

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

Una medida de la discrecionalidad en la política fiscal en
Argentina: 1995 - 2019

AUTOR: MARÍA EUGENIA DAVID DU MUTEL DE PIERREPONT

DIRECTOR: LUIS TRAJTENBERG

OCTUBRE 2020

Resumen

Desde el año 2014 el gobierno nacional arrojó resultados deficitarios de magnitudes equiparables a los observados en las fases más recesivas en la historia argentina. El crecimiento de los gastos se desligó de la evolución de los ingresos, pudiendo reflejar esta lógica un manejo discrecional de la política fiscal. Sin embargo, centrarse sólo en los cambios que se han producido en el Resultado Fiscal resultaría (cuanto menos) parcial, ya que los mismos podrían encontrarse subordinados a factores cíclicos.

El Resultado Fiscal Estructural (RFE) es una medida del balance fiscal que *filtra* el impacto de las fluctuaciones cíclicas sobre los agregados fiscales permitiendo una evaluación más precisa de la política fiscal, constituyéndose así como una herramienta esencial en la formulación de este tipo de política en el mediano plazo.

Este trabajo presenta una medida del RFE para Argentina para el período comprendido entre los años 1995 y 2019. Para ello, se hace uso de una versión adaptada del modelo estándar de tres pasos presente en Giorno et al. (1995) y Hagemann (1999), al que se le realizaron adecuaciones a los fines de representar características propias de la economía argentina.

Para el cálculo de la sensibilidad de los recursos y del gasto público ante desvíos de la economía de su sendero de crecimiento de largo plazo, se consideraron tres modelos adicionales al de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), a saber: ecuación de regresión con variables en diferencia (DIF), Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y Modelo de Corrección de Errores (VEC). Por su parte, la estimación del producto potencial se realizó mediante el método de la función de producción.

La evidencia aquí presentada muestra que, si bien en algunas etapas tuvo un rol más importante que en otras, en general, para el período 1995-2019, el ciclo económico no asumió un papel significativo en determinar la *performance* fiscal observada, explicando cuanto mucho un cuarto del deterioro fiscal ocurrido, equivalente a medio punto del PBI en promedio. Se concluye que el deterioro fiscal observado especialmente durante parte de la segunda mitad del régimen de convertibilidad y desde 2009, respondió visiblemente a acciones discrecionales de la política implementada, más que a efectos "automáticos" inducidos por los cambios en el entorno macroeconómico.

Palabras clave: resultado fiscal estructural, política fiscal, ciclo económico, brecha del producto.

JEL: E32, E62, H62, O40.

ÍNDICE

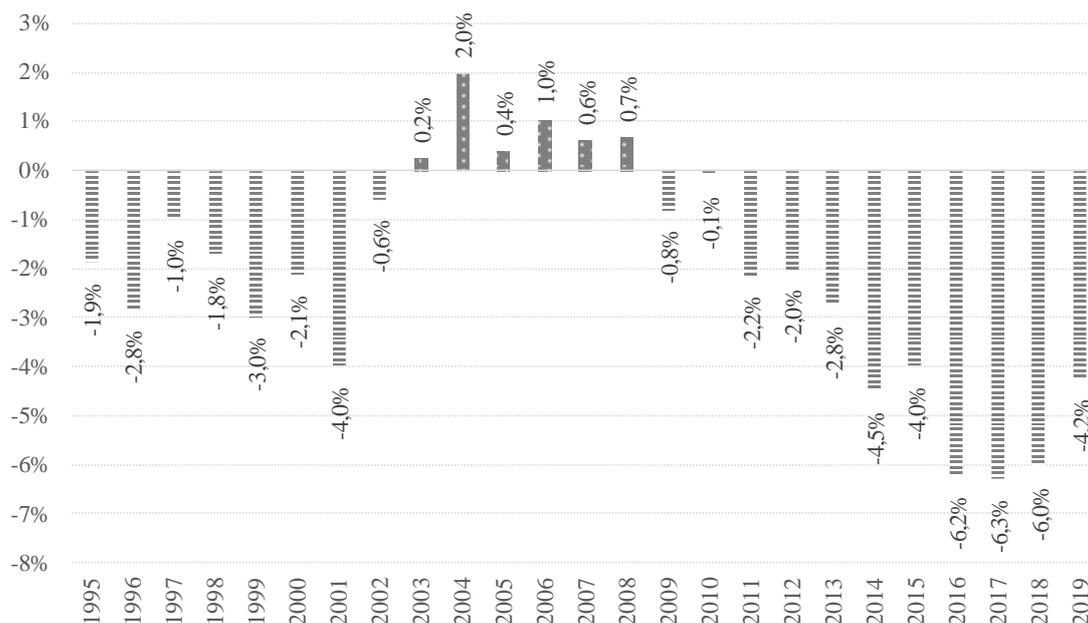
I. Introducción.....	4
II. Marco Conceptual y Pregunta de Investigación.	9
III. Diseño de la Investigación.	13
III.1. Marco Teórico.....	13
III.2. Diseño Metodológico.....	15
III.2.1. Cálculo de las elasticidades.....	16
III.2.1.1. Elasticidad producto de los recursos.....	16
III.2.1.2. Elasticidad producto del Gasto Público.....	20
III.2.2. Cálculo del PBI potencial.....	20
III.2.3. Descripción de las variables utilizadas.....	22
III.2.3.1. Variables involucradas en la estimación de las elasticidades.....	22
III.2.3.2. Variables involucradas en la estimación del PBI potencial.....	24
III.2.3.3. Recursos Transitorios y/o extraordinarios.....	25
IV. Resultados de la estimación de los parámetros de elasticidad-producto de los agregados fiscales y del producto potencial de la economía argentina.	26
IV.1. Resultados de la estimación de elasticidades.	26
IV.1.1. Ingresos tributarios sobre la Producción, el Consumo y las Transacciones.....	26
IV.1.2. Ingresos tributarios sobre los Ingresos.....	28
IV.1.3. Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social.....	29
IV.1.4. Otros recursos.....	31
IV.1.5. Aranceles.....	32
IV.1.6. Gasto Público.....	34
IV.2. Resultados de la estimación del producto potencial.	36
V. Resultado Fiscal Estructural.....	40
VI. Reflexiones finales.....	51
VII. Apéndices.....	54
VII.1. Apéndice A.....	54
VII.1.1 Definiciones y supuestos empleados en la estimación de series para cálculo de PIB potencial.	54
Stock de Capital Productivo.....	54
Puestos de Trabajo Equivalentes.....	56
Contribución de los factores productivos.....	57
VII.1.2 Recursos extraordinarios.....	57
VII.2. Apéndice B.....	59
VII.2.1 Análisis de raíz unitaria de las series.....	59
VII.2.2 Estimación de los parámetros de elasticidad. Años 2003-2019.....	63
VII.3 Apéndice C.....	66
VII.4 Apéndice D.....	72
VIII. Referencias Bibliográficas.....	78

I. Introducción.

Una de las características de las finanzas públicas en Argentina en los últimos veinticinco años, ha sido la persistencia de los desequilibrios fiscales en las cuentas públicas del gobierno nacional. Considerando lo ocurrido desde el año 1995, en sólo seis años se han obtenido ingresos públicos por encima del gasto realizado, pese a haberse registrado dentro de este período el mayor crecimiento económico de la historia reciente¹.

Los abultados déficits alcanzados desde 2014 superaron ampliamente los ahorros logrados en la primera etapa de la década pasada, alcanzando estándares similares a los ocurridos durante las fases más recesivas de la historia económica argentina. Este hecho adquiere gran relevancia teniendo en cuenta que, históricamente, los desequilibrios en las cuentas públicas del país han estado vinculados con crisis macroeconómicas severas².

Gráfico 1 - Resultado Financiero de la Administración Nacional³ en términos del PBI. Años 1995-2019.



Fuente: elaboración propia en base a datos de la Contaduría General de la Nación e INDEC.

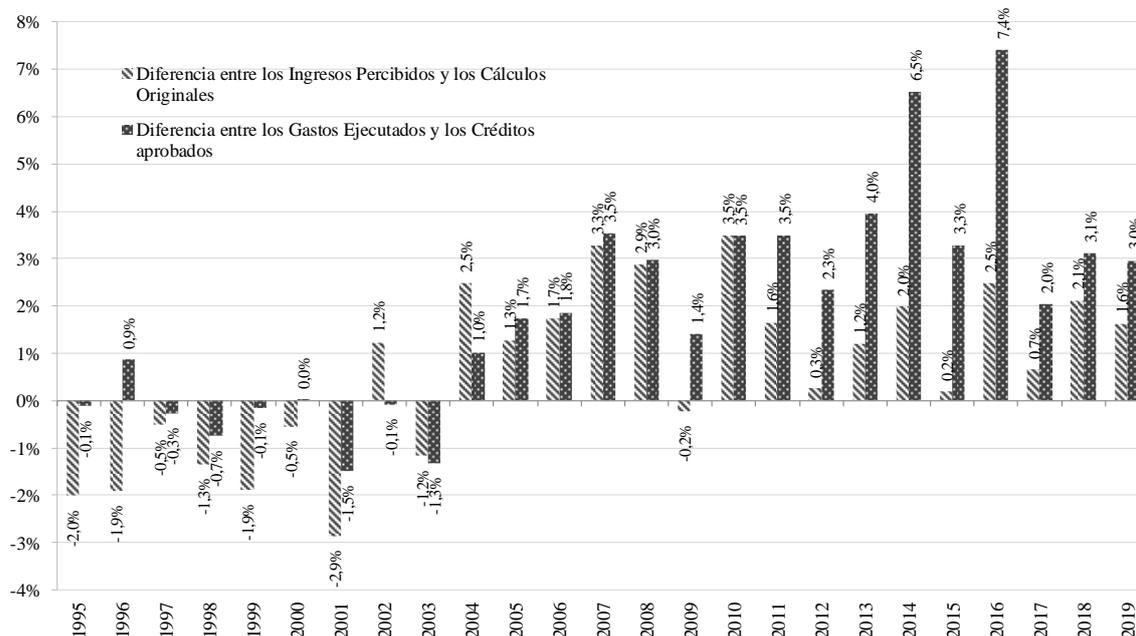
¹ Durante los últimos veinticinco años, con la economía creciendo en promedio a una tasa de 2,1% anual, las finanzas públicas mostraron un déficit financiero promedio de alrededor de -2,1% anual, medido en términos del producto.

² Sin ir más lejos, numerosos autores señalan al errado manejo de la política fiscal como una de las principales causas (para algunos, excluyente) de la crisis del año 2002 (Mussa, 2002; Perry y Servén, 2003). Otros, en cambio, sostienen que los desequilibrios fiscales son consecuencia de la recesión económica precedente, y no causa de las crisis (Hausmann y Velasco, 2002).

³ Comprende la Administración Central, los Organismos Descentralizados e Instituciones a la Seguridad Social. No incluye empresas del Estado Nacional, Fondos Fiduciarios y Otros Entes.

En el período de posconvertibilidad, se distinguen dos etapas con características disímiles en el desempeño fiscal. En la primera, el gobierno nacional dio rienda suelta a la ejecución del gasto en paralelo a un gran incremento de recursos. Aumentó la participación del Estado en la economía desde la perspectiva del gasto, logrando Resultados Fiscales superavitarios. En esta primera fase, aun con niveles de erogaciones superiores a los establecidos por las respectivas leyes de presupuesto, la estructura del gasto no difirió demasiado de aquella que se presentara como lineamiento en la política presupuestaria. En la segunda etapa, más allá de la recesión del año 2009, el crecimiento de los gastos se desligó de la evolución de los ingresos. El gasto creció con una estructura de política económica diferente de la plasmada en las leyes de presupuesto a la vez que actuó la rigidez a la baja de los componentes que se comprometieron en años anteriores. Este notorio apartamiento de los *planes* de gobierno hace suponer que la falta de disciplina fiscal observada en los últimos años puede atribuirse a acciones *discrecionales* de la política. Aportar elementos que faciliten la comprensión de estos fenómenos será el interés del presente trabajo.

Gráfico 2 - Diferencia entre la Ejecución Presupuestaria y los Créditos aprobados por la Ley de Presupuesto en términos del PBI. Años 1995-2019.



Fuente: elaboración propia en base a datos de la Contaduría General de la Nación e INDEC.

Desde una perspectiva teórica, la política fiscal puede pensarse como constituida por tres componentes: los estabilizadores automáticos, el que se implementa en reacción a la situación de la economía, y el que se lleva a cabo con independencia de la condición

macroeconómica. La literatura ha utilizado el término *discrecional* para referirse a la última variante, es decir, a los cambios en la política fiscal que no surgen como reacción a las condiciones económicas apartándose así de las proyecciones y planes de gobierno (Blanchard, 1990; Chouraqui et al., 1990; Muller y Price, 1984). En este sentido, evaluar sólo los cambios que se han producido en el Resultado Fiscal resulta cuanto menos parcial, pues esos movimientos pueden dar una impresión de acciones de política discrecional y, sin embargo, deberse a factores cíclicos. Aplicar un ajuste a la medida de Resultado Fiscal observado para filtrar el impacto de las fluctuaciones cíclicas en los agregados fiscales permitirá una evaluación más precisa de la política fiscal. En este contexto cobra relevancia el concepto de Resultado Fiscal Estructural (RFE).

El RFE es una variable no observable que mide el resultado que se obtendría en las cuentas fiscales si el nivel de actividad económica se mantuviese en su nivel de tendencia y los precios internacionales de los principales productos de exportación, en sus niveles de referencia. En el caso de Argentina, no existen (o al menos no se encuentran disponibles al público) estimaciones del RFE realizadas por los organismos encargados de la programación macro-fiscal y, aunque desde la academia se han realizado importantes esfuerzos por proveer mediciones de este indicador (Basso, 2006; Cetrángolo et al., 1997; Gay y Escudero, 2010), no siempre se ha logrado obtener una medida robusta consistente con los criterios de imputación establecidos por la normativa que regula la administración financiera a nivel nacional.

Numerosos países han adoptado exitosamente reglas basadas en esta medida como guías de la política fiscal y/o como anclas de credibilidad sobre la reacción del gobierno ante cambios en la coyuntura macroeconómica. Una regla basada en el RFE suavizará el ciclo económico toda vez que los niveles de gasto no se expandan ni contraigan excesivamente en la fase alcista o recesiva de ciclo respectivamente, reduciendo la probabilidad de realizar ajustes fiscales severos ante cambios en las condiciones macroeconómicas. Es por ello que, de cara al inicio de una nueva etapa de la política en Argentina, más allá de la utilidad del RFE en la provisión de información para el análisis, este indicador puede servir como herramienta esencial en la formulación de la política fiscal de mediano plazo.

En función de lo antes mencionado, el presente trabajo se propone calcular una medida de RFE para Argentina para el período comprendido entre los años 1995 y 2019 a los efectos de determinar si el apartamiento de la disciplina fiscal, observado durante la mayor parte de

estos años, puede atribuirse a acciones discrecionales de la política o se encuentra relacionado con los efectos del ciclo económico y las fluctuaciones de precios claves para el presupuesto público.

La metodología empleada en el presente documento sigue los tres pasos habituales para el cálculo del RFE (Giorno et al., 1995; Hagemann, 1999). En primer lugar, se estimará la senda de crecimiento tendencial sobre la que se producen las desviaciones que determinan el comportamiento cíclico de la economía. En segundo lugar, se calculará el impacto presupuestario de estas desviaciones sobre la base de las elasticidades de los agregados fiscales al ciclo económico. El RFE se obtendrá a partir de la diferencia entre ingresos y gastos una vez descontado el efecto que la actividad económica ejerce sobre ellos.

Si bien se sigue el procedimiento anterior, el documento se diferencia de los trabajos existentes para el caso argentino en tres aspectos.

En primer lugar, se empleará como medida de Resultado Fiscal a la diferencia entre los recursos recaudados y los gastos devengados de cada período (criterio Base Devengado), en lugar del que sólo considera el movimiento de fondos (criterio Base Caja). En segundo lugar, para el cálculo de las elasticidades se hará uso de información con mayor desagregación de la habitual, tanto para los recursos como para los gastos, a los efectos de capturar adecuadamente la dinámica del ajuste cíclico sobre los distintos componentes presupuestarios. En tercer lugar, el método aquí presentado incluirá una selección más precisa de las partidas presupuestarias sujetas al ajuste cíclico en la que se excluirán aquellas partidas de gasto e ingresos que presenten un carácter transitorio y/o extraordinario y, por lo tanto, no se encuentren explicadas por el ciclo económico.

Un aspecto adicional y de particular importancia es que la estimación se efectuará en base a los datos más recientes de la realidad argentina, tanto en relación con los agregados fiscales, como con las variables macroeconómicas involucradas. En este último caso se hará uso de series estadísticas revisadas por INDEC en 2016, por ser estas últimas las consideradas *correctas*⁴.

Resulta necesario aclarar que las estimaciones sobre la posición cíclica de la economía desempeñan un papel importante en los resultados que se obtengan, por lo tanto, las cifras

⁴ INDEC advierte que...“las series estadísticas publicadas con posterioridad a enero 2007 y hasta diciembre 2015 deben ser consideradas con reservas, excepto las que ya hayan sido revisadas en 2016”..., en el marco de las atribuciones establecidas por los Decretos 181/2015 y 55/2016.

del RFE producidas deben ser vistas como estimaciones indicativas. Adicionalmente, existen otras variables más allá de la actividad económica que afectan la evolución de la recaudación tributaria y del gasto de la nación, como por ejemplo, el tipo de cambio o las tasas de interés. Si bien el comportamiento de estas variables mantiene a los agregados fiscales dependientes de fenómenos ajenos a la autoridad económica, el cálculo del impacto directo que ejercen estas variables sobre el balance presupuestario excede el alcance del presente trabajo. Finalmente, el análisis, las estimaciones y conclusiones contenidas en el presente estudio corresponden sólo a la Administración Pública Nacional, por considerarse *insuficiente*, como se tratará en detalle en la sección III.2.3., la información pública correspondiente al Sector Público Nacional en el período considerado.

El presente trabajo se ha organizado de la siguiente forma: a continuación, se presenta una revisión crítica de la literatura que explica los resultados observados de la política fiscal en los últimos sesenta años y el surgimiento de indicadores para fomentar la disciplina fiscal. En la sección posterior se detalla el marco teórico estándar para la medición del Resultado Fiscal Estructural, incorporando al esquema las particularidades de economías con mayor dependencia de recursos naturales. En este capítulo III, se definen además los modelos econométricos que serán utilizados para la estimación de los parámetros de elasticidad, así como la metodología para el cálculo del producto potencial junto con un análisis descriptivo de las variables involucradas. Los resultados de estos modelos serán presentados en el capítulo IV junto con su análisis de robustez. En el capítulo V se procederá al cálculo de la medida de Resultado Estructural para Argentina y se analizará la importancia que revisten los resultados obtenidos dentro de la realidad de la nación. Finalmente, se agregan comentarios conclusivos en el capítulo VI.

II. Marco Conceptual y Pregunta de Investigación.

La política fiscal ha variado enormemente tanto a lo largo del tiempo como entre países en las últimas décadas. La composición del gasto público también ha evidenciado cambios importantes en los últimos años. En numerosos países que integran la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), estos cambios fueron acompañados por déficits públicos persistentes y, por lo tanto, crecientes deudas públicas (European Commission, 2000; Taylor, 2000). Un proceso similar ha sido detectado en algunos países menos desarrollados, donde el sesgo hacia el déficit fiscal surgió con la consecución de los objetivos de desarrollo, en el contexto de reversión en los flujos de capital y caída de los precios de los productos primarios exhibidos en la década de 1980 (Calvo, 2000; Gavin et al., 1996). En este escenario se encuadra la discusión sobre el manejo *discrecional* de la política fiscal⁵.

Durante los últimos sesenta años, la literatura de la economía política se ha enfocado en dar respuesta a las razones que explican las diferencias entre los resultados fiscales observados en diversos países, así como los motivos por los cuales estos fenómenos se tornaron “habituales” en los últimos cuarenta años⁶. Estas explicaciones fueron acompañadas por recomendaciones de política que tuvieron fuerte impacto en el proceder de los distintos gobiernos. Las implicancias del apartamiento de la disciplina fiscal sobre los niveles de deuda pública, así como de sus posibles repercusiones negativas sobre la inversión privada, llevaron a algunos gobiernos a introducir programas de consolidación fiscal a mediano plazo para restaurar la estabilidad macroeconómica y la sostenibilidad fiscal (Kopits, 2001). Este cambio, desde las preocupaciones de corto plazo hacia consideraciones de mediano plazo,

⁵ Kydland y Prescott (1977) fueron los primeros en utilizar el término *discrecionalidad* para hacer referencia a aquella operatoria de gobierno que se aparta de lo originariamente anunciado. Los autores ponen el foco en el análisis del problema desde la perspectiva de la credibilidad. Así, los gobiernos que sean incapaces de establecer compromisos respecto a futuras políticas tendrán, bajo el supuesto de expectativas racionales, un problema de credibilidad que redundará en un menor nivel de bienestar.

⁶ Estas cuestiones han sido analizadas desde una *perspectiva normativa* por los trabajos de Ando y Modigliani (1963), Lucas (1972, 1976), Barro (1974), Lucas y Stokey (1983). Sus contribuciones, asentadas en la introducción de las expectativas racionales en los modelos macroeconómicos, sirvieron para apoyar la idea que las intervenciones del gobierno eran inefectivas en alterar los niveles y tasas de crecimiento del producto en el mediano y largo plazo. Más recientemente, estas cuestiones también han sido analizadas a partir de un *enfoque positivo*. Los trabajos de Cukierman y Meltzer (1989), Roubini y Sachs (1989) y Alesina y Tabellini (1990), ofrecen una explicación de los fenómenos observados (*prociclicidad* de la política fiscal y sesgo al déficit) a partir de la combinación de análisis económico y político. Encuentran que las diferencias en las instituciones de los distintos países determinan la política presupuestaria y, consecuentemente, sus resultados.

puntualizó la importancia de tener indicadores específicos a partir de los cuales pudiera fomentarse la disciplina fiscal.

Blanchard (1990) y Chouraqui et al. (1990), en una serie de Documentos de Trabajo para países de la OCDE que sirvieron de base para ordenar la discusión posterior, realizan una revisión de los indicadores que pueden ser utilizados para el análisis de la política fiscal. Sostienen que los mismos deben ser capaces de cuantificar cuatro aspectos: (a) el componente discrecional de la política fiscal, (b) su sostenibilidad, (c) el impacto de la política fiscal sobre la demanda agregada, y, (d) sus consecuencias sobre la asignación de recursos. En este sentido, proponen la existencia de indicadores específicos para cuantificar cada uno de estos aspectos argumentando que ningún indicador empleado individualmente puede ser capaz de dar respuesta a los cuatro interrogantes anteriores.

Por componente discrecional (aspecto (a) del apartado anterior) se entiende a los cambios en la política fiscal que no surgen como reacción a las condiciones de la economía. La medición de este concepto requiere separar dentro de las variaciones observadas en los ingresos y gastos públicos y, consecuentemente, en el resultado fiscal de una nación, qué parte responde a decisiones de las autoridades y cuáles tienen un carácter “automático”, inducido por efectos en el ambiente macroeconómico (componente cíclico).

La metodología que ha primado en la cuantificación del componente discrecional de la política fiscal es el cálculo del denominado Resultado Fiscal Estructural (RFE)⁷. Esta estrategia considera que el residuo que se obtiene luego de eliminar el componente cíclico del Resultado Fiscal observado en cada período es el elemento estructural o discrecional.

Desde principios de los años ‘80, la OCDE ha basado parte del análisis de la política fiscal en la medición del RFE de los países que la integran⁸. De igual modo, el FMI lleva adelante la estimación de balances estructurales en los países desarrollados que son incluidos regularmente en el *World Economic Outlook*⁹. La *European Commission*, así como el Banco

⁷ A lo largo de los años, se han desarrollado diversas metodologías tendientes a corregir el efecto del ciclo sobre las cuentas públicas. Hagemann (1999), en un documento de trabajo para el Fondo Monetario Internacional (FMI) las clasifica en dos grupos: las denominadas metodologías “*bottom up*”, que consisten en la determinación directa del impacto de las decisiones de gobierno en la política presupuestaria; y aquellas denominadas “*top down*”, que consisten en la obtención del RFE. Otros organismos de cooperación internacional, como la OCDE o la *European Commission*, acuerdan que en la práctica, el rango de las metodologías existentes para el cálculo del componente discrecional se reduce esencialmente a los dos enfoques anteriores.

⁸ Ver Muller y Price (1984), Chouraqui et al. (1990), Giorno et al. (1995), van den Noord (2000), Girouard y André (2005) y Price et al. (2015).

⁹ Ver Hagemann (1999), Chalk (2002), Fedelino et al. (2009).

Central Europeo, utilizan también este enfoque con el propósito de supervisión presupuestaria¹⁰.

En Latinoamérica, la incorporación de indicadores fiscales estructurales como guías de la política fiscal estuvo también presente en varios países, aunque desde una perspectiva diferente. Desde comienzos de los años 2000, el notable incremento en los precios de las materias primas tuvo importantes efectos sobre el desempeño de las economías con alta dependencia de esa forma de capital. Las economías latinoamericanas evidenciaron fuertes mejoras tanto desde la generación de divisas como de sus ingresos fiscales. La duración, persistencia y amplitud (en términos de *commodities* alcanzados) de dicho fenómeno llevó a algunos gobiernos a interesarse en la caracterización del resultado fiscal durante el *boom* de *commodities*. Algunos gobiernos decidieron institucionalizar las mediciones delegando en los organismos gubernamentales responsables de la programación macro-fiscal, el cálculo y difusión de la medida del RFE¹¹.

En la experiencia latinoamericana, es posible encontrar documentos que respaldan las virtudes de la restricción de la política fiscal discrecional a partir del compromiso con metas autoimpuestas (Frankel, 2011; Marcel et al., 2001; Rodriguez et al., 2007; Zack, 2013). Orientar la política fiscal a través de ingresos estructurales les ha permitido a estas economías comprometer en el largo plazo sólo programas de gasto sustentables, al tiempo que ha implicado no erosionar las fuentes de ingresos estructurales a través del reemplazo de ingresos permanentes (como los tributarios) por ingresos transitorios (como aquellos generados por el alto precio de sus productos de exportación), asegurando con ello la sustentabilidad de las políticas públicas y alejándolas de la acción deliberada de las autoridades de turno.

En el caso de Argentina, no existen estimaciones gubernamentales institucionalizadas del balance estructural, aunque desde la academia se han realizado importantes esfuerzos por proveer mediciones a los efectos de caracterizar el manejo de la política fiscal (Basso, 2006; Cetrángolo et al., 1997; Gay y Escudero, 2010).

Durante parte del período comprendido entre los años 1995 y 2019, el gasto público en Argentina ha variado, siguiendo el comportamiento de los ingresos percibidos y en relación

¹⁰ Ver Bouthevillain et al. (2001), Larch y Turrini (2009), Mourre et al. (2014).

¹¹ Es el caso de la Dirección de Presupuesto de Chile y de la Dirección General de Política Macroeconómica de Perú que desde hace años incorporan la medida de RFE como guía e incluso como insumo para la formulación de una regla destinada a orientar la conducción de la política fiscal.

con el comportamiento de la economía. Los resultados muestran que, en la segunda mitad de la convertibilidad y desde el año 2009 en adelante, la prudencia fiscal no fue la norma, obteniéndose déficits financieros cada vez mayores. El año 2019 fue el undécimo año consecutivo en que el gobierno nacional operó bajo un resultado deficitario, exhibiendo desde 2014 cifras similares a las mayores de las últimas décadas.

A partir de la discusión anterior, y en función de los objetivos del presente trabajo se plantea la siguiente pregunta de investigación:

¿En qué medida la política fiscal aplicada en Argentina desde mediados de los años 1990 hasta el 2019, ha sido discrecional? Es decir, la falta de disciplina fiscal que acompañó a la segunda mitad del régimen de Convertibilidad, y la observada desde 2009 ¿pueden atribuirse a acciones discrecionales de la política implementada o a efectos "automáticos" inducidos por los cambios en el entorno macroeconómico (típicamente, aunque no exclusivamente, los cambios en el ciclo de la producción)?

III. Diseño de la Investigación.

III.1. Marco Teórico.

El cálculo del RFE para Argentina se puede representar a partir de una versión adaptada del modelo estándar de tres pasos presente en Giorno et al. (1995) y Hagemann (1999)¹². A este enfoque se le han realizado dos ajustes para dar cuenta de las características propias de la economía argentina. En primer lugar, se ha realizado un ajuste específico para los recursos provenientes de la venta de materias primas, por tratarse de una fuente de recursos fiscales significativa en magnitud y dependiente de la evolución de los precios internacionales. En segundo lugar, se ha efectuado la corrección cíclica a una parte no menor del gasto público dada la evidencia de un patrón cíclico en la ejecución del gasto público argentino (Gavin et al., 1996; Talvi y Végh, 2005).

El enfoque estándar para la estimación de los ingresos estructurales asume que existe una relación constante entre cada categoría de ingresos (T_{it})¹³ y el producto de la economía (Y_t), dada por la siguiente ecuación:

$$T_{it} = A_{it} \cdot Y_t^{\alpha_i} \quad (1)$$

Donde, el parámetro A_i representa aquellos factores que afectan la recaudación de cada tipo de recurso pero que no se encuentran vinculados con el producto de la economía y α_i es la elasticidad de cada categoría de ingreso al producto. Este coeficiente muestra cuánto varía la recaudación tributaria cuando varía el producto de la economía en el largo plazo. Un $\alpha_i > 1$ implica que la recaudación crecerá más que la actividad económica cuando ésta aumente.

Denotando al producto potencial de la economía como Y_t^* se tiene que los ingresos estructurales vendrán dados por:

$$T_{it}^E = A_{it} \cdot Y_t^{*\alpha_i} \quad (2)$$

¹² Resumidamente, el método consiste en: primero, determinar cuán se lejos se encuentra la economía de su sendero de crecimiento de largo plazo; segundo, calcular el efecto de tales desviaciones sobre los agregados fiscales de interés (a partir del uso de elasticidades); y finalmente, sustraer este efecto de los niveles observados de recursos y gastos, lo que da lugar al cálculo del RFE.

¹³ En general, las diversas metodologías empleadas para el cálculo del RFE reconocen que algunos rubros de recursos son más sensibles al ciclo que otros y por lo tanto calculan un conjunto de elasticidades para diferentes categorías de ingresos.

Suponiendo que el parámetro A_{it} se mantiene constante a lo largo del tiempo, puede reemplazarse la ecuación (1) en (2) y así estimar los ingresos estructurales mediante la corrección cíclica de los ingresos observados. Esto es:

$$\hat{T}_{it}^E = T_{it} \left[\frac{Y_t^*}{Y_t} \right]^{\hat{\alpha}_i} \quad (3)$$

Donde $\hat{\alpha}_i$ es la estimación de la elasticidad de cada categoría de ingreso al producto de la economía calculada a partir de datos de series de tiempo. Un signo positivo del parámetro de elasticidad implica que cuando la economía se encuentre operando por encima de su potencial, se obtendrán recursos por encima de los correspondientes al nivel tendencial de largo plazo.

Como puede verse, los agregados estructurales se calculan teniendo en cuenta el ajuste proporcional de cada categoría de ingresos al ratio entre el producto potencial y el producto observado determinado por su elasticidad. En otras palabras, bajo este enfoque, cualquier cambio en los ingresos que no pueda ser explicado por factores cíclicos será considerado estructural.

En este sentido, cumplir con el supuesto anterior requiere excluir del cálculo de RFE aquellos ingresos que puedan generar fluctuaciones en el parámetro A_i , tal como aquellos ingresos extraordinarios o de carácter temporario.

Por su parte Vladkova-Hollar y Zettelmeyer (2008), proponen un tratamiento particular para los ingresos provenientes de la venta de *commodities*. Estos se ajustan proporcionalmente en función de la diferencia existente entre el precio efectivo de tales productos (P_t) y el precio de referencia de largo plazo (P_t^*). De esta manera:

$$T_{xt}^E = T_{xt} \left[\frac{P_t^*}{P_t} \right]^{\delta} \quad (4)$$

Donde T_{xt} son los recursos observados provenientes de la exportación de *commodities* en cada período de tiempo y, δ el parámetro de elasticidad.

Siguiendo la lógica enunciada para los recursos, el ajuste cíclico del gasto público vendrá dado por:

$$G_t^E = GC_t \left[\frac{Y_t^*}{Y_t} \right]^{\beta} + GK_t \quad (5)$$

Donde GC_t y GK_t son los componentes del gasto público observado relacionados y no relacionados, respectivamente, con el ciclo económico en cada período de tiempo; y β la elasticidad del gasto público respecto al producto de la economía¹⁴.

A partir de las correcciones anteriores, el componente estructural del balance presupuestario se obtiene a partir de la siguiente fórmula:

$$RFE_t = \sum_{i=1}^n T_{it}^E + T_{xt}^E - G_t^E \quad (6)$$

III.2. Diseño Metodológico.

En esta sección se presenta la estrategia empírica adoptada en el trabajo para obtener el RFE de Argentina en el período 1995-2019. Se empleará un enfoque cuantitativo basado en la utilización de herramientas econométricas.

Como se sostuvo anteriormente, la medición del balance estructural se basa en el supuesto de que el producto de la economía fluctúa alrededor de una senda de producción que refleja la tasa de crecimiento potencial¹⁵. A partir de las desviaciones de la actividad económica en relación a esa senda (*brecha del producto*), se puede medir el efecto de las fluctuaciones del ciclo sobre el resultado fiscal. De allí que resulte necesario para la estimación del resultado estructural, determinar una medida del producto potencial. Adicional a esta estimación y con el objeto de cuantificar el componente cíclico de las partidas presupuestarias, es necesario estimar una medida de la sensibilidad tanto de los recursos como del gasto público ante cambios en el producto de la economía. Esta relación se sintetiza en parámetros de elasticidad.

¹⁴ Algunos trabajos asumen el supuesto simplificador $\beta = 0$, lo que implica que el gasto estructural es igual al gasto observado y el componente cíclico es igual a cero. En este caso, el gasto se supone discrecional en su totalidad, y por lo tanto reacciona con independencia del ciclo económico. Si bien puede ser una aproximación razonable en algunos casos, en la práctica determinadas partidas de gasto muestran un patrón cíclico.

¹⁵ Blanchard (1990), ha criticado este enfoque pues no considera necesario realizar supuestos sobre la naturaleza de las fluctuaciones macroeconómicas para calcular el grado de discrecionalidad de la política fiscal, basta con definir un punto de referencia sobre el cual establecer la comparación, como puede ser el PIB del año inmediatamente anterior al que se quiere medir la discrecionalidad. Pese a las observaciones señaladas por este autor, la metodología basada en la estimación del producto potencial ha prevalecido en la mayoría de los trabajos citados.

A fin de mejorar la exposición, se detallará primeramente la metodología empleada para el cálculo de las elasticidades y, posteriormente, la empleada para la estimación del producto potencial.

III.2.1. Cálculo de las elasticidades.

III.2.1.1. Elasticidad producto de los recursos.

El modelo más sencillo y ampliamente utilizado en la estimación de la elasticidad producto de los recursos, es:

$$\ln(T_{it}) = \theta_i + \alpha_i \ln(Y_t) + \varepsilon_i \quad (7)$$

El coeficiente α_i de esta regresión representa la elasticidad producto de largo plazo de cada categoría de recursos¹⁶, θ_i una constante y ε_i un parámetro de error.

Este método se asienta bajo dos supuestos que permiten garantizar la consistencia de los estimadores. En primer lugar, asume que la variable explicativa (PBI observado) es exógena y como consecuencia todos sus momentos poblacionales son conocidos. Sin embargo, podría existir un problema de endogeneidad entre las variables, pues, por ejemplo, un cambio en la política tributaria puede afectar la asignación eficiente entre trabajo y ocio, y, por lo tanto, la producción; o puede generar modificaciones en el gasto público con los consecuentes efectos en el lado real. En segundo lugar, al tratarse de estimaciones de elasticidades de largo plazo, su estimación directa por MCO supone que no existen ajustes de corto plazo relevantes que sesguen el parámetro estimado. Ello sólo es válido si las series involucradas son estacionarias.

A partir de los problemas implicados en la estimación por MCO y a fin de subsanar esos potenciales problemas, se considerarán en el presente estudio tres metodologías adicionales para el cálculo de elasticidades: ecuación de regresión con variables en diferencia (DIF),

¹⁶ Si bien el enfoque econométrico es por su sencillez ampliamente utilizado para el cálculo de las elasticidades producto, se debe tener en cuenta que los parámetros obtenidos a partir de esta técnica muestran la elasticidad promedio durante el período analizado, por lo que no se encuentran completamente aislados de los cambios de política acontecidos bajo dicho lapso. Esta cuestión se abordará mediante el uso de estimaciones recursivas y/o considerando períodos de estimación en los que la legislación sea estable, siguiendo las recomendaciones de Bouthevillain et al. (2001).

Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y Modelo de Corrección de Errores (VEC)¹⁷.

Por un lado, si las variables empleadas en la regresión son no estacionarias, se hace necesario estimar por separado las relaciones de largo y corto plazo mediante el uso de dos ecuaciones de regresión diferentes. La regresión en niveles dada en la ecuación (7) proporcionaría la relación de largo plazo (cómo crece la recaudación a medida que crece el PBI), mientras que una segunda ecuación de regresión, que emplee versiones estacionarias de las variables, debe utilizarse para obtener la relación de corto plazo (cuán rápido fluctúa la recaudación durante el ciclo económico). De esta manera, las elasticidades de corto plazo serán estimadas a partir de la siguiente ecuación:

$$\Delta \ln(T_{it}) = \theta_i + \alpha_i \Delta \ln(Y_t) + \varepsilon_i \quad (8)$$

En este caso α_i , muestra el cambio porcentual en la recaudación tributaria que se produce cuando el producto de la economía varía en 1%. Así, un $\alpha_i > 1$ indica que la recaudación fluctúa más que el ingreso a lo largo del ciclo de la economía. Un $\alpha_i < 0$ indicaría que esa categoría de recursos se mueve en sentido contrario al ciclo económico.

Un segundo problema que crea la no estacionariedad de las series al estimar la ecuación de regresión (7), es que la estimación del coeficiente obtenido se encontrará sesgado asintóticamente y el error estándar será estimado inconsistentemente, dada la correlación serial existente en el término de error. Mediante DOLS se puede corregir el sesgo del coeficiente adicionando rezagos de la diferencia de la variable independiente a la regresión (Stock y Watson, 1993), y el uso de la corrección de Newey-West permitirá eliminar la inconsistencia del error estándar mediante el modelado como un proceso de media móvil. El uso combinado de las técnicas enunciadas producirá mejores estimaciones de la elasticidad de largo plazo (y su error estándar) que las que se obtendrían a partir de la regresión de las variables en niveles.

Adicionalmente, si dos variables no estacionarias comparten una relación de largo plazo, tenderán a converger conjuntamente cuando se alejen demasiado de esa tendencia. Este movimiento es denominado corrección de errores y puede causar un sesgo en la estimación de la elasticidad a corto plazo. La utilización de una especificación VEC con análisis de

¹⁷ Si bien la utilización de MC2E permitiría sortear el problema de endogeneidad de la variable explicada y obtener estimadores consistentes, la necesidad de elegir correctamente instrumentos (relevantes) y/o contar con un tamaño muestral que garantice buenas propiedades asintóticas, convierte esta metodología en poco atractiva.

cointegración por la metodología de Johansen (1988), no realiza una clasificación apriorística sobre la exogeneidad de las variables involucradas y permite considerar la posibilidad de interrelación en su evolución. Este tipo de modelo permitirá rescatar la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables y sus desajustes de corto plazo, introduciendo términos dinámicos al tiempo que permitirá obtener valores de los parámetros insesgados y consistentes¹⁸. Teniendo en cuenta lo anterior y a los efectos de estimar el VAR (Modelo de Vectores Autorregresivos), se empleará el siguiente vector:

$$X_t = (T_{it}, Y_t) \quad (9)$$

De dimensión 2×1 que contiene las variables que serán utilizadas en la estimación. Donde las variables expresan los logaritmos de las series deflactadas.

Posteriormente, si se lograra determinar que las variables se encuentran vinculadas en una relación de cointegración, se empleará un modelo de corrección al equilibrio para analizar la dinámica de corto y largo plazo del sistema. Dicho VEC tendrá como base el modelo VAR obtenido de dimensión $p = 2$ del tipo:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad t = 1, \dots, T, \epsilon_t \text{ i.i.d. } N_p(0, \Omega) \quad (10)$$

Donde D_t es un vector de variables determinísticas que puede incluir una constante, una tendencia lineal y/o variables *dummies* puntuales. Siguiendo a Johansen (1994), en términos de corrección de error, dicho modelo puede expresarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (11)$$

Donde, $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I_p$ y $\Gamma_i = - \sum_{i=i+1}^k \Pi_i$

El sistema planteado contiene información de corto y largo plazo a partir de las estimaciones de Γ_i y Π , respectivamente. Es posible demostrar que las propiedades del modelo de corrección de error estarán determinadas por el rango de la matriz Π y sus raíces características. De hecho, la cantidad de relaciones de cointegración se reflejará en el rango de la matriz Π . Si esta matriz es de rango reducido, puede ser escrita como $\Pi = \varphi \omega'$, donde φ contiene los coeficientes del término de corrección de error (capturan las velocidades de

¹⁸ Engle y Granger (1987) muestran que este sesgo puede eliminarse a partir de la inclusión de otra variable en la ecuación (8) que muestra cuán lejos están las dos variables de su relación de largo plazo durante el período de tiempo anterior. Esto se conoce como término de corrección de errores. Sin embargo, esta es sólo una corrección de errores parcial dado que no agrega un término similar para $\Delta \ln(Y_{it})$. Johansen (1994) señala que esto es suficiente si Y_{it} es débilmente exógena.

ajuste ante los desvíos de la relación de largo plazo); y ω , los coeficientes de cointegración. El modelo VEC quedará reexpresado como sigue:

$$\Delta X_t = \varphi\omega'X_{t-1} + \Gamma_1\Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1}\Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (12)$$

La inclusión de una constante y/o una tendencia en la representación VEC dependerá de las características de las series analizadas. Por lo tanto, si se lograra determinar la presencia de alguna relación de cointegración entre las series que componen el vector X_t , se especificará un modelo al cual se le adicionarán componentes determinísticos, admitiendo que la relación de cointegración posea ordenada al origen distinta de cero¹⁹ y la inclusión de una tendencia lineal determinística en los datos²⁰. Por lo tanto, la representación VEC para el VAR (k) puede esquematizarse como sigue:

$$\Delta X_t = \rho + \varphi\omega'(X_{t-1} + c) + \Gamma_1\Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1}\Delta X_{t-k+1} + \epsilon_t \quad (13)$$

En la sección IV se expondrán los resultados de los modelos discutidos anteriormente para obtener estimaciones de las elasticidades de corto plazo de los recursos fiscales y, en los casos en que haya evidencia respecto de la cointegración de las series, las de largo plazo.

Asimismo, se realizarán pruebas de hipótesis sobre los coeficientes estimados para contrastar el valor de los parámetros obtenidos con los que prescribe la teoría económica u otros estudios empíricos para Argentina.

Por su parte, para el cálculo de los recursos provenientes de las exportaciones de recursos naturales la ecuación a estimar es la siguiente²¹:

$$\ln(T_{xt}) = \mu + \delta \ln(P_t) + \gamma \ln(Volx_t) + \epsilon \quad (14)$$

¹⁹ La inclusión de una constante en el espacio de cointegración es el componente determinista mínimo recomendado por Johansen (1994) y Juselius (2006), ya que las constantes pueden dar cuenta de las diferencias en las unidades de medida. Debe recordarse la importancia de determinar correctamente la forma de los regresores determinísticos. La metodología de Johansen hace uso de los estadísticos de traza o máximo autovalor para determinar si las variables están cointegradas y el número de vectores de cointegración. Estos test son sensibles a la presencia de regresores determinísticos incluidos en los vectores de cointegración. Los valores críticos de los estadísticos de traza y máximo autovalor tienden a ser pequeños en ausencia de regresores determinísticos y mayores con, por ejemplo, un intercepto incluido en el vector de cointegración.

²⁰ Se hará uso de esta especificación dado que las variables analizadas no se encuentran expresadas en términos del PBI y, por lo tanto, existen motivos teóricos que hacen esperar que en el período bajo análisis (economía en crecimiento) se observe una tendencia. Asimismo, a partir de la observación de los datos involucrados, se corrobora la existencia de tendencia en las variables analizadas.

²¹ Debe notarse que para este caso no resulta necesario estimar un modelo de corrección de error, puesto que la relación de interés es unidireccional.

Donde P_t son los precios de corto plazo de los *commodities* exportados y el volumen de exportación y $Volx_t$, una variable de control. El modelo propuesto por Vladkova-Hollar y Zettelmeyer (2008) adopta el supuesto simplificador de elasticidad unitaria en el que los ingresos provenientes de la venta de materia prima son proporcionales a sus precios. Ello supone, entre otros aspectos, que el tipo de cambio real se encuentra cerca de su valor de equilibrio. A los fines de introducir el papel del tipo de cambio en la generación de ingresos por exportación es que en el presente trabajo se realiza la estimación del parámetro de elasticidad. Así, por ejemplo, si el nivel del tipo de cambio se encontrara por debajo del nivel de equilibrio (moneda sobrevaluada), los ingresos por exportación serán menores que los ingresos estructurales.

III.2.1.2. Elasticidad producto del Gasto Público.

Análogamente al caso de los recursos, se emplearon para la estimación de la elasticidad-producto del gasto público los mismos modelos econométricos detallados en el apartado anterior. Los gastos serán regresionados contra el nivel de actividad usando los modelos DIF, DOLS y VEC dados los problemas involucrados en la estimación MCO.

III.2.2. Cálculo del PBI potencial.

La estimación del producto potencial para la economía argentina se realiza mediante el método de la función de producción. Este enfoque, a diferencia de aquellos que consisten en el filtrado estadístico de las series de producto observadas, tiene la ventaja de proveer mayor transparencia en el aporte de los factores de la producción y de la productividad total de los factores (PTF), al producto potencial de la economía. Adicionalmente, no tiene el problema que suelen presentar los filtros respecto de la asimetría en los extremos de la serie, aunque su cálculo requiere de mayor información que la aproximación estadística. Por las ventajas enunciadas, esta metodología es la que ha primado en la literatura del cálculo del RFE²².

²² Sin embargo, corresponde señalar que el presente método continúa haciendo uso de los métodos de filtrado (por ejemplo, para la estimación del componente tendencial de PTF), por lo que no se encontraría exento de los problemas mencionados. Esta situación será tenida en cuenta al momento de analizar los resultados.

Tomando como antecedentes los estudios de Escudé et al. (2004) y Roldós (1997), se utilizará una función de producción del tipo Cobb-Douglas con dos factores, capital (K) ajustado por utilización (U) y trabajo (L) ajustado por calidad (Q):

$$Y_t = PTF_t (U_t K_t)^\lambda (Q_t L_t)^{1-\lambda} \quad (15)$$

Ajustar el stock de capital por su tasa de utilización, procura evitar que los cambios en las condiciones de demanda y/o en la producción sean recogidos por la medida de productividad residual. Asimismo, diferenciar el aporte laboral de cada trabajador por su tipo de habilidades es particularmente deseable si se quieren capturar los efectos de calidad laboral en el crecimiento del producto y la productividad. En este sentido, no efectuar correcciones sobre la utilización de los factores y su calidad podría acarrear errores en la estimación de la PTF.

Al respecto, se optó por ajustar los puestos de trabajo por un índice de calidad construido a partir de la expresión:

$$HQ_t = \prod_{i=1}^{NE} HE_{it}^{z_{it}} \quad (16)$$

$$z_{it} = \frac{w_{it}}{\sum_{i=1}^{NE} w_{it}}$$

Donde HE_{it} representa las horas trabajadas por nivel educativo i en cada período de tiempo, y z_{it} un ponderador que toma en cuenta los salarios relativos según el nivel educativo alcanzado (w_{it}) respecto al salario medio de toda la fuerza laboral. Así, un aumento en la participación de ocupados con elevada calificación (o un crecimiento en su remuneración) implicará un crecimiento del índice.

La PTF se obtendrá como un residuo al que se suaviza para obtener una medida de tendencia de la productividad total de los factores despejada de los shocks temporarios²³. Esto es:

$$\overline{PTF}_t = e^{[\ln(Y_t) - \lambda \ln(U_t K_t) - (1-\lambda) \ln(Q_t L_t)]} \quad (17)$$

El parámetro de la función de producción λ se obtendrá a partir de los datos existentes sobre el aporte al valor agregado de los factores productivos intervinientes en el proceso de producción.

²³ Una de las implicancias de esta formulación es que la PTF se asume neutral en el sentido de Hicks, es decir, no resulta sesgada hacia un factor productivo en particular.

El producto potencial se calcula luego utilizando los datos de esta medida de la productividad de los factores tendencial (\overline{PTF}_t), junto con el stock de capital reproductivo y una estimación del nivel empleo *potencial*, a partir de la función de producción con los parámetros estimados. El empleo potencial se calculará aplicando la tasa de desempleo consistente con una inflación estable (NAIRU, por sus siglas en inglés) a la fuerza laboral de la economía ajustando por calidad.

De este modo el producto potencial (Y_t^*) será calculado utilizando la siguiente ecuación:

$$\ln(Y_t^*) = \ln(\overline{PTF}_t) + \lambda \ln K_t + (1 - \lambda) \ln(\overline{Q}_t L_t) \quad (18)$$

La robustez de los resultados obtenidos será evaluada a partir del método de estimación alternativo para el producto potencial, que surge de la aplicación a la serie de Y_t del filtro estadístico HP con parámetro de suavizado de 6,25 tal como recomiendan Ravn y Uhlig (2002)²⁴.

III.2.3. Descripción de las variables utilizadas.

A continuación se exponen resumidamente las variables empleadas para la elaboración del presente trabajo. La discontinuidad en la publicación de estadísticas oficiales, en particular las necesarias para calcular el PBI potencial, motivó la necesidad de estimar su evolución a efectos de posibilitar el análisis para el período objeto del estudio. En el apéndice A (apartado VII.1.1) se provee el detalle de los supuestos empleados para la estimación de las series involucradas.

III.2.3.1. Variables involucradas en la estimación de las elasticidades.

Los agregados fiscales que publica una nación resultan de acuerdos y convenciones acerca de cuál es la manera *correcta* de clasificar las partidas presupuestarias. Como consecuencia, los criterios adoptados para la conformación de tales agregados se tornan sumamente relevantes al momento de definir la orientación de la política fiscal toda vez que modificaciones metodológicas en la definición de los ingresos y gastos, afectan el balance final. El presente trabajo se efectuará tomando en consideración los **criterios** que fueran

²⁴ Este procedimiento ha sido utilizado también por numerosas organizaciones internacionales en sus estimaciones de Balance Estructural como la OCDE, la *European Commission*, el FMI y el Banco Central Europeo, entre otros, debido a su sencillez y transparencia metodológica.

establecidos en el año 1992 con la sanción de la Ley 24.156 de Administración Financiera y su Decreto reglamentario 1344/2007 (vigentes desde entonces).

Respecto de las **series** empleadas en el análisis, se hará uso de los valores anuales deflactados de ingresos y gasto público de la Administración Pública Nacional (APN). Se utilizarán datos correspondientes a la APN por no contar con la información bajo el criterio de lo Devengado²⁵ del total correspondiente al Sector Público Nacional No Financiero (SPNNF)²⁶. Los datos disponibles para el SPNNF bajo el criterio de Base Caja no se consideran apropiados para realizar las estimaciones. Esta elección se justifica en el gran impacto sobre el Resultado Financiero de cada ejercicio que conlleva utilizar el criterio del Devengado para los gastos.

La información se obtendrá del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas recuperada a través de los *datasets* de datos disponibles publicados por el Ministerio.

En el presente trabajo, la estimación de elasticidades-producto de los recursos públicos se realizará para las siguientes **categorías de ingresos**, de acuerdo a la disponibilidad de datos existente: Ingresos Tributarios Sobre los Ingresos²⁷, Ingresos Tributarios Sobre la Producción, el Consumo y las Transacciones²⁸, Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social²⁹ y otros recursos³⁰. Para el caso de recursos provenientes de las exportaciones de recursos naturales (T_{xt}) se tomará como proxy los Aranceles de Exportación por no contar con información desagregada de la parte correspondiente al comercio de materias primas. Los precios de *commodities* de corto plazo (P_t) serán aproximados por el índice de precios de exportación y el volumen de exportación ($Volx_t$) será aproximado por el índice de cantidades exportables, ambos publicados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

²⁵ Este criterio de registración refleja la imputación de los gastos en el ejercicio fiscal correspondiente con independencia del momento en que se produce el pago. La Ley de Administración Financiera establece este criterio como el que debe prevalecer para la exposición de los gastos.

²⁶ Debe aclararse que dentro de la estructura del SPNNF, la APN constituye el 90% del mismo desde la perspectiva del gasto público.

²⁷ Incluye el impuesto a las ganancias, ganancia mínima presunta y premios de juegos de azar y concursos deportivos. El primero de estos tributos concentra el 99% de los recursos de esta categoría.

²⁸ Incluye el impuesto al valor agregado, internos unificados, combustibles líquidos y débitos y créditos en cuentas bancarias.

²⁹ Incluye aportes y contribuciones a los sistemas de seguridad social, obras sociales y otras contribuciones.

³⁰ Incluye ingresos que gravan al patrimonio (bienes personales, capitales, etc.), los aranceles a la importación, ingresos no tributarios y transferencias corrientes y de capital.

La corrección cíclica del gasto público se efectuará sólo considerando los componentes de carácter corriente. Partiendo de la clasificación por Naturaleza Económica de los gastos, se tomará al Gasto Corriente como variable a ajustar (GC_t). Esta elección se justifica dado el cambio en la conformación del gasto público observado durante el período bajo análisis. En este lapso se comprometieron numerosas erogaciones que, si bien no responden de modo automático a los vaivenes macroeconómicos, guardaron relación con el comportamiento de la actividad económica³¹. Entre ellas, la Ley de Movilidad Jubilatoria sancionada en 2009, por medio de la cual las jubilaciones y pensiones (que representaron alrededor de la mitad del gasto corriente) comenzaron a ajustarse de acuerdo a la evolución de la recaudación y los salarios; las Asignaciones Familiares y los subsidios a la energía que generaron mayores transferencias al sector privado y los intereses de la deuda pública. En este último caso, debe mencionarse que en marco del canje de la deuda en default en el año 2005, se emitieron nuevos títulos públicos con cupones vinculados a la dinámica del PBI. El fuerte crecimiento económico experimentado desde ese entonces implicó mayores pagos en concepto de intereses³². Por tal motivo, no se excluirán del ajuste cíclico los gastos vinculados al pago de intereses.

Por su parte, los Gastos de Capital (GK_t) muestran la inversión que realiza el gobierno nacional y su contribución al incremento de la capacidad instalada de producción y, por lo tanto, en línea con la práctica estándar, se presume como una decisión de política con escasa relación respecto de la dirección del ciclo económico.

Todas las variables nominales serán deflactadas por el Índice de Precios Implícitos de la economía, publicado por INDEC, para descontar el efecto de las variaciones en los precios.

III.2.3.2. Variables involucradas en la estimación del PBI potencial.

Respecto de las variables involucradas en el cálculo del PBI potencial (Y_t^*), el producto respetará la información correspondiente al año base 1993, realizándose un empalme a partir del método de tasa de variación, para incorporar la información de la nueva base 2004. Los valores del Stock de Capital (K) serán calculados utilizando el método de inventarios

³¹ Si bien el enfoque estándar recomienda realizar el ajuste sólo sobre aquellos componentes que reaccionen de modo automático al ciclo, en el caso argentino los estabilizadores automáticos, como el seguro de desempleo, representan una porción menor dentro del presupuesto público. Así, en el período analizado, el gasto en concepto de seguro de desempleo se encontró por debajo del 0,5% del total del gasto presupuestado, con excepción del año 2003 donde alcanzó el mayor nivel de participación de 5,6%.

³² Este tipo de erogaciones también podría mostrar un comportamiento cíclico ya que puede haber mayores exigencias de endeudamiento cuando la producción es inferior a la tendencia (Bornhorst et al., 2011).

permanentes a partir de datos sobre el stock de capital producido por el INDEC. Como medida de utilización del capital (U), se empleó la serie de utilización de capacidad de la industria manufacturera por no disponer de una medida análoga para la totalidad de los sectores. Para el factor trabajo (L) se emplearán datos de Puesto de Trabajo Equivalente (PTE) provistos por el INDEC, medida que considera los puestos ocupados a tiempo completo y de manera regular³³. La medida de calidad (Q), ajustará los PTE a partir de la ponderación por los salarios (relativos al salario medio de la fuerza laboral) de acuerdo a los niveles de educación alcanzados. Esta información será capturada a partir de la EPH.

III.2.3.3. Recursos Transitorios y/o extraordinarios.

Puede que una parte de los ingresos públicos presenten un carácter transitorio y/o extraordinario y que no se encuentren explicados por el ciclo económico. Por estos motivos, es que al momento de calcular los recursos estructurales se efectuarán algunas correcciones en las series de ingresos observados a efectos de reflejar, lo más próximo posible, las decisiones de gobierno. Siguiendo las recomendaciones de todas las instituciones internacionales respecto del tratamiento de los recursos de única vez, se descontarán aquellas partidas que revistan carácter transitorio y/o extraordinario.

En el apéndice A (apartado VII.1.2) se presenta el detalle de los recursos que serán sustraídos para el cálculo del RFE.

³³ Corresponde señalar que la cantidad de puestos de trabajo difiere de la cantidad de personas ocupadas toda vez que una persona ocupada puede desempeñarse en más de un puesto de trabajo. Así, el número de puestos de trabajo de la economía superará el número de personas empleadas en la medida que existan ocupados con más de una ocupación.

IV.Resultados de la estimación de los parámetros de elasticidad-producto de los agregados fiscales y del producto potencial de la economía argentina.

IV.1. Resultados de la estimación de elasticidades.

A continuación, se presentan los resultados de la estimación de elasticidades-producto para el gasto público y cada una de las categorías de ingresos seleccionadas, obtenidas a partir de las diversas metodologías propuestas en el apartado III.2.1 (MCO, DIF, DOLS y VEC).

Como puede observarse en el apéndice B (apartado VII.2.1), las pruebas empleadas para evaluar la estacionariedad de las series indican que todas, con excepción de los recursos provenientes de las exportaciones y los precios de las mismas, son integradas de orden uno ($I(1)$). En tal sentido, los procedimientos acostumbrados de inferencia no aplican necesariamente, validando la necesidad de estimaciones alternativas^{34 35}.

En general, se evitó el uso de variables *dummies* ya que su inclusión podría captar tanto variaciones cíclicas como cambios en el sistema tributario.

Se expone adicionalmente en el apéndice B (apartado VII.2.2) el cálculo de las elasticidades para el período comprendido entre 2003-2019 para analizar el efecto de los cambios ocurridos en el esquema de política y en las características del desempeño económico sobre el valor de los parámetros estimados en el período 1995-2019 (caso base).

IV.1.1. Ingresos tributarios sobre la Producción, el Consumo y las Transacciones.

En la siguiente tabla se exponen los resultados del cálculo de elasticidades para la categoría de recursos que gravan la Producción, el Consumo y las Transacciones.

³⁴ Sólo si Y es estrictamente exógena y los errores son homocedásticos, serialmente no correlacionados y distribuidos normalmente, el estimador MCO también está distribuido normalmente (condicional sobre Y).

³⁵ En el análisis de la bondad de ajuste de los modelos se evaluó la presencia de normalidad de los residuos junto con la ausencia de autocorrelación y la homocedasticidad de las varianzas. A fin de simplificar la exposición, se optó por incorporar en el documento (como notas a las tablas) sólo la interpretación de los resultados de los tests, y no el valor de los mismos. Asimismo, se señala que para las pruebas de cointegración de Johansen, se contrastó previamente el cumplimiento de los supuestos de Gauss-Márkov.

Tabla 1 - Elasticidades de los tributos que gravan la Producción, el Consumo y las Transacciones respecto del PIB

Variable	MCO	DIF	DOLS *	Test de Wald $\alpha_{PCCION} = 1$
	Caso base † °	Caso base	Caso base ▪ †	
LNPIB	1,574693 (0,177929)	1,433904 (0,263136)	1,495169 (0,086941)	0,0004
N.º observaciones	25	24	18	
R ² ajustado	0,881085	0,578099	0,955881	
Error estándar	0,117076	0,068463	0,059242	

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 3 lags.

†Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

°Rechaza hipótesis nula de heterocedastidad de los residuos del test de White.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

‡No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) del estadístico t de Engle-Granger al nivel del 5% y los estadísticos t y z de Phillips Ouliaris.

Para esta categoría de recursos, el parámetro de elasticidad estimado es estadísticamente mayor (en todos los modelos considerados) al que prescriben otros estudios para la tributación indirecta más bien cercano a la unidad (Bouthevillain et al., 2001; Girouard y André, 2005; Hagemann, 1999).

En el caso los impuestos indirectos *ad valorem*, este hecho puede encontrar explicación en la progresividad que genera la aplicación de tasas más altas a los componentes más elásticos de la base, cuando hubiera cambios en la composición del consumo vinculados a la brecha del producto (Price et al., 2015; Sancak et al., 2010). Sin embargo, dentro del período analizado ocurrieron cambios de política tributaria que implicaron un salto en el ratio de recaudación de esta categoría de recursos respecto del PIB de dos puntos porcentuales entre los años 1999 y 2004, situación que podría explicar una mayor elasticidad producto en el período analizado^{36 37}.

Finalmente, se observa una discrepancia entre los resultados de las pruebas de raíz de unitaria individuales y la prueba de cointegración de Johansen. Las primeras muestran que las series están integradas (aunque no todas ellas, tal como se expone en las notas a la tabla 1), mientras que la segunda indica que la matriz Π tiene rango completo. Si bien ello puede ser el

³⁶ Entre estos cambios se destacan la inclusión de la medicina prepaga y el transporte de pasajeros de media y larga distancia en la tributación del IVA en el año 2000, y la introducción del Impuesto a los Débitos y Créditos en Cuentas Corrientes en el año 2001.

³⁷ Estimaciones efectuadas para el período 2003-2019 muestran una reducción del parámetro de elasticidad respecto de las calculadas para 1995-2019. Si bien los valores obtenidos aún se encuentran por encima de la unidad, el modelo DOLS restringido no rechaza la posibilidad de que α_{PCCION} asuma un valor igual a uno (ver tabla B3 del apéndice B).

resultado de la baja potencia de las pruebas de cointegración derivadas del insuficiente tamaño muestral, esta situación inhibe la estimación del modelo VEC.

Sin embargo, considerar que esta categoría de ingresos y el PBI no están cointegradas supondría que la diferencia entre ambas variables podría ampliarse sistemáticamente, sin tendencia a moverse en conjunto, situación que no resulta plausible en el largo plazo. Es por ello que se considerará el parámetro estimado bajo el modelo DOLS para el cálculo de los recursos estructurales.

IV.1.2. Ingresos tributarios sobre los Ingresos.

Los resultados de la estimación de los diferentes modelos para esta categoría de recursos se presentan en el siguiente cuadro.

Tabla 2 - Elasticidades de los tributos que gravan los ingresos respecto del PIB

	MCO	DIF	DOLS*
	Caso base †	Caso base	Caso base ‡
LNPIB	1,72532 (0,354215)	2,306094 (0,714071)	1,614929 (0,257117)
N.º observaciones	25	24	20
R ² ajustado	0,642041	0,407598	0,764631
Error estándar	0,258464	0,153066	0,171115

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 2 lags.

†Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

‡No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos z y t de Engle-Granger y los estadísticos t y z de Phillips Oulieres al nivel del 5%.

En cuanto a la estimación de las elasticidades de largo plazo, tanto las pruebas de raíz de unitaria individuales como la prueba de Johansen arrojan evidencia en contra de la existencia de relaciones de cointegración entre esta categoría de recursos y el PIB. Ello significa que, en el período bajo análisis, las series no comparten una relación de equilibrio de largo plazo³⁸.

³⁸ Al igual que en el caso de la categoría de tributos que gravan la producción, el consumo y las transacciones, no resulta lógico pensar que esta categoría de recursos no mantenga una relación de largo plazo con el nivel de actividad económica. Más bien la ausencia de relación puede deberse a que durante el período considerado ocurrieron diversos cambios en las decisiones de política tributaria, que provocaron que la evolución de las series no se diera de forma completamente acompasada.

Por su parte, la relación de regresión entre las variables en primeras diferencias resultó significativa arrojando un valor para el parámetro de 2,31. Este valor se encuentra en línea con el que prescribe la literatura para esta categoría de recursos, que indica que las ganancias son bastante elásticas respecto al nivel de actividad (Price et al., 2015)³⁹.

IV.1.3. Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social.

Tal como se observa en la siguiente tabla, los resultados de la regresión en niveles y en primeras diferencias arrojan diferencias significativas. Aunque existen otras razones que podrían explicar esta discrepancia (como la especificación incorrecta en la dinámica de rezagos distribuidos), dicha divergencia arroja evidencia en favor de la cointegración de las series involucradas (Wooldridge, 2009).

Tabla 3 - Elasticidades de los Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social respecto del PIB

	MCO Caso base † ◦ ▪	DIF Caso base	DOLS * Caso base ‡
LNPIB	2,39897 (0,285958)	1,330627 (0,561204)	2,783729 (0,177224)
N.º observaciones	25	24	22
R ² ajustado	0,843769	0,209151	0,947148
Error estándar	0,208694	0,136124	0,126681

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag para caso base y 1 para 2003-2019.

†Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

◦Rechaza hipótesis nula de heterocedastidad de los residuos del test de White.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

‡No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) del estadístico z de Engle-Granger al nivel del 5%.

Al respecto, las pruebas de cointegración individuales, así como el test de Johansen, respaldan la presencia de cointegración de las series⁴⁰. Consecuentemente, los residuos de la regresión de equilibrio pueden ser utilizados para estimar el modelo de corrección de error⁴¹.

³⁹ Esta situación se evidencia visiblemente durante los años 2002-2006 donde se observó un fuerte incremento recaudatorio del Impuesto a las Ganancias de personas jurídicas en virtud de los mayores beneficios obtenidos por las empresas vinculadas al sector exportador, que aumentó en poco tiempo sus ganancias gravadas.

⁴⁰ Tanto la prueba de traza de Johansen como el estadístico de máximo autovalor y el análisis gráfico de las raíces que describen propiedades dinámicas del sistema, verifican la existencia de una relación de cointegración entre las variables analizadas.

⁴¹ Puesto que $LNCONTRIB_t$ y $LNPIB_t$ son $CI(1,1)$, las variables tienen la siguiente forma de corrección de error:

$$\Delta LNCONTRIB_t = \delta_1 + \phi_{LNCONTRIB} [LNCONTRIB_{t-1} - \alpha_{CONTRIB} LNPIB_{t-1} - c] + \varepsilon_{LNCONTRIB_t}$$

Tabla 4 – Resultados del modelo VEC de los Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social y el PIB

	Caso base	Test de Traza	Test de Max. Autovalor	Parametro de correccion de error
LNPIB	2,90557 (0,21671)	1	1	-0.419903 (0,10897)
N.o observaciones	24			
R ² ajustado	0,375834			
Error estandar	0,120931			

Errores estandares robustos entre parentesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

Debido a que las variables estan denominadas en logaritmos y se obtuvo un unico vector de cointegracion, los coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades de largo plazo⁴². En cuanto a la magnitud del coeficiente de cointegracion, si bien existe evidencia en favor de un coeficiente mayor a dos (Ardanaz et al., 2015; Escobar et al., 2009), el valor del parametro tambien podra estar captando el efecto de los cambios de politica acontecidos en el perodo bajo analisis⁴³.

Por su parte, el coeficiente de ajuste correspondiente a la variable dependiente es negativo y significativo⁴⁴. Esta restriccion es necesaria para la existencia del modelo de correccion de

$$\Delta LNPIB_t = \delta_2 + \varphi_{LNPIB} [LNCONTRIB_{t-1} - \alpha_{CONTRIB} LNPIB_{t-1} - c] + \varepsilon_{LNPIBt}$$

Donde $\alpha_{CONTRIB}$ es el parametro del vector de cointegracion normalizado; $\varphi_{LNCONTRIB}$ y φ_{LNPIB} son los coeficientes de ajuste; δ_1 y δ_2 parametros y $\varepsilon_{LNCONTRIBt}$ y ε_{LNPIBt} son disturbios ruido blanco.

El modelo anterior captura las relaciones de corto y largo plazo. La primera no representada ya que la representacion VEC de un VAR (1) incluye 1 - 1 rezagos de ΔX_t ; la segunda, capturada por la expresion entre corchetes que multiplica a los coeficientes de ajuste. Debe notarse que la ecuacion entre corchetes es igual a \hat{u}_{t-1} , que resulta ser estacionaria por ser los residuos de variables cointegradas. Lo que se plantea es que cualquier apartamiento de la relacion de largo plazo debe corregirse. Es decir, suponiendo que \hat{u}_{t-1} fuera positivo, se tiene que $LNCONTRIB_{t-1} > \alpha_{CONTRIB} LNPIB_{t-1}$. Para reestablecer la relacion de largo plazo, en el proximo perodo $LNCONTRIB_t$ debiera bajar, equivalentemente, $\Delta LNCONTRIB_t < 0$. Esto significa que para corregir la desviacion, $\varphi_{LNCONTRIB}$ debe ser negativo. Alternativamente puede pensarse que el apartamiento inicial es producto de escasos niveles en $LNPIB_{t-1}$ por lo que para retornar a la senda de largo plazo debe darse que $\Delta LNPIB_t > 0$. Para ello, deben observarse $\varphi_{LNPIB} > 0$. Resumiendo, si $\varphi_{LNCONTRIB} < 0$ y $\varphi_{LNPIB} > 0$, $LNCONTRIB_t$ decrece y $LNPIB_t$ crece en respuesta a una desviacion positiva del equilibrio de largo plazo.

⁴² Normalizando los valores en LNCONTRIB, se obtuvo el vector de cointegracion $\hat{\alpha} = (1, -2,90557, 27,352)$.

⁴³ Estimaciones para el perodo 2003-2019 (ver tabla B5 del apendice B) arrojan un valor mayor para el parametro de elasticidad (cercano a 3,5), compatible con el aumento en los ingresos por aportes y contribuciones en terminos del producto, a partir del ano 2008, devenido de la reforma estructural del sistema previsional (fin del sistema de capitalizacion), la recomposicion de alicuotas y la ampliacion del universo de contribuyentes con la introduccion de la moratoria jubilatoria. Por su parte, estimaciones para el perodo 1995-2000, no expuestas en el presente trabajo, arrojan valores negativos del parametro cercano a la unidad; consistentes con la caida en la recaudacion en terminos del PIB en virtud de la introduccion del sistema de capitalizacion en el Sistema de Seguridad Social.

⁴⁴ El vector de coeficientes de ajuste normalizado queda expresado como $\hat{\varphi} = (-0,420, 0,007)$.

error. La hipótesis nula de validez de la restricción $\varphi_{LNCONTRIB} = 0$, se rechaza a niveles convencionales, por lo que se corrobora la estabilidad de la relación de largo plazo. En cuanto a su magnitud, la misma indica un ajuste parsimonioso hacia el equilibrio de largo plazo. Asimismo, al corroborar el aporte del PBI a la estabilidad de la relación de largo plazo (verificar la exogeneidad débil), se observa que no se rechaza la restricción incorporada, por lo que $\Delta LNPIB_t$ no responde a la desviación del equilibrio de largo plazo en $t - 1$.

En resumen, la ecuación de largo plazo estimada para el período 1995-2019 evidencia que el aumento (disminución) de 1% en el producto de la economía, aumenta (disminuye) los ingresos por aportes y contribuciones en el largo plazo en 2,91%.

IV.1.4. Otros recursos.

A continuación, se exponen los resultados del cálculo de elasticidades para la categoría de otros recursos.

Tabla 5 - Elasticidades de Otros recursos respecto del PIB

	MCO	DIF	DOLS *	
	Caso base ♦ † °	Caso base	Test de Wald $\alpha_{LNOTROS} = 1$	
			Caso base ♦ ▪ †	
LNPIB	0,263682 (0,438457)	2,234845 (0,743910)	0,1111	0,244563 (0,370884)
N.º observaciones	25	24		22
R ² ajustado	0,005212	0,433431		0,254962
Error estándar	0,247087	0,141099		0,223035

Errores estándares robustos entre paréntesis.

♦Parámetro no significativo al 5%.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

†Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

°Rechaza hipótesis nula de heterocedastidad de los residuos del test de White.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

‡No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos t y z de Phillips Oulieres.

Como se sostuvo anteriormente, los resultados de la regresión por MCO deben verse con cautela ya que las series en cuestión son $I(1)$. No obstante, si éstas estuvieran cointegradas, la relación entre las variables no sería espuria. Al respecto, las pruebas de raíz unitaria individuales no aportan evidencia concluyente y, los valores críticos en base a la prueba de traza de Johansen y a la prueba de máximo autovalor, arrojan evidencia en contra de la existencia de relaciones de cointegración entre esta categoría de recursos y el PIB. Ello

significa que, en el período bajo análisis, estas series no comparten una relación de equilibrio de largo plazo.

Por su parte, la relación de regresión entre las variables diferenciadas resultó significativa, no rechazando la posibilidad de que el parámetro asuma un valor igual a uno. Este hallazgo no resulta extraño, ya que parte de recursos que componen esta categoría se encuentran estrechamente ligados al ciclo económico (como es el caso de los Aranceles a la Importación)⁴⁵.

En razón de lo expuesto, se considerará $\alpha_{LNOTROS} = 1$ para el cálculo de los recursos estructurales de esta categoría.

IV.1.5. Aranceles.

En el presente acápite se exponen los resultados de la ecuación estimada mediante MCO para el cálculo de elasticidad de los recursos provenientes de las exportaciones. Dado que el ajuste del modelo a partir de las variables propuestas en el apartado III.2.1.1 no resultó adecuado, se evaluaron distintas especificaciones⁴⁶, obteniéndose un modelo satisfactorio que pasa todos los test de diagnóstico.

Al respecto, se agregó como variable independiente una medida alternativa al tipo de cambio oficial, escogiéndose el tipo de cambio al que se accede a través de la compraventa de activos financieros (Contado con Liquidación)⁴⁷. La incorporación de esta variable resultó esencial para aumentar la variabilidad explicada del modelo. Asimismo, se agregaron variables *dummies* en los años 2014 y 2019 para captar el efecto de anomalías en los datos.

Tabla 6 - Elasticidades de los Aranceles de Exportación respecto del precio de exportación

⁴⁵ Similares resultados se obtuvieron para el período 2003-2019. En la tabla B6 del apéndice B, se expone el resultado de la estimación de elasticidades para los diferentes modelos considerados.

⁴⁶ Otras variables que se incluyeron y no resultaron relevantes (no seleccionadas) fueron: el tipo de cambio real multilateral, liquidación de divisas por exportaciones de cereales y oleaginosas, brecha cambiaria entre el tipo de cambio oficial y el contado con liquidación, los términos de intercambio, así como *dummies* puntuales para los años de cepo cambiario.

⁴⁷ Durante el período bajo análisis, existieron años en los que se impusieron restricciones en el mercado cambiario que dieron origen a medidas de tipo de cambio superiores al oficial. En ese contexto de mayores controles y evolución del nivel general de precios al alza, el tipo de cambio oficial se retrasó y los costos de producción de bienes exportables adquirieron dinámica propia más bien ligada a la evolución del dólar libre. A su vez, las restricciones impuestas afectaron la producción exportable a través de: la reducción de plazos para liquidar, las mayores dificultades para obtener financiamiento externo (ya sea en bancos o en el mercado de capitales), y la incertidumbre para cerrar contratos.

Variables	MCO	Test de Wald $\delta = 1$
LNPRECIOEXP	1,3972 (0,0555)	0,0000
D(LNCANTEXP(-1))	-1,3055 (0,5016)	
LNTCCCL	-0,6819 (0,0257)	
C	4,7296 (0,2688)	
DUMM 2014	0,2547 (0,0298)	
DUMM 2019	1,5235 (0,0594)	
N.º observaciones	18	
R ² ajustado	0,9612	
Error estándar	0,0895	

Errores estándar entre paréntesis.

Todas las variables resultaron significativas, no sólo desde el punto de vista estadístico, sino también desde el punto de vista empírico⁴⁸. El signo negativo de las cantidades rezagadas se explica por la relación inversa entre la recaudación de derechos de exportación del período y el nivel de *saldo* exportable. Por su parte, el signo negativo que acompaña a la variable de tipo de cambio CCL aporta evidencia sobre el comportamiento de retracción de los exportadores ante una creciente expectativa de devaluación, al tiempo que podría estar captando el efecto sobre las cantidades exportadas de los mayores costos de exportación.

En cuanto a la magnitud del coeficiente que acompaña al precio, el mismo asume un valor estadísticamente mayor a la unidad, aportando evidencia en favor de cierto comportamiento elástico de la recaudación de derechos de exportación respecto al precio de los productos exportados^{49 50}.

⁴⁸ Incluir un rezago para la variable vinculada a las cantidades exportadas resultó determinante para que ésta fuera significativa.

⁴⁹ Al respecto se señala que, para los años en que los recursos por exportación evidenciaron tasas de crecimiento superiores al nivel general de precios de los productos exportados (años 2007 a 2019, con excepción del 2009, 2013 y 2017), el precio de las Manufacturas de Origen Industrial se encontró por debajo del nivel general de precios; mientras que las cantidades aumentaron notablemente por encima del nivel general de las cantidades.

⁵⁰ Estimaciones recursivas para el período 2002-2007, no expuestas en el presente trabajo, respaldan la presencia de elasticidad unitaria entre los recursos por exportación y los precios de los productos exportados; sin embargo, al incluir años posteriores a 2007, las estimaciones arrojan valores para el parámetro estadísticamente mayores a la unidad, en línea con el hallazgo mencionado.

Finalmente, se destaca la magnitud del coeficiente que acompaña a la *dummy* del año 2019, período en que los recursos por exportación presentaron un crecimiento interanual de 1,2% del PBI.

IV.1.6. Gasto Público.

A continuación, se exponen los resultados de las regresiones efectuadas entre el gasto público y el producto para los distintos modelos considerados. La diferencia entre los resultados de la regresión en niveles y en primeras diferencias sugieren evaluar la existencia de relaciones de cointegración entre las variables involucradas.

Tabla 7 - Elasticidades del Gasto Público respecto del PIB

	MCO Caso base † ▪	DIF Caso base °	DOLS * Caso base ‡
LNPIB	1,932184 (0,152545)	1,060933 (0,440297)	2,055692 (0,079394)
N.º observaciones	25	24	22
R ² ajustado	0,893911	0,290596	0,969335
Error estándar	0,134755	0,089474	0,071571

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

†Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

°Rechaza hipótesis nula de heterocedastidad de los residuos del test de White.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

‡No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos t y z de Engle-Granger al nivel del 5% y de los estadísticos t y z de Phillips Oulieres.

Al respecto, se observa una discrepancia entre los resultados de las pruebas de raíz de unitaria individuales y la prueba de cointegración de Johansen. Las primeras no rechazan la hipótesis nula de no cointegración, mientras que el test de máximo autovalor de la prueba de Johansen indica la presencia de una relación de largo plazo. En razón de ello, en la siguiente tabla se exponen los resultados de la estimación del modelo VEC⁵¹.

⁵¹ El vector de cointegración que refleja la elasticidad de largo plazo del gasto público respecto del PIB queda representado como $\hat{\beta} = (1, -2,20, 17,02)$. Por su parte, el vector de coeficientes de ajuste normalizado queda expresado como $\hat{\varphi} = (-1,196, -0,558)$. El término de corrección de error del modelo propuesto se expresa a continuación:

$$\Delta \text{LNGASTO}_t = -1,196[\text{LNGASTO}_{t-1} - 2,20\text{LNPIB}_{t-1} + 17,02]$$

Como puede verse, el gasto público crecerá en los períodos subsiguientes ante un incremento en el producto que cause un desequilibrio. Además, cada desvío negativo de la relación de equilibrio de largo plazo no logrará corregirse de inmediato, sino que operará provocando un gasto mayor que el necesario en el próximo período, para mantener la relación de largo plazo.

Tabla 8 – Resultados del modelo VEC del Gasto Público y el PIB

	VEC *			
	Caso base	Test de Traza	Test de Máx. Autovalor	Parámetro de corrección de error
LNPIB	2,199772 (0,09297)	0	1	-1,195711 (0,33092)
R ² ajustado	0,590003			
Error estándar	0,068949			

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 4 lags.

El signo del coeficiente de cointegración se encuentra en línea con la evidencia empírica sobre el comportamiento *procíclico* del gasto público en países en desarrollo, en virtud de la correlación positiva entre la variación del gasto público y el crecimiento económico (Gavin et al., 1996; Kaminsky et al., 2004; Talvi y Végh, 2005). En cuanto a su magnitud, un coeficiente mayor a la unidad es consistente con la denominada *Ley de Wagner*, que establece que si un país experimenta crecimiento económico de largo plazo, su sector público será cada vez mayor⁵²⁻⁵³. Al respecto, el valor del parámetro capta los importantes cambios en la relación gasto público/PBI acontecidos en el período bajo análisis (15 puntos porcentuales, cuando se considera la diferencia entre los puntos más bajo y más alto de la serie, esto es, los años 2004 y 2016, respectivamente)⁵⁴.

El coeficiente de ajuste correspondiente a la variable dependiente es negativo y significativo corroborando la estabilidad de la relación de largo plazo entre el gasto público y el producto⁵⁵. En cuanto a su magnitud, al tratarse de un número mayor a uno en valor absoluto, se produce un *overshooting* que retrasa la convergencia al equilibrio y, por lo tanto, implica un ajuste demasiado lento hacia el equilibrio de largo plazo⁵⁶.

Por su parte, al corroborar el aporte del PIB a la estabilidad de la relación de largo plazo (es decir, verificar si el mismo es débilmente exógeno), se observa que se rechaza la restricción

⁵² En palabras de Peacock y Wiseman (1961), el crecimiento en los niveles de gasto deriva del crecimiento de la actividad estatal, que es consecuencia del progreso social.

⁵³ Existen diversas representaciones funcionales para interpretar los postulados de esta teoría. La que coincide con la especificación abordada en el presente trabajo se deduce del razonamiento presentado en la nota anterior.

⁵⁴ Por su parte, estimaciones para el período 1995-2001, no expuestas en el presente trabajo, arrojan valores del parámetro cercanos a la unidad, aunque estadísticamente no distintas de cero.

⁵⁵ La hipótesis nula de validez de la restricción $\phi_{LNGASTO} = 0$, se rechaza con un p-valor de 0,0002.

⁵⁶ Si bien la magnitud de $\phi_{LNGASTO}$ produce, ante un desvío, un ajuste que traspasa la situación de equilibrio de largo plazo, la función impulso respuesta del sistema evidencia un comportamiento oscilatorio amortiguado que valida la hipótesis de estabilidad del sistema.

incorporada al VEC, por lo que el PIB también responde a la desviación del equilibrio de largo plazo en $t - 1$.

En resumen, la ecuación de largo plazo estimada para el período 1995-2019 evidencia que el aumento (disminución) de 1% en el producto de la economía, aumenta (disminuye) el gasto público en el largo plazo en 2,2%.

En el apartado VII.2.2 del apéndice B, se presentan los resultados de la estimación del parámetro de elasticidad-producto considerando como variable dependiente al Gasto Público Primario, esto es, el gasto público que no contiene los intereses de la deuda. Al respecto, no se aprecian variaciones significativas respecto de los resultados obtenidos en el presente apartado. Se confirma nuevamente una relación de largo plazo estable entre el gasto público y el PIB en el período considerado, aunque (en esta oportunidad) no se rechaza la exogeneidad débil del producto. Por su parte, el coeficiente de cointegración de este modelo es ligeramente superior al obtenido considerando los intereses (ver tabla B8 del apéndice B).

IV.2. Resultados de la estimación del producto potencial.

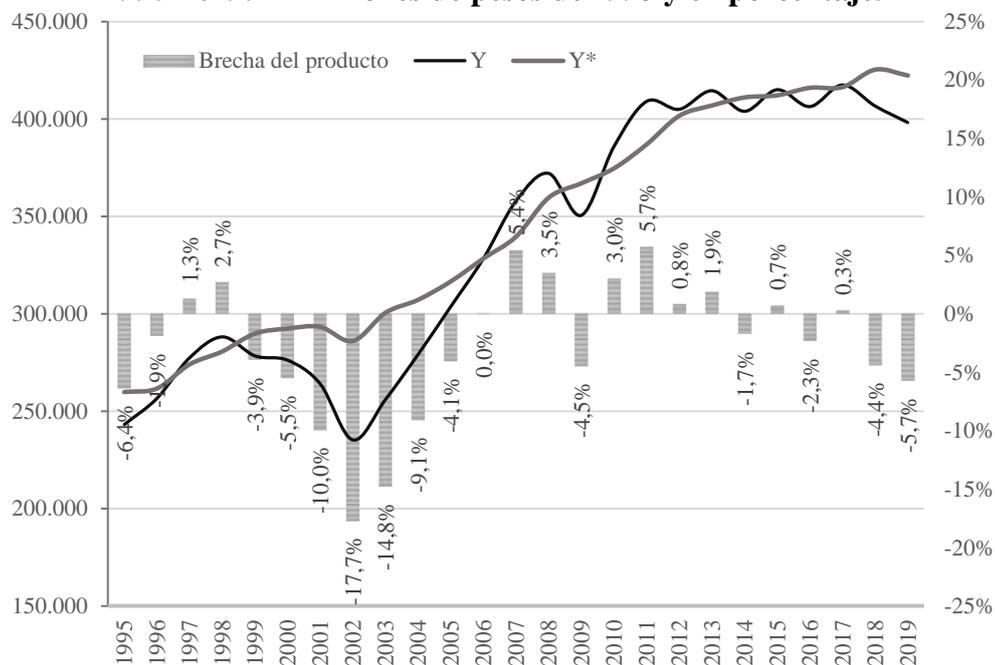
En función de la metodología detallada en el acápite III.2.2, en el siguiente apartado se sintetizan los resultados de la estimación del producto potencial. En el apéndice C se presentan en detalle los resultados de la estimación de las series de factores productivos y de la PTF, incluyendo los ajustes por utilización y calidad (tablas C1 a C6 del apéndice C).

El siguiente gráfico expone la evolución del PBI observado, la del PBI potencial y la brecha del producto (entendida como el desvío del producto respecto de su potencial, en términos porcentuales). En el mismo se observan los marcados cambios en la velocidad y configuración de las tendencias de crecimiento, la apreciable variabilidad cíclica y los evidentes episodios de crisis, que caracterizaron a la economía argentina en el período 1995-2019.

Durante esos años la actividad económica mostró un crecimiento promedio de 2,1% por año, exhibiendo el producto potencial un guarismo similar. Por su parte, la brecha del producto

fue en general negativa del orden de -2,7% en promedio⁵⁷ y evidenció un comportamiento dispar a partir del cual pueden distinguirse cuatro subperíodos.

Gráfico 3 - Evolución del PBI observado, PBI potencial y brecha del producto. Años 1995-2019. En millones de pesos de 1993 y en porcentaje.



El subperíodo 1995-1998, donde con posterioridad a la crisis del Tequila la economía creció a una tasa promedio de 5,8%, recortando la brecha del producto observada en 1995. El producto potencial también creció en este período, aunque a un ritmo menor (2,6% promedio anual).

El subperíodo 1999-2002, caracterizado por crecientes caídas en el nivel de producción, donde la brecha del producto alcanzó el máximo valor en el período 1995-2019 (en términos absolutos). La producción se contrajo 5,5% en promedio por año y el PBI potencial se estancó.

Desde 2003 la economía comenzó a transitar un sendero de crecimiento sostenido hasta el año 2011 (con excepción del año 2009 donde presentó una caída). Es el subperíodo de mayor crecimiento, tanto en términos reales como potenciales. El PBI creció a una tasa promedio

⁵⁷ Estos resultados son parcialmente sensibles ante diferentes configuraciones de participación de los insumos capital y trabajo en el valor agregado. Se observa que un incremento en la participación del capital redundaría en menores brechas negativas durante las fases recesivas y mayores brechas positivas durante las expansiones (ver tabla C8 del apéndice C). Así, un aumento de la participación del insumo capital del orden de 10%, conllevaría un ajuste hacia la baja en la brecha del producto obtenida de 0,3 puntos porcentuales en promedio.

anual de 6,0%, mientras que el PBI potencial lo hizo en el orden de 3,2%. Como resultado de esta dinámica, durante varios de esos años se evidenciaron brechas de producto positivas.

Finalmente, a partir del año 2012 el producto de la economía no logró retomar la tendencia de los años previos y comenzó un período de estancamiento con oscilaciones, caracterizado por breves expansiones en años impares (con excepción de 2019) seguidas de contracciones en años pares. La producción potencial, por su parte, mostró una variación positiva, aunque no de gran magnitud. La tendencia de crecimiento, que había mostrado en el subperíodo previo, se aplanó.

En la tabla 9, se expone para el período bajo análisis y para los subperíodos identificados, la contribución de los factores productivos al crecimiento económico. Este ejercicio da cuenta del aporte dispar de los factores a la actividad económica argentina durante los últimos veinticinco años. Asimismo, en la tabla C9 del apéndice C, se presenta esta información desagregada por año.

Tabla 9 - Contribución de los factores de la producción y la PTF al crecimiento económico

Períodos	Y	Y*	QL	UK	PTF
1995-2019	2,1%	2,0%	2,7%	2,8%	-0,6%
1995-1998	5,8%	2,6%	3,6%	1,8%	3,1%
1999-2002	-5,5%	-0,4%	-3,7%	-4,8%	-1,2%
2003-2011	6,0%	3,2%	4,5%	6,4%	0,5%
2012-2019	-0,2%	0,7%	1,7%	2,1%	-2,1%

Se observa una contribución equivalente del capital y el trabajo al crecimiento observado desde 1995 a 2019, pero una caída de la PTF del orden de -0,6% en promedio por año. Al respecto, tanto el stock de capital como el insumo mano de obra muestran (aunque con interrupciones) senderos de crecimiento ascendentes, en tanto que la productividad presenta cierto comportamiento *procíclico*. Esto es, la PTF tiende a crecer en períodos de expansión económica mientras que decrece en episodios recesivos⁵⁸.

⁵⁸ Basu y Fernald (2001) sostienen que existen cuatro razones que pueden explicar el comportamiento procíclico de la productividad: shocks tecnológicos *procíclicos*, competencia imperfecta y rendimientos crecientes, cambios en la reasignación de factores y utilización variable de insumos durante el ciclo. En el gráfico C1 del apéndice C, se exponen los índices normalizados de la PTF ajustada por utilización del capital y calidad de trabajo y de la PTF que resultaría de no haber realizado los ajustes mencionados. Si bien se aprecia la mejora en la estimación que introducen las correcciones efectuadas a los factores, los resultados muestran que podrían necesitarse ajustes adicionales.

Durante los años 1995-1998, el crecimiento se encontró impulsado por el empleo y la PTF, resultando el período en que mayor crecimiento promedio presentó la productividad. Por su parte, desde 1999 a 2002, se observa una contracción de todos los componentes de la función de producción. Al respecto, la tasa de utilización del capital presentó el menor nivel de la serie al igual que los puestos de trabajo ocupados a tiempo completo (ver tablas C2 y C4 del apéndice C).

En el lapso 2003-2011, se evidenció un fuerte impulso tanto del trabajo como del capital (alcanzando los mayores crecimientos anuales promedio dentro de los subperíodos considerados); pero con escasa motorización por parte de la PTF. El fuerte crecimiento del capital se explica en buena medida por las elevadas tasas de utilización de la capacidad instalada que caracterizaron el período, en particular con posterioridad al 2005; en tanto que el crecimiento de la mano de obra se encontró impulsado más bien por un aumento en la cantidad de puestos de trabajo ocupados, en relación con su calidad (ver tablas C2 y C5 del apéndice C).

Por último, a partir del año 2012, los aumentos de los factores productivos no lograron compensar la caída en la productividad, siendo el período de mayor contracción de la PTF. En efecto, durante estos años la PTF incrementó la caída que había comenzado a vislumbrarse a fines del subperíodo 2003-2011, acentuando la tendencia negativa de la serie (ver gráfico C2 del apéndice C).

Finalmente, respecto de la robustez de los resultados presentados en este acápite ante otros métodos de estimación de producto potencial, en el gráfico C3 del apéndice C se presenta la comparación de la estimación realizada con la que resulta de la aplicación de un método alternativo a partir del uso del filtro estadístico HP (con parámetro de suavizado de 6,25). Al respecto se observa que las principales diferencias se presentan en el intervalo 1995-2001 y hacia el final de la serie, donde el método de la función de producción capta con más precisión el comportamiento de corto plazo del nivel de actividad. Asimismo, se observa la dificultad del método de filtrado de identificar oportunamente los cambios de tendencia como los de 1998 y 2012.

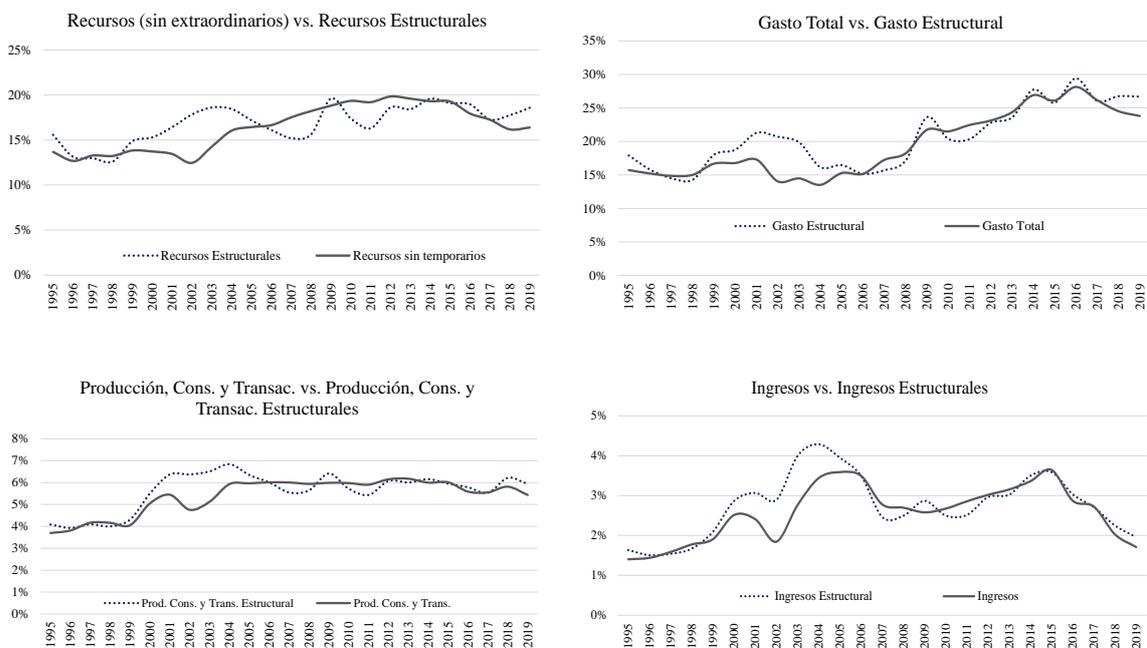
V. Resultado Fiscal Estructural.

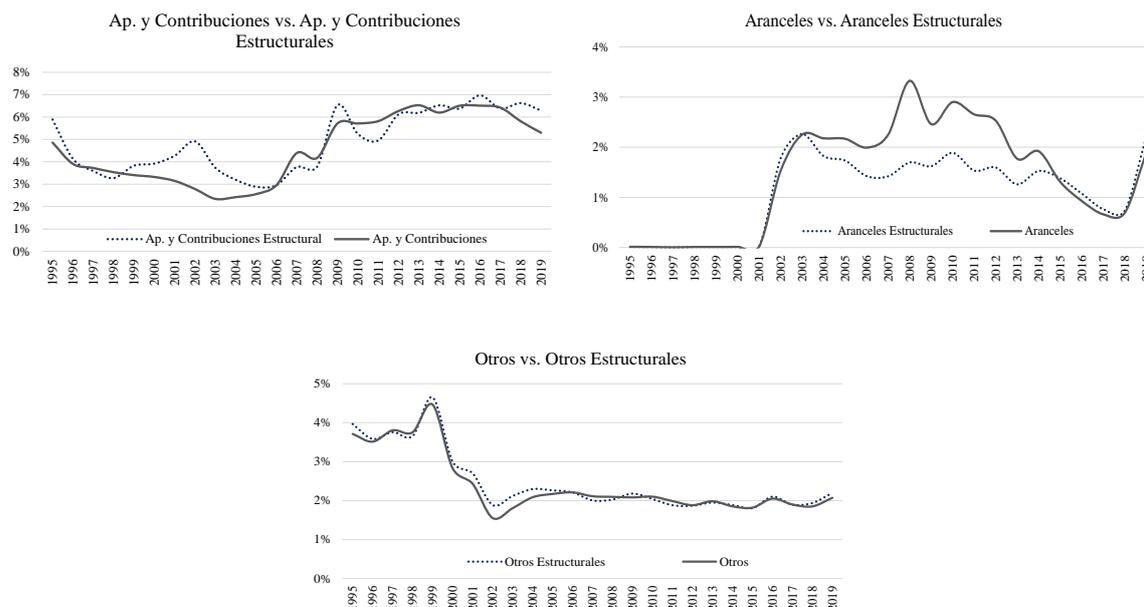
A partir de los parámetros de elasticidad calculados en el acápite IV.1 y de las brechas de producción obtenidas en el apartado IV.2, se exponen a continuación los resultados de las estimaciones de los componentes estructurales para cada categoría de recursos, para los recursos totales (sin considerar extraordinarios) y para el gasto público, que servirán de base para la obtención del RFE.

El gráfico 4 muestra la comparación entre las series observadas (líneas sólidas) y las que resultan de eliminar el componente cíclico (líneas punteadas).

Dado que en **todos** los casos las elasticidades entre los agregados fiscales y el producto resultaron **positivas**, cuando la economía operó por encima de su potencial y los precios de los productos exportados se encontraron por encima de su tendencia, se observaron recursos y gastos por encima de los correspondientes al nivel de largo plazo. Asimismo, como los parámetros de elasticidad estimados fueron **superiores a la unidad**, las mayores diferencias entre las variables observadas y las estructurales se verificaron en los períodos donde mayor fue la brecha del producto (en términos absolutos) y donde mayor diferencia hubo entre los precios de exportación observados y los tendenciales.

Gráfico 4 – Variables fiscales observadas y estructurales en términos del PBI. Años 1995 a 2019.





Cuando se analiza el componente cíclico de las diversas categorías de recursos en los subperíodos identificados en el apartado IV.2, se observan comportamientos dispares entre la serie de recursos de exportación y los demás agrupamientos de ingresos (ver tabla 10).

En el caso de los recursos no provenientes de las exportaciones, se aprecia que en el subperíodo 1995-1998 la dinámica macroeconómica no impactó favorablemente en la recaudación observada. Si bien luego de 1995 operó una progresiva mejora en el contexto macroeconómico, que implicó que cada categoría de ingresos presentara diferencias entre la recaudación efectiva y la estructural del orden de 0,1% del PIB en promedio, el componente cíclico para todo el subperíodo no logró revertir el signo negativo, dado el gran impacto que tuvo la crisis del Tequila sobre la percepción de ingresos. Similar situación se evidenció en el subperíodo 2003-2011 (aunque con mayor disparidad entre años). En esta etapa se produjeron los mayores efectos positivos de la dinámica macroeconómica sobre los recursos del Estado, alcanzando el componente cíclico de cada categoría de recursos valores cercanos (y en algún caso mayor) al 0,5% del PIB.

En contraste, durante el lapso 1999-2002, la caída en la actividad económica afectó desfavorablemente la percepción de ingresos, observándose las mayores diferencias entre la recaudación de cada tipo de recursos y su nivel de tendencia, cercanas a -1% del PIB. Finalmente, en el subperíodo 2012-2019, el desempeño macroeconómico afectó

negativamente la recaudación observada distinguiéndose un mayor impacto hacia finales de la serie.

En resumen, más allá de las particularidades de cada subperíodo, la actividad económica impactó de modo negativo sobre la percepción de recursos no provenientes de exportaciones en el lapso 1995-2019, presentando cada categoría de recursos diferencias con sus valores estructurales del orden de -0,2% del producto en promedio.

Tabla 10 – Componente cíclico por categoría de recursos. Períodos seleccionados.

Períodos	Sobre la pcción., cons. y trans.	Sobre los ingresos	Ap. y cont. a la Seguridad Social	Otros	Aranceles a la exportación
1995-2019	-0,2%	-0,2%	-0,3%	-0,1%	0,3%
1995-1998	-0,1%	0,0%	-0,2%	0,0%	0,0%
1999-2002	-0,8%	-0,6%	-1,1%	-0,2%	-0,1%
2003-2011	-0,2%	-0,2%	-0,1%	0,0%	0,8%
2012-2019	-0,1%	-0,1%	-0,2%	0,0%	0,1%

Por su parte, en el caso de los aranceles a las exportaciones, si bien comenzaron a tener relevancia dentro de los ingresos públicos a partir del año 2002, tal como se aprecia en el gráfico 4, los mismos evidenciaron diferencias más sostenidas en el tiempo respecto de sus valores estructurales. Durante el período 2003-2014, la recaudación de esta categoría de ingresos se situó por encima del nivel que se obtendría si los precios de los productos exportados (y el tipo de cambio real) se encontraran en sus respectivos niveles de tendencia. La mayor diferencia se presentó en el año 2008, donde el componente cíclico alcanzó 1,6% del producto. Este período fue coincidente con el denominado *boom* de *commodities*⁵⁹. Desde 2015 en adelante, el patrón se invirtió, superando los recursos estructurales a los efectivamente recaudados. Sin embargo, las diferencias fueron en todos los años menores a medio punto del PBI.

En la tabla D5 del apéndice D, se presentan desagregados por año los resultados de la estimación del componente cíclico de los agregados fiscales considerados.

Los resultados presentados previamente muestran moderados efectos del ciclo económico sobre la recaudación tributaria. En efecto, se verifica que sólo en cinco de los veinticinco

⁵⁹ Corresponde señalar que durante los años 2003-2014, el tipo de cambio real multilateral se encontró por encima del promedio evidenciado para los años 1995-2019 (presentando una diferencia de 30% en promedio). Esta situación crea una razón adicional para que los ingresos observados de los productos exportados sean superiores a los ingresos estructurales.

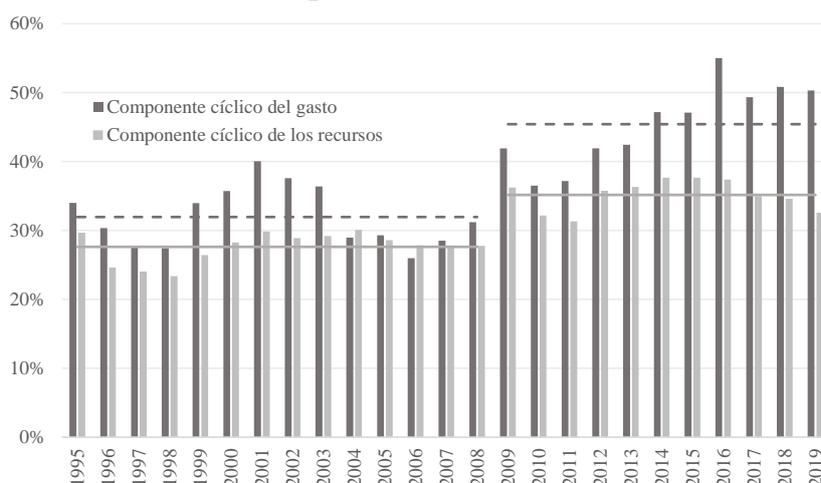
años analizados, el componente cíclico de la recaudación total contabilizó más de 2,5% del PIB (en términos absolutos). El mayor efecto se ubicó en el año 2002, donde con una brecha del producto que alcanzó el mínimo valor de la serie, en el orden de -17,7% del PIB, el ajuste cíclico conjunto para la recaudación tributaria fue de -5,4% del producto.

Asimismo, descontando el efecto cíclico sobre los recursos de exportación, se observa que desde finales de la década pasada, la evolución de los recursos exhibió una mayor dependencia de las circunstancias macroeconómicas. Así, hasta el año 2008, el componente cíclico de la recaudación representó menos del 30% de la brecha de producción, mientras que en los años posteriores ese porcentaje ascendió a 35% (ver gráfico 5). Si se consideran en el cálculo los recursos de exportación, este porcentaje es mayor (31% vs. 46%).

En cuanto al gasto público, se observan diversos comportamientos dependiendo del período que se evalúe. Durante los períodos de crecimiento de la economía, el gasto fue fuertemente *procíclico* y el gasto observado aumentó cuando el estructural se redujo. Por su parte, en los períodos en que el producto se encontró por debajo del potencial, la respuesta no fue uniforme. Durante los años 2009, 2014 y 2016, se evidenció un marcado crecimiento del gasto ante caídas en el PBI, en sintonía con lo prescripto por su valor estructural; mientras que durante las recesiones experimentadas en los años 2002 y 2018-2019 se verificaron importantes caídas en el gasto público, moviéndose el gasto estructural en sentido contrario. En estos años el componente cíclico estimado asumió los mayores valores (absolutos) en términos del PIB (ver tablas D1 y D5 del apéndice D).

Paralelamente a lo ocurrido con la recaudación, el gasto público también experimentó desde finales de la década pasada una mayor dependencia de las condiciones macroeconómicas. Tal como se observa en el siguiente gráfico, hasta 2008 el componente cíclico de las erogaciones representó en promedio cerca de 32% de la brecha de producción, mientras que en los años posteriores ese porcentaje ascendió a 45%.

Gráfico 5 – Componente cíclico del gasto y de los recursos como proporción de la brecha del producto. Años 1995 a 2019.



Descontando el efecto de la macroeconomía tanto de los recursos como de los gastos totales, en el gráfico 4 se observa que el componente estructural (discrecional) de estas series mostró **tendencias positivas** en el período 1995-2019, aunque **con diferentes velocidades** de crecimiento (ver tabla 11). Tomando los valores de punta a punta de las series, los gastos estructurales se incrementaron cerca de 9% del PIB, a razón de 1,4% en promedio por año; mientras que los ingresos estructurales lo hicieron en el orden de 3,2% del producto, a razón de 0,7% por año.

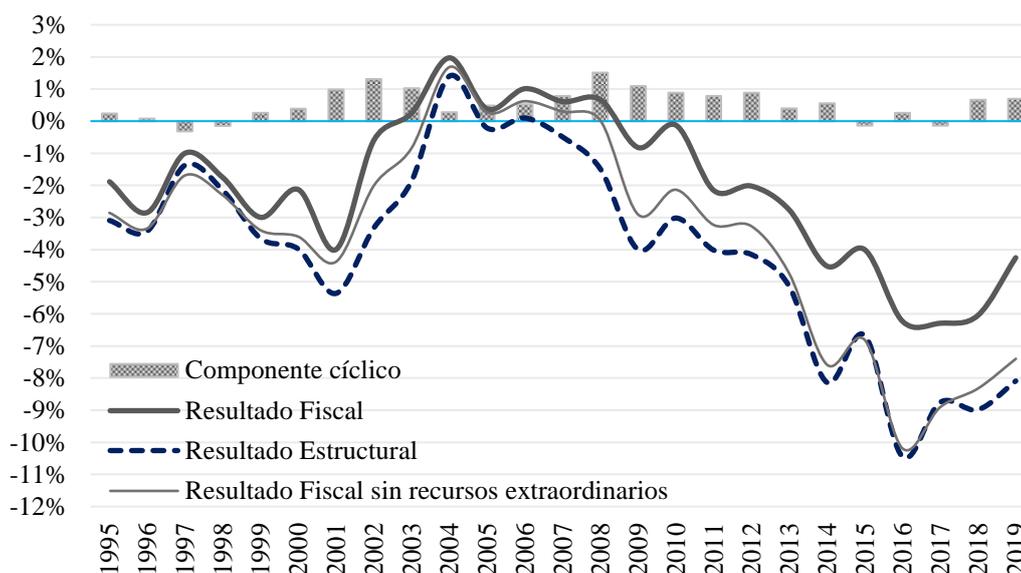
En la tabla D3 del apéndice D, se presentan desagregados por año los resultados de la estimación del componente estructural de los agregados fiscales considerados.

Tabla 11 - Tasas de crecimiento promedio anual de Recursos y Gastos estructurales. Períodos seleccionados.

Períodos	Recursos	Gasto
1995-2019	0,7%	1,4%
1995-1998	-5,1%	-5,7%
1999-2002	4,6%	3,4%
2003-2011	-1,5%	-0,1%
2012-2019	0,0%	2,0%

Como resultado de esta dinámica divergente, se obtuvieron balances fiscales estructurales negativos para prácticamente todos los años analizados. En el gráfico 6 y en la tabla D6 del apéndice D se exponen los resultados del cálculo del RFE a partir de la metodología expuesta en el acápite III.1

Gráfico 6 - Resultado Fiscal, Resultado Fiscal sin recursos extraordinarios, RFE y componente cíclico en términos del PIB. Años 1995-2019.



Entre 1995-2019, el RFE presentó un déficit promedio de 4,0% del PIB por año, mostrando su evolución una tendencia negativa (aunque con un comportamiento disímil durante algunos años).

En sus inicios la serie evidenció un moderado crecimiento (de aproximadamente 2% del PIB), que fue seguido de una drástica caída hasta alcanzar un resultado estructural negativo de -5,4% del PIB en 2001. Posteriormente, la trayectoria negativa del balance estructural se revirtió vertiginosamente, transformando el RFE en superavitario en el año 2004 (por primera vez después de nueve períodos). Los resultados estructurales positivos (del orden del 0,5% del PIB en promedio) no se mantuvieron en el tiempo, retomando desde 2007 un sendero negativo cada vez mayor, alcanzando un mínimo de -10,4% del PIB en 2016. Desde allí la tendencia cambió, aunque de modo moderado, y el resultado estructural negativo se redujo en poco más de dos puntos del producto hacia 2019.

Durante todo el período analizado, el RFE se encontró por debajo del Resultado Fiscal, llegando la diferencia entre ambas medidas a acercarse a 4% del PIB (años 2014, 2016 y 2019). Para algunos años (la mayoría), y en línea con el análisis de los párrafos precedentes, el mencionado hallazgo, más que atribuirse a cuestiones vinculadas con el ciclo económico, parece vincularse con un comportamiento discrecional de la política fiscal.

Al respecto, cuando se analiza el comportamiento del componente cíclico del Resultado Financiero en los subperíodos identificados previamente, se observa que si bien en algunas

etapas tuvo un rol más importante que en otras, en general, para el período 1995-2019 el ciclo económico no asumió un papel significativo en determinar la *performance* fiscal observada (ver tabla 12)⁶⁰. Más aún, durante los subperíodos en que se presentaron déficits, el componente cíclico explicó cuanto mucho un tercio del deterioro en el balance fiscal durante esos años.

Tabla 12 – Resultado Fiscal, RFE, componente cíclico y recursos extraordinarios en porcentajes del PIB. Períodos seleccionados.

Períodos	Resultado Fiscal	Resultado Fiscal Estructural	Diferencia entre RF y RFE	Recursos Extraordinarios	Componente cíclico
1995-2019	-2,1%	-4,0%	2,0%	1,4%	0,5%
1995-1998	-1,9%	-2,5%	0,6%	0,7%	0,0%
1999-2002	-2,4%	-4,1%	1,7%	0,9%	0,7%
2003-2011	0,2%	-1,5%	1,7%	0,9%	0,8%
2012-2019	-4,5%	-7,5%	3,0%	2,6%	0,4%

En particular, se observa que durante el subperíodo 2012-2019 se presentaron las mayores diferencias entre el Resultado Fiscal observado y el RFE (3,0% del PIB), explicando la dinámica macroeconómica un escaso porcentaje (0,4% del PIB). Las mayores diferencias entre el balance estructural y observado radican más bien en el uso cada vez mayor de recursos extraordinarios para el financiamiento de la política fiscal. La utilización de este tipo de recursos respondió a decisiones de política más que a un mero hecho de la realidad, toda vez que los mismos aumentaron la participación en el financiamiento del Estado en los años en que los recursos obtenidos no fueron suficientes para financiar la dinámica de gastos.

En este punto conviene hacer una distinción entre la política fiscal llevada a cabo en 2012-2016 y la ejecutada durante 2017-2019. En el primer caso, con un nivel de recursos casi invariante en términos del producto, los ingresos extraordinarios se emplearon para financiar los crecientes niveles de gasto (que evidenciaron una tasa de crecimiento promedio de 4,0% del PIB por año). En el segundo, en cambio, se llevó a cabo una política de reducción de recursos (que implicó una caída de la recaudación en términos del PIB de 3 puntos porcentuales) acompañada por un recorte en los niveles de gasto (del orden del 4,3% del

⁶⁰ Este resultado adquiere mayor relevancia cuando se considera que los coeficientes de elasticidad empleados para el cálculo del RFE fueron **los mayores** entre las estimaciones realizadas a nivel individual para cada agregado fiscal. Esto significa que las estimaciones del componente cíclico expuestas en el presente trabajo constituirían un máximo.

PIB) empleando los recursos extraordinarios para mejorar la posición fiscal⁶¹ (ver tablas D1 y D6 del apéndice D).

Por su parte, durante el subperíodo 1995-1998, se observa que las finanzas públicas se condujeron en sintonía con las variables fiscales estructurales. Se aprecia un esfuerzo por mejorar las cuentas públicas entre los años 1996 y 1997, que no logró cambiar el signo negativo del resultado fiscal observado en virtud del efecto del ciclo económico.

En el subperíodo 1999-2002, el balance estructural incrementó el deterioro que había comenzado en el subperíodo anterior, aunque el Resultado Fiscal observado no acompañó la caída en igual magnitud. Ello se debió en parte a la utilización de recursos extraordinarios, pero también a la drástica caída del gasto público en términos del producto en el año 2002, que más que duplicó la caída observada en los recursos.

Al respecto, especial atención merece la evolución de los intereses de la deuda durante este período. Los mismos más que duplicaron su importancia en términos del producto desde 1995 a 2001, pasando de 1,5% a 4% del PIB (ver gráfico D2 del apéndice D). El incremento sostenido de estas erogaciones fue determinante en la *performance* fiscal de esos años. Por su parte, con la declaración del cese de pagos de la deuda soberana, las erogaciones en concepto de intereses descendieron a la mitad hacia el año 2002. Esta reducción explicó aproximadamente dos tercios de la reducción del gasto público de ese ejercicio e implicó una sustantiva mejora fiscal.

Finalmente, en el subperíodo 2003-2011 se observaron los únicos superávits de la serie. Si bien los resultados positivos se extendieron desde 2003 a 2008, las cuentas estructurales comenzaron su deterioro después de 2006. Los mejores Resultados Fiscales de 2007 y 2008 reflejaron la bonanza cíclica de esos años, principalmente los mayores precios de los productos exportados. La evolución divergente entre el RF y el RFE en este subperíodo, se explicó entonces por la conjunción de las mejoras en los precios de exportación que generaron ingresos por encima de los estructurales, y las decisiones de políticas de gasto que implicaron mayores compromisos al compás de la obtención de ingresos. Como

⁶¹ Corresponde mencionar que las erogaciones en concepto de los intereses de la deuda promediaron el 4% del PIB durante 2016-2019, explicadas en gran medida por la resolución de los conflictos por la deuda en default alcanzada en 2016. Cuando uno observa el comportamiento del Resultado Primario Estructural (tabla D7 del apéndice D) se aprecia un cambio de tendencia desde 2016 en adelante que mejora la *performance* estructural de esos años.

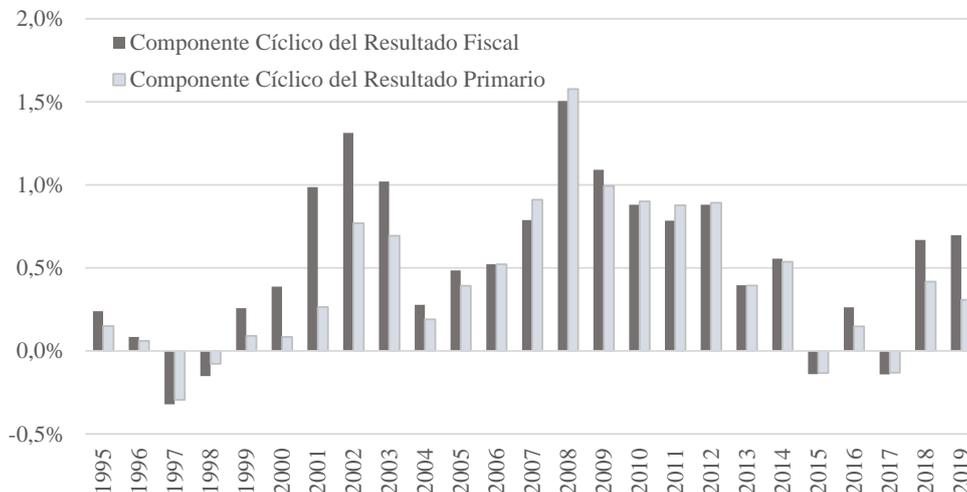
consecuencia de estos efectos, el subperíodo presentó también déficit en las cuentas estructurales, aunque de menor cuantía que los demás subperíodos.

En resumen, más allá de las particularidades de cada subperíodo, y tal como se aprecia en el gráfico 6 a partir la diferencia entre el Resultado Fiscal que no contiene recursos extraordinarios (línea sólida fina) y el RFE (línea punteada), se verifica que el ciclo económico no asumió un papel relevante en el desempeño fiscal observado. Éste se encontró notoriamente influido por los recursos de carácter extraordinario que incrementaron su participación en los años en que la recaudación no fue suficiente para costear el nivel de gasto. En el gráfico D1 del apéndice D, se presenta una comparación anual entre el nivel de recursos extraordinarios y el componente cíclico del Resultado Fiscal, que da cuenta de la elevada importancia de los primeros en relación con el último.

En cuanto a la robustez de los resultados, se verifica que no existen diferencias significativas entre los valores del componente cíclico obtenidos en este apartado y aquellos que resultan de descontar los intereses de la deuda del gasto público, esto es, la estimación del componente cíclico del Resultado Primario. Tal como se aprecia en el siguiente gráfico, en los años en que los intereses asumieron una mayor cuantía respecto del producto, el componente cíclico del Resultado Primario alcanzó valores menores a los estimados para el Resultado Fiscal (del orden de 0,3% del PIB en promedio). La mayor diferencia entre ambos resultados se observó en el año 2001 y alcanzó el 0,7% del producto.

En la tabla D7 del apéndice D, se presenta la estimación del Resultado Primario Estructural para los años 1995 a 2019.

Gráfico 7 – Componente Cíclico del Resultado Fiscal vs. Componente Cíclico del Resultado Primario en términos del PBI. Años 1995-2019.



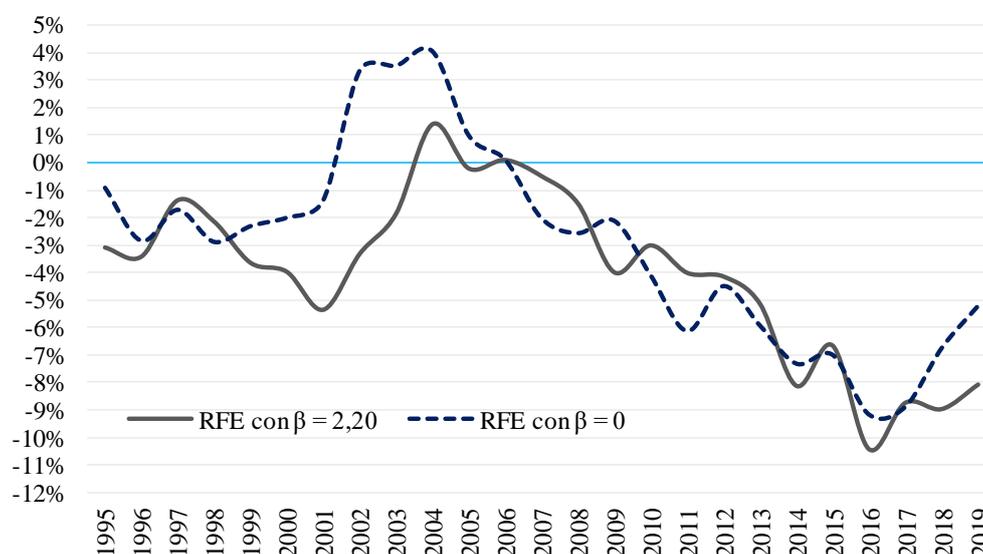
Finalmente, resulta interesante contrastar los resultados hasta aquí obtenidos con los que se derivan de aplicar el supuesto ha primado en la literatura del cálculo del RFE para países latinoamericanos, relativo a la ausencia de reacción del gasto público ante cambios en el entorno macroeconómico (Marcel et al., 2001; Vladkova-Hollar y Zettelmeyer, 2008; Zack, 2013).

Este ejercicio teórico implica considerar como discrecional en su totalidad al gasto público admitiendo que sólo los recursos son afectados por el ciclo económico. En este caso, el componente cíclico del Resultado Fiscal coincide con el de la recaudación, y el valor del RFE ya no se ve afectado por la covarianza positiva del gasto con el producto (esto es, $\beta = 0$).

Tal como se aprecia en el gráfico 8, esta circunstancia conllevaría la mejora estructural de las cuentas públicas respecto de las estimaciones expuestas previamente, para la mayoría de los años considerados. Las mayores diferencias se presentan en el período 1999-2004 y en los años 2018-2019 donde con un nivel de gasto cayendo en términos del PIB, el impacto negativo de la dinámica macroeconómica sobre el percibido de recursos mejoró ostensiblemente las finanzas estructurales.

Estos resultados ponen de manifiesto la importancia de conocer la manera en que reacciona el gasto público ante cambios en la dinámica macroeconómica, puesto que partir del supuesto de ausencia de reacción traería aparejado la sobreestimación de la posición fiscal estructural.

Gráfico 8 – Resultados Fiscal Estructural con y sin relación y componente cíclico en términos del PIB. Años 1995-2019.



En la tabla D8 del apéndice D, se presenta la comparación (desagregada por año) entre el Resultado Fiscal observado y el RFE, en porcentajes del PIB, para el caso en que se considera que no existe relación entre el gasto público y el producto.

VI. Reflexiones finales.

Este trabajo presentó una medida del RFE para Argentina para el período comprendido entre los años 1995 y 2019 que permitió concluir que el apartamiento de la disciplina fiscal ocurrido durante la mayor parte de estos años obedeció a acciones discrecionales de la política, encontrándose escasamente relacionado con los efectos del ciclo económico y las fluctuaciones de algunos precios claves para el presupuesto público.

Para el cálculo del RFE, al procedimiento estándar consistente en el uso de una medida de producto potencial y en la estimación de la sensibilidad de los recursos y del gasto público ante los desvíos de la economía de su sendero de crecimiento de largo plazo, se le incorporaron dos ajustes para dar cuenta de las características propias de la economía argentina. En primer lugar, se prescindió del supuesto de elasticidad unitaria entre los recursos provenientes de la venta de productos exportados y sus precios, encontrando que este tipo de recursos respondió elásticamente ante variaciones en los precios de los productos comercializados. En segundo lugar, se efectuó la corrección cíclica a una parte importante del gasto público a partir del hallazgo de un patrón cíclico en su ejecución. Es así como se obtuvo una relación de largo plazo estable entre el gasto público y el PBI, que además se mantuvo cuando se consideró el gasto público primario.

La estimación del producto potencial para la economía argentina se efectuó mediante el método de la función de producción utilizando una función Cobb-Douglas con dos factores: capital y trabajo, ajustados por su tasa de utilización y calidad, respectivamente. Se observó la mejora en la estimación de la PTF que introducen las correcciones efectuadas a los factores, así como también que ajustes adicionales llevarían a potenciar las estimaciones.

Entre 1995-2019, la actividad económica creció en promedio 2,1% por año, exhibiendo el producto potencial un guarismo similar. El stock de capital y la mano de obra mostraron (con interrupciones) senderos de crecimiento ascendentes, en tanto que la productividad presentó cierto comportamiento *procíclico* y acrecentó su caída desde 2012 en adelante cuando la economía entró en su fase recesiva.

Por su parte, la brecha del producto fue en general negativa del orden de -2,7% del PIB en promedio y evidenció un comportamiento dispar a partir del cual se distinguieron cuatro subperíodos. El subperíodo 1995-1998, donde a partir del crecimiento observado la brecha del producto recortó sus valores negativos transformándose en positivos desde 1997; el

subperíodo 1999-2002, caracterizado por crecientes caídas en el nivel de producción, donde la brecha del producto alcanzó el mínimo valor de la serie; el subperíodo 2003-2011 en el que la economía presentó un sendero de crecimiento sostenido evidenciando durante varios años brechas de producto positivas, y la etapa 2012-2019 donde la economía comenzó un período de estancamiento con oscilaciones y el producto potencial aplanó su tendencia de crecimiento. Estos subperíodos presentaron, además, diferencias en cuanto al aporte de los factores productivos al crecimiento económico.

Se calcularon parámetros de elasticidad para diferentes categorías de ingresos a fin de captar las particularidades de la relación entre cada una de ellas y el ciclo económico, obteniendo en todos los casos elasticidades estadísticamente significativas.

Dado que tanto para el gasto como para los recursos se obtuvieron elasticidades producto positivas, cuando la economía operó por encima de su potencial y los precios de los productos exportados se encontraron por encima de su tendencia, se observaron recursos y gastos por encima de los correspondientes al nivel de largo plazo. Asimismo, como los parámetros de elasticidad estimados fueron superiores a la unidad, las mayores diferencias entre las variables observadas y las estructurales se dieron en los períodos donde mayor fue la brecha del producto (en términos absolutos) y donde mayor diferencia hubo entre los precios de exportación observados y los tendenciales.

Más allá de las particularidades de cada subperíodo, los resultados mostraron moderados efectos del ciclo económico sobre la recaudación tributaria, que fueron superados por los efectos sobre el gasto público, evidenciando ambos agregados fiscales una mayor dependencia de las condiciones macroeconómicas desde finales de la década pasada.

El componente estructural (discrecional) de los agregados fiscales, que resulta de descontar el efecto cíclico de los recursos y gastos totales, aumentó en el período analizado con diferentes velocidades de crecimiento en términos del producto. El incremento del gasto superó ampliamente al de los ingresos, obteniendo balances fiscales estructurales negativos para la mayoría de los años analizados, mostrando déficits cada vez más abultados.

Del análisis del comportamiento del componente cíclico del Resultado Fiscal se identificó que, si bien en algunas etapas tuvo un rol más importante que en otras, en general, para el período 1995-2019, el ciclo económico no asumió un papel significativo en determinar la *performance* fiscal observada, explicando cuanto mucho un cuarto del deterioro fiscal

ocurrido (equivalente a medio punto del PBI en promedio). Este resultado adquiere mayor relevancia cuando se considera que los coeficientes de elasticidad empleados para el cálculo del RFE fueron los mayores entre las estimaciones realizadas a nivel individual para cada agregado fiscal. Esto significa que las estimaciones del componente cíclico expuestas en el presente trabajo constituirían un máximo. Por su parte, el componente cíclico del Resultado Primario fue ligeramente menor al estimado para el Resultado Fiscal.

En resumen, la evidencia presentada muestra que el deterioro fiscal observado especialmente durante parte de la segunda mitad del régimen de convertibilidad y desde fines de la década pasada, respondió visiblemente a acciones discrecionales de la política implementada, más que a efectos "automáticos" inducidos por los cambios en el entorno macroeconómico. Como consecuencia de los abultados déficits se produjeron incrementos en el nivel de endeudamiento que, junto con el freno en el ingreso de divisas por la pérdida de confianza de los mercados en la capacidad de repago de la economía local, implicaron postergaciones, reestructuraciones y hasta incluso la cesación en los pagos de los compromisos asumidos ante la incapacidad de la economía de financiar esos déficits recurrentes.

La utilización del RFE en las decisiones de la política fiscal se ha extendido en diversos países resultando exitosa en el logro de la estabilidad macroeconómica, necesaria como punto de partida de los planes de crecimiento. De cara al inicio de una nueva etapa de la política en Argentina, más allá de la utilidad del RFE en la provisión de información para el análisis, este indicador puede servir como herramienta esencial en la formulación de la política fiscal de mediano plazo. Basarse en ella, permitirá suavizar el ciclo económico ya que los niveles de gasto no se expandirán ni contraerán excesivamente en la fase alcista o recesiva de ciclo, respectivamente, reduciendo la probabilidad de realizar ajustes fiscales severos ante cambios en las condiciones macroeconómicas. En resumen, permitirá adoptar una política fiscal que asegure la sostenibilidad en el tiempo de las políticas públicas.

En Argentina, no existen estimaciones robustas a nivel nacional del RFE consistentes con los criterios establecidos por la administración financiera. El presente trabajo realiza un aporte metodológico que podría ser aplicado en el caso en que se decida emplear una regla basada en el RFE. Quedan pendientes de investigación otros aspectos con incidencia en las decisiones de la política fiscal o el balance presupuestario, como el efecto de la tasa de interés o el tipo de cambio.

VII. Apéndices.

VII.1. Apéndice A.

VII.1.1 Definiciones y supuestos empleados en la estimación de series para cálculo de PIB potencial.

Stock de Capital Productivo.

En función a la discontinuidad en la publicación de las estadísticas oficiales para la serie de stock de capital, los valores correspondientes al período 2007-2019 se calcularon en base al Método de Inventario Permanente (MIP), a partir de datos sobre el stock de capital producido por el INDEC.

Este método consiste en la estimación de las existencias de bienes de capital mediante la acumulación de los flujos de inversión pasados, a partir de una serie de supuestos acerca de la vida útil media, patrón de retiros y patrón de depreciación (Coremberg, 2004).

A pesar de las limitaciones que presenta este método de valuación, constituye una buena aproximación ante la ausencia de datos de existencias; motivo por el cual ha sido ampliamente utilizado en las investigaciones con interés en la temática (ver Elosegui et al., 2006; Escudé et al., 2004; Gay, 2009).

Bajo esta lógica, el stock de capital productivo de un período (K) se obtiene adicionando al stock de capital del período anterior (con su correspondiente depreciación, d), la inversión que se produzca en el período de interés (I)⁶². Esta relación puede expresarse a partir de las siguientes ecuaciones:

$$K_t = (1 - d_t) K_{t-1} + I_t$$

$$K_t = KA_t - CR_t$$

$$KA_t = ED_t + C_t + AC_t$$

⁶² Corresponde señalar que la función de producción neoclásica considera como argumento a los servicios del capital mientras que el MIP arroja resultados para las existencias de capital. Estos términos podrían diferir en función de la composición de la inversión. Así, bienes con un elevado producto marginal supondrían tasas de crecimiento en los servicios del capital más elevadas que en el stock de capital (Escudé et al., 2004).

Donde, I es la inversión y KA el Stock de Capital Agregado obtenido a partir de la acumulación del Equipo Durable de producción (ED), las Construcciones (C) y los Activos Cultivados (AC). CR es la Construcción Residencial.

En la estimación de I_t se emplearon los datos de Formación Bruta de Capital provenientes de las Cuentas Nacionales con los niveles de desagregación allí utilizados. Asimismo, se efectuó una corrección de precios relativos a fin de compatibilizar las series de inversión de la base 2004 de Cuentas Nacionales del INDEC, con las disponibles para la realización del trabajo.

Las estimaciones del Equipo Durable se efectuaron considerando la evolución de la inversión de cada componente, esto es, Maquinaria y Equipo (MyE) tanto nacional ($MyEN$) como importada ($MyEI$) e inversión en Material de Transporte (MT) tanto nacional (MTN) como importado (MTI). En este sentido, el Equipo Durable se obtuvo a partir de la siguiente expresión:

$$ED_t = MyEN_t + MyEI_t + MTN_t + MTI_t$$

En el caso de la Construcción, como la información oficial se presentó desagregada entre residencial y no residencial (CNR) sólo hasta el año 2006, para los años posteriores se supuso que las series evolucionaron manteniendo constante la participación promedio evidenciada en los últimos tres períodos para los que se disponen datos.

$$C_t = CR_t + CNR_t$$

Por su parte, dentro de los Activos Cultivados, el stock ganadero (SG) se estimó considerando que el mismo tuvo un crecimiento igual al de las existencias bovinas obtenidas de la Dirección Nacional de Sanidad Animal del SENASA; que las construcciones agropecuarias (CAG) evolucionaron en sintonía con la Construcción no Residencial; y que la categoría otros (O) se movió promediando el crecimiento de SG y CAG . De esta manera, los Activos Cultivados se calcularon de la siguiente manera:

$$AC_t = SG_t + CAG_t + O_t$$

En función de su trazabilidad analítica, se optó por emplear el método de depreciación geométrico⁶³, a partir de la siguiente expresión:

$$K_{it} = K_{it-1} \left[1 - \left(\frac{1}{T_i} \right) \right]^t$$

Donde K_{it} es el valor del bien de capital de tipo i en el período t , y T los años de vida útil. Estos últimos calculados a partir de las tasas de depreciación de la oficina de Cuentas Nacionales de los Estados Unidos (*Bureau of Economic Analysis*), por no publicar el INDEC guarismos análogos.

Como medida de utilización del capital, se empleó la serie de utilización de capacidad de la industria manufacturera de INDEC por no disponer de una medida análoga para la totalidad de los sectores. Para el período 1995-2001 se emplearon datos de FIEL. En todos los casos, los empalmes fueron realizados por interpolación lineal con distribución geométrica.

Puestos de Trabajo Equivalentes.

Las horas trabajadas son la mejor opción para medir correctamente la productividad del factor trabajo. Esto es así ya que la medición a partir del número de personas ocupadas no da cuenta de las variaciones en el promedio de horas trabajadas causados por la evolución del trabajo a tiempo parcial, las variaciones en las horas extras y/o en los turnos laborales.

Debido a que ninguna de las fuentes disponibles releva la cantidad de horas trabajadas en la economía, éstas son calculadas por INDEC a partir de los Puestos de Trabajo (PT). Esta información se compila en las publicaciones de la Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo Mano de Obra (GCI) disponibles para los años 1995 a 2007 y 2016 a 2019.

Para los años para los que no se cuenta con información de la CGI sobre los Puestos de Trabajo Equivalentes (PTE), fue necesario estimar su cuantía a partir la evolución del número de ocupados proveniente de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), suponiendo que la relación entre los PTE y los PT se mantuvo en el orden de los valores existentes.

En el cálculo del índice de Calidad se emplearon datos de la cantidad de asalariados e ingreso percibido en retribución al trabajo declarado como ocupación principal obtenidos de la EPH.

⁶³ Este método de amortización genera perfiles etarios de eficiencia convexos, suponiendo una tasa de depreciación constante y, a diferencia del método lineal, admite un valor residual positivo al final de la vida útil del bien.

Contribución de los factores productivos.

La Cuenta de Generación del Ingreso e Insumo Mano de Obra (CGI) publicada por INDEC provee información sobre el aporte al valor agregado de los factores productivos intervinientes en el proceso de producción. En particular, desagrega en tres a los componentes la generación del valor agregado: remuneración a asalariados, ingreso bruto mixto y excedente bruto de explotación.

El primero puede ser aproximado al parámetro de participación del insumo mano de obra mientras que el tercero se asocia a la participación del capital. Por su parte, el Ingreso Bruto Mixto representa el valor agregado de las empresas no constituidas en sociedades que son propiedad de los hogares cuyos propietarios o miembros aportan mano de obra no remunerada por lo que no puede identificarse por separado el rendimiento obtenido por el propietario como empresario. Por este motivo, se ha optado por asignar su valor en partes iguales entre capital y trabajo.

Los resultados de esta asignación se exponen en la tabla C7, del apéndice C.

VII.1.2 Recursos extraordinarios.

En el presente estudio fueron considerados recursos extraordinarios, los siguientes:

- Recursos provenientes de la Ventas de Acciones y Participación de Capital del Estado Nacional. En particular representaron una importante masa de ingresos en los años 1995 y 2019.
- Recursos provenientes de la Venta de Tierras, Edificios e Instalaciones importantes en los años 2002 y 2018.
- Asignación del Fondo Monetario Internacional por Derechos Especiales de Giro del año 2009.
- Recursos provenientes del Banco Central de la República Argentina y los rendimientos del Fondo de Garantía de Sustentabilidad (F.G.S.), ambos conforman las denominadas Rentas de la Propiedad⁶⁴.

64 Estos dos conceptos merecen algunos comentarios adicionales. Los rendimientos del B.C.R.A. corresponden, principalmente, a las variaciones de valuación de los activos denominados en moneda extranjera, que componen las denominadas Reservas. Sin embargo, no se trata de rendimientos realizados, a pesar de lo cual aun así se decide su distribución al único propietario que es el Estado Nacional. Esto es, se trata de una

- Recursos del producido de la licitación de frecuencias para servicios de 4G percibidos en 2014 y 2015.
- Recursos provenientes del Régimen de Sinceramiento Fiscal (Ley N°27.260) en los años 2016 y 2017.
- Transferencias corrientes provenientes de Fondos Fiduciarios que aumentaron el producido de recursos en los años: 2015 (Fideicomiso de Administración CEPAGA), 2018 (Fondos para la Cobertura Universal de Salud y Fondo Fiduciario para la Reconstrucción de Empresas) y 2019 (Fondo Argentino de Hidrocarburos y Fondos para la Cobertura Universal de Salud).
- Transferencias de capital provenientes de Fondos Fiduciarios que aumentaron el producido de recursos en los años: 2017, 2018 y 2019 (Fondo Fiduciario del Sistema de Infraestructura de Transporte).
- Recursos provenientes de Transferencias de Organismos Internacionales en el año 2019.

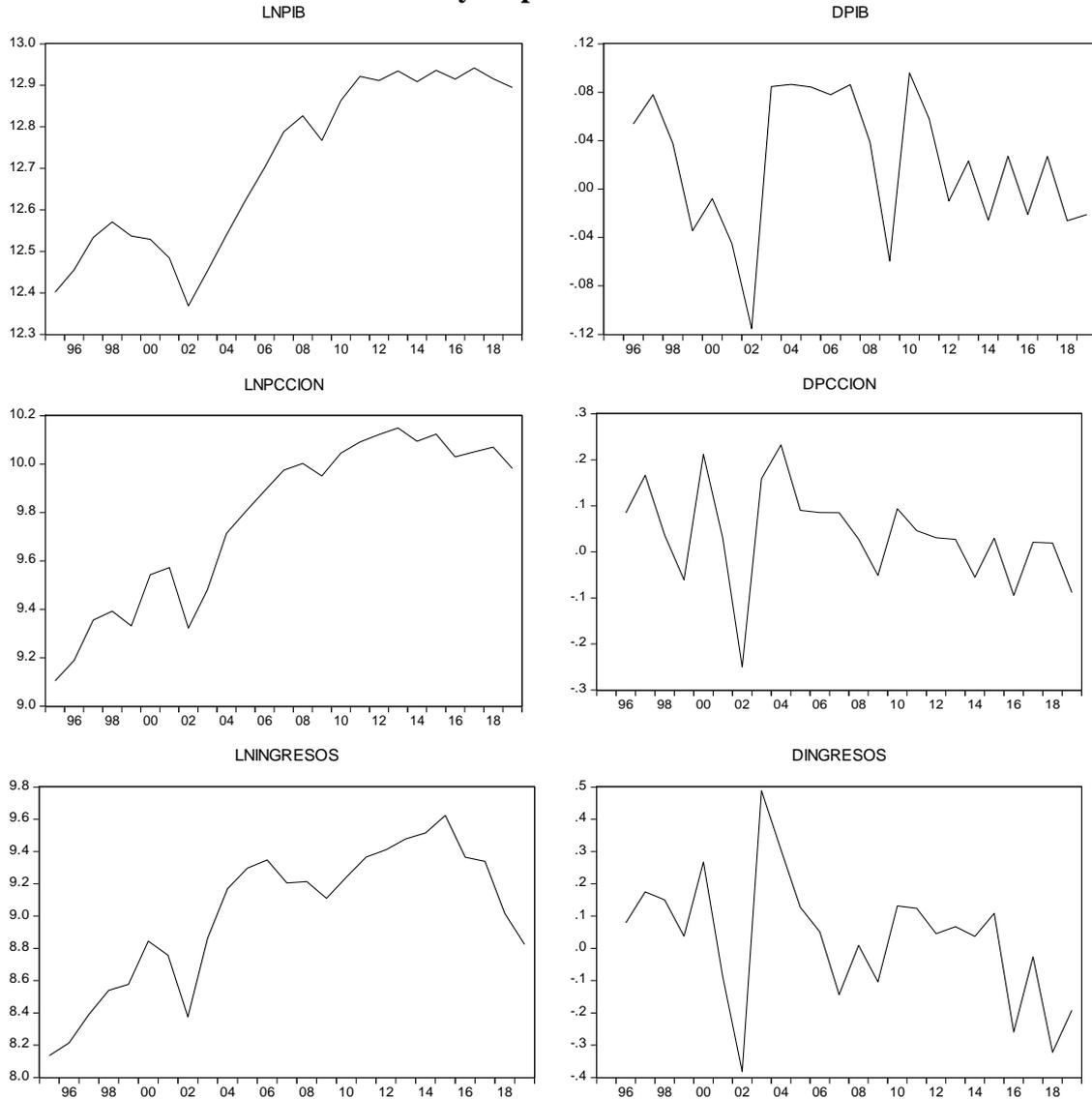
decisión de financiamiento y no un flujo habitual de la economía pese a su permanencia en el tiempo. En cuanto a los rendimientos del F.G.S. deben indicarse que la composición de la cartera de inversiones financieras (fuente de los rendimientos distribuidos) muestra una alta participación de títulos emitidos por el Tesoro Nacional. Esto significa que es el mismo Estado el que paga y cobra esos rendimientos con el objetivo de financiar el gasto público.

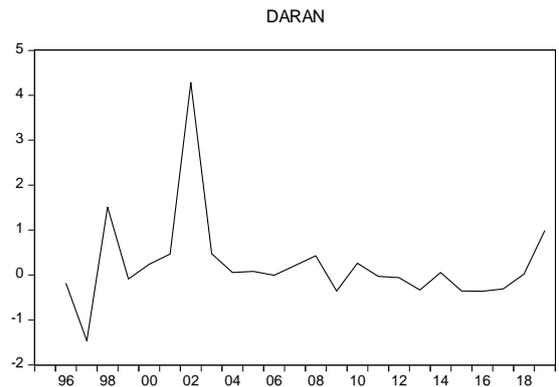
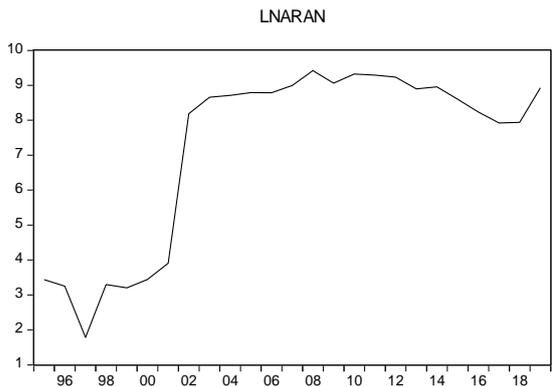
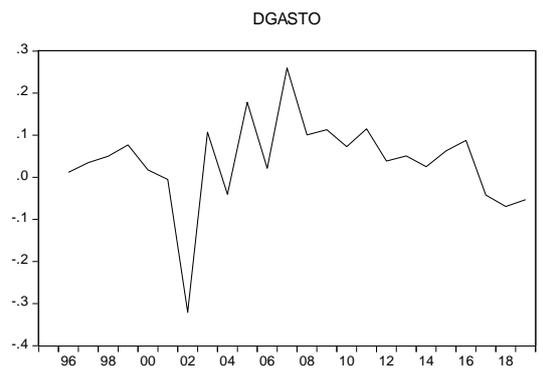
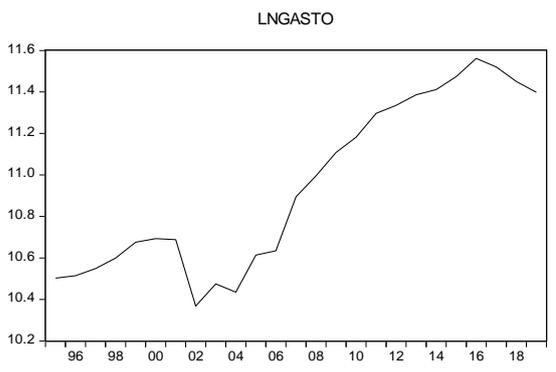
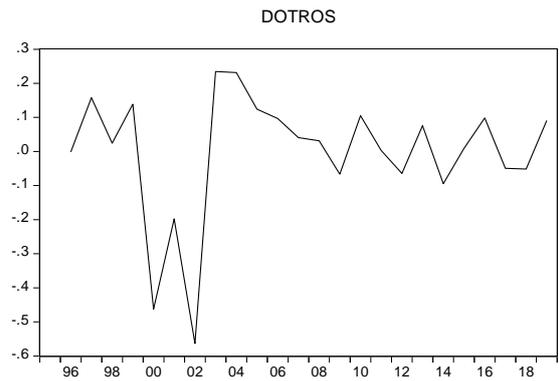
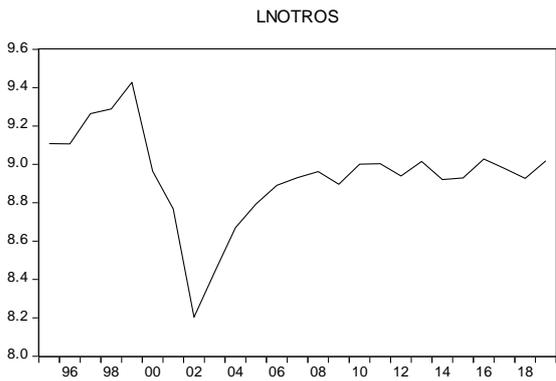
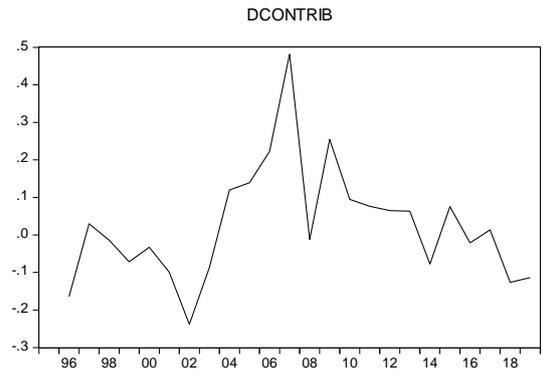
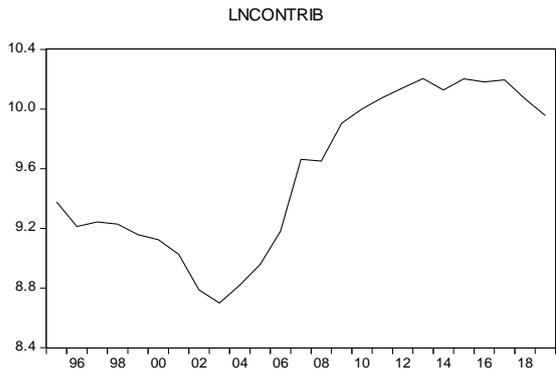
VII.2. Apéndice B.

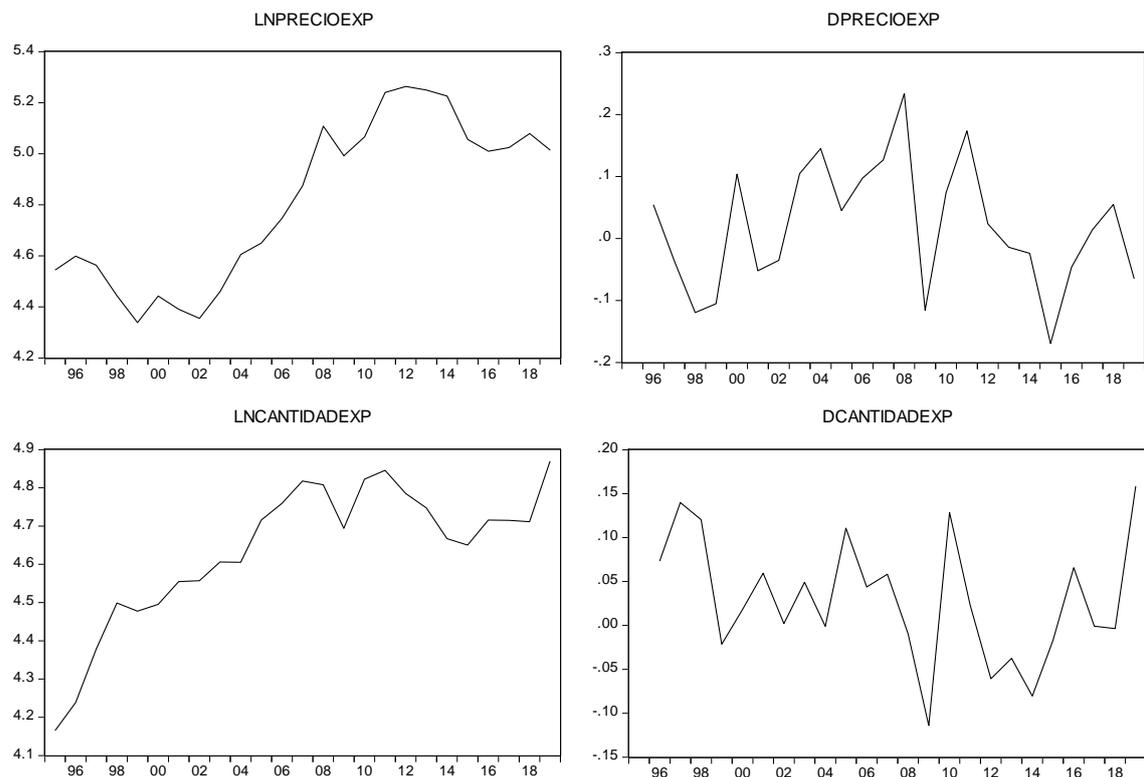
VII.2.1 Análisis de raíz unitaria de las series.

A continuación se exponen los gráficos de las series tanto en niveles como en diferencias. Como puede observarse, todas las series en nivel, con excepción de LNOTROS, parecen presentar una tendencia creciente en el período analizado.

Gráfico B1 - Series en nivel y en primeras diferencias. Años 1995-2019.







Para la contrastación de la estacionariedad de las series se emplearon los test de raíz unitaria Augmented Dickey-Fuller con criterio de Schwarz y el de Phillips-Perron con Kernel Bartlett y ancho de banda Newey-West. Se exponen los resultados de los *p-values* para los modelos con tendencia e intercepto para las series en nivel, y con y sin intercepto para las series en primera diferencia.

Tabla B1 – Resultados de tests de raíz unitaria de las series empleadas para el cálculo de las elasticidades.

	Augmented Dickey Fuller			Phillips Perron		
				Bartlett kernel		
	Schwarz			Newey-West		
	Nivel	1° Dif.		Nivel	1° Dif.	
	Tend. e Int.	Intercepto	None	Tend. e Int.	Intercepto	None
LNPIB	0,8674	0,0152	0,0016	0,7370	0,0155	0,0017
LNPCCION	0,8738	0,0018	0,0002	0,9212	0,0019	0,0002
LNINGRESOS	0,9652	0,0067	0,0004	0,9717	0,0067	0,0004
LNCONTRIB	0,3889	0,0392	0,0036	0,6049	0,0363	0,0033
LNOTROS*	0,6220	0,0046	0,0002	0,6235	0,0043	0,0002
LNGASTO	0,3535	0,3666	0,0806	0,6846	0,0020	0,0002
LNARAN	0,8746	0,0026	0,0002	0,8746	0,0026	0,0002
LNPRECIOEXP	0,8863	0,0109	0,0007	0,8413	0,0106	0,0007
LNCANTIDADEXP	0,3199	0,0083	0,0016	0,3194	0,0099	0,0020

*Para las series en nivel se testeó sin tendencia e intercepto.

Como puede observarse, ambos test respaldan la no estacionariedad de las series. No se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria en las series analizadas⁶⁵. En el caso del gasto, si bien el test ADF respalda la presencia de una doble raíz unitaria, el test de Phillips-Perron indica que la serie es $I(1)$ ⁶⁶.

Sin embargo, existe la posibilidad de que las distintas pruebas se encuentren afectadas por la presencia de quiebres estructurales. Zivot y Andrews (1992) implementaron una metodología recursiva para determinar de manera endógena la existencia de quiebres estructurales. Proponen un test de estacionariedad donde se testea la hipótesis nula de una raíz unitaria contra la hipótesis alternativa de estacionariedad con un punto de quiebre en algún punto desconocido de la serie.

Al respecto, la aplicación de dicha metodología en las series analizadas arroja evidencia sobre la ausencia de quiebres estructurales, tanto en media como en tendencia, excepto para el caso de LNARAN.

En el siguiente cuadro se observa que los resultados del test no rechazan la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con quiebre estructural, excepto para el caso de LNARAN y LNPRECIOEXP.

Tabla B2 - Resultados de tests de raíz unitaria con quiebre estructural de las series empleadas para el cálculo de las elasticidades.

	Test de raíz unitaria Zivot-Andrews	
	Tend. e Int.	Año de quiebre seleccionado
LNPIB	0,1527	2010
LNPCCION	0,8683	2012
LNINGRESOS	0,3659	2015
LNCONTRIB	0,3976	2015
LNOTROS	0,1469	2003
LNGASTO	0,3773	2002
LNARAN	0,0000	2002
LNPRECIOEXP	0,0205	2015
LNCANTIDADEXP	0,1230	2005

⁶⁵ Estos resultados son consistentes con los derivados del test de Dickey-Fuller GLS con criterio de Schwarz, en tanto que bajo el criterio de Akaike la serie de Contribuciones arroja como resultado la presencia de una doble raíz unitaria. Los resultados para el test de Elliott-Rothenberg-Stock con AR Spectral OLS y criterio de Schwarz respaldan la presencia de raíz unitaria al 5% y 10%.

⁶⁶ Los resultados del test de Dickey-Fuller GLS con criterio de Schwarz y criterio de Akaike respaldan la presencia de raíz unitaria al 10%. Por su parte, el test de Elliott-Rothenberg-Stock con AR Spectral OLS con criterio de Schwarz respalda la presencia de doble raíz unitaria; mientras que con criterio que Andrews arroja evidencia en favor de que la serie sea $I(1)$.

VII.2.2 Estimación de los parámetros de elasticidad. Años 2003-2019.

Tabla B3 – Elasticidades de los tributos que gravan la Producción, el Consumo y las Transacciones respecto del PIB. Años 2003-2019.

Variable	MCO	DIF	DOLS *	Test de Wald $\alpha_{PCCION} = 1$
	2003-2019 [▪]	2003-2019	2003-2019 [†]	
LNPIB	1,102014 (0,103682)	1,392118 (0,283417)	1,229569 (0,053937)	0,0523
N.º observaciones	17	17	16	
R ² ajustado	0,923472	0,677504	0,957642	
Error estándar	0,047635	0,047896	0,036600	

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

[▪]No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

[†]No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) del estadístico t y z de Engle-Granger al nivel del 5% y los estadísticos t y z de Phillips Oulieres

Tabla B4 - Elasticidades de los tributos que gravan los ingresos respecto del PIB. Años 2003-2019.

	MCO	DIF	DOLS *
	2003-2019 [†] [♦]	2003-2019	2003-2019 [†]
LNPIB	0,661319 (0,327765)	2,513544 (1,050083)	1,157506 (0,364074)
N.º observaciones	17	17	16
R ² ajustado	0,159605	0,370625	0,288253
Error estándar	0,198162	0,157600	0,161262

Errores estándares robustos entre paréntesis.

[♦]Parámetro no significativo al 5%.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

[†]Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

[‡]No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos z y t de Engle-Granger al nivel del 5% y los estadísticos t y z de Phillips Oulieres

Tabla B5 - Elasticidades de los Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social respecto del PIB. Años 2003-2019.

	MCO	DIF	DOLS *	Test de Wald $\alpha_{CONTRIB} = 2,9$
	2003-2019	2003-2019 ♦	2003-2019	
LNPIB	3,374881 (0,203758)	1,140411 (0,956697)	3,435809 (0,124791)	0,0003
N.º observaciones	17	17	16	
R ² ajustado	0,942830	0,086244	0,977783	
Error estándar	0,124874	0,145700	0,080048	

Errores estándares robustos entre paréntesis.

♦Parámetro no significativo al 5%.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

Tabla B6 - Elasticidades de Otros recursos respecto del PIB. Años 2003-2019.

	MCO	DIF	DOLS *
	2003-2019 ▪	2003-2019	Test de Wald $\alpha_{OTROS} = 1$ 2003-2019 † ▪
LNPIB	0,89836 (0,152152)	1,285395 (0,386445)	0,4716 1,139747 (0,122007)
N.º observaciones	17	17	16
R ² ajustado	0,809589	0,401469	0,898139
Error estándar	0,065112	0,075962	0,048195

Errores estándares robustos entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

†No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos t de Engle-Granger y los estadísticos t y z de Phillips Oulieres al nivel del 5%.

Tabla B7 - Elasticidades del Gasto Público respecto del PIB. Años 2003-2019.

	MCO	DIF	DOLS *
	2003-2019 ▪	2003-2019 ♦	2003-2019 †
LNPIB	2,410349 (0,265601)	0,622452 (0,402010)	2,058398 (0,160614)
N.º observaciones	17	17	16
R ² ajustado	0,890608	0,077006	0,964697
Error estándar	0,126688	0,082455	0,073092

Errores estándar entre paréntesis.

♦Parámetro no significativo al 5%.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

*No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos t y z de Engle-Granger al nivel del 5% y de los estadísticos t y z de Phillip Oulieres.

Tabla B8 - Elasticidades del Gasto Público Primario respecto del PIB. Años 1995-2019.

	MCO	DIF	DOLS *	Test de Wald $\alpha = 1$
	Caso base † ▪	Caso base	Caso base †	
LNPIB	2,023024 (0,145444)	1,04612 (0,282784)	2,230686 (0,072737)	0
N.º observaciones	25		22	
R ² ajustado	0,910513	0,355477	0,975065	
Error Estándar	0,128450	0,076990	0,068389	

Errores estándar entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

†Rechaza hipótesis nula de no existencia de correlación serial de los residuos del test Breusch-Godfrey.

▪No pasa la prueba de error de especificación en la ecuación de regresión (Test de Ramsey) al 5%.

‡No rechaza la hipótesis nula de no cointegración (raíz unitaria en los residuos) de los estadísticos t y z de Engle-Granger al nivel del 5% y de los estadísticos t y z de Phillip Oulieres.

	Caso base	VEC		Parámetro de corrección de error
		Test de Traza	Test de Máx. Autovalor	
LNPIB	-2,273896 (0,15559)	1	1	-0,374695 (0,12448)
N.º observaciones	24			
R ² ajustado	0.259501			
Error Estándar	0.149822			

Errores estándar entre paréntesis.

*Lags escogidos de acuerdo a criterio de longitud de la prueba LR: 1 lag.

VII.3 Apéndice C.

Tabla C1 - Stock de Capital Agregado y componentes. En millones de pesos de 1993.

Año	KA	K	ED	EDN	EDI	MyE	MyEN	MyEI	MT	MTN	MTI	C	CR	CNR	AC	SG	CAG	O
	17 = 3+12+16	18 = 17-10	3 = 1+2	1	2	6 = 4+5	4	5	9 = 7+8	7	8	12 = 10+11	10	11	16 = 13+14+15	13	14	15
1995	580.001	378.509	138.291	97.121	41.170	108.105	77.003	31.102	30.186	20.118	10.067	421.004	201.492	219.513	20.705	8.246	12.130	329
1996	593.887	386.650	142.842	96.444	46.397	110.770	75.775	34.996	32.071	20.670	11.402	431.564	207.238	224.326	19.482	7.793	11.383	306
1997	615.346	401.934	150.212	95.685	54.526	115.737	74.390	41.347	34.474	21.295	13.179	444.670	213.412	231.258	20.464	7.769	12.387	308
1998	636.592	416.951	157.862	94.701	63.161	120.484	72.725	47.759	37.378	21.976	15.402	458.549	219.641	238.908	20.181	7.553	12.295	333
1999	652.937	428.387	161.685	92.738	68.948	122.817	70.669	52.148	38.868	22.069	16.800	469.816	224.549	245.266	21.435	7.862	13.213	360
2000	663.113	434.297	164.820	90.601	74.219	124.325	68.152	56.173	40.495	22.449	18.046	476.950	228.816	248.134	21.343	7.812	13.173	359
2001	668.841	436.258	163.688	87.713	75.974	122.441	65.334	57.107	41.247	22.379	18.868	482.950	232.583	250.367	22.203	7.795	14.064	344
2002	661.870	427.366	156.885	84.776	72.109	115.564	62.602	52.961	41.321	22.174	19.147	483.111	234.505	248.607	21.874	7.644	13.928	303
2003	666.660	429.729	157.217	85.168	72.049	115.186	62.849	52.337	42.031	22.319	19.712	486.566	236.932	249.635	22.877	7.637	14.971	268
2004	677.982	437.848	159.257	84.103	75.155	115.318	61.810	53.509	43.939	22.293	21.646	495.253	240.134	255.118	23.472	7.468	15.722	282
2005	698.645	454.503	166.169	85.074	81.095	118.664	61.911	56.753	47.504	23.162	24.342	508.770	244.142	264.628	23.706	7.322	16.095	288
2006	727.256	477.776	175.852	86.912	88.940	123.860	62.672	61.188	51.992	24.240	27.752	527.349	249.480	277.869	24.056	7.318	16.443	295
2007	765.322	506.816	190.448	92.580	97.868	137.994	68.112	69.882	52.454	24.468	27.986	549.950	258.506	291.443	24.925	7.373	17.247	305
2008	807.970	539.697	208.120	97.992	110.128	154.104	73.240	80.863	54.017	24.752	29.265	574.123	268.272	305.851	25.727	7.312	18.099	315
2009	827.942	554.542	213.444	100.479	112.965	162.365	76.339	86.025	51.080	24.140	26.940	588.615	273.400	315.216	25.882	6.912	18.654	317
2010	864.491	583.457	230.271	106.819	123.452	176.699	81.948	94.750	53.573	24.871	28.702	608.319	281.034	327.285	25.901	6.216	19.368	317
2011	914.206	623.657	255.622	116.102	139.520	196.248	89.572	106.676	59.374	26.530	32.844	631.965	290.550	341.415	26.620	6.090	20.204	326
2012	953.075	654.388	272.700	123.779	148.921	210.875	95.727	115.148	61.824	28.052	33.773	652.754	298.687	354.067	27.621	6.330	20.953	338
2013	992.193	685.778	291.014	131.893	159.120	224.476	102.105	122.371	66.537	29.788	36.749	672.692	306.415	366.278	28.487	6.462	21.675	349
2014	1.021.868	708.844	302.336	136.281	166.055	235.031	106.636	128.395	67.305	29.645	37.660	690.290	313.024	377.266	29.242	6.558	22.325	358
2015	1.052.274	732.429	314.074	141.418	172.655	246.440	111.684	134.756	67.634	29.734	37.900	708.315	319.845	388.470	29.885	6.531	22.989	366
2016	1.077.333	753.555	326.531	145.865	180.666	256.245	116.185	140.061	70.286	29.681	40.605	720.281	323.778	396.502	30.522	6.684	23.464	374
2017	1.110.978	781.147	343.120	151.405	191.716	270.231	122.052	148.178	72.890	29.352	43.537	736.627	329.830	406.796	31.231	6.775	24.073	383
2018	1.136.298	800.676	351.969	153.559	198.410	280.551	125.319	155.232	71.418	28.241	43.177	752.407	335.622	416.784	31.922	6.867	24.664	391
2019	1.147.243	807.199	349.429	151.725	197.704	284.116	125.728	158.388	65.313	25.997	39.316	765.289	340.043	425.246	32.524	6.961	25.165	398

Tabla C2 – Utilización de la Capacidad Instalada y Factor de Utilización.

Año	U	Factor U
1995	73,0	107%
1996	72,4	106%
1997	72,7	107%
1998	69,0	102%
1999	65,4	97%
2000	63,5	95%
2001	59,5	90%
2002	55,7	84%
2003	64,9	95%
2004	69,7	101%
2005	72,8	104%
2006	73,7	103%
2007	74,0	103%
2008	74,8	103%
2009	72,8	99%
2010	77,7	106%
2011	78,8	108%
2012	74,5	103%
2013	72,7	101%
2014	69,5	99%
2015	68,7	100%
2016	64,5	96%
2017	65,3	100%
2018	63,0	99%
2019	59,4	96%

Tabla C3 – Stock de Capital vs. Stock de Capital ajustado por utilización. En millones de pesos de 1993.

Año	UK	K
1995	403.576	378.509
1996	409.732	386.650
1997	430.391	401.934
1998	425.750	416.951
1999	417.173	428.387
2000	412.467	434.297
2001	390.571	436.258
2002	359.548	427.366
2003	410.313	429.729
2004	441.882	437.848
2005	472.225	454.503
2006	494.332	477.776
2007	519.494	506.816
2008	553.882	539.697
2009	549.925	554.542
2010	617.239	583.457
2011	671.908	623.657
2012	671.276	654.388
2013	695.964	685.778
2014	700.325	708.844
2015	730.615	732.429
2016	722.959	753.555
2017	778.948	781.147
2018	791.926	800.676
2019	775.262	807.199

Tabla C4 - Puestos de Trabajo, Puestos de Trabajo Equivalentes y Horas Trabajadas.

Año	Puestos de Trabajo (miles)	L (Puestos de Trabajo Equivalentes) (miles)	Horas Trabajadas (millones)
1995	12.650	10.708	19.923
1996	12.879	10.591	19.719
1997	13.632	11.424	21.305
1998	14.186	11.856	22.046
1999	14.320	11.930	22.068
2000	14.342	11.807	21.818
2001	14.019	11.442	21.048
2002	13.239	10.280	18.752
2003	13.907	11.424	21.069
2004	14.911	12.335	22.757
2005	15.587	12.948	23.896
2006	16.453	13.607	25.202
2007	17.047	14.043	26.066
2008	17.304	14.710	26.508
2009	17.453	14.774	26.150
2010	17.699	14.555	26.604
2011	18.181	14.977	27.333
2012	18.362	15.610	27.205
2013	18.544	15.520	27.308
2014	18.393	15.515	26.773
2015	18.586	15.555	26.893
2016	18.880	15.926	26.816
2017	19.157	16.033	27.041
2018	19.533	16.476	27.330
2019	19.741	16.652	27.580

Tabla C5 - Índices de cantidad y calidad del Factor Trabajo.

Año	Índice total	Índice de cantidad	Índice de calidad
1995	95,5	96,6	98,9
1996	95,4	96,1	99,2
1997	99,6	99,9	99,7
1998	103,7	104,2	99,5
1999	105,4	104,1	101,2
2000	105,0	102,7	102,2
2001	101,7	98,5	103,2
2002	97,3	92,7	105,0
2003	85,5	82,0	104,3
2004	98,6	93,7	105,2
2005	104,7	98,0	106,8
2006	108,9	101,7	107,1
2007	112,6	104,1	108,2
2008	116,3	105,9	109,8
2009	115,4	104,5	110,5
2010	119,8	106,3	112,7
2011	123,6	109,2	113,2
2012	123,9	108,7	114,0
2013	125,4	109,1	115,0
2014	122,8	106,9	114,9
2015	123,8	107,4	115,2
2016	125,1	107,1	116,8
2017	126,2	108,0	116,8
2018	130,8	109,2	119,8
2019	125,8	110,3	114,1

Tabla C6 – Puestos de Trabajo Equivalentes vs. Puestos de Trabajo Equivalentes ajustados por calidad. En miles.

Año	QL	L
1995	10.595	10.708
1996	10.511	10.591
1997	11.389	11.424
1998	11.796	11.856
1999	12.076	11.930
2000	12.072	11.807
2001	11.811	11.442
2002	10.789	10.280
2003	11.914	11.424
2004	12.976	12.335
2005	13.828	12.948
2006	14.569	13.607
2007	15.190	14.043
2008	16.153	14.710
2009	16.325	14.774
2010	16.406	14.555
2011	16.951	14.977
2012	17.794	15.610
2013	17.846	15.520
2014	17.821	15.515
2015	17.926	15.555
2016	18.605	15.926
2017	18.725	16.033
2018	19.741	16.476
2019	19.982	16.652

Tabla C7 - Participación de los factores de la producción en el PBI.

Año	λ	$1-\lambda$	Promedio λ
1995	50,9	49,1	51,9
1996	54,1	45,9	51,9
1997	54,8	45,2	51,9
1998	53,6	46,4	51,9
1999	51,0	49,0	51,9
2000	51,3	48,7	51,9
2001	49,9	50,1	51,9
2002	58,6	41,4	51,9
2003	59,0	41,0	51,9
2004	57,0	43,0	51,9
2005	54,5	45,5	51,9
2006	51,8	48,2	51,9
2007	51,5	48,5	51,9
2008-2015	S/D	S/D	51,9
2016	44,4	55,6	51,9
2017	43,6	56,4	51,9
2018	47,5	52,5	51,9
2019	49,0	51,0	51,9

Gráfico C1 – Índice normalizado de PTF sin ajuste por utilización y calidad de factores vs. índice de PTF ajustada **Gráfico C2 – Índice normalizado de PTF vs. índice de PTF potencial**

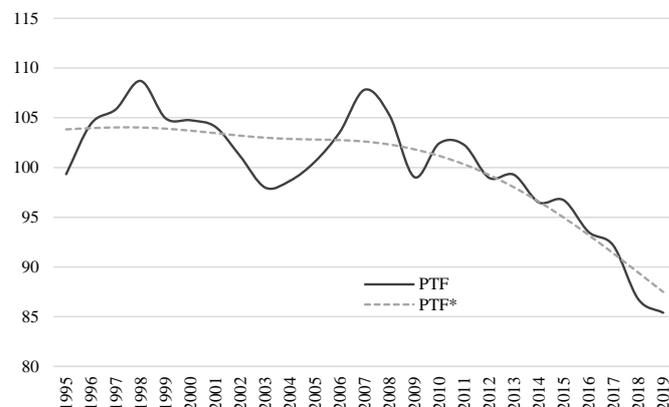
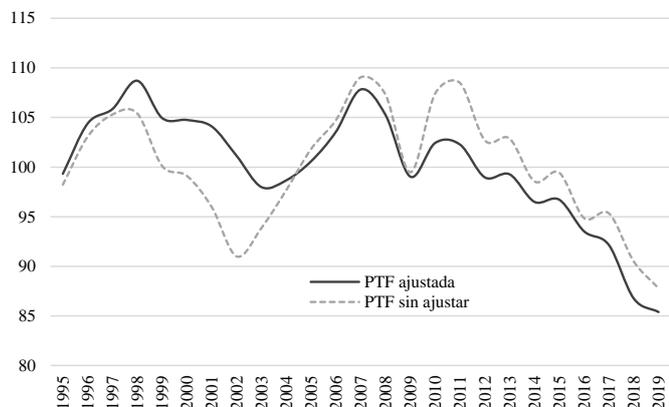


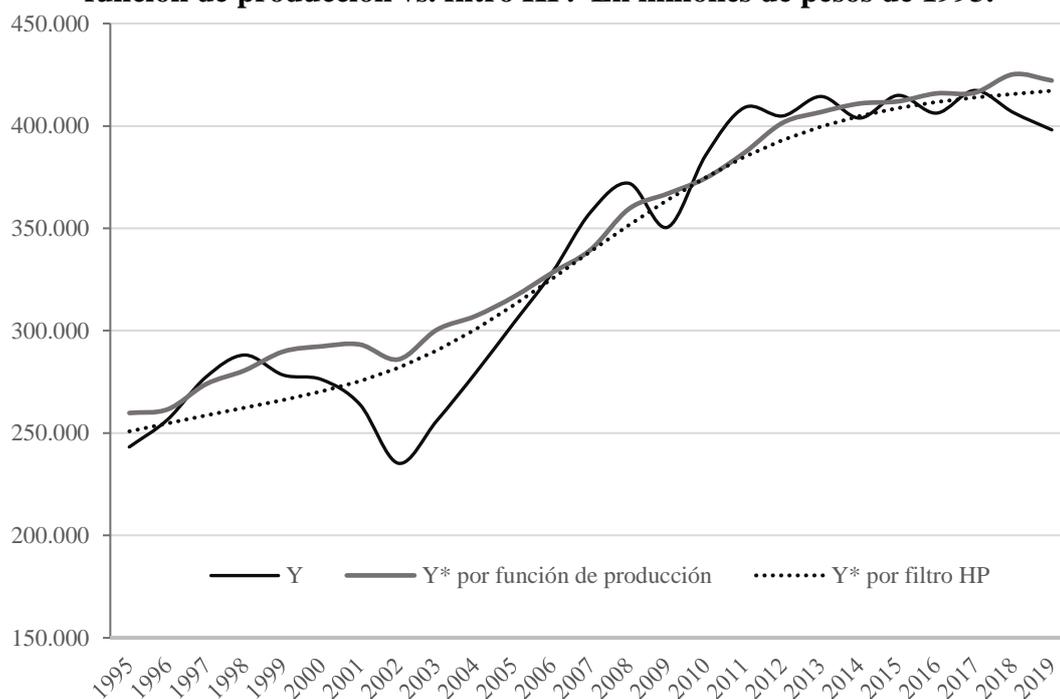
Tabla C8 - Brecha del producto con diferentes parámetros de participación del Stock de Capital. Años 1995-2019.

Año	Brecha del producto $\lambda = 0,4$ (1)	Brecha del producto $\lambda = 0,519$ (2)	Brecha del producto $\lambda = 0,6$ (3)	Diferencia en p.p (1) - (2)	Diferencia en p.p (3) - (2)
1995	-8,3%	-6,4%	-5,1%	-1,9	1,3
1996	-3,3%	-1,9%	-0,9%	-1,4	1,0
1997	-0,1%	1,3%	2,2%	-1,4	1,0
1998	1,8%	2,7%	3,3%	-0,9	0,6
1999	-4,8%	-3,9%	-3,4%	-0,8	0,6
2000	-6,1%	-5,5%	-5,1%	-0,6	0,4
2001	-10,4%	-10,0%	-9,7%	-0,5	0,3
2002	-18,1%	-17,7%	-17,5%	-0,3	0,2
2003	-16,0%	-14,8%	-13,9%	-1,3	0,9
2004	-10,5%	-9,1%	-8,1%	-1,4	1,0
2005	-5,5%	-4,1%	-3,1%	-1,4	1,0
2006	-1,2%	0,0%	0,8%	-1,2	0,8
2007	4,6%	5,4%	5,9%	-0,8	0,5
2008	2,6%	3,5%	4,0%	-0,9	0,6
2009	-5,4%	-4,5%	-3,9%	-0,9	0,6
2010	2,4%	3,0%	3,4%	-0,6	0,4
2011	5,6%	5,7%	5,8%	-0,1	0,1
2012	0,5%	0,8%	1,0%	-0,3	0,2
2013	1,9%	1,9%	1,8%	0,0	0,0
2014	-1,7%	-1,7%	-1,8%	0,1	0,0
2015	0,9%	0,7%	0,5%	0,2	-0,2
2016	-2,2%	-2,3%	-2,4%	0,1	-0,1
2017	0,6%	0,3%	0,0%	0,4	-0,2
2018	-4,6%	-4,4%	-4,3%	-0,2	0,1
2019	-6,2%	-5,7%	-5,4%	-0,5	0,3
1995-2019	-3,3%	-2,7%	-2,2%	-0,7	0,5

Tabla C9 - Contribución de los factores de la producción y la PTF al crecimiento

Año	Y	QL	UK	PTF
1995	-2,8%	-0,2%	0,7%	-3,1%
1996	5,5%	-0,8%	1,5%	5,1%
1997	8,1%	8,4%	5,0%	1,4%
1998	3,9%	3,6%	-1,1%	2,7%
1999	-3,4%	2,4%	-2,0%	-3,5%
2000	-0,8%	0,0%	-1,1%	-0,2%
2001	-4,4%	-2,2%	-5,3%	-0,6%
2002	-10,9%	-8,7%	-7,9%	-2,8%
2003	8,8%	10,4%	14,1%	-3,1%
2004	9,0%	8,9%	7,7%	0,7%
2005	8,8%	6,6%	6,9%	1,9%
2006	8,1%	5,4%	4,7%	3,0%
2007	9,0%	4,3%	5,1%	4,1%
2008	3,9%	6,3%	6,6%	-2,4%
2009	-5,8%	1,1%	-0,7%	-5,9%
2010	10,1%	0,5%	12,2%	3,4%
2011	6,0%	3,3%	8,9%	-0,2%
2012	-1,0%	5,0%	-0,1%	-3,2%
2013	2,4%	0,3%	3,7%	0,3%
2014	-2,5%	-0,1%	0,6%	-2,8%
2015	2,7%	0,6%	4,3%	0,2%
2016	-2,1%	3,8%	-1,0%	-3,3%
2017	2,7%	0,6%	7,7%	-1,5%
2018	-2,6%	5,4%	1,7%	-5,8%
2019	-2,1%	1,2%	-2,1%	-1,6%

Gráfico C3 - Comparación entre métodos de estimación del Producto Potencial: función de producción vs. filtro HP. En millones de pesos de 1993.



VII.4 Apéndice D.

Tabla D1 - Agregados fiscales observados en porcentajes del PIB. Años 1995-2019.

Año	Recursos (sin extraordinarios)						Recursos extraordinarios	Gastos		
	Sobre la pcción., cons. y trans.	Sobre los ingresos	Ap. y cont. a la Seguridad Social	Aranceles a la exportación	Otros	Total		Corrientes	De Capital	Total
1995	3,7%	1,4%	4,9%	0,0%	3,7%	13,7%	1,0%	15,0%	0,8%	15,7%
1996	3,8%	1,4%	3,9%	0,0%	3,5%	12,7%	0,5%	14,4%	0,9%	15,2%
1997	4,2%	1,6%	3,7%	0,0%	3,8%	13,3%	0,7%	13,7%	1,1%	14,9%
1998	4,2%	1,8%	3,5%	0,0%	3,8%	13,2%	0,5%	13,9%	1,1%	15,0%
1999	4,1%	1,9%	3,4%	0,0%	4,5%	13,8%	0,4%	15,6%	1,1%	16,7%
2000	5,1%	2,5%	3,3%	0,0%	2,8%	13,7%	1,5%	16,0%	0,8%	16,8%
2001	5,4%	2,4%	3,1%	0,0%	2,4%	13,5%	0,4%	16,6%	0,7%	17,3%
2002	4,8%	1,8%	2,8%	1,5%	1,6%	12,5%	1,4%	13,5%	0,5%	14,0%
2003	5,1%	2,8%	2,3%	2,2%	1,8%	14,3%	1,1%	13,8%	0,6%	14,5%
2004	5,9%	3,4%	2,4%	2,2%	2,1%	16,1%	0,3%	12,2%	1,3%	13,5%
2005	6,0%	3,6%	2,6%	2,2%	2,2%	16,4%	0,1%	13,4%	1,9%	15,3%
2006	6,0%	3,5%	3,0%	2,0%	2,2%	16,7%	0,4%	12,7%	2,5%	15,2%
2007	6,0%	2,8%	4,4%	2,2%	2,1%	17,5%	0,3%	15,1%	2,2%	17,2%
2008	5,9%	2,7%	4,2%	3,3%	2,1%	18,2%	0,7%	16,0%	2,2%	18,2%
2009	6,0%	2,6%	5,7%	2,5%	2,1%	18,8%	2,1%	19,0%	2,7%	21,7%
2010	6,0%	2,7%	5,7%	2,9%	2,1%	19,4%	2,0%	18,6%	2,9%	21,5%
2011	5,9%	2,9%	5,8%	2,7%	2,0%	19,2%	1,1%	19,7%	2,7%	22,4%
2012	6,1%	3,0%	6,3%	2,5%	1,9%	19,8%	1,3%	20,7%	2,4%	23,1%
2013	6,2%	3,2%	6,5%	1,8%	2,0%	19,6%	2,0%	21,3%	3,1%	24,3%
2014	6,0%	3,4%	6,2%	1,9%	1,9%	19,3%	3,1%	22,4%	4,5%	26,9%
2015	6,0%	3,6%	6,5%	1,3%	1,8%	19,3%	2,8%	23,2%	2,9%	26,1%
2016	5,6%	2,9%	6,5%	0,9%	2,1%	17,9%	4,0%	25,9%	2,3%	28,1%
2017	5,6%	2,7%	6,4%	0,7%	1,9%	17,3%	2,6%	24,1%	2,0%	26,2%
2018	5,8%	2,0%	5,8%	0,7%	1,9%	16,2%	2,3%	23,1%	1,4%	24,5%
2019	5,4%	1,7%	5,3%	1,9%	2,1%	16,4%	3,1%	22,4%	1,4%	23,8%

Tabla D2 – Valores promedio de los agregados fiscales observados en porcentajes del PIB. Períodos seleccionados.

Períodos	Recursos (sin extraordinarios)						Recursos extraordinarios	Gastos		
	Sobre la pcción., cons. y trans.	Sobre los ingresos	Ap. y cont. a la Seguridad Social	Aranceles a la exportación	Otros	Total		Corrientes	De Capital	Total
1995-2019	5,4%	2,6%	4,6%	1,4%	2,4%	16,4%	1,4%	17,7%	1,8%	19,5%
1995-1998	4,0%	1,6%	4,0%	0,0%	3,7%	13,2%	0,7%	14,2%	1,0%	15,2%
1999-2002	4,8%	2,2%	3,2%	0,4%	2,8%	13,4%	0,9%	15,4%	0,8%	16,2%
2003-2011	5,9%	3,0%	4,0%	2,5%	2,1%	17,4%	0,9%	15,6%	2,1%	17,7%
2012-2019	5,8%	2,8%	6,2%	1,5%	1,9%	18,2%	2,6%	22,9%	2,5%	25,4%

Tabla D3 – Agregados fiscales estructurales en porcentajes del PIB. Años 1995-2019.

Año	Recursos (sin extraordinarios)					Total	Gastos		
	Sobre la pcción., cons. y trans.	Sobre los ingresos	Ap. y cont. a la Seguridad Social	Aranceles a la exportación	Otros		Corrientes	De Capital	Total
1995	4,1%	1,6%	5,9%	0,0%	4,0%	15,6%	17,1%	1,5%	18,7%
1996	3,9%	1,5%	4,1%	0,0%	3,6%	13,2%	14,9%	1,6%	16,6%
1997	4,1%	1,5%	3,6%	0,0%	3,8%	13,0%	13,4%	1,0%	14,3%
1998	4,0%	1,7%	3,3%	0,0%	3,7%	12,6%	13,2%	1,6%	14,8%
1999	4,3%	2,1%	3,8%	0,0%	4,6%	14,9%	16,9%	1,6%	18,5%
2000	5,5%	2,9%	3,9%	0,0%	3,0%	15,3%	17,9%	1,3%	19,3%
2001	6,4%	3,1%	4,3%	0,0%	2,7%	16,4%	20,6%	1,2%	21,8%
2002	6,4%	2,9%	4,9%	1,8%	1,9%	17,8%	20,2%	1,0%	21,2%
2003	6,5%	4,0%	3,7%	2,3%	2,1%	18,6%	19,2%	1,3%	20,5%
2004	6,8%	4,3%	3,2%	1,8%	2,3%	18,4%	14,8%	2,2%	17,0%
2005	6,3%	4,0%	2,9%	1,7%	2,3%	17,2%	14,6%	2,8%	17,4%
2006	6,0%	3,5%	3,0%	1,4%	2,2%	16,1%	12,7%	3,3%	16,0%
2007	5,5%	2,5%	3,8%	1,4%	2,0%	15,2%	13,5%	2,2%	15,7%
2008	5,6%	2,5%	3,8%	1,7%	2,0%	15,6%	14,9%	2,2%	17,1%
2009	6,4%	2,9%	6,5%	1,6%	2,2%	19,6%	20,9%	2,7%	23,6%
2010	5,7%	2,5%	5,2%	1,9%	2,0%	17,4%	17,5%	2,9%	20,4%
2011	5,4%	2,5%	4,9%	1,5%	1,9%	16,3%	17,6%	2,7%	20,3%
2012	6,1%	3,0%	6,1%	1,6%	1,9%	18,6%	20,3%	2,4%	22,8%
2013	6,0%	3,0%	6,2%	1,3%	1,9%	18,4%	20,5%	3,1%	23,6%
2014	6,2%	3,5%	6,5%	1,5%	1,9%	19,6%	23,2%	4,5%	27,7%
2015	5,9%	3,6%	6,4%	1,4%	1,8%	19,1%	22,9%	2,9%	25,8%
2016	5,8%	3,0%	7,0%	1,1%	2,1%	19,0%	27,1%	2,3%	29,4%
2017	5,5%	2,7%	6,4%	0,8%	1,9%	17,3%	24,0%	2,0%	26,0%
2018	6,2%	2,2%	6,6%	0,7%	1,9%	17,8%	25,4%	1,4%	26,7%
2019	5,9%	2,0%	6,3%	2,2%	2,2%	18,6%	25,3%	1,4%	26,7%

Tabla D4 – Valores promedio de los agregados fiscales estructurales en porcentajes del PIB. Períodos seleccionados.

Período	Recursos (sin extraordinarios)					Total	Gastos		
	Sobre la pcción., cons. y trans.	Sobre los ingresos	Ap. y cont. a la Seguridad Social	Aranceles a la exportación	Otros		Corrientes	De Capital	Total
1995-2019	5,6%	2,8%	4,9%	1,1%	2,5%	16,9%	18,7%	2,1%	20,9%
1995-1998	4,0%	1,6%	4,2%	0,0%	3,7%	13,6%	14,7%	1,4%	16,1%
1999-2002	5,6%	2,7%	4,2%	0,5%	3,1%	16,1%	18,9%	1,3%	20,2%
2003-2011	6,1%	3,2%	4,1%	1,7%	2,1%	17,2%	16,2%	2,5%	18,7%
2012-2019	6,0%	2,9%	6,4%	1,3%	2,0%	18,5%	23,6%	2,5%	26,1%

Tabla D5 - Componente cíclico de los agregados fiscales en porcentajes del PIB. Años 1995-2019.

Año	Recursos (sin extraordinarios)					Gastos			
	Sobre la pcción., cons. y trans.	Sobre los ingresos	Ap. y cont. a la Seguridad Social	Aranceles a la exportación	Otros	Total	Corrientes	De Capital	Total
1995	-0,4%	-0,2%	-1,0%	0,0%	-0,3%	-1,9%	-2,2%	--	-2,2%
1996	-0,1%	-0,1%	-0,2%	0,0%	-0,1%	-0,5%	-0,6%	--	-0,6%
1997	0,1%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,3%	0,4%	--	0,4%
1998	0,2%	0,1%	0,3%	0,0%	0,1%	0,6%	0,7%	--	0,7%
1999	-0,3%	-0,2%	-0,4%	0,0%	-0,2%	-1,0%	-1,3%	--	-1,3%
2000	-0,4%	-0,4%	-0,6%	0,0%	-0,2%	-1,6%	-2,0%	--	-2,0%
2001	-0,9%	-0,7%	-1,1%	0,0%	-0,3%	-3,0%	-4,0%	--	-4,0%
2002	-1,6%	-1,0%	-2,1%	-0,3%	-0,3%	-5,4%	-6,7%	--	-6,7%
2003	-1,4%	-1,2%	-1,4%	0,0%	-0,3%	-4,3%	-5,4%	--	-5,4%
2004	-0,9%	-0,8%	-0,8%	0,4%	-0,2%	-2,4%	-2,6%	--	-2,64%
2005	-0,4%	-0,4%	-0,3%	0,4%	-0,1%	-0,7%	-1,2%	--	-1,2%
2006	0,0%	0,0%	0,0%	0,6%	0,0%	0,6%	0,0%	--	0,0%
2007	0,5%	0,3%	0,6%	0,8%	0,1%	2,3%	1,5%	--	1,5%
2008	0,3%	0,2%	0,4%	1,6%	0,1%	2,6%	1,1%	--	1,1%
2009	-0,4%	-0,3%	-0,8%	0,8%	-0,1%	-0,8%	-1,9%	--	-1,9%
2010	0,3%	0,2%	0,5%	1,0%	0,1%	2,0%	1,1%	--	1,1%
2011	0,5%	0,34%	0,9%	1,1%	0,1%	2,9%	2,1%	--	2,1%
2012	0,1%	0,1%	0,1%	0,9%	0,0%	1,2%	0,3%	--	0,3%
2013	0,2%	0,1%	0,3%	0,5%	0,0%	1,2%	0,8%	--	0,8%
2014	-0,2%	-0,1%	-0,3%	0,4%	0,0%	-0,3%	-0,8%	--	-0,8%
2015	0,1%	0,1%	0,1%	-0,1%	0,0%	0,2%	0,3%	--	0,3%
2016	-0,2%	-0,2%	-0,5%	-0,1%	0,0%	-1,0%	-1,3%	--	-1,3%
2017	0,0%	0,0%	0,0%	-0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	--	0,1%
2018	-0,4%	-0,2%	-0,8%	0,0%	-0,1%	-1,6%	-2,2%	--	-2,2%
2019	-0,5%	-0,2%	-1,0%	-0,3%	-0,1%	-2,2%	-2,9%	--	-2,9%

Tabla D6 - Resultado Fiscal, RFE y componente cíclico en porcentajes del PIB. Años 1995-2019.

Año	Resultado Fiscal	RFE	Diferencia entre RF y RFE	Componente cíclico
1995	-1,9%	-3,1%	1,2%	0,2%
1996	-2,8%	-3,4%	0,6%	0,1%
1997	-1,0%	-1,4%	0,4%	-0,3%
1998	-1,8%	-2,2%	0,4%	-0,2%
1999	-3,0%	-3,7%	0,7%	0,3%
2000	-2,1%	-4,0%	1,9%	0,4%
2001	-4,0%	-5,4%	1,4%	1,0%
2002	-0,6%	-3,3%	2,7%	1,3%
2003	0,2%	-1,9%	2,1%	1,0%
2004	2,0%	1,4%	0,6%	0,3%
2005	0,4%	-0,2%	0,6%	0,5%
2006	1,0%	0,1%	0,9%	0,5%
2007	0,6%	-0,5%	1,1%	0,8%
2008	0,7%	-1,5%	2,2%	1,5%
2009	-0,8%	-4,0%	3,2%	1,1%
2010	-0,1%	-3,0%	2,9%	0,9%
2011	-2,2%	-4,0%	1,9%	0,8%
2012	-2,0%	-4,2%	2,1%	0,9%
2013	-2,8%	-5,1%	2,4%	0,4%
2014	-4,5%	-8,1%	3,6%	0,6%
2015	-4,0%	-6,7%	2,7%	-0,1%
2016	-6,2%	-10,4%	4,2%	0,3%
2017	-6,3%	-8,8%	2,5%	-0,1%
2018	-6,0%	-9,0%	2,9%	0,7%
2019	-4,2%	-8,1%	3,8%	0,7%

Gráfico D1 – Componente cíclico vs. Recursos extraordinarios en términos del PIB. Años 1995-2019.

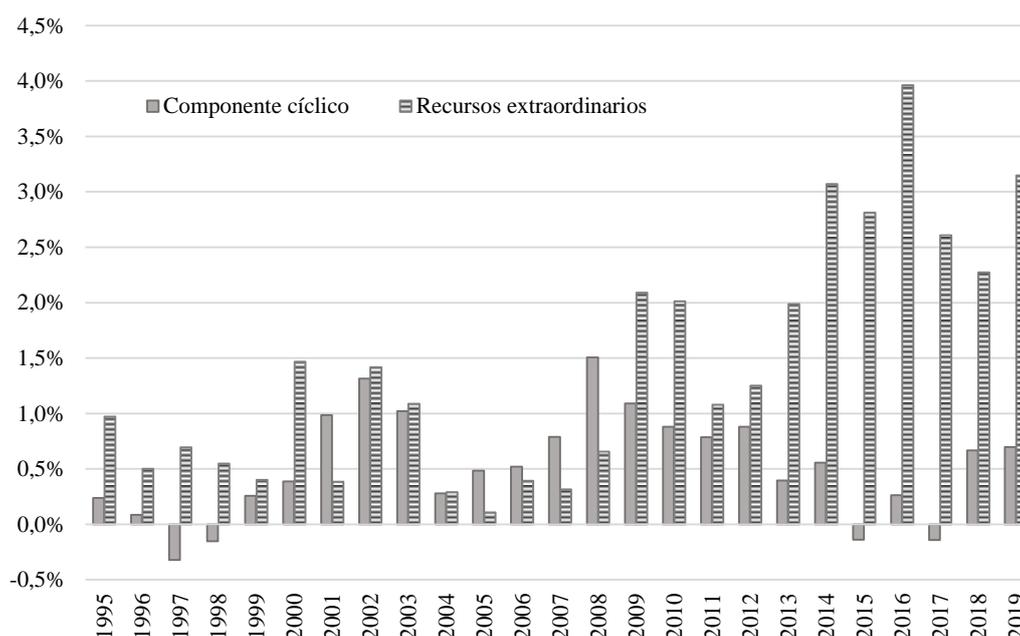


Gráfico D2 – Intereses de la deuda pública en términos del PBI. Años 1995-2019.

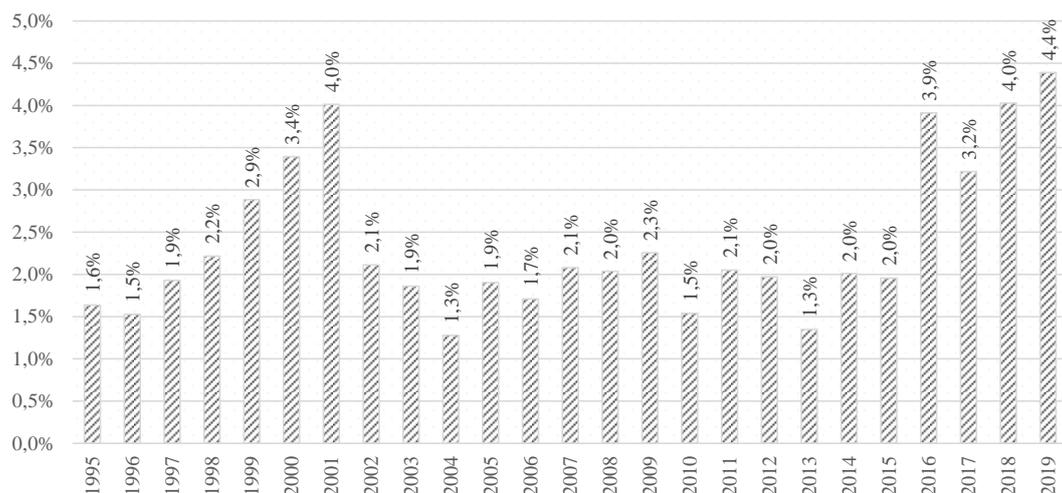


Tabla D7 - Resultado Primario, Resultado Primario Estructural y componente cíclico en porcentajes del PIB. Años 1995-2019.

Año	Resultado Primario	RPE	Diferencia entre RP y RPE	Componente cíclico
1995	-0,2%	-1,4%	1,1%	0,2%
1996	-1,3%	-1,9%	0,6%	0,1%
1997	0,9%	0,5%	0,4%	-0,3%
1998	0,5%	0,0%	0,5%	-0,1%
1999	-0,1%	-0,6%	0,5%	0,1%
2000	1,3%	-0,3%	1,6%	0,1%
2001	0,0%	-0,6%	0,6%	0,3%
2002	1,5%	-0,7%	2,2%	0,8%
2003	2,1%	0,3%	1,8%	0,7%
2004	3,2%	2,8%	0,5%	0,2%
2005	2,3%	1,8%	0,5%	0,4%
2006	2,7%	1,8%	0,9%	0,5%
2007	2,7%	1,5%	1,2%	0,9%
2008	2,7%	0,5%	2,2%	1,6%
2009	1,4%	-1,6%	3,1%	1,0%
2010	1,4%	-1,5%	2,9%	0,9%
2011	-0,1%	-2,1%	2,0%	0,9%
2012	0,0%	-2,2%	2,1%	0,9%
2013	-1,4%	-3,8%	2,4%	0,4%
2014	-2,5%	-6,1%	3,6%	0,5%
2015	-2,0%	-4,7%	2,7%	-0,1%
2016	-2,3%	-6,4%	4,1%	0,1%
2017	-3,1%	-5,5%	2,5%	-0,1%
2018	-2,0%	-4,7%	2,7%	0,4%
2019	0,1%	-3,3%	3,5%	0,3%

Tabla D8 - Resultado Fiscal, RFE y componente cíclico en porcentajes del PIB. Caso en que se considera que no existe relación entre el gasto público y el PIB ($\beta = 0$). Años 1995-2019.

Año	Resultado Fiscal	RFE	Diferencia entre RF y RFE	Componente cíclico
1995	-1,9%	-0,9%	-1,0%	-1,9%
1996	-2,8%	-2,8%	0,0%	-0,5%
1997	-1,0%	-1,7%	0,7%	0,3%
1998	-1,8%	-2,9%	1,1%	0,6%
1999	-3,0%	-2,3%	-0,7%	-1,0%
2000	-2,1%	-2,0%	-0,1%	-1,6%
2001	-4,0%	-1,4%	-2,6%	-3,0%
2002	-0,6%	3,3%	-3,9%	-5,4%
2003	0,2%	3,5%	-3,3%	-4,3%
2004	2,0%	4,0%	-2,1%	-2,4%
2005	0,4%	1,0%	-0,6%	-0,7%
2006	1,0%	0,1%	0,9%	0,6%
2007	0,6%	-2,0%	2,6%	2,3%
2008	0,7%	-2,6%	3,2%	2,6%
2009	-0,8%	-2,1%	1,3%	-0,8%
2010	-0,1%	-4,1%	4,0%	2,0%
2011	-2,2%	-6,1%	4,0%	2,9%
2012	-2,0%	-4,5%	2,5%	1,2%
2013	-2,8%	-5,9%	3,2%	1,2%
2014	-4,5%	-7,3%	2,8%	-0,3%
2015	-4,0%	-7,0%	3,0%	0,2%
2016	-6,2%	-9,2%	2,9%	-1,0%
2017	-6,3%	-8,9%	2,6%	0,0%
2018	-6,0%	-6,7%	0,7%	-1,6%
2019	-4,2%	-5,2%	1,0%	-2,2%

VIII. Referencias Bibliográficas.

- Alesina, A., & Tabellini, G. (1990). A positive theory of fiscal deficits and government debt. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 403-414.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84.
- Ardanaz, M., Corbacho, A., Gonzáles, A., & Tolsa Caballero, N. (2015). Structural Fiscal Balances in Latin America and the Caribbean: New dataset and estimations. *IDB Working Paper*(579). <https://doi.org/10.18235/0000028>
- Barro, R. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.
- Basso, M. (2006). El Balance Estructural: Metodología y Estimación para Argentina. *Análisis de Asociación Argentina de Economía Política*, 3-15.
- Basu, S., & Fernald, J. (2001). Why is productivity procyclical? Why do we care? In N. B. o. E. Research (Ed.), *New Developments in Productivity Analysis* (pp. 225-302). University of Chicago Press.
- Blanchard, O. (1990). Suggestions for a new set of fiscal indicators. *OECD Economics Department Working Papers*(79). <https://doi.org/10.1787/435618162862>
- Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottschalk, J., & Nakata, T. (2011). When and how to adjust beyond the business cycle? A guide to structural fiscal balances. *IMF Technical Notes and Manuals*, 11(02).
- Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., Van den Dool, G., De Cos, P. H., Langenus, G., Mohr, M., Momigliano, S., & Tujula, M. (2001). Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach. *European Central Bank Working Paper Series*(77).
- Calvo, G. A. (2000, 26 de octubre). *Política económica en aguas borrascosas: vulnerabilidad financiera en economías emergentes*. Acto de recepción del Premio de Economía Rey Juan Carlos, Madrid.
- Cetrángolo, O., Damill, M., Frenkel, R., & Jiménez, J. (1997). La sostenibilidad de la política fiscal en América Latina: El caso Argentino. *Documento de Trabajo del Banco Interamericano de Desarrollo*, R-315.
- Chalk, N. A. (2002). Structural balances and all that: which indicators to use in assessing fiscal policy. *IMF Working Paper*(101).

- Chouraqui, J.-C., Hagemann, R., & Sartor, N. (1990). Indicators of Fiscal Policy: a re-examination. *OECD Economics Department Working Papers*(78).
- Commission, E. (2000). *Public finances in EMU - 2000*. Office for Official Publications of the European Communities.
- Coremberg, A. (2004). Estimación del stock de capital fijo de la República Argentina, 1990-2003. Fuentes, métodos y resultados. *Dirección Nacional de Cuentas Nacionales. INDEC*.
- Cukierman, A., & Meltzer, A. (1989). A political theory of government debt and deficits in a neo-Ricardian framework. *The American economic review*, 713-732.
- Elosegui, P., Garegnani, L., Lanteri, L., Lepone, F., & Sotes Paladino, J. (2006). Estimaciones alternativas de la brecha del producto para la economía argentina. *Ensayos Económicos. BCRA*, 45, 45-77.
- Engle, R., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Escobar, L., Jorratt, M., & Rodríguez Cabello, J. (2009). Los ingresos tributarios en el contexto de la política de Balance Estructural. *Estudios de finanzas públicas. Ministerio de Hacienda de Chile*(13).
- Escudé, G., Gabrielli, M. F., Lanteri, L., & Rouilliet, M. J. (2004). Estimating potencial output for Argentina: 1980.1-2004.1. *Economic and Financial Research Department. BCRA.*, 17.
- Fedelino, A., Horton, M., & Ivanova, A. (2009). Computing cyclically-adjusted balances and automatic stabilizers. *IMF Technical Notes and Manuals*, 09(05).
- Frankel, J. (2011). A solution to fiscal procyclicality: The structural budget institutions pioneered by Chile. *NBER Working Papers*(16945). <https://doi.org/10.3386/w16945>
- Gavin, M., Hausmann, R., Perotti, R., & Talvi, E. (1996). Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: volatility, procyclicality, and limited creditworthiness. *IDB Working Paper*(269). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1815955>
- Gay, A. (2009). Productividad Total de los Factores y Producto Potencial: Argentina (1900-2008). *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*(Reunión XLIV).
- Gay, A., & Escudero, M. (2010). El resultado fiscal estructural en la Argentina: 1983-2010. *Seminario Regional de Política Fiscal*, 23.

- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., & van den Noord, P. (1995). Estimating potential output, output gaps and structural budget balances. *OECD Economics Department Working Papers*(152). <https://doi.org/10.1787/533876774515>
- Girouard, N., & André, C. (2005). Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*(434).
- Hagemann, R. (1999). The structural budget balance: The IMF's methodology. *IMF Working Paper*(95).
- Hausmann, R., & Velasco, A. (2002). Hard money's soft underbelly: understanding the Argentine crisis. In *Brookings Trade Forum* (pp. 59-104). Brookings Institution Press.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S. (1994). The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. *Econometric reviews*, 13(2), 205-229.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford University Press.
- Kaminsky, G., Reinhart, C., & Végh, C. (2004). When it rains, it pours: Procyclical capital flows and macroeconomic policies. *NBER Macroeconomics Annual 2004*, 19, 11-53. <https://doi.org/10.3386/w10780>
- Kopits, G. (2001). Fiscal rules: useful policy framework or unnecessary ornament? *IMF Working Paper*(145).
- Kydland, F., & Prescott, E. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, 85(3), 473-491. <https://doi.org/10.1086/260580>
- Larch, M., & Turrini, A. (2009). The cyclically-adjusted budget balance in EU fiscal policy making: A love at first sight turned into a mature relationship. *European Commission Economic Papers*(374). <https://doi.org/10.2765/32444>
- Lucas, R. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124.
- Lucas, R. (1976). *Econometric policy evaluation: A critique*. Carnegie-Rochester conference series on public policy.
- Lucas, R., & Stokey, N. (1983). Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital. *Journal of monetary Economics*, 12(1), 55-93.

- Marcel, M., Tokman, M., Valdés, R., & Benavides, P. (2001). *Balance Estructural del Gobierno Central, metodología y estimaciones para Chile: 1987-2000*. Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda de Chile.
- Mourre, G., Astarita, C., & Princen, S. (2014). Adjusting the budget balance for the business cycle: the EU methodology. *European Commission Economic Papers*(536). <https://doi.org/10.2765/71756>
- Muller, P., & Price, R. W. (1984). Structural budget deficits and fiscal stance. *OECD Economics Department Working Papers*(15). <https://doi.org/10.1787/050184860264>
- Mussa, M. (2002). *Argentina and the Fund: From triumph to tragedy* (Vol. 67). Peterson Institute.
- Peacock, A., & Wiseman, J. (1961). *The growth of public expenditure in the United Kingdom*. Princeton U.P.; Oxford U.P.
- Perry, G., & Servén, L. (2003). The anatomy of a multiple crisis: why was Argentina special and what can we learn from it? *World Bank Policy Research Working Paper*(3081).
- Price, R., Dang, T.-T., & Botev, J. (2015). Adjusting fiscal balances for the business cycle: new tax and expenditure elasticity estimates for OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*(1275). <https://doi.org/10.1787/5jrp1g3282d7>
- Ravn, M., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, 84(2), 371-376.
- Rodriguez, J., Tokman, C., & Vega, A. (2007). Structural Balance Policy in Chile. *OECD Journal on Budgeting*, 7(2), 59-92. <https://doi.org/10.1787/budget-v7-art9-en>
- Roldós, J. (1997). Potential output growth in emerging market countries: the case of Chile. *IMF Working Paper*(104). <https://doi.org/10.5089/9781451947977.001>
- Roubini, N., & Sachs, J. (1989). Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*, 33(5), 903-933.
- Sancak, C., Velloso, R., & Xing, J. (2010). Tax Revenue Response to the Business Cycle. *IMF Working Paper*(71).
- Stock, J., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Talvi, E., & Végh, C. (2005). Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. *Journal of Development economics*, 78(1), 156-190.
- Taylor, J. (2000). Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 21-36.

- van den Noord, P. (2000). The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond. *OECD Economics Department Working Papers*(230).
<https://doi.org/10.1787/816628410134>
- Vladkova-Hollar, I., & Zettelmeyer, J. (2008). Fiscal positions in Latin America: have they really improved? *IMF Working Paper*(137).
- Wooldridge, J. (2009). *Introductory econometrics: a modern approach* (4th ed.). South-Western.
- Zack, G. (2013). *El resultado fiscal estructural como herramienta de estabilización: los casos de América Latina y España en los años previos a la crisis "subprime"*. Universidad de Alcalá.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 10(3), 251-270.