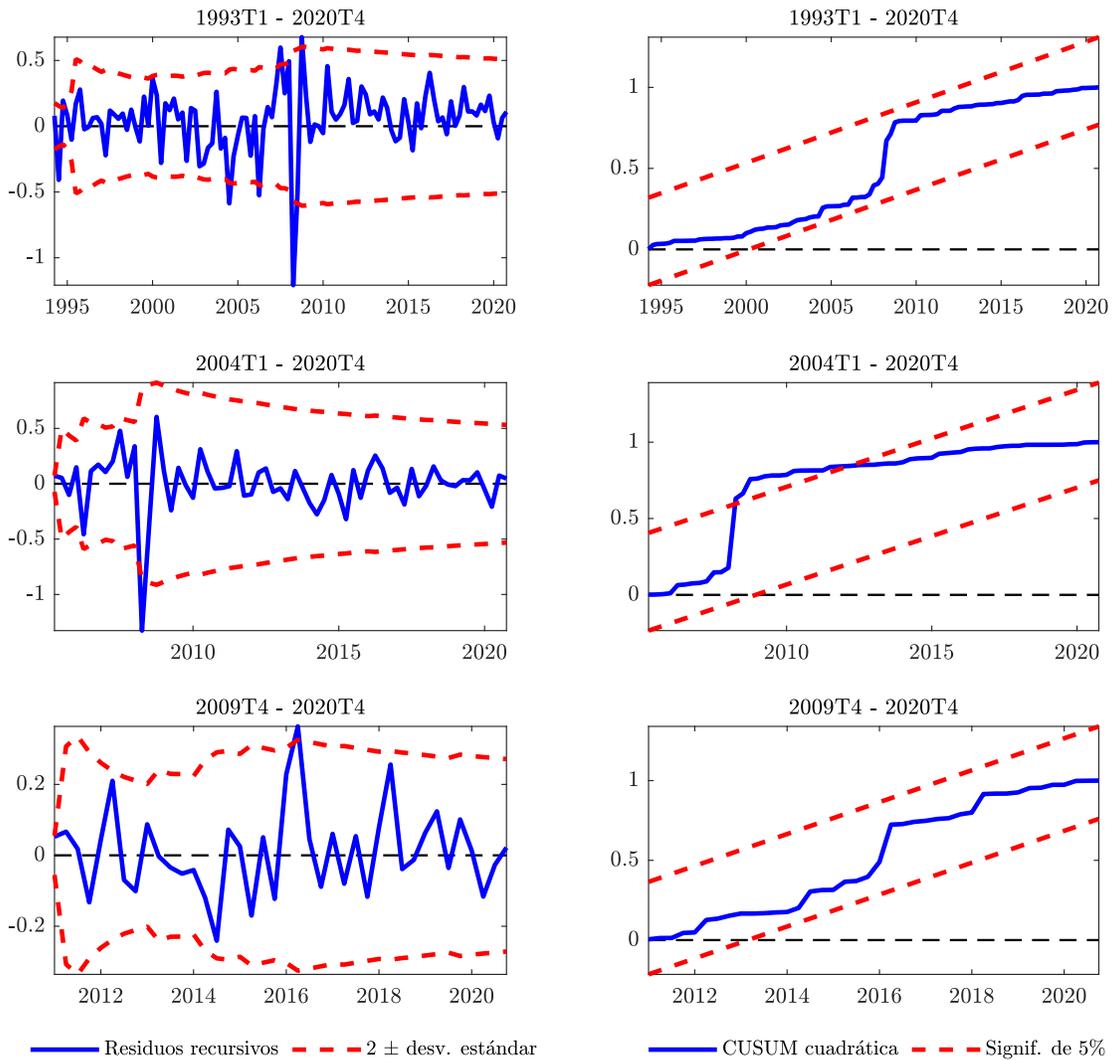
Figura 7: Análisis de estabilidad para Impuestos Directos



Nota 1: las series de residuos recursivos y sus sumas acumuladas cuadráticas son obtenidas a través de regresiones que consideran al logaritmo de la recaudación por Impuestos Directos como variable dependiente. Como variables independientes las regresiones consideran al logaritmo del producto real y *dummies* estacionales. Los valores están en millones de pesos a precios constantes de 2018.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos.

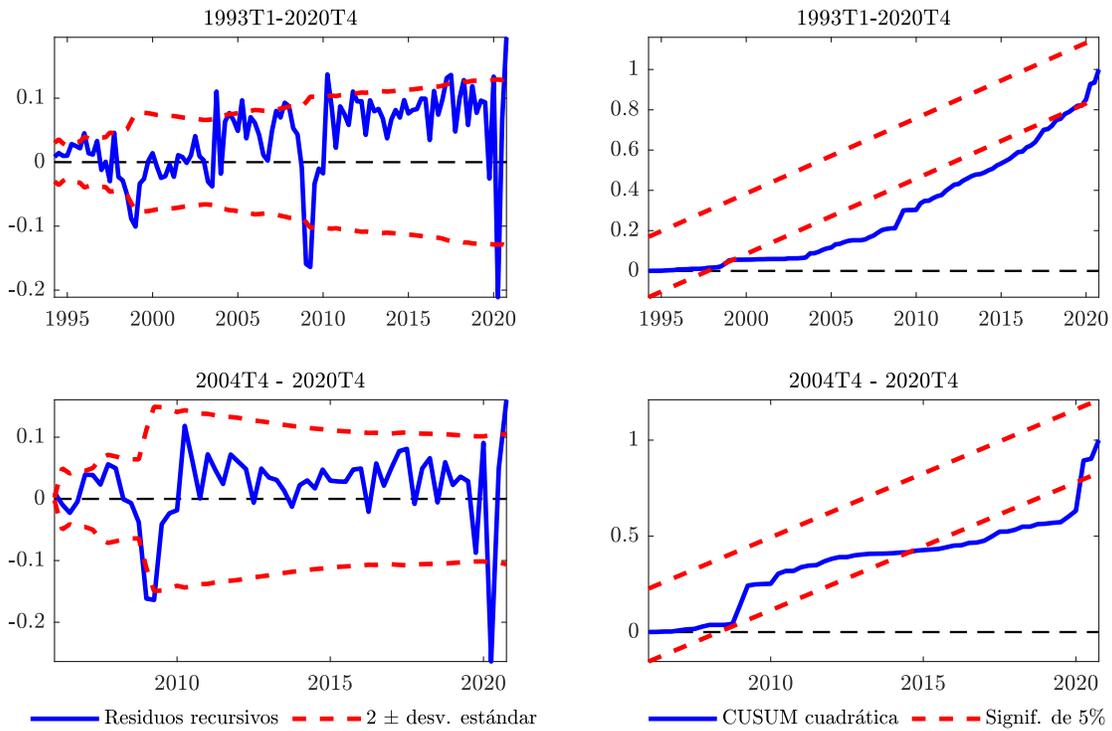
Figura 8: Análisis de Estabilidad para Otros Ingresos Fiscales no Mineros



Nota 1: las series de residuos recursivos y sus sumas acumuladas cuadráticas son obtenidas a través de regresiones que consideran al logaritmo de Otros Ingresos Fiscales no Mineros como variable dependiente. Como variables independientes las regresiones consideran al logaritmo del producto real y *dummies* estacionales. Los valores están en millones de pesos a precios constantes de 2018.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos.

Figura 9: Análisis de estabilidad para Impuestos Indirectos



Nota: las series de residuos recursivos y sus sumas acumuladas cuadráticas son obtenidas a través de regresiones que consideran al logaritmo de los Impuestos Indirectos como variable dependiente. Como variables independientes las regresiones consideran al logaritmo del producto real y *dummies* estacionales. Los valores están en millones de pesos a precios constantes de 2018.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Dirección de Presupuestos.

Cuadro 9: Quiebres estructurales

| Prueba de Chow | | | | | | | |
|--|-----------------|-------|--------|--|-----------------|-------|--------|
| H_0 : ausencia de quiebre estructural | | | | | | | |
| Impuestos Directos | | | | Impuestos Directos | | | |
| Periodo | Estadístico F | Prob. | Máximo | Periodo | Estadístico F | Prob. | Máximo |
| 2002T1 | 51,86 | 0,00 | | 2011T1 | 3,06 | 0,02 | ✓ |
| 2002T2 | 52,33 | 0,00 | | 2011T2 | 2,25 | 0,06 | |
| 2002T3 | 52,53 | 0,00 | ✓ | 2011T3 | 2,11 | 0,08 | |
| 2002T4 | 51,89 | 0,00 | | 2011T4 | 2,12 | 0,07 | |
| Impuestos Directos | | | | Impuestos Indirectos | | | |
| Periodo | Estadístico F | Prob. | Máximo | Periodo | Estadístico F | Prob. | Máximo |
| 2015T1 | 10,51 | 0,00 | | 2004T1 | 20,76 | 0,00 | |
| 2015T2 | 10,24 | 0,00 | | 2004T2 | 20,79 | 0,00 | |
| 2015T3 | 10,56 | 0,00 | ✓ | 2004T3 | 21,25 | 0,00 | |
| 2015T4 | 9,36 | 0,00 | | 2004T4 | 21,87 | 0,00 | ✓ |
| Otros Ingresos Tributarios no Mineros | | | | Otros Ingresos Tributarios no Mineros | | | |
| Periodo | Estadístico F | Prob. | Máximo | Periodo | Estadístico F | Prob. | Máximo |
| 2004T1 | 2,97 | 0,02 | ✓ | 2009T1 | 3,26 | 0,01 | |
| 2004T2 | 2,91 | 0,02 | | 2009T2 | 3,55 | 0,01 | |
| 2004T3 | 2,78 | 0,02 | | 2009T3 | 3,84 | 0,00 | |
| 2004T4 | 2,24 | 0,06 | | 2009T4 | 4,01 | 0,00 | ✓ |

Fuente: elaboración propia.

F. Pruebas de correlación serial y exogeneidad del PIB

Cuadro 10: Prueba de correlación serial de Breusch-Godfrey

H_0 : ausencia de correlación serial

| Ingreso | Probabilidad (Estadístico F) |
|------------------------------------|---------------------------------|
| Impuestos Directos | 0,57 |
| Impuestos Indirectos | 0,50 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 0,97 |

Nota: el test considera 11 rezagos para el error, lo que junto al término contemporáneo equivale a 3 años.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 11: : Prueba de endogeneidad de Hausman

H_0 : $\Delta \ln(Y)$ es exógeno

| Ingreso | Probabilidad (Estadístico J) |
|------------------------------------|---------------------------------|
| Impuestos Directos | 0,20 |
| Impuestos Indirectos | 0,83 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 0,10 |

Fuente: elaboración propia.

G. Pruebas de cointegración

Cuadro 12: Prueba de Pesaran, Shin y Smith

| H_0 : Ausencia de relación de largo plazo en niveles | | |
|--|-----------------|--------------------|
| Ingreso | Estadístico F | Valor crítico (5%) |
| Impuestos Directos | 30,47 | 4,30 |
| Impuestos Indirectos | 8,47 | 4,30 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 29,86 | 4,30 |

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 13: Prueba de cointegración Johansen

| H_0 : Ausencia de cointegración | | |
|------------------------------------|----------------------------|---------------------------------|
| Ingreso | Estadístico η (prob.) | Estadístico ς (prob.) |
| Impuestos Directos | 0,00 | 0,00 |
| Impuestos Indirectos | 0,01 | 0,01 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 0,00 | 0,00 |

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 14: Prueba de cointegración Engle y Granger

| H_0 : Ausencia de cointegración | | |
|------------------------------------|----------------------------|-------------------------|
| Ingreso | Estadístico τ (prob.) | Estadístico z (prob.) |
| Impuestos Directos | 0,00 | 0,00 |
| Impuestos Indirectos | 0,00 | 0,00 |
| Otros Ingresos Fiscales no Mineros | 0,00 | 0,00 |

Fuente: elaboración propia.

H. Estimaciones de elasticidades de corto plazo

Cuadro 15: Estimación de modelo ARDL para Impuestos Directos

| Muestra (ajustada) | | 1993T3-2020T4 → 104 obs. | | |
|---|--------------|--------------------------|-----------------|--------------|
| N° de modelos evaluados (hasta 12 rezagos por variable) | | 156 → ARDL(2,0) | | |
| Variable | Coefficiente | Error Estándar | Estadístico t | Probabilidad |
| $\ln(ID_{t-1})$ | -0.003 | 0.104 | -0.033 | 0.974 |
| $\ln(ID_{t-2})$ | -0.133 | 0.088 | -1.510 | 0.134 |
| $\ln(Y_t)$ | 1.074 | 0.150 | 7.149 | 0.000 |
| S_{t-1}^1 | 0.007 | 0.020 | 0.355 | 0.724 |
| S_{t-1}^2 | -0.035 | 0.023 | -1.498 | 0.137 |
| S_{t-1}^3 | -0.037 | 0.022 | -1.659 | 0.100 |
| CJ_{t-1}^{2002} | -12.670 | 2.532 | -5.005 | 0.000 |
| $CJ_{t-1}^{2002} \cdot \ln(Y_{t-1})$ | 0.759 | 0.151 | 5.038 | 0.000 |
| CJ_{t-1}^{2011} | 0.157 | 0.035 | 4.460 | 0.000 |
| CJ_{t-1}^{2015} | 0.131 | 0.029 | 4.448 | 0.000 |
| CRI_t^v | 12.917 | 3.816 | 3.385 | 0.001 |
| $CRI_t^v \cdot \ln(ID_{t-1})$ | -0.869 | 0.256 | -3.397 | 0.001 |
| C | -2.512 | 1.421 | -1.768 | 0.080 |
| R^2 ajustado | 0.987 | | | |

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 16: Estimación de modelo ARDL para Otros Ingresos Fiscales no Mineros

| Muestra (ajustada) | | 1993T3 - 2020T4 → 110 obs. | | |
|---|--------------|----------------------------|-----------------|--------------|
| N° de modelos evaluados (hasta 12 rezagos por variable) | | 156 → ARDL(2,1) | | |
| Variable | Coefficiente | Error Estándar | Estadístico t | Probabilidad |
| $\ln(OI_{t-1})$ | 0,065 | 0,094 | 0,689 | 0,492 |
| $\ln(OI_{t-2})$ | -0,272 | 0,093 | -2,931 | 0,004 |
| $\ln(Y_t)$ | -0,302 | 1,118 | -0,270 | 0,788 |
| $\ln(Y_{t-1})$ | 1,614 | 1,086 | 1,486 | 0,141 |
| S_{t-1}^1 | -0,089 | 0,101 | -0,884 | 0,379 |
| S_{t-1}^2 | -0,122 | 0,079 | -1,557 | 0,123 |
| S_{t-1}^3 | 0,238 | 0,155 | 1,529 | 0,130 |
| CJ_{t-1}^{2004} | -0,289 | 0,111 | -2,605 | 0,011 |
| CJ_{t-1}^{2009} | 0,198 | 0,092 | 2,146 | 0,034 |
| C | -5,869 | 3,795 | -1,547 | 0,125 |
| R^2 ajustado | 0,669 | | | |

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 17: Estimación de modelo ARDL para Impuestos Indirectos

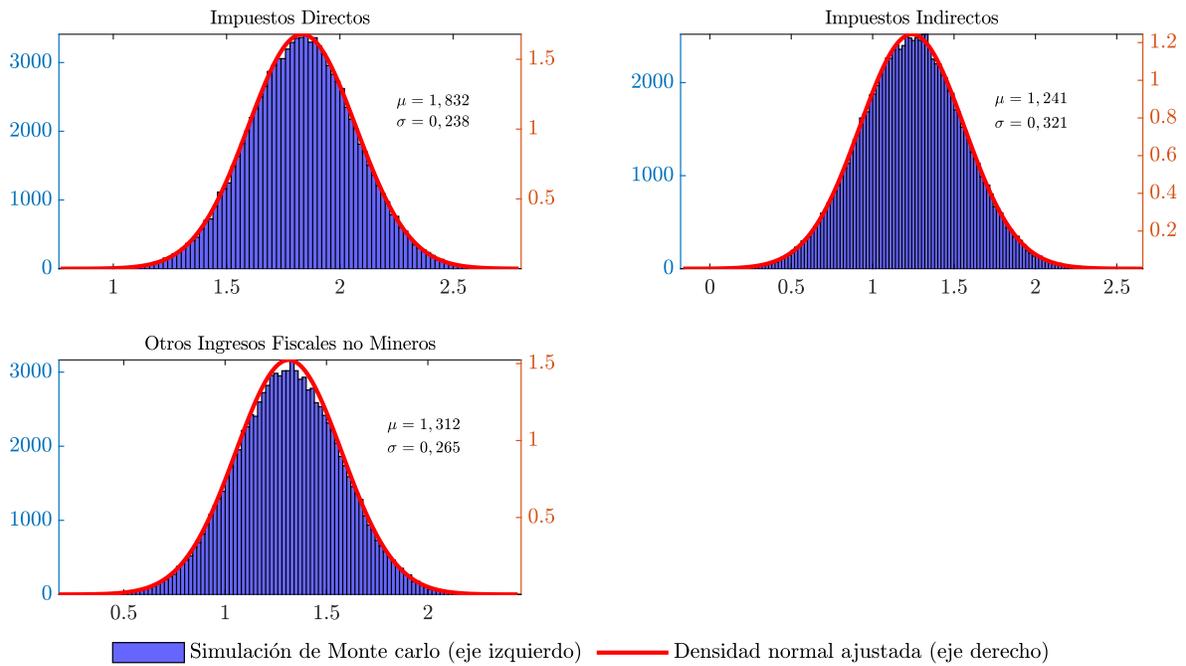
| Muestra (ajustada) | | 1994T2-2020T4 → 107 obs. | | |
|---|--------------|--------------------------|----------------------|--------------|
| N° de modelos evaluados (hasta 12 rezagos por variable) | | 156 → ARDL(3, 5) | | |
| Variable | Coefficiente | Error Estándar | Estadístico <i>t</i> | Probabilidad |
| $\ln(II_{t-1})$ | 0,328 | 0,095 | 3,461 | 0,001 |
| $\ln(II_{t-2})$ | 0,018 | 0,091 | 0,203 | 0,840 |
| $\ln(II_{t-3})$ | 0,164 | 0,087 | 1,889 | 0,062 |
| $\ln(Y_t)$ | 1,737 | 0,223 | 7,801 | 0,000 |
| $\ln(Y_{t-1})$ | -1,139 | 0,273 | -4,175 | 0,000 |
| $\ln(Y_{t-2})$ | 0,324 | 0,287 | 1,130 | 0,262 |
| $\ln(Y_{t-3})$ | 0,043 | 0,305 | 0,141 | 0,888 |
| $\ln(Y_{t-4})$ | -1,596 | 0,350 | -4,560 | 0,000 |
| $\ln(Y_{t-5})$ | 1,004 | 0,280 | 3,584 | 0,001 |
| S_{t-1}^1 | -0,110 | 0,038 | -2,859 | 0,005 |
| S_{t-1}^2 | -0,044 | 0,021 | -2,159 | 0,034 |
| S_{t-1}^3 | -0,063 | 0,040 | -1,565 | 0,121 |
| CI_{t-1}^{2004} | -4,662 | 1,423 | -3,275 | 0,002 |
| $CI_{t-1}^{2004} \cdot \ln(Y_{t-1})$ | 0,275 | 0,084 | 3,289 | 0,001 |
| CRI_t^{cv} | -17,338 | 7,996 | -2,168 | 0,033 |
| $CRI_t^{cv} \cdot \ln(Y_t)$ | 0,998 | 0,460 | 2,170 | 0,033 |
| CRI_t^{sp} | -0,064 | 0,018 | -3,489 | 0,001 |
| C | 0,924 | 0,684 | 1,350 | 0,180 |
| R^2 ajustado | 0,990 | | | |

Fuente: elaboración propia.

I. Errores estándar para las elasticidades anuales

Asumiendo que las estimaciones para las elasticidades trimestrales de recaudación a PIB se distribuyen de forma normal, es posible obtener las desviaciones estándar para sus contrapartes anuales. Como la combinación lineal de variables aleatorias normales preserva la normalidad, llevamos a cabo un muestreo aleatorio para la distribución conjunta de las componentes trimestrales de cada elasticidad anual. Es necesario recurrir a simulaciones debido a que existe correlación entre las elasticidades trimestrales: al no ser variables aleatorias independientes, la varianza de la distribución normal resultante no corresponde a la suma de las varianzas de cada componente. De esta manera, haciendo uso de la matriz de covarianza para los parámetros de cada modelo de ingreso, corremos una simulación de Monte-carlo para generar una muestra de 100.000 observaciones. Los resultados son presentados en la figura [10](#)

Figura 10: Simulaciones de Monte-carlo para las elasticidades anuales



Fuente: elaboración propia.

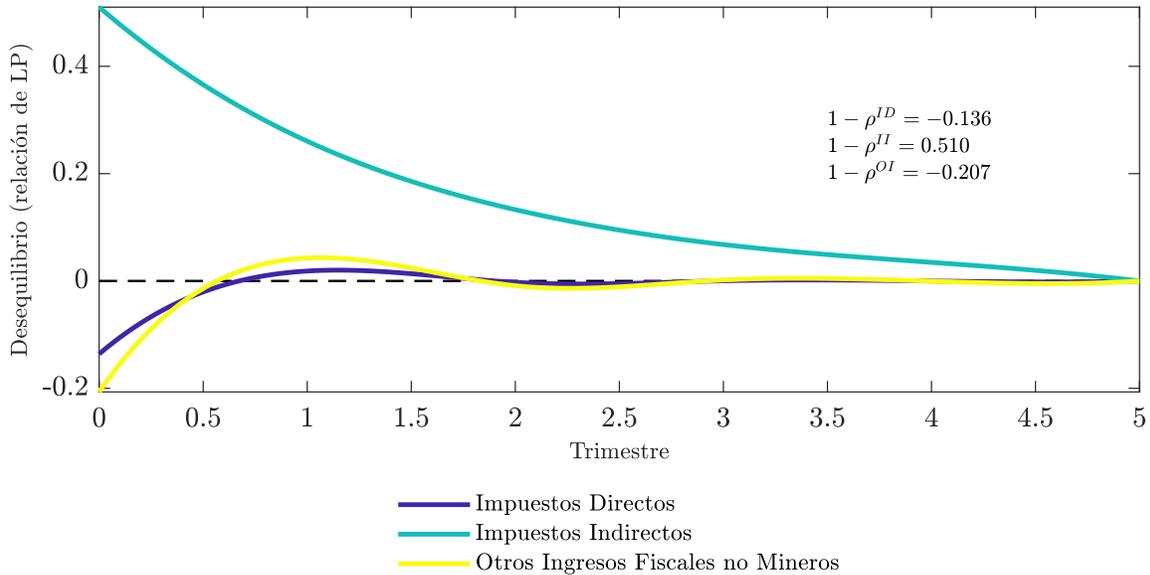
J. Trayectorias de ajuste para las relaciones de largo plazo

Cuando la relación cointegración entre la recaudación fiscal y el producto no se encuentra en equilibrio, el mecanismo de corrección fuerza a que esta revierta a su estado estacionario (i.e., las perturbaciones no se acumulan indefinidamente). La evolución a través del tiempo para la corrección del desequilibrio es capturada por la velocidad ajuste. Siguiendo el ejemplo presentado en la sección 3, este parámetro se relaciona con las elasticidades que acompañan a los rezagos de la variable dependiente al expresar el modelo en su forma ARDL. En efecto, suponiendo que esta última presenta n rezagos, entonces:

$$\rho = 1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i \quad (27)$$

donde ρ y α_i con $i \in \{1, \dots, n\}$ denotan la velocidad de ajuste (para la forma ECM) y las elasticidades para los rezagos de la variable dependiente (para la forma ARDL), respectivamente. En la figura 11 se presentan las trayectorias de ajuste para un *shock* unitario en la relación de largo plazo. En $t = \tau$, la magnitud del desequilibrio (relativa al estado inicial) depende del efecto compuesto del parámetro ρ a lo largo de τ periodos: $(1 - \rho)^\tau$. Se observa que los Impuestos Directos y Otros Ingresos Fiscales no Mineros poseen mecanismos con sobrecorrecciones ($|\rho| > 1$), lo cual explica las dinámicas oscilatorias en sus perfiles de ajuste. En contraste, el perfil de ajuste para los Impuestos Indirectos exhibe una convergencia monotónica y de mayor persistencia.

Figura 11: Trayectorias de ajuste para un *shock* unitario en la relación de largo plazo



Fuente: elaboración propia.