



**MINISTERIO DE ECONOMÍA Y FINANZAS  
DIRECCIÓN GENERAL DE POLÍTICA MACROECONÓMICA  
DIRECCIÓN DE POLÍTICA FISCAL**

## El Indicador de Balance Estructural

---

Una herramienta analítica de la política fiscal<sup>1</sup>

**Documento elaborado por:**

**Alejandro Granda**

**César Liendo**

**Carlos Rojas**

**Junio de 2012**

---

<sup>1</sup> Los autores son miembros de la Dirección General de Política Macroeconómica del Ministerio de Economía y Finanzas. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Ministerio de Economía y Finanzas. Se agradecen los comentarios de Carlos Prieto, José Valderrama, Giancarlo Gasha, Carlos García y Mercedes Vera Martín, así como el valioso apoyo de William Sánchez. Cualquier error u omisión son únicamente de nuestra responsabilidad.

---

## **Resumen**

La discusión de corto (posición fiscal y estabilización) y largo plazo (sostenibilidad) acerca de la política fiscal se ve limitada por la simultaneidad de los movimientos fiscales originados por las decisiones discrecionales de política con los movimientos originados por factores exógenos a la autoridad fiscal -como ingresos que siguen la evolución del ciclo económico o precios de las materias primas que exportamos, gastos que son la expresión de compromisos legales o contractuales asumidos con anterioridad por el Estado, etc. Por tanto, el análisis de cuentas fiscales estructurales permite diferenciar la dinámica discrecional de la dinámica exógena a la autoridad fiscal. El indicador de balance estructural (BE) se utiliza para estimar un resultado económico del Sector Público No Financiero sin tomar en cuenta los efectos del ciclo económico ni de las fluctuaciones transitorias en los precios clave que afectan el presupuesto público. Así, el indicador de BE sirve como un instrumento de análisis complementario, que permite una mejor medición de los cambios discretionales en la política fiscal, de sus efectos sobre la sostenibilidad fiscal y, en buena medida, sobre el impacto de la política fiscal en la demanda interna. En ese sentido, el objetivo de este documento es proponer de forma transparente y explícita una metodología de cálculo del indicador de balance estructural, que podrá ser evaluada y discutida por la Comisión de Reforma Macrofiscal convocada por el Ministerio de Economía y Finanzas el pasado 20 de abril a través de la Ley Nº 29854.

## **Abstract**

The discussion on short (fiscal stance and stabilization) and long term (sustainability) aspects of fiscal policy, is constrained by the simultaneity of movements originated by discretionary fiscal policy with the movements originated by exogenous factors to the fiscal authority – like revenues linked to the business cycle or exports prices of raw materials, expenditures that reflect legal or contractual commitments made earlier by the government, etc. Therefore, structural fiscal accounts analysis leads to differentiate the discretionary dynamics from the exogenous dynamics to the fiscal authority. The Structural Balance (SB) indicator is used to estimate the fiscal balance of the Non-Financial Public Sector without taking into account the effects of the business cycle or transitory changes in key prices that affect the budget. Thus, the SB indicator serves as a complementary instrument of fiscal policy analysis; it allows a better measure of discretionary changes in fiscal policy, its effects on fiscal sustainability and, to a large extent, on the impact of fiscal policy on aggregate/domestic demand. In that sense, the objective of this paper is to propose, in a transparent and explicit way, a methodology for the calculation of the SB indicator, which may be evaluated and discussed by the Commission of Macrofiscal Reform convened by the Ministry of Economy and Finance on April 20 through Law Nº 29854.

## Índice

<b>I. Introducción .....</b>	<b>1</b>
<b>II. Marco conceptual: el indicador de balance estructural .....</b>	<b>2</b>
A. Tratamiento de gastos de “una sola vez” y medidas de política económica.....	3
B. Ajustes cíclicos: la métrica del ciclo.....	4
C. Ajustes por precio de exportación de los metales e hidrocarburos .....	6
<b>III. Metodología de cálculo del balance estructural .....</b>	<b>6</b>
A. Cobertura Institucional.....	6
B. Base de ingresos .....	7
Ingresos fiscales provenientes de la actividad minera .....	8
Ingresos fiscales provenientes de la actividad de hidrocarburos .....	9
Ingresos Fiscales no vinculados a recursos naturales.....	9
C. Base de gastos y otras cuentas .....	10
D. Estimación de elasticidades .....	10
Definición y metodologías.....	10
El método desagregado de estimación.....	11
Evidencia empírica .....	13
Estimación para el caso peruano .....	13
E. Cálculo de la brecha del PBI .....	17
F. Cálculo de la brecha de precios de exportación .....	18
Cálculo del índice de precios .....	20
G. Ecuaciones de cálculo del balance estructural .....	21
Ajuste por ciclo del PBI .....	21
Ajuste por brecha de precios de exportación de metales/hidrocarburos .....	21
Cálculo de ingresos fiscales estructurales.....	23
<b>IV. Resultados .....</b>	<b>24</b>
A. Análisis de sensibilidad.....	28
<b>V. Conclusiones .....</b>	<b>29</b>
<b>VI. Referencias .....</b>	<b>31</b>

## **Anexos**

ANEXO I: Fuentes de información de las variables de balance estructural.....	35
ANEXO II: Metodologías alternativas para la estimación de elasticidades .....	36
ANEXO III: Evidencia internacional en la estimación de elasticidades, OECD. ....	49
ANEXO IV: Variables de control para la estimación de elasticidades .....	50
ANEXO V: Metodologías de estimación del PBI potencial .....	51
ANEXO VI: Estimación del PBI tendencial (Var. % anual).....	55
ANEXO VII: Cálculo de la brecha de producto (% de su nivel tendencial) .....	56
ANEXO VIII: Ingresos estructurales por cuentas fiscales (Mill. S/.) .....	57
ANEXO IX: Test de cointegración entre producción y precios internacionales.....	58
ANEXO X: Cálculo alternativo para la estimación de la elasticidad de regalías mineras .....	59
ANEXO XI: Elasticidad IGV-PBI y sensibilidad del Resultado Económico Estructural .....	61

## I. Introducción

1. Una herramienta importante para el análisis de la política fiscal es el indicador del balance estructural, que estima la posición fiscal excluyendo los efectos de los factores coyunturales o transitorios más relevantes. Es útil diferenciar los componentes estructurales de los coyunturales o transitorios que explican la evolución de las finanzas públicas, tanto para el análisis de las finanzas públicas de corto plazo (posición fiscal y estabilización) y largo plazo (sostenibilidad). Así, las variables tradicionales, como el resultado fiscal, requieren ser complementadas con una evaluación de las variables fiscales ajustadas por factores transitorios. Por ejemplo, en un entorno de ciclo expansivo puede incrementarse significativamente los ingresos fiscales comprometiendo mayores gastos (incluso, mayores gastos con fuertes rigideces a la baja) sin afectar a primera vista la estabilidad de las cuentas fiscales ni la sostenibilidad intertemporal. Sin embargo, al finalizar dicho ciclo expansivo transitorio, los ingresos se reducirían significativamente y los mayores gastos comprometidos anteriormente afectarían la estabilidad, la sostenibilidad fiscal y la capacidad de emplear una política fiscal contracíclica.
2. El indicador de balance estructural (BE) se utiliza para estimar un balance fiscal sin los efectos del ciclo económico ni de las fluctuaciones transitorias en los precios clave que afectan el presupuesto público para el caso peruano. El indicador de BE sirve como un instrumento de análisis complementario, que permite una mejor medición de los cambios discrecionales en la política fiscal, de sus efectos sobre la sostenibilidad fiscal y, en buena medida, sobre el impacto de la política fiscal en la demanda interna. Países exportadores de materias primas como Chile, Canadá o Australia han formalizado en documentos oficiales los cálculos de las cuentas fiscales estructurales.
3. Desde hace algunos años el MEF ha introducido el concepto de BE o ajustado por efectos cíclicos en la discusión de política fiscal. En ese sentido, se han incorporando indicadores estructurales y su variación (Impulso Fiscal) en el documento clave de política macroeconómica y fiscal, el Marco Macroeconómico Multianual (MMM) cada vez con mayor énfasis. Tal como se señala en MEF (2003)<sup>2</sup>, "se busca elaborar un indicador de impulso fiscal para la economía peruana, con el objetivo de analizar la posición de la autoridad fiscal en el ciclo". Es de esta manera que desde el 2006 se fueron incorporando indicadores de BE e Impulso Fiscal en el MMM. Posteriormente, en el MMM 2011-2013 (publicado en mayo de 2010), se empezaron a incluir proyecciones de estos indicadores estructurales para el horizonte de años que cubría el documento como una medida complementaria para evaluar el sesgo de la política fiscal y la fortaleza de las cuentas públicas. En el mes de agosto del 2011 (MMM Revisado 2012-2014) se da un paso más y se establece el compromiso de las autoridades hacia una convergencia progresiva hacia el equilibrio fiscal estructural en el mediano plazo como uno de los lineamientos de política fiscal. En esa línea, la reciente aprobación de la Ley N° 29854<sup>3</sup> expresa el compromiso explícito de ir reduciendo de manera progresiva el déficit fiscal estructural en al menos 0,2% del PBI por año a partir del 2013.
4. El presente documento busca constituirse como un insumo en la discusión de la Comisión Técnica convocada a partir de la Ley N° 29854. Uno de los elementos a evaluar por la Comisión Técnica serán las reglas macrofiscales, teniendo en cuenta que en muchos de los países con abundantes recursos naturales, se ha optado por una regla fiscal estructural. Por tanto, este documento de trabajo busca proponer de forma transparente y explícita una metodología de cálculo del indicador de BE.
5. La metodología de cálculo del BE presenta cierta complejidad y arbitrariedad en las técnicas utilizadas para la estimación de variables claves como la brecha del PBI, el precio de exportación de metales de largo plazo y las elasticidades. Se ha buscado un balance entre la precisión y la simplicidad metodológica, con la finalidad de maximizar la transparencia del cálculo y que, por tanto, pueda ser replicable para los agentes económicos externos.

<sup>2</sup> "Indicador de Impulso Fiscal para la Economía Peruana". En Boletín de Transparencia Fiscal N° 39. MEF

<sup>3</sup> Ley que establece medidas en materia fiscal y constituye una comisión técnica encargada de evaluar y elaborar una propuesta para perfeccionar el marco normativo macrofiscal vigente.

6. **El documento está organizado de la siguiente manera.** La sección II presenta el marco conceptual del indicador de BE así como los pasos de ajuste que implica su elaboración. En la Sección III se detalla la metodología de cálculo revisando las características de la base de ingresos a ser ajustada y se presenta una breve justificación del ajuste de los ingresos fiscales por variaciones de los precios de exportación de los minerales e hidrocarburos. En la misma sección se muestran las estimaciones de elasticidades, de la brecha de producto y precios internacionales, así como las ecuaciones de ajuste del BE. En la Sección IV se muestran los resultados incluyendo un análisis de sensibilidad para distintos niveles de brecha de precios. Finalmente, en la Sección V se resumen las principales conclusiones del documento.

## **II. Marco Conceptual: el indicador de balance estructural**

7. **El indicador de BE se utiliza para calcular un balance fiscal sin los efectos del ciclo económico ni de las fluctuaciones respecto de su tendencia de largo plazo en algún precio clave para el presupuesto público.** Cabe destacar que la literatura económica diferencia entre balance cíclicamente ajustado (BCA) y BE. El primero ajusta las cuentas fiscales por las desviaciones del PBI respecto del PBI potencial –llamada la brecha del PBI–, dejando de lado otros factores transitorios que afectan la posición fiscal y sostenibilidad. Por su parte, el BE sí ajusta los ingresos por un rango más amplio de factores transitorios. Tal como lo define el FMI en sus reportes del *World Economic Outlook*, “el BE se refiere al BCA controlado por otros factores no estructurales más allá del ciclo económico. Esto incluye, por ejemplo, movimientos de precio claves para el presupuesto por encima o por debajo de su tendencia de mediano plazo, gastos o ingresos de una sola vez (*one-off*), entre otros”.

8. **El indicador de BE contribuye al análisis de corto (posición) y largo plazo (sostenibilidad) de la política fiscal.** Ello lo logra mediante (i) la medición de los cambios discrecionales en la política fiscal, dado que las variaciones en el indicador de BE requieren de decisiones de política y, por tanto, reflejan el componente discrecional de la política fiscal; (ii) la medición del impacto de la política fiscal sobre la demanda interna; debido a que los cambios en el indicador de BE también pueden ayudar en cierto grado a indicar el impacto esperado<sup>4</sup> del componente discrecional de la política fiscal sobre la demanda interna, y (iii) la medición de la sostenibilidad fiscal, puesto que contribuye a establecer el sendero sostenible de la deuda pública a partir de niveles de ingresos y gastos que no requieren ningún ajuste transitorio en el tiempo. Asimismo, contribuye a cuantificar el esfuerzo fiscal necesario para corregir desbalances y, así, converger a niveles de deuda sostenibles (Blanchard (1990)<sup>5</sup>).

9. **El indicador de BE sirve como un instrumento de análisis complementario, enfocado en los tres objetivos señalados anteriormente.** Existen países como Australia que también construyen un indicador de BE como instrumento de análisis y no como regla de política. Tal como se señala en McDonald y otros (2011)<sup>6</sup>, “las autoridades fiscales australianas señalan que debería evitarse un compromiso excesivo con un estimado puntual debido a la considerable complejidad e incertidumbre que enmarca el indicador de BE”. A manera de ejemplo, el indicador de BE juega un rol similar al de la inflación subyacente dentro del análisis de política monetaria, en la cual, si bien la meta explícita no se construye en base a esta variable, es un elemento de vital importancia al evaluar la posición de la política monetaria dentro del ciclo.

10. **El cálculo del BE requiere de seguir ciertos pasos metodológicos generales aunque el proceso de cálculo debe ajustarse a las características específicas del país donde se aplica.** Como se verá más adelante, para el caso peruano no existen ajustes cíclicos por el lado del gasto (al no contar con estabilizadores automáticos significativos) por lo que el cálculo de la elasticidad entre gasto público y PBI es trivial. Además, tampoco se aplicarán ajustes sobre los precios de activos ni sobre algún efecto derivado de las cuentas que componen el PBI.

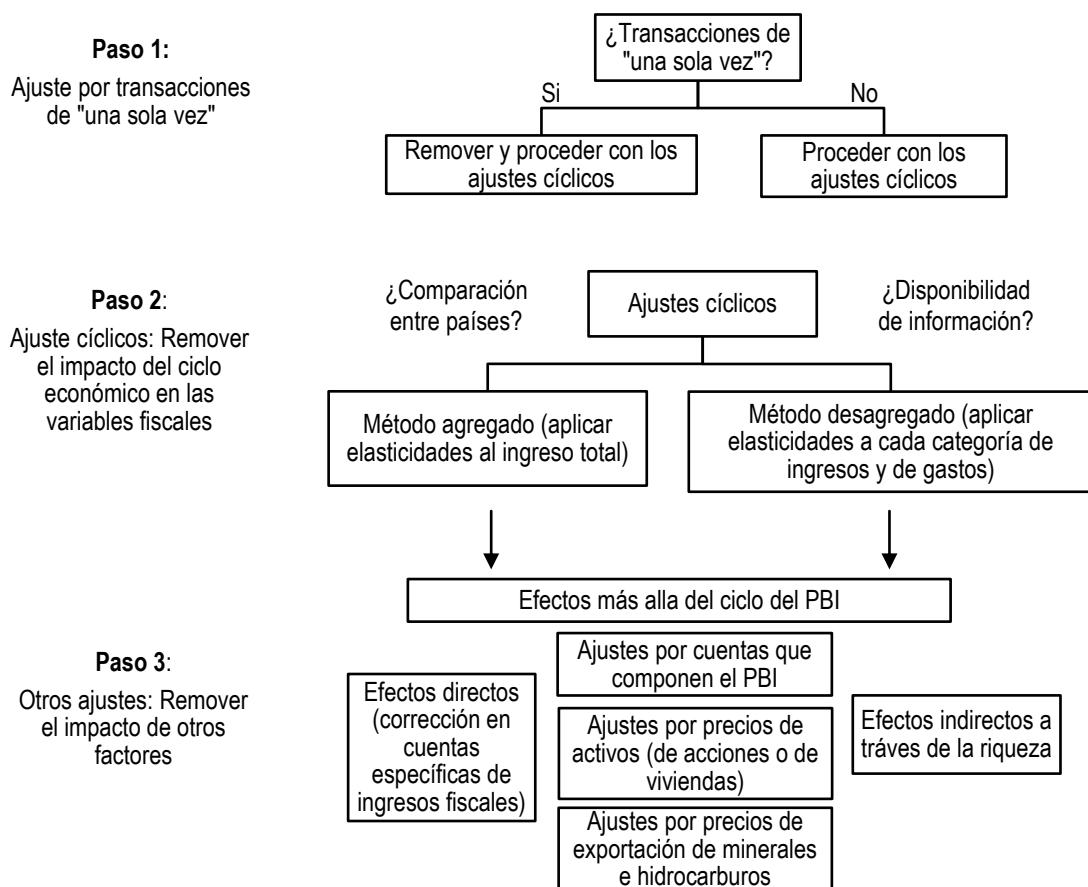
---

<sup>4</sup> El impacto total (directo e indirecto) sobre la demanda interna dependerá, sin embargo, también de la composición de los gastos, ingresos, la posición del ciclo económico, de la interrelación de otras variables como la liquidez o situación actual de las finanzas públicas, y de la magnitud de los multiplicadores fiscales.

<sup>5</sup> “Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators”. OECD Working Paper No. 79. Paris.

<sup>6</sup> “Estimating the Structural Budget Balance of the Australian Government”. Macroeconomic Group, the Australian Treasury.

Cuadro N° 1: Metodología de cálculo del Balance Estructural



Fuente: FMI<sup>7</sup>.

#### A. Tratamiento de gastos “de una sola vez” (one-off) y medidas de política económica

11. Un paso previo al ajuste por factores cílicos y transitorios es definir qué tipo de ingresos y gastos<sup>8</sup> serán ajustados. La literatura económica señala que gastos e ingresos “de una sola vez” –llamados **one-off**– deben ser excluidos de cualquier ajuste cílico o transitorio que se haga. La idea es que al ser registrados una sola vez en las cuentas fiscales, son transitorios (aunque no tienen un comportamiento cílico) y, por tanto, dichas transacciones no deberían tomarse en cuenta para la estimación de las variables fiscales estructurales o permanentes. Algunos ejemplos de estas transacciones de una sola vez son los ingresos percibidos (por encima de la línea) por concesiones o privatizaciones, pago de sentencias judiciales, rescates bancarios y gastos vinculados a desastres naturales.

12. No existe un criterio universalmente aceptado para clasificar transacciones “de una sola vez”. Es por eso que del análisis de la evidencia empírica en países de la OECD se concluye que en algunos casos hay poca transparencia y mucha arbitrariedad en el registro de este tipo de transacciones. Por eso es necesario que los criterios de clasificación sean sencillos. Así, siguiendo la metodología usada por el FMI, las transacciones “de una sola vez” deben ser montos significativos, no recurrentes, en un periodo de tiempo corto, con ningún cambio sustancial en el presupuesto intertemporal del sector público y, por tanto, en la sostenibilidad fiscal. Para el caso

<sup>7</sup> Bornhorst y otros (2011), “When and how to adjust beyond the Business Cycle? A guide to structural fiscal balances”.

<sup>8</sup> En el caso peruano, al no existir estabilizadores automáticos por el lado del gasto (debido a la rigidez del mismo) no se realizará ningún ajuste cílico sobre los mismos.

peruano, y siguiendo la experiencia internacional, hemos considerado que una transacción “de una sola vez” sea tratada como tal siempre que cumpla los dos siguientes requisitos simultáneamente: (i) Tamaño: transacciones equivalentes al menos a 0,1% del PBI<sup>9</sup>; y, (ii) Duración: impacto sobre las cuentas fiscales durante 2 años como máximo. Se busca que los criterios sean fáciles de identificar con el objetivo de maximizar transparencia y reducir la arbitrariedad en el registro.

**13. Los planes de estímulo fiscal (de gastos e ingresos) no se registran como transacciones “de una sola vez” y, por el contrario, se incluyen dentro del cálculo del BE.** Los planes de estímulo aún cuando son, por definición, temporales, no recurrentes y, usualmente, equivalen a un tamaño importante de la economía, representan una decisión discrecional en el manejo de la política fiscal y tienen un impacto sobre la demanda interna, por lo que no serán consideradas como transacciones “de una sola vez”. Otra razón para incluirlas en el cálculo del BE es que, tal como señala la literatura económica, *ex ante* es difícil de definir qué componente de dichas medidas son transitorios y permanentes.

**14. Las medidas tributarias tampoco se excluyen del cálculo del BE.** En la práctica es muy difícil calcular los ingresos permanentes del sector público, entendidos bajo la Hipótesis de Ingreso Permanente (HIP)<sup>10</sup>, sobre todo tomando en cuenta que las consideraciones legales y políticas que puede tener el gobierno hacia futuro pueden variar, lo cual hace sumamente difícil determinar cuándo un flujo de ingresos consecuentes de la aplicación de una medida tributaria debe ser tratado como transitorio o permanente. Así, mientras el ingreso permanente de las personas puede ser estimado en base a su capital humano y al conocimiento del ciclo de vida al que están sujetos, no existe una medición comparable para el ingreso fiscal permanente. Otra razón para no excluir las medidas tributarias del cálculo del BE es que, dado que el criterio sobre qué es transitorio o permanente recae sobre la autoridad fiscal, ello podría restar transparencia al cálculo.

## B. Ajustes cíclicos: la métrica del ciclo

$$BE_t = BEfec_t - AC_t$$

Siendo  $BE_t$  el balance estructural del período  $t$ ,  $BEfec_t$  el balance efectivo u observado y  $AC_t$  el ajuste cíclico a los ingresos en el período  $t$ . Entendemos como balance efectivo al Resultado Económico del Sector Público No Financiero, que resulta de seguir las siguientes operaciones:

$$BEfec_t = ICGG_t + IKGG_t - GNFGG_t + RPEE_t - INT_t$$

Donde  $ICGG_t$  son los ingresos corrientes del Gobierno General (GG),  $IKGG_t$  son los ingresos de capital del GG mientras que  $GNFGG_t$  es el gasto no financiero del GG. Asimismo,  $RPEE_t$  es el resultado primario de las Empresas Estatales y, finalmente,  $INT_t$  representa el servicio de intereses de la deuda pública.

**15. El ajuste cíclico comprende la estimación tanto del efecto del ciclo del PBI como de los precios de los minerales e hidrocarburos<sup>11</sup> sobre la dinámica de los ingresos fiscales.** Con el fin de obtener un indicador más preciso de los ingresos públicos, los ingresos corrientes del Gobierno General se dividen en 3 rubros<sup>12</sup>: (i) ingresos fiscales provenientes de la actividad minera (se ajustan por el ciclo de los precios de minerales), cuya nomenclatura es  $Imin_t$ , (ii) ingresos fiscales provenientes de la actividad hidrocarburos (se ajustan por el ciclo de los precios de hidrocarburos), al que llamaremos  $Ihidro_t$  e (iii) Ingresos fiscales no vinculados a recursos naturales (se ajustan por el ciclo del PBI), representados por  $InoRN_t$ .

<sup>9</sup> De acuerdo con dicho criterio, se excluyen los ingresos por privatizaciones que se registren debajo de dicho umbral.

<sup>10</sup> La Hipótesis de Ingreso Permanente considera que los agentes (consumidores) suavizan su consumo intertemporalmente, por lo que sus ingresos se dividen en dos componentes: estructural y transitorio. Asimismo, la Hipótesis señala que incrementos temporales del ingreso no afectan contemporáneamente al consumo del agente.

<sup>11</sup> Por un tema de practicidad e importancia en su participación, sólo se toman en cuenta ambos sectores relacionados a recursos naturales, dejando de lado otros sectores de recursos no renovables y renovables.

<sup>12</sup> Para una descripción más detallada de cada rubro de Ingresos Fiscales, véase la sección III. B

De esta manera, los ingresos corrientes del Gobierno General siguen la siguiente fórmula:

$$ICGG_t = Imin_t + Ihidro_t + InoRN_t$$

Sin embargo, cabe precisar que cada categoría de ingresos presenta, a la vez, subcuentas cuya división corresponde a la forma de tributación que las caracteriza (véase la sección III.B)

**16. Los ingresos fiscales vinculados a recursos naturales no son ajustados por volumen de producción.** El cálculo del nivel estructural de los ingresos provenientes de la actividad minera e hidrocarburos asume que la dinámica del volumen de producción de dichas actividades es de carácter estructural o permanente debido a que se asume que los niveles actuales de producción aún están muy lejos de su fase de agotamiento. Al respecto, tomando en cuenta información de reservas probadas y probables<sup>13</sup> y niveles actuales de producción de los principales metales, se encuentra que el horizonte de vida promedio de las reservas mineras es de 32 años. Tal como señala el FMI (2012)<sup>14</sup>, un horizonte de vida en torno a 30-35 años o más es un indicativo de que los flujos provenientes de esas reservas son permanentes pues durarán aproximadamente una generación.

**Cuadro N° 2: Reservas y horizonte promedio de la producción minera**

METAL	RESERVAS MINERAS AL 2009 Probadas + Probables	PRODUCCIÓN ANUAL 2011	PRODUCCIÓN / RESERVAS	HORIZONTE DE RESERVAS (en años)
Cobre (miles de TMF)	76 415 686,47	1 235 197,65	1,6	61,9
Oro (miles Oz. finas)	88 815,47	5 273,14	5,9	16,8
Zinc (miles TMF)	25 137,00	1 255,90	5,0	20,0
Plata (miles Oz. finas)	2 364 263,68	109 762,55	4,6	21,5
Plomo (miles TMF)	9 106,00	230,00	2,5	39,6
Promedio			4,3	32,0

Fuente: Ministerio de Energía y Minas

**17. La fórmula de ajuste cíclico general es la siguiente:**

$$X_t^* = X_t \left( \frac{VA_t^*}{VA_t} \right)^\epsilon$$

Donde  $X_t^*$  son los ingresos estructurales (de cualquiera de las categorías mencionadas),  $X_t$  son los ingresos observados,  $VA_t$  es la variable de ajuste cíclico (ya sea el PBI o los precios mineros y de hidrocarburos), mientras que  $VA_t^*$  es su valor potencial o de tendencia. Finalmente  $\epsilon$  mide la elasticidad de largo plazo entre la categoría de ingresos y su variable de ajuste. Para este documento, se ha considerado que  $Imin_t$  e  $Ihidro_t$  tienen como variable de ajuste cíclico a sus respectivos precios internacionales (aproximados mediante un índice de precios específico<sup>15</sup>) mientras que  $InoRN_t$  se ajusta por la dinámica del ciclo del PBI. Cada uno de los ajustes por subcuentas de ingresos fiscales se desarrolla detalladamente en la sección III. G.

El ajuste cíclico total es la suma de los ajustes cíclicos sobre los tres niveles de ingresos siguiendo la siguiente identidad:

$$AC_t = ICGG_t - ICGG_t^* = (Imin_t - Imin_t^*) + (Ihidro_t - Ihidro_t^*) + (InoRN_t - InoRN_t^*)$$

Donde  $ICGG_t^* = Imin_t^* + Ihidro_t^* + InoRN_t^*$ , son los ingresos fiscales estructurales.

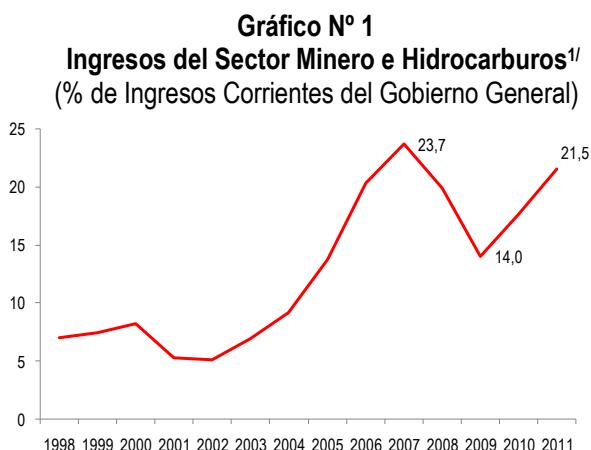
<sup>13</sup> Al 2009.

<sup>14</sup> "Fiscal Frameworks for Resource Rich Developing Countries". IMF Staff Discussion Note 12/04. Washington, DC.

<sup>15</sup> Véase la sección III.F.

### C. Ajuste por precios de exportación de los metales e hidrocarburos

18. La relevancia de los sectores de recursos naturales (minería e hidrocarburos) sobre las cuentas fiscales hace necesario que se ajusten los ingresos fiscales por desvíos del índice de precios de exportación de los minerales e hidrocarburos respecto de su tendencia de mediano plazo, llamado *brecha de precios de exportación*. Con cifras de 2011, los ingresos totales del sector minería e hidrocarburos<sup>16</sup> representaron un quinto del total de ingresos corrientes del Gobierno General (equivalentes a 4,5% del PBI)<sup>17</sup>. Asimismo, tal como se ve en los gráficos 1 y 2, parte del incremento de los ingresos totales de la minería e hidrocarburos de los últimos años se ha explicado por el aumento de los precios de minerales e hidrocarburos que exportamos. Así, en el reciente periodo expansivo de materias primas (2006-2011), mientras los precios de exportación de Perú se incrementaron 119%, la recaudación tributaria proveniente del sector minero e hidrocarburos lo hizo en 184%. En consecuencia, entre 1998 y 2011, la recaudación tributaria minera y de hidrocarburos se incrementó en 3 puntos porcentuales del PBI, alcanzando niveles promedio en torno al 4% del PBI, por encima del promedio histórico de dicho período (2,5% del PBI). Finalmente, otra justificación para ajustar los ingresos fiscales por la brecha de precios de exportación es la simplicidad para identificar la base de impuestos que se ve afectada significativamente ante un desvío del índice de precios de exportación de los minerales e hidrocarburos respecto de su tendencia de mediano plazo.



1/ Es la suma de los Tributos Internos de la Minería e Hidrocarburos (IR, IGV, ISC, IEM, Otros tributos) más las Regalías Mineras, Petroleras y Gasíferas, el Gravamen Especial a la Minería y el Remanente de Utilidades Mineras.

Fuente: MEF, SUNAT, BCRP. Elaboración propia.

### III. Metodología de cálculo del balance estructural

#### A. Cobertura Institucional

19. **El ajuste cíclico o transitorio se da sobre los ingresos corrientes del Gobierno General.** Sin embargo, el BE se reporta sobre una cobertura institucional más amplia: el Sector Público No Financiero (SPNF) que incluye el resultado primario de las Empresas Públicas No Financieras, Ingresos de Capital e Intereses, excluyendo ingresos por privatizaciones y similares. Debido a consideraciones prácticas, se asume que esas variables no contienen un componente transitorio o cíclico. Como se puede ver en el Cuadro N° 4, las correlaciones dinámicas entre las

<sup>16</sup> Incluye Impuesto a la Renta, IGV, ISC, Regalías, Impuesto Especial a la Minería, Gravamen Minero y otros impuestos directos de cada sector.

<sup>17</sup> Como se verá más adelante, en el ajuste de ingresos minero/hidrocarburos no se incluyen ni los ingresos de impuestos indirectos, ni los impuestos a la renta de personas naturales contratadas por ambos sectores.

variables mencionadas y el ciclo del PBI<sup>18</sup> son bajas e inestables. En el caso de las correlaciones contemporáneas todas ellas no son estadísticamente significativas.

**Cuadro Nº 3: Diagrama del Sector Público No Financiero**



1/ A partir de enero de 2006 forma parte del Sector Público No Financiero

Fuente: Guía Metodológica de la Nota Semanal - BCRP.

20. **El indicador de BE se utiliza como herramienta analítica de la posición fiscal.** Por tanto, es importante incluir las Empresas Públicas No Financieras, Ingresos de Capital e Intereses dentro de la cobertura del indicador para facilitar la comparación con otros indicadores económicos relevantes para la autoridad fiscal, como el Resultado Económico convencional del SPNF.

**Cuadro Nº 4: Correlaciones dinámicas entre otras cuentas del SPNF y ciclo de PBI ( $\text{corr}X_t, Y_{t+k}$ )<sup>1/</sup>**

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Ingresos de Capital	-0,08	-0,21	-0,24	-0,19	-0,11 (0,43)	-0,01	0,10	0,20	0,27
Intereses del SPNF	0,14	0,24	0,26	0,25	0,24 (0,07)	0,25	0,22	0,12	-0,04
Resultado Primario de Empresas Públicas	0,14	0,18	0,11	0,02	-0,08 (0,56)	-0,13	-0,15	-0,04	0,09

1/  $X_t$  es el vector de variables que contiene los componentes cíclicos de las diferentes cuentas para el cálculo del BE.  $Y_t$  es el ciclo del PBI.

Los valores entre paréntesis indican el p-value de la prueba de significancia estadística de las correlaciones contemporáneas. La Hipótesis nula del test es que el coeficiente de correlación es igual a cero.

Fuente: MEF. Elaboración propia.

## B. Base de Ingresos

21. **Los ingresos fiscales provenientes del sector minería e hidrocarburos representan un quinto del total de ingresos corrientes del Gobierno General.** Esta situación justifica la necesidad de incluir ajustes por

<sup>18</sup> Para estimar las correlaciones dinámicas se utilizan los componentes cíclicos de cada una de las variables obtenidas con el filtro de Baxter y King. Véase Castillo, Montoro y Tuesta (2007).

brecha de precios de exportación de minerales e hidrocarburos en los ingresos fiscales estructurales. Por ello, y siguiendo la experiencia de países con una importante relevancia de los sectores de recursos naturales sobre las cuentas fiscales, los ingresos corrientes del Gobierno General<sup>19</sup> se dividirán entre los directamente vinculados a los sectores de minería e hidrocarburos (por tanto, ajustables por el efecto de brecha de precios de exportación) e ingresos no vinculados a Recursos Naturales (que se ajustarán por el efecto cíclico del PBI).

**22. Un análisis de correlaciones dinámicas entre los diferentes categorías de ingresos y el ciclo del PBI confirman la división planteada.** Tal como se ve en el cuadro Nº 5, los ingresos fiscales vinculados al sector de hidrocarburos muestran una correlación (contemporánea, rezagada y adelantada) baja, inestable y no significativa, confirmando que la principal fuente de variación de este tipo de impuestos es la evolución de los precios de exportación. Asimismo, los Ingresos Mineros presentan una correlación contemporánea significativa, aunque relativamente baja. Por su parte, los ingresos fiscales no vinculados a los sectores minería e hidrocarburos sí muestran una fuerte y significativa correlación contemporánea, lo que justificaría el ajuste de este tipo de impuestos por el componente cíclico del PBI.

**Cuadro Nº 5: Correlaciones dinámicas entre Ingresos Fiscales y ciclo de producto (corr.  $X_t, Y_{t+k}$ )<sup>1/</sup>**

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Ingresos Mineros	-0,18	0,03	0,22	0,33	0,35 (0,01)	0,31	0,26	0,26	0,30
Ingresos Hidrocarburos	-0,15	-0,02	0,09	0,13	0,07 (0,60)	-0,09	-0,26	-0,34	-0,30
Ingresos No Commodities	0,01	0,33	0,64	0,82	0,80 (0,00)	0,54	0,21	-0,07	-0,21

1/  $X_t$  es el vector de variables que contiene los componentes cíclicos de las diferentes categorías de ingresos fiscales.  $Y_t$  es el ciclo del PBI.

Los valores entre paréntesis indican el p-value de la prueba de significancia estadística de las correlaciones contemporáneas. La Hipótesis nula del test es que el coeficiente de correlación es igual a cero.

Fuente: MEF. Elaboración propia.

**23. Un criterio adicional para plantear esta división de ingresos ha sido la disponibilidad de información y transparencia en el acceso a la información pública.** Por ello, se han elegido cuentas que pueden ser fácilmente accesibles para analistas externos (a través de las páginas web institucionales de los organismos correspondientes) y replicables sin problema alguno. En el Anexo I, se muestra cada una de las fuentes de información electrónica disponibles. Finalmente, cabe destacar que, bajo los criterios señalados en la sección II.A para la identificación de transacciones “de una sola vez”, no se ha encontrado ninguna para la estimación del BE.

**24.** A continuación se presentan las categorías tomadas en cuenta:

- **Ingresos Fiscales provenientes de la actividad minera ( $I_{min,t}$ ).** Comprenden la suma del Impuesto a la Renta de 3era categoría<sup>20</sup>—y su correspondiente Regularización-, las Regalías Mineras –tanto del antiguo como del nuevo esquema-, el Impuesto Especial a la Minería y el Gravamen Especial a la Minería, más los montos de Remanente de Utilidades a los Gobiernos Regionales (derivados principalmente de la actividad minera)<sup>21</sup>.

<sup>19</sup> La otra fuente de ingresos del Gobierno General son los Ingresos de Capital, cuya dinámica es volátil y no está relacionada con el ciclo del producto ni con los precios relacionados a recursos naturales.

<sup>20</sup> La información de IR total por sector económico no es pública, por lo que optamos por el IR de 3era categoría, que es el principal componente de los ingresos directos.

<sup>21</sup> El concepto de Remanente de Utilidades se inicia con el Decreto Legislativo Nº 892, que regula el derecho de los trabajadores a participar en las utilidades de las empresas que desarrollan actividades generadoras de rentas de tercera categoría hasta por un máximo individual de 18 remuneraciones mensuales. El flujo de utilidades a repartir por encima de este tope se llama

**Cuadro N° 6: Ingresos Fiscales Mineros**  
(Millones de Nuevos Soles)

	IR 3era categoría más Regularización (I)	Impuesto Especial a la Minería (II)	Regalías Mineras (III)	Gravamen Minero (IV)	Remanente de Utilidades (V)	Ingresos Mineros (I+II+III+IV+V)
1998	246	0	0	0	0	246
1999	138	0	0	0	0	138
2000	246	0	0	0	0	246
2001	182	0	0	0	0	182
2002	300	0	0	0	0	300
2003	589	0	0	0	0	589
2004	989	0	0	0	0	989
2005	2 168	0	266	0	0	2 434
2006	5 767	0	401	0	0	6 169
2007	8 703	0	526	0	728	9 958
2008	6 743	0	455	0	642	7 840
2009	3 018	0	338	0	414	3 771
2010	5 618	0	646	0	161	6 425
2011	7 764	59	841	136	323	9 122

Fuente: SUNAT, SIAF-SP, MEF.

- **Ingresos Fiscales provenientes de la actividad de hidrocarburos** ( $I_{\text{hidro}_t}$ ). Comprende la suma del Impuesto a la Renta de 3era categoría y la Regularización derivada de dicha actividad más las regalías petroleras y gasíferas (cuadro N° 7).
- **Ingresos Fiscales no vinculados a Recursos Naturales** ( $I_{\text{noRN}_t}$ ) corresponden a la diferencia entre los Ingresos Corrientes del Gobierno General y los Ingresos Mineros e Hidrocarburos y están divididos en 5 categorías: (i) Impuesto a la Renta (IR), que es el IR total recaudado menos el IR de 3era minero e hidrocarburos y su respectiva regularización; (ii) IGV; (iii) ISC; (iv) Aranceles; y, (v) Otros ingresos, comprendido por los demás conceptos Tributarios<sup>22</sup>, los ingresos no tributarios netos de las regalías mineras y de hidrocarburos, y los ingresos del Resto del Gobierno General<sup>23</sup> (Cuadro N° 8).

**Cuadro N° 7: Ingresos Fiscales Hidrocarburos**  
(Millones de Nuevos Soles)

	IR 3era categoría más Regularización (I)	Regalías Hidrocarburos (II)	Ingresos Hidrocarburos (I+II)
1998	73	127	200
1999	31	225	256
2000	122	428	550
2001	256	491	747
2002	35	726	761
2003	213	814	1 027
2004	359	1 045	1 404
2005	413	1 789	2 203
2006	970	2 201	3 171
2007	969	2 465	3 434
2008	996	3 283	4 279
2009	543	2 566	3 109
2010	1 056	3 717	4 774
2011	1 835	5 503	7 339

Fuente: SUNAT, SIAF-SP, Perúpetro, BCRP.

---

Remanente de Utilidades y es administrado por los gobiernos regionales. Por definición, se asume que todo el flujo de Remanente de Utilidades es transitorio o extraordinario.

<sup>22</sup> Dentro de los que se encuentran Impuesto extraordinario de promoción turística, ITAN, ITF, Devoluciones, Fraccionamientos, Impuesto a los juegos de casinos y tragamonedas y Multas, entre otros.

<sup>23</sup> Comprende los Ingresos Tributarios, No Tributarios y Contribuciones de los Gobiernos Locales, Organismos Reguladores, FCR, FONAHPU, Sociedades de Beneficencia, ESSALUD y ONP.

**Cuadro N° 8: Ingresos Fiscales no relacionados a Recursos Naturales**  
 (Millones de Nuevos Soles)

	Impuesto a la Renta (I)	IGV (II)	ISC (III)	Aranceles (IV)	Otros ingresos (V)	Ingresos no RRNN (I+II+III+IV+V)
1998	5 543	11 010	3 427	2 974	8 023	30 977
1999	4 903	10 990	3 447	2 896	8 160	30 396
2000	4 762	11 953	3 449	2 960	9 374	32 498
2001	5 192	11 815	3 561	2 791	7 797	31 156
2002	5 676	12 612	4 184	2 489	8 305	33 266
2003	7 170	14 116	4 526	2 550	7 387	35 749
2004	7 678	16 203	4 469	2 744	8 052	39 145
2005	8 606	18 302	4 066	3 143	8 894	43 011
2006	11 677	21 517	4 042	2 847	10 605	50 688
2007	13 175	25 258	4 291	2 198	11 233	56 155
2008	16 407	31 587	3 459	1 911	13 194	66 558
2009	16 785	29 520	4 145	1 493	13 379	65 322
2010	19 127	35 536	4 668	1 803	14 628	75 763
2011	24 028	40 424	4 718	1 380	15 181	85 732

Fuente; SUNAT, SIAF-SP, Perúpetro, BCRP.

### C. Base de Gastos y otras cuentas

25. **El cálculo del BE no toma en cuenta ajustes por el lado de gastos.** Para el caso peruano no existen estabilizadores automáticos por el lado del gasto<sup>24</sup> y, por tanto, los gastos no requieren de ajuste cíclico. Asimismo, es necesario resaltar el tratamiento contable a los gastos derivados del Fondo de Estabilización de Precios de los Combustibles (FEPC). Se ha considerado registrar estos gastos en base devengado –es decir, registrarlos cuando el compromiso se ha generado- y no en base caja – cuando realmente se efectúa el gasto- debido a que así se reflejará con mayor precisión la posición fiscal subyacente. Cabe mencionar que a través del mecanismo de Otros Recursos Extraordinarios<sup>25</sup> (ORE), el MEF ha venido pagando las obligaciones generadas por este fondo con el objetivo de evitar la acumulación de deudas.

### D. Estimación de elasticidades

#### *Definición y metodologías*

26. **Es clave asegurar las buenas propiedades estadísticas del parámetro estimado.** Siguiendo la práctica internacional se estiman elasticidades de largo plazo para los ingresos fiscales –definida como el cambio porcentual de los ingresos fiscales debido a un cambio porcentual del PBI real o de algún precio clave para la elaboración del presupuesto.

27. **Obtener estimadores consistentes de la elasticidad de los ingresos fiscales es una tarea compleja.** Esto se debe a diversos problemas relacionados con la disponibilidad de datos, escaso número de observaciones, así como a las características propias de la relación a estimar. En particular, la literatura sobre el tema se concentra en tres métodos de estimación: el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E) y el Método de Vector de Corrección de Errores (VEC).

28. **Tomando en cuenta el detalle de ventajas y desventajas de cada uno de los métodos aplicados, se ve por conveniente utilizar el método de MCO.** Ello debido a que la muestra con la que se trabajará es reducida (1998 – 2011) y, por tanto, las ganancias en consistencia e insesgadez de los parámetros que plantean las otras

<sup>24</sup> Un estabilizador automático es aquel componente del presupuesto público que reacciona automáticamente con el ciclo económico, sin que medie ninguna decisión discrecional por parte de la autoridad fiscal. En ese sentido, los estabilizadores automáticos permiten generar superávit fiscales en las etapas expansivas del ciclo y déficit fiscales en las recesivas.

<sup>25</sup> Ver Decreto Supremo N° 010-2004. Cabe indicar que, los ORE se implementaron mediante el Decreto de Urgencia N° 027-2010.

metodologías sólo son válidas bajos muestras largas. Sin embargo, se realizaron estimaciones bajo las otras dos metodologías comentadas a manera de ejercicio de robustez no encontrándose grandes diferencias con los parámetros estimados por MCO (Ver Anexo II).

### **El método desagregado de estimación**

29. Si bien buena parte de países presentan metodologías similares para la estimación de elasticidades, surge en muchos sentidos la pregunta sobre si es necesario agregar dichas elasticidades en una sola (lo cual permite realizar un ajuste directo de los ingresos fiscales) o conviene más el trabajar con elasticidades desagregadas por cada tipo de impuesto<sup>26</sup>. A continuación presentamos ambos enfoques, explicando la evidencia existente sobre su uso, así como sus respectivas ventajas y desventajas.

30. **En el enfoque agregado las elasticidades halladas representan la sensibilidad de un conjunto de ingresos de Gobierno frente al PBI o el nivel de precios internacionales.** De acuerdo con el enfoque agregado, la única clasificación de ajuste en los ingresos fiscales sería entre los no provenientes de sectores de Recursos Naturales, InoRN (ajustados por ciclo), y los provenientes del sector minero,  $I_{min,t}$ , e hidrocarburos,  $I_{hidro,t}$  (ambos ajustados por precio)<sup>27</sup>. El mayor inconveniente de este enfoque se encuentra en que presupone cierta estabilidad en la participación de cada categoría, lo cual es difícil de sostener debido a que la evidencia muestra que en períodos de expansión (recesión) la participación de los ingresos por impuesto a la renta aumenta (caen). Del mismo modo, para el caso de ingresos tributarios relacionados a recursos naturales, períodos de incremento (reducción) en el precios internacionales de minerales y petróleo, elevan (reducen) la participación de dichos ingresos.

31. **En el enfoque desagregado el ajuste se realiza por cada categoría de impuesto**<sup>28</sup>. Debido a que los impuestos difieren en cuanto a su base imponible, su estructura de tasas y su forma de pago, el uso de este método se observa claramente como una ventaja al encontrar evidencia empírica de un cambio en el tiempo en la composición de los ingresos fiscales. De darse una recomposición de los ingresos fiscales a lo largo del tiempo, el componente agregado no tendrá el mismo grado de ajuste o sensibilidad respecto al PBI o precio de exportación a través del tiempo, por lo que el enfoque agregado no sería el óptimo<sup>29</sup>.

32. **Para el caso peruano, es claro que ha habido un cambio en la composición de los ingresos fiscales.** Producto del periodo expansivo del precio internacional de las materias primas que exportamos, los ingresos

---

<sup>26</sup> Una comparación general sobre los métodos agregados y desagregados, puede revisarse Bornhorst et al. (2011) y en Ford (2005). En relación a las categorías desagregadas la OECD, UE y el FMI, así como en el caso de países como Australia, Canadá, Nueva Zelanda, las elasticidades son halladas para las categorías de impuestos corporativos, los vinculados a personas naturales, los indirectos y los relacionados a aportes al seguro social. En el caso de Chile, las elasticidades de los ingresos no vinculados a minería son estimadas para las categorías de renta anual, renta mensual, pagos provisionales mensuales, impuestos indirectos y otros.

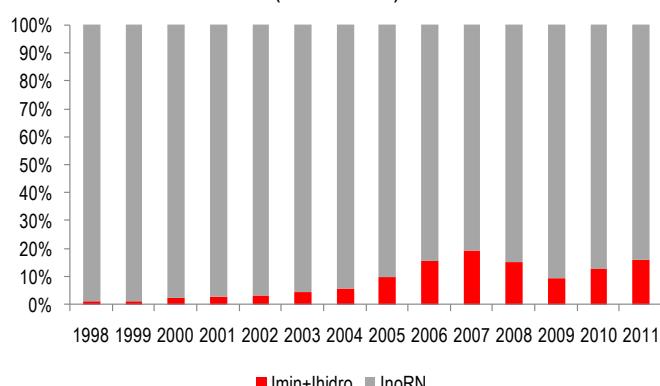
<sup>27</sup> En algunos casos, las elasticidades agregadas son halladas como un promedio ponderado de las elasticidades de cada componente de ingresos.

<sup>28</sup> La mayor referencia para el caso de la desagregación se encuentra en la metodología aplicada por la OECD. Ver Blanchard (1990), Giorno et al. (1995), Hagemann (1999), Van den Noord (2000) y Girouard y André (2005). Para el caso de Perú, Daude, Melguizo y Neut (2010) aplican la metodología de la OECD tomando en cuenta la ENAHO a fin de determinar la base imponible del impuesto a la renta. Debido al potencial sesgo por truncamiento y error de medida en la muestra de los contribuyentes de mayores ingresos, dicho método no será utilizado.

<sup>29</sup> De acuerdo con la metodología del FMI, la elasticidad desagregada se encuentra al multiplicar las elasticidades halladas para cada categoría con respecto a la variable de ajuste (por ejemplo, ciclo) ( $\epsilon_{C_i,Y}$ ) por la elasticidad de los Ingresos fiscales en relación a la base imponible de dicha categoría ( $\epsilon_{R_i,C_i}$ ). En ese sentido, la elasticidad correspondiente a la categoría “i-ésima” se define como  $\epsilon_{ING_i,Y} = \epsilon_{R_i,C_i} * \epsilon_{C_i,Y}$ . Ver Bornhorst et al. (2011). En algunos países, como en el caso de Canadá, la elasticidad de los Ingresos fiscales en relación a la base imponible es estimada y proyectada para cada período a partir de un modelo de datos micro simulados por hogares (Statistics Canada's Social Policy Simulation Database and Model, SPSD/M).

vinculados a minería e hidrocarburos pasaron de representar 2,4% de los ingresos corrientes del Gobierno General en el 2000 a 16,1% en el 2011<sup>30</sup>. Con esto, se evidencia que la sensibilidad de los ingresos fiscales respecto de la evolución de los precios de exportación de las materias primas que exportamos se ha incrementado.

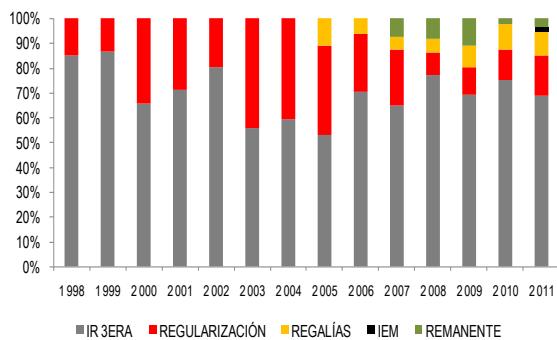
**Gráfico N° 3:**  
**Participación de los ingresos del Gobierno General**  
(% del total)



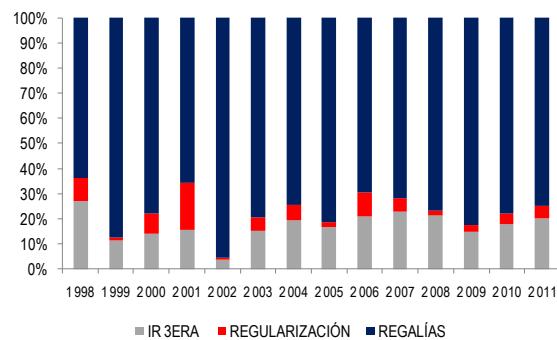
Fuente: SUNAT, MEF. Elaboración propia.

33. La participación de cada categoría de los ingresos vinculados a minería/hidrocarburos es más estable en el tiempo. Sin embargo, cabe destacar que en el caso del sector minero en el 2011 se modificó el esquema tributario, lo que hacia adelante significará una recomposición entre las diferentes categorías de impuestos vinculados a dicho sector.

**Gráfico N° 4:**  
**Composición de los Ingresos Mineros**  
(% del total)



**Gráfico N° 5:**  
**Composición de los Ingresos Hidrocarburos**  
(% del total)



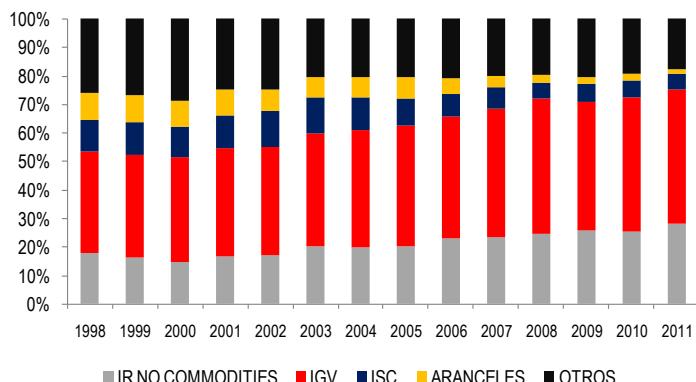
Fuente: SUNAT, MEF. Elaboración propia.

34. Los ingresos fiscales no relacionados a Recursos Naturales muestran cambios en su composición a lo largo del tiempo. Ello producto de cambios de política tributaria (como en el caso del ISC) y de proceso de apertura comercial (como en el caso de aranceles); por tanto, la estimación de una elasticidad agregada no recogería con precisión esta heterogeneidad dinámica entre categoría de impuestos.

Tomando en cuenta la evidencia expuesta en relación a la composición intertemporal de los ingresos fiscales, se puede concluir que la estimación de elasticidades desagregadas por cada categoría de impuesto sería el método más adecuado para el caso peruano.

<sup>30</sup> Adicionalmente, en el 2011 se modificó el esquema tributario del sector minero que incrementará el nivel de ingresos provenientes de dicho sector.

**Gráfico Nº 6:**  
**Composición de los ingresos no relacionados a recursos naturales**  
(% del total)



Fuente: SUNAT, MEF. Elaboración propia.

### *Evidencia empírica*

35. Estudios empíricos que han estimado las elasticidades de respuesta de ingresos fiscales a cambios en el PBI, muestran que elasticidades relacionadas a impuestos a la renta (empresas y personas naturales) son las más altas, mientras para los impuestos indirectos son más cercanas a uno (Bornhorst et al. (2011)). En particular la mayor parte de dichos trabajos se concentra en países de la OECD. Por un lado, Van den Noord (2000) en una muestra de 20 países integrantes de la OECD, muestra que la elasticidad del impuesto a la renta en dichos países se encuentra en un rango entre 0,7 y 2,2, en cuanto a impuestos corporativos se encuentra entre 0,6 y 2,1 y para el caso de impuestos indirectos alcanzan niveles de entre 0,5 y 1,6. Es importante notar que las elasticidades halladas se refieren a respuestas de corto plazo, es decir, respuestas inmediatas de los ingresos fiscales a cambios en el PBI real. Una actualización con una base mucho más amplia (28 países) se presenta en Girouard y André (2005), encontrándose elasticidades para los ingresos por impuesto a la renta entre 0,7 y 1,9, para impuestos corporativos la elasticidad entre 1,1 y 2,1, para el caso de contribuciones al seguro social de entre 0,5 y 0,9<sup>31</sup>, mientras que para impuestos indirectos las elasticidades alcanzan niveles de entre 0,5 y 1,6. Los resultados de las elasticidades de este último trabajo se muestran en el Anexo III.

Por su parte, utilizando Vectores de Corrección de Errores, Sobel y Holcombe (1997) encuentran para Estados Unidos que la elasticidad del impuesto a la renta se encuentra en 1,2, mientras los impuestos corporativos presentan una elasticidad de corto y largo plazo de alrededor de 3,6 y 0,7, respectivamente. Diferencias entre las elasticidades de corto y largo plazo también son detectadas por Bruce et al. (2006) quién utiliza datos para cada estado y obtiene un promedio de elasticidad de corto plazo al impuesto a la renta de 2,7, así como una elasticidad a los impuestos indirectos por debajo de la anterior (1,8). Asimismo, según la Dirección de Presupuesto de Chile<sup>32</sup>, la elasticidad para los pagos a cuenta del Impuesto a la Renta es 2,4, para la regularización es 1,6, mientras para los impuestos indirectos así como para el resto de ingresos de Gobierno es de 1,0.

### *Estimación para el caso peruano*

36. Tomando en cuenta la restricción de pocas observaciones, las estimaciones encontradas por MCO aportarían las estimaciones de mayor confiabilidad<sup>33</sup>. La estimación se realizó con datos de frecuencia trimestral

<sup>31</sup> Excluyendo a Australia y Nueva Zelanda, debido a que en ambos países no existe contribución al seguro social.

<sup>32</sup> Ver Rodríguez, Escobar y Jorratt (2009).

<sup>33</sup> Asimismo, como se verá más adelante, las estimaciones por MCO no distan mucho de los resultados alcanzados con modelos alternativos.

para el período 1998-2011. Se eligió este periodo debido a las restricciones de información pública sobre recaudación vinculada a minería e hidrocarburos (la serie publicada por SUNAT en su Nota Tributaria se inicia en 1998). Del mismo modo, dado que la frecuencia de los datos es trimestral se trabajó con las series desestacionalizadas, utilizando para ello el filtro Tramo-Seats. En ese sentido, la ecuación a estimar será:

$$\ln \text{ING}_t^i = \alpha_1^i + \alpha_2^i \ln Y_t + \alpha_3^i \ln \text{Px}_t^m + \alpha_4^i \ln \text{Px}_t^h + \gamma^i X_t^i + \varepsilon_t^i$$

Donde:

$\ln \text{ING}_t^i$	: Logaritmo de los ICGG asociados a la i-ésima categoría en el período t.
$\ln Y_t$	: Logaritmo del PBI real en el período t.
$\ln \text{Px}_t^m$	: Logaritmo del Índice de Fisher de Precios de Minerales <sup>34</sup> en el período t.
$\ln \text{Px}_t^h$	: Logaritmo del Índice de Fisher de Precio de Hidrocarburos <sup>35</sup> en el período t.
$X_t^i$	: Vector de variables control (dicotómicas y continuas) que representan los cambios tributarios, económicos y de tasa impositiva asociados a la base i-ésima.
$\alpha_2^i$	: Elasticidad de los IGG asociados a la i-ésima categoría frente al PBI real.
$\alpha_3^i$	: Elasticidad de los IGG asociados a la i-ésima categoría frente al Índice de Precios de Minerales.
$\alpha_4^i$	: Elasticidad de los IGG asociados a la i-ésima categoría frente al Índice de Precios de Hidrocarburos.
$\varepsilon_t^i$	: Término de Perturbación para la ecuación.

37. **La estimación de elasticidades se controló por factores de política tributaria y/o eventos poco recurrentes pero de gran impacto que se dieron en el pasado.** Se tomaron en cuenta una serie de variables, seleccionando, finalmente, las que mostraban significancia estadística para explicar la evolución histórica de cada categoría de impuesto. A continuación se presentan los controles utilizados para cada una de las categorías.

**Cuadro N° 9: Variables de control para la estimación de elasticidad de ingresos corrientes del Gobierno General<sup>1/</sup>**

Categoría	Control	Período	Detalle del Control
Impuesto a la Renta (No Relacionado a RRNN)	Sin Controles	-	
IGV	Dummy Tasa IGV	3T2003 - 1T2011	Cambio en la tasa de IGV de 18% a 19%
ISC	Alicuota promedio Dummy Crisis	Variable Continua 3T2008 - 2T2009	Alicuota (tasa) promedio sobre el valor de producción Período de fuerte contracción económica
Impuesto a las importaciones	Arancel promedio	Variable Continua	Tasa promedio de arancel
Impuestos vinculados a Minería	Dummy Volumen Dummy Boom de Precios	1T2002 - 4T2011 1T2004 - 3T2008	Duplicación del nivel de producción por entrada de Antamina Fuerte incremento en el precio de minerales a nivel mundial
Impuestos vinculados a Hidrocarburos	Sin controles	-	

1/ Los controles se muestran gráficamente en el Anexo IV del documento.

Fuente: MEF, SUNAT. Elaboración propia

38. **La estimación MCO fue acompañada por estimaciones robustas de White que garantizan la eficiencia de los estimadores frente a problemas de heterocedastidad.** Los resultados de las estimaciones se pueden observar en el cuadro N° 10. Tal y como muestra la evidencia empírica expuesta con anterioridad, la elasticidad de los impuestos directos respecto al PBI es mayor que el resto, mientras la elasticidad de los impuestos indirectos (IGV, ISC, Impuestos a las Importaciones), en promedio, es significativamente menor.

<sup>34</sup> Ver sección III.F para una mayor explicación sobre la construcción del Índice de Precios de Fisher en términos reales.

<sup>35</sup> Ver sección III.F para una mayor explicación sobre la construcción del Índice de Precios de Fisher en términos reales.

**Cuadro N° 10: Elasticidad de los ingresos corrientes de Gobierno General por categorías**

Categoría	Ingresos fiscales no vinculados a Recursos Naturales					Minería			Hidrocarburos		
	Impuesto a la Renta (No RRNN)	IGV	ISC	Impuesto a las Importaciones	Otros Ingresos	Pagos a Cuenta	Regalías	Regularización	Pagos a Cuenta	Regalías	Regularización
Elasticidad	2,41	1,00	0,37	0,81	1,00	2,78	1,00	2,78	1,92	1,00	1,92

Fuente: MEF<sup>36</sup>

39. A continuación se presentan los resultados para cada categoría, colocando debajo de cada parámetro estimado la desviación estándar (paréntesis), además del estadístico de t-student<sup>37</sup>:

- En el caso del **impuesto a la renta no vinculado a recursos naturales** (excluye impuesto a la renta de 3ra categoría vinculada al sector minero e hidrocarburos y su respectiva regularización), la elasticidad estimada es 2,41, los resultados se presentan a continuación:

$$\ln(IR_t) = -4,39 + 2,41 * \ln(Y_t)$$

(0,24)	(0,24)
-18,37	5,19

- Para los **ingresos por impuesto general a las ventas (IGV)**, controlando por el cambio en la tasa impositiva del 2003<sup>38</sup>, se estima una elasticidad de 1,97 a partir de la siguiente regresión:

$$\ln(IGV_t) = -1,48 + 1,97 * \ln(Y_t) + 0,043 * tasaigv_t$$

(0,12)	(0,02)	(0,01)
-12,23	80,74	4,19

Llama la atención la magnitud de la estimación de la elasticidad asociada al IGV, tomando en cuenta el fundamento teórico y la evidencia internacional revisada de otros países. Una posible explicación es la ausencia de variables de control que recojan el impacto de medidas de ampliación de la base tributaria y la reducida muestra con la que se cuenta (1998-2011)<sup>39</sup>. Con el fin de evaluar la sensibilidad del resultado económico estructural a distintos valores de la elasticidad entre IGV y PBI (tomados de la evidencia internacional), se realizó un ejercicio que demuestra que el BE presenta pequeños cambios frente a valores de elasticidades en un rango entre 1 y 2. En otras palabras, el valor estimado de 1,97, si bien es alto en relación a otros estudios, no es un factor que determine posibles errores de interpretación sobre la posición fiscal. El resultado gráfico del ejercicio se presenta en el Anexo XI. Dado que no altera de sobremanera nuestros estimados, se decidió considerar una elasticidad unitaria entre el IGV y el PBI debido a que es teóricamente más consistente y concuerda con la evidencia internacional sobre el tema (véase el Anexo III).

- El modelo de estimación para los **ingresos por impuesto selectivo al consumo (ISC)** utilizó como controles además de la tasa de alícuota promedio, una variable dicotómica que representa el efecto de la crisis financiera a fines del año 2008 e inicio de 2009. Se estima una elasticidad de 0,37, de acuerdo con la relación siguiente:

$$\ln(ISC_t) = 5,02 + 0,37 * \ln(Y_t) + 0,104 * tasaisc_t - 0,21 * Crisis_t$$

(0,27)	(0,06)	(0,05)	(0,09)
18,39	6,66	2,17	-2,34

<sup>36</sup> Cabe resaltar que las elasticidades presentadas serán actualizadas en cada publicación del Marco Macroeconómico Multianual, en mayo de cada año, a fin de ir mejorando la estimación al incluir nuevas observaciones.

<sup>37</sup> A manera de ejercicio, la elasticidad total ponderada por la participación promedio (2008-2011) de cada categoría de ingresos es de 1,54.

<sup>38</sup> No se incluyó la reducción a 18% en la tasa de IGV del 2011 debido a la escasez de observaciones desde dicha fecha.

<sup>39</sup> El escaso número de observaciones y la presencia de una variable de control (modificación de la tasa impositiva del IGV en el 2003) no permite incluir una variable dicotómica que recoja el efecto de estas medidas de ampliación de la base tributaria sin afectar los grados de libertad del modelo.

- La elasticidad de los ingresos por **impuesto a las importaciones (aranceles)** se estima utilizando como control la tasa promedio arancelaria, encontrándose una elasticidad de 0,81. Los resultados se presentan a continuación:

$$\ln(\text{Aranceles}_t) = 4,48 + \mathbf{0,81} * \ln(Y_t) + 0,89 * \text{tasa arancel}_t$$

(0,80)	(0,21)	(0,10)
5,62	3,94	8,78

40. **Se asume una elasticidad unitaria para el resto de Ingresos fiscales no vinculados a Recursos Naturales**, debido a su reducido peso dentro del total de ingresos fiscales no vinculados a Recursos Naturales<sup>40</sup>.

41. **La estimación de elasticidades para el caso de regalías y regularización<sup>41</sup> en el caso de los sectores minero e hidrocarburos presenta ciertas complicaciones**, debido al escaso número de observaciones. En el caso de regalías mineras, éstas entraron en vigencia a partir del año 2005 mientras que en el caso de regalías de hidrocarburos, recién a partir del año 2000 se registraron montos y variaciones significativas. En el caso de la regularización, este es un pago anual y, dado lo corta de la muestra, las elasticidades estimadas no serían fiables. Por tanto, se asume que las elasticidades relacionadas a pago de regalías serán iguales a uno<sup>42</sup>.

42. **Se asumirá que las elasticidades vinculadas a pago de regularizaciones ligadas a minería e hidrocarburos, son iguales a las de pago a cuenta**<sup>43</sup>.

43. Los **resultados** de las estimaciones de los **pagos a cuenta vinculadas a minería e hidrocarburos** se presentan a continuación:

- En la estimación de los pagos a cuenta del Impuesto a la Renta de 3era categoría relacionados a la actividad minera ( $\text{PCMin}_t$ ) se tomó como variable de precio el índice de precios de Fisher en términos reales del sector ( $\text{Px}_t^m$ ), considerando como variables de control una dicotómica que toma en cuenta el efecto de la puesta en marcha de Antamina (lo cual implicó el incremento en más del 100% en la producción nacional de cobre), así como una variable de control para el incremento de precios observado desde mediados de 2004 hasta el inicio de la crisis financiera en el 2008. En ese sentido, tal y como muestra la siguiente estimación, la elasticidad presenta un nivel de 2,78.

$$\ln(\text{PCMin}_t) = -8,42 + \mathbf{2,78} * \ln(\text{Px}_t^m) + 0,74 * \text{Volumen}_t + 0,20 * \text{BoomPrecios}_t$$

(0,67)	(0,15)	(0,21)	(0,11)
-12,47	18,01	3,60	1,83

---

<sup>40</sup> Ver Rodríguez, Escobar y Jorratt (2009).

<sup>41</sup> Incluye ingresos fiscales por el Impuesto Especial a la Minería y el Gravamen Especial a la Minería.

<sup>42</sup> Tomando en cuenta que hasta el tercer trimestre de 2011 la base gravable fue el nivel de ventas, y que la puesta en marcha de proyectos mineros y de hidrocarburos presenta costos de ajustes que no permiten que los niveles de producción reaccionen de una manera automática ante un shock de precios, se asume que cualquier cambio en el nivel de ventas se debe a cambios en el nivel de precios y se traslada *vis a vis* en el pago de regalías. La relación débil de largo plazo entre los precios internacionales y las regalías son sustentadas económicamente a través de la estimación de relaciones de cointegración en el Anexo IX. Cabe precisar que, bajo el nuevo esquema de aporte de regalías -con base imponible de utilidad operativa-, la elasticidad tendería a ser mayor a la unidad, sin embargo, como se muestra en el Anexo X, el sesgo en la estimación de la misma es alto debido a la poca disponibilidad de datos.

<sup>43</sup> Se asumió que la elasticidad para la Regularización era la misma que la de los pagos a cuenta del IR de 3era categoría debido a la forma de tributación de este impuesto. Los pagos a cuenta mensuales que se abonan, se determinan mediante la aplicación de un coeficiente de pago a cuenta (que es calculado como el ratio entre los impuestos e ingresos del ejercicio anterior) sobre los ingresos netos mensuales de la empresa. Debido a que es calculado con información del período anterior, el coeficiente de pago no varía ante un shock de precios de exportación de metales/hidrocarburos en el periodo corriente, por lo que parte de los mayores ingresos se trasladarían a la Regularización del siguiente año.

- Del mismo modo, tomando en cuenta como variable de precio el índice de Fisher del petróleo en términos reales ( $Px_t^H$ ), se estima la elasticidad para los pagos a cuenta vinculados a Hidrocarburos ( $PCHidro_t$ ) en 1,92, tomando en cuenta la siguiente estimación sin incluir controles:

$$\ln(PCHidro_t) = -6,23 + 1,92 * \ln(Px_t^h)$$

(0,80)	(0,14)
-7,80	13,92

44. **No existe evidencia de asimetría en las elasticidades con respecto al PBI.** Tomando en cuenta que cuando la economía se expande las elasticidades debieran ser más altas porque los contribuyentes pagan más y viceversa en el lado contrario del ciclo, se evaluó la existencia de asimetrías a través de una estimación de MCO, no encontrándose evidencia de la misma (Anexo II). Sin embargo, a pesar de dichos resultados se debería tomar en cuenta la necesidad de ahorra más en períodos de expansión.

#### E. Cálculo de la Brecha del PBI

45. **Existen diversas metodologías para calcular la brecha del PBI en la literatura económica actual.** Algunas de ellas siguen criterios netamente estadísticos (filtros univariados como Hodrick y Prescott, Baxter y King, etc.) mientras que otras incluyen criterios económicos en su elaboración (función de producción, filtro de Kalman con Curva de Phillips, etc.). Sin embargo, existen ventajas y desventajas sobre la utilización de cada método.

46. **Debido a que nos enfrentamos a la estimación de una variable no observable, no existen criterios objetivos claros para concluir sobre cuál es la mejor de todas las metodologías existentes.** Según Butler (1996), la crítica sobre los métodos estadísticos o no estructurales proviene de la falta de criterios económicos claros para la construcción de los ciclos, de tal manera que estos filtros generan solamente series suavizadas de la variable que no logran identificar entre choques de oferta y demanda. Asimismo, existen problemas empíricos ligados a la utilización de filtros univariados como el inconveniente en la estimación de final de la muestra -donde se observa una mayor sensibilidad de los resultados ante algún shock transitorio hacia las últimas observaciones muestrales-, pérdida de información y discrecionalidad en la elección de parámetros por parte del investigador, como sucede con la elección del  $\lambda$  en el filtro Hodrick-Prescott. Aquí, Maravall y del Río (2001) muestran la incompatibilidad en la estimación del PBI potencial mediante Hodrick-Prescott a diferentes frecuencias, característica que puede ir en contra de la estimación anual (agregada) con uso de data trimestral. En contraste, los métodos estructurales o económicos son teóricamente aceptables y permiten identificar las fuentes de crecimiento económico (para el caso del método de Función de Producción). Sin embargo, demandan gran cantidad de información que por lo general no se encuentra disponible públicamente, como es el caso del stock de capital. Asimismo, existen dificultades en la identificación de la forma funcional correcta de la producción y en la estimación de la variable de productividad total de factores (PTF) o Residuo de Solow.

47. **Para el caso del BE peruano, buscando reducir la discrecionalidad en la elección de una sola metodología, se decidió utilizar un promedio de diversas técnicas en su elaboración<sup>44</sup>.** Al utilizar el promedio de diversas metodologías para la estimación del PBI potencial, el resultado permite capturar las posibles divergencias que surjan en escenarios de alta volatilidad, reduciendo el sesgo de error de cada una de las metodologías así como la discrecionalidad en la selección de una de ellas. Las metodologías utilizadas son el filtro de Baxter y King, de Christiano y Fitzgerald, de Hodrick y Prescott, el enfoque de la función de producción neoclásica y el Filtro de Kalman tanto en su versión univariada como multivariada incluyendo una Curva de Phillips<sup>45</sup>. Asimismo, se consideró incluir las estimaciones de PBI potencial del Banco Central de Reserva, que se calculan endógenamente a través de su Modelo de Proyección Trimestral (véase Vega y otros (2009)). Tal como se

<sup>44</sup> Esta metodología es similar a la utilizada por Colombia para el cálculo del PBI Tendencial.

<sup>45</sup> Ver Anexo V para una revisión más detallada de cada una de las metodologías.

ve en el Cuadro N° 11, todas las metodologías arrojan resultados similares confirmando la robustez del cálculo de la brecha del PBI.

**Cuadro N° 11:**  
**Perú, Estimaciones de la Tasa de Crecimiento del Producto Potencial<sup>46</sup>**  
 (Var. % anual promedio)

Metodologías	Promedio	
	1T1994-4T2002	1T2003-4T2011
<b>Métodos Estadísticos</b>		
Baxter y King	3,9	6,2
Hodrick y Prescott	3,8	6,4
Christiano y Fitzgerald	4,0	6,4
Kalman Univariado	3,8	6,4
<b>Prom. Métodos Estadísticos</b>	<b>3,8</b>	<b>6,4</b>
<b>Modelos Económicos</b>		
Kalman+Curva de Phillips	3,8	6,4
Función de Producción	4,0	6,3
<b>Prom. Modelos Económicos</b>	<b>3,9</b>	<b>6,4</b>
<b>Banco Central de Reserva<sup>1/</sup></b>	<b>3,8</b>	<b>6,3</b>
<b>Promedio General</b>	<b>3,8</b>	<b>6,3</b>

1/ Información a partir de 2000.

Fuente: Estimaciones MEF. Elaboración propia.

#### F. Cálculo de Brecha de Precios de Exportación

48. **La estimación de los precios estructurales o de tendencia de mediano plazo relacionados a recursos naturales trae consigo una serie de problemas econométricos y de sustentación económica.** Dichos problemas no son fáciles de enfrentar debido a las singularidades de la estructura productiva de cada país, muestras relativamente cortas y poca evidencia de “reversión al equilibrio de largo plazo” en las series históricas de estos precios. Siguiendo a Frankel (2011)<sup>47</sup>, la evidencia empírica de reversión de las cotizaciones internacionales de materias prima desde sus máximos históricos al equilibrio de largo plazo es débil y se requiere de una muestra de años lo suficientemente grande (43 años ó 171 observaciones con frecuencia trimestral) para rechazar la hipótesis de un camino aleatorio (*random walk*) o la de una tendencia permanente. Asimismo otros estudios han permitido establecer hechos estilizados de las series de cotizaciones internacionales de materias primas, como su mayor volatilidad y alta persistencia a los shocks<sup>48</sup>, lo que dificulta la estimación de series tendenciales de precios. El problema de estimar un nivel de precio de mediano plazo se incrementa cuando la producción minera del país es polimetálica, generándose la discusión sobre la estimación de variables de tendencia para los precios de cada producto exportado o la construcción de un índice que capture el movimiento conjunto de los precios de la canasta de materias primas de exportación.

49. **La experiencia internacional muestra que los países exportadores de más de una materia prima (como el caso peruano) presentan poca uniformidad en la elección de metodologías para el cálculo del nivel de precios estructurales o de mediano plazo.** Mongolia, cuyas principales exportaciones son el cobre y el carbón, utiliza un promedio móvil de 16 años (12 años históricos, el año actual y proyección de 3 años) de ambos productos. Australia, ajusta su BE por términos de intercambio, iniciando su análisis en el año 2001. Ellos consideran que el nivel estructural de los términos de intercambio es igual al observado hasta la fecha en que superan un umbral igual al 20% superior de un promedio histórico de 30 años (ello se cumple desde 2001 hasta aproximadamente finales de

<sup>46</sup> En los Anexos VI y VII se detalla los valores obtenidos mediante cada filtro.

<sup>47</sup> “A Solution to Fiscal Procyclicality: the Structural Budget Institutions pioneered by Chile”. Documento de Trabajo N° 604, Banco Central de Chile.

<sup>48</sup> Véase Hamilton (2008) y Engel y Valdés (2000) para el caso del petróleo.

2005). Después de sobrepasar el umbral, la variable estructural se mantiene constante en dicho nivel (que viene a ser el supuesto de precio de mediano plazo). Por su parte, Canadá ajusta su BE por lo que denominan *Trading Gain Gap* (que es el deflactor del PBI relativo al deflactor de la demanda doméstica final). El nivel tendencial de esta variable se calcula a través de un filtro Hodrick-Prescott. Finalmente, Chile calcula su BE utilizando un precio del cobre (su principal producto de exportación) de largo plazo establecido por un comité consultivo de expertos que se reúne en agosto de cada año. El comité consolida las proyecciones de cada consultor y mediante un promedio simple (después de eliminar las dos observaciones extremas) obtiene el precio tendencial del cobre que se utilizará para la elaboración del presupuesto chileno del siguiente año. Recientemente, han incluido ajustes en su BE por el lado del molibdeno (producto derivado del cobre), estableciendo el precio tendencial de este mineral como un promedio móvil histórico de 4 años. Esta metodología ha permitido mayor transparencia e independencia en el cálculo del precio tendencial del cobre, eliminando con ello cualquier medida discrecional del presupuesto mediante el manejo del precio de largo plazo.

**50. Recogiendo la experiencia internacional, se tomaron en cuenta los índices de precios de exportaciones mineras y de hidrocarburos, además de un nivel estructural calculado a partir del promedio histórico de 15 años.** La motivación detrás de esta definición de nivel estructural de precios de exportación se basa en el reconocimiento de que los recursos mineros y de hidrocarburos no son renovables, por lo que los beneficios provenientes de estas actividades deben ser utilizadas de tal forma que beneficien tanto a las generaciones presentes (se benefician del componente "estructural" de los ingresos que se gasta año a año) como a las generaciones futuras (se beneficiarán del componente cíclico de los ingresos que se convertirán en un mayor ahorro o menor deuda). Tomar promedios móviles de menor longitud, puede incrementar la procicilidad en la ejecución de la política fiscal debido a que se capturaría en mayor medida las observaciones de los altos precios de minerales y petróleo de años recientes lo que se traduce operativamente en un mayor superávit (o un menor déficit) estructural que no necesariamente se ajusta a la realidad. Ello es peligroso para la sostenibilidad de las finanzas públicas debido a que podría darse la idea de poder financiar gastos permanentes con ingresos que también parecieran serlo, aún cuando realmente se traten de ingresos transitorios. Debido a ello, los precios estructurales no deben estar en función al(los) último(s) precio(s) observado(s) sino a un promedio cuyo uso pueda mantener el criterio de prudencia y ahorro precaucionario fiscal hacia el mediano plazo. Tal como lo mencionan Céspedes y Velasco (2011)<sup>49</sup>, durante los últimos 8 años (a partir de 2004) nos hemos enfrentado a un período de *boom* de precios internacionales de materias primas, por lo que tomar como nivel estructural un promedio histórico de menor rezago obliga a darle un mayor peso en el cálculo a las últimas observaciones, afectadas por el *boom*, y por tanto incrementar la estimación estructural de los precios y de los ingresos estructurales.

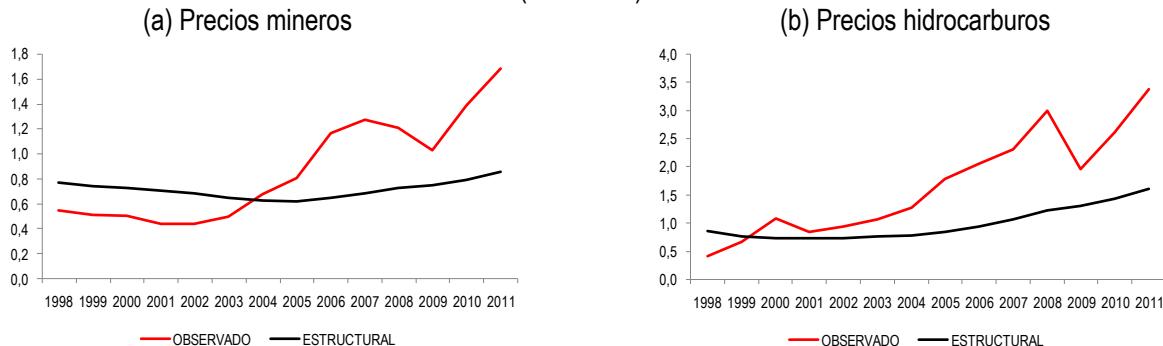
Es importante mencionar que, debido a su forma de construcción, este tipo de indicador estructural está fuertemente influenciado por el pasado (*backward looking*) por lo que un evento de una abrupta caída en los precios de exportación (que afecte el nivel estructural) no estaría recogido en él. Esto generaría el problema que el análisis de cuentas estructurales no refleje la verdadera posición de las cuentas fiscales, afectando las recomendaciones de política fiscal.

**51. La elección de un promedio móvil de 15 años aún plantea el problema de arbitrariedad; por tanto, se ha buscado minimizar esta restricción mediante la formulación de un análisis de sensibilidades con índices de precio estructural bajo metodologías diferentes.** Los resultados de este ejercicio incluyen un análisis de sensibilidad en el indicador de BE frente a la elección del número de períodos que determinan el nivel estructural de precios. Dicho análisis se presenta en la sección de Resultados.

---

<sup>49</sup> "Was this time different? Fiscal Policy in commodity Republics". BIS Working Papers.

**Gráfico N° 7:**  
**Nivel observado y estructural de precios mineros e hidrocarburos**  
(1994=100)

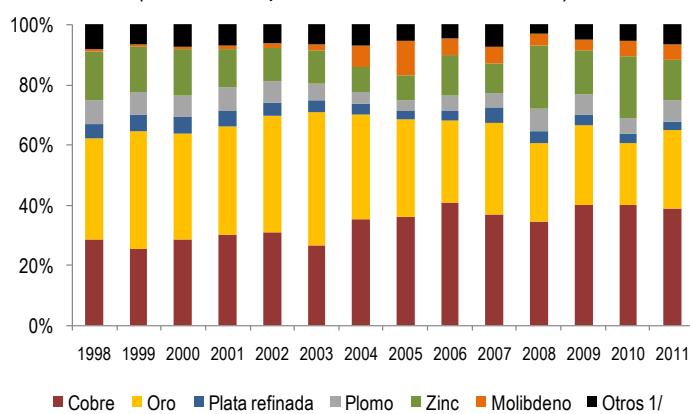


Fuente: MEF. Elaboración propia.

#### Cálculo del índice de precios

52. La producción minera en el país es polimetálica, siendo el cobre y el oro los principales metales de exportación. Entre ambos abarcaron en promedio el 65% de las exportaciones mineras totales entre 2006-2011. La característica de polimetálica obliga a utilizar un índice que agrupe todos los metales e hidrocarburos que exporta la economía peruana.

**Gráfico N° 8: Composición de las exportaciones mineras**  
(% de las exportaciones mineras totales)



1/ Es la suma de las exportaciones de Estaño, Hierro y Resto de mineros.

Fuente: BCRP. Elaboración Propia.

53. Tomando en cuenta las características de país polimetálico, se utiliza un índice encadenado de Fisher para los precios mineros y de hidrocarburos. El índice de Fisher es un indicador nominal que mide la variación de precios de un período en función a dos índices de base fija, que son el de Laspeyres (que usa una canasta de bienes del período base) y el Paasche (que utiliza una canasta de bienes del período actual), calculándose como la raíz cuadrada del producto de ambos índices<sup>50</sup>.

<sup>50</sup> Tomado de la Guía Metodológica de la Nota Semanal del BCRP.

$$F_t = \sqrt{\underbrace{\left( \frac{p_t \times q_{t-1}}{p_{t-1} \times q_{t-1}} \right)}_{\text{Laspeyres}} \underbrace{\left( \frac{p_t \times q_t}{p_{t-1} \times q_t} \right)}_{\text{Paasche}}}$$

54. El objetivo del índice de Fisher es capturar la sustitución de bienes de una canasta ante cambios en sus precios relativos<sup>51</sup>. El “encadenamiento” del indicador en cada período se obtiene con los índices de períodos anteriores a través de la siguiente fórmula:

$$I_t = F_t \times I_{t-1}$$

55. El índice de Fisher va utilizando los períodos previos sucesivos como bases de comparación, con lo cual se mantiene la representatividad del mismo en el tiempo. Para el caso minero, se ha usado información de los precios y cantidades de exportaciones tradicionales mineras (oro, cobre, estaño, hierro, zinc, plata refinada, plomo y molibdeno, entre otros), mientras que para el caso de hidrocarburos se consideraron las exportaciones de petróleo<sup>52</sup>. El índice de precios tiene como año base 1994. Asimismo, el índice de Fisher se calcula en términos reales deflactado por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos.

#### G. Ecuaciones de cálculo de balance estructural

56. De acuerdo a lo expuesto líneas arriba, los Ingresos no vinculados a Recursos Naturales se ajustarán por ciclo de PBI, mientras que los ingresos mineros e hidrocarburos lo harán por sus respectivos índices de precios. Como ya hemos señalado, el cálculo del BE presenta dos ajustes cíclicos o transitorios: por ciclo de PBI y por brecha de precio de metales/hidrocarburos. Asimismo, se seguirá el método desagregado en el cálculo del ajuste estructural y estimación de elasticidades, calculando el componente estructural y transitorio de cada impuesto comprendido tanto en los ingresos mineros e hidrocarburos como en los ingresos no vinculados a Recursos Naturales (ver Sección III.B).

57. **Ajuste por ciclo de PBI.** Este ajuste se hará sobre los Ingresos no vinculados a Recursos Naturales de manera desagregada, es decir, por cada impuesto que lo compone. De acuerdo a lo mencionado líneas arriba, los Ingresos no vinculados a Recursos Naturales se dividen en 5 cuentas: IR, IGV, ISC, Aranceles y Otros. Cada una será ajustada al PBI de acuerdo a su elasticidad específica (ver Sección III.D). La fórmula de ajuste general es la siguiente:

$$InoRN_{it}^* = InoRN_{it} \times \left( \frac{PBI_t^*}{PBI_t} \right)^{n^{INC_i,Y}}$$

Donde,

$InoRN_{it}$	:	Categoría “i” de ingresos fiscales no vinculados a recursos naturales
$PBI_t$	:	Producto Bruto Interno en millones de Nuevos Soles de 1994.
$n^{INC_i,Y}$	:	Elasticidad entre el ingreso fiscal “i” y el PBI.
*	:	Denota variables en su nivel estructural o de tendencia.
i	:	IR, IGV, ISC, Aranceles y Otros no vinculados a recursos naturales.

58. **Ajuste por brecha de precios de exportación de metales/hidrocarburos.** Las ecuaciones correspondientes a cada categoría se presentan a continuación:

- a) **Ajuste de Ingresos Mineros.** Los diversos componentes de ingresos mineros presentan ajustes diferenciados debido a características propias, forma de tributación y a su relación con los precios de exportación.

<sup>51</sup> Dicha característica no es compartida por los índices de base fija.

<sup>52</sup> Véase el Cuadro 54 de la Nota Semanal del BCRP.

- *IR 3era categoría minero.* Los pagos a cuenta del Impuesto a la Renta de 3era categoría minero se ajustan de la siguiente manera:

$$PCmin_t^* = PCmin_t \times \left( \frac{Px_t^{M*}}{Px_t^M} \right)^{n_{3era,pmin}}$$

Donde,

$PCmin_t$	:	Pagos a cuenta del impuesto a la renta de 3era categoría minero.
$Px_t^M$	:	Índice de precios mineros.
$n_{3era,pmin}$	:	Elasticidad entre IR 3era minero – Precios Mineros.
*	:	Denota variables en su nivel estructural o de tendencia. Para el caso de $Pmin_t^*$ , se consideró el promedio del índice de precios mineros de los últimos 15 años.

- *Regularización minera.* Los pagos por Regularización Minera corresponden a la diferencia positiva entre el Impuesto a la Renta Anual calculado y los pagos a cuenta realizados durante el año por dicho impuesto. Actualmente, la Regularización se paga entre marzo y abril del año siguiente a la realización de la obligación. Como tal, los montos observados de éste rubro están mayormente relacionados al comportamiento de los precios del período anterior al que se registran. Este hecho se captura relacionando la Regularización Minera con la brecha de precios en  $t-1$ .

$$Regulmin_t^* = Regulmin_t \times \left( \frac{Px_{t-1}^{M*}}{Px_{t-1}^M} \right)^{n_{3era,pmin}}$$

Donde,

$Regulmin_t$	:	Regularización del impuesto a la renta de 3era categoría minero.
$Px_t^M$	:	Índice de precios mineros.
$n_{3era,pmin}$	:	Elasticidad entre IR 3era minero – Precios Mineros.

Como se mencionó anteriormente, (ver pie de página número 43) se asumió que la elasticidad para la Regularización es la misma que la de los pagos a cuenta del IR de 3era categoría,  $n_{3era,pmin}$ , debido a la forma de tributación de este impuesto.

- *Regalías mineras, IEM y GEM.* El nuevo esquema impositivo aplicado a la minería ha permitido la creación de dos nuevos conceptos –Impuesto Especial a la Minería (IEM) y Gravamen Especial a la Minería (GEM) – que, conjuntamente con las Regalías Mineras presentan un ajuste particular. En todos ellos, se ha considerado que la elasticidad con el índice de precios mineros es igual a uno, justificándose en que para el caso de las Regalías Mineras su cálculo hasta antes de su modificación (véase la Ley N° 29788) estaba en proporción directa a las ventas mineras. Suponiendo constantes los niveles de producción minera, se puede inferir que las regalías son directamente proporcionales a los precios siguiendo el antiguo esquema, por lo que una elasticidad unitaria permite capturar esta característica. Asimismo, cualquier estimación econométrica de la elasticidad de Regalías Mineras tendría que enfrentarse al problema de los pocos grados de libertad en la muestra, dado que sólo se tienen observaciones a partir de 2005. Ambos hechos justifican el supuesto de elasticidad unitaria para el caso de Regalías Mineras. En cuanto al IEM y GEM, al ser conceptos relativamente nuevos, sólo presentan una observación en la muestra (último trimestre de 2011), por lo que se decidió suponer una elasticidad unitaria para ambos.

$$Regalíasmin_t^* = Regalíasmin_t \times \left( \frac{Px_t^{M*}}{Px_t^M} \right)$$

$$IEM_t^* = IEM_t \times \left( \frac{Px_t^{M*}}{Px_t^M} \right)$$

$$GEM_t^* = GEM_t \times \left( \frac{Px_t^M^*}{Px_t^M} \right)$$

Donde,

- |                          |   |   |
|--------------------------|---|---|
| Regalíasmin <sub>t</sub> | : | Pagos a cuenta del impuesto a la renta de 3era categoría hidrocarburos. |
| IEM <sub>t</sub>         | : | Impuesto Especial a la Minería.   |
| GEM <sub>t</sub>         | : | Gravamen Especial a la Minería  |

- *Remanente de Utilidades* Finalmente, el concepto de Remanente de Utilidades se ajusta de tal manera que todas sus observaciones son tomadas como cíclicas. En otras palabras, se considera que el Remanente de Utilidades a los Gobiernos Regionales será cero si los precios se encuentran en su nivel tendencial ( $P_{min,t} = P_{min,t}^*$ ). Este supuesto se justifica debido al carácter excepcional de los Remanentes, cuyas cantidades son observables sólo en épocas en que el nivel de utilidades de las empresas mineras es bastante superior al observado en años anteriores.
- De esta manera, la fórmula de Ingresos Mineros Estructurales es la siguiente:

$$Imin_t^* = PCmin_t^* + Regulmin_t^* + Regalíasmin_t^* + IEM_t^* + GEM_t^* - Remanente_t$$

- b) **Ajuste de Ingresos Hidrocarburos.** El ajuste por precios de los Ingresos Hidrocarburos sigue las mismas consideraciones que el de ingresos mineros. El Impuesto a la Renta de 3era categoría de Hidrocarburos se ajusta con la brecha de precios actual mientras que su correspondiente Regularización lo hace con la brecha de precios de t-1 y ambos son afectados por la misma elasticidad. Asimismo, las Regalías Hidrocarburos (suma de las Regalías Petroleras y Gasíferas) tienen una elasticidad igual a uno.

$$PChidro_t^* = PChidro_t \times \left( \frac{Px_t^H^*}{Px_t^H} \right)^{n_{3erahid,phid}}$$

$$Regulhid_t^* = Regulhid_t \times \left( \frac{Px_{t-1}^H^*}{Px_{t-1}^H} \right)^{n_{3erahid,phid}}$$

$$Regalíashid_t^* = Regalíashid_t \times \left( \frac{Px_{t-1}^H^*}{Px_{t-1}^H} \right)$$

Donde,

- |                          |   |   |
|--------------------------|---|---|
| PChidro <sub>t</sub>     | : | Pagos a cuenta del impuesto a la renta de 3era categoría hidrocarburos. |
| Regulhid <sub>t</sub>    | : | Regularización del impuesto a la renta de 3era categoría hidrocarburos. |
| Regalíashid <sub>t</sub> | : | Regalías hidrocarburos.   |
| $n_{3erahid,phid}$       | : | Elasticidad entre IR 3era hidrocarburos – Precios Hidrocarburos.        |

- De esta manera, los Ingresos Hidrocarburos Estructurales se calculan mediante la siguiente fórmula:

$$Ihidro_t^* = IR3erahid_t^* + Regulhid_t^* + Regalíashid_t^*$$

59. **Cálculo de Ingresos Fiscales Estructurales.** Los ingresos fiscales estructurales (o Ingresos Corrientes del GG estructurales) se definen como aquellos ingresos fiscales ajustados por eventos transitorios; en ese sentido, se pueden representar como la suma de los tres ajustes arriba mencionados. Se sigue la siguiente fórmula:

$$ICGG_t^* = InoRN_t^* + Imin_t^* + Ihidro_t^*$$

A los ingresos corrientes del Gobierno General (ICGG) se les suma los ingresos de capital del GG (IKGG) y se les resta los gastos no financieros del GG (GNFGG) para obtener el Resultado Primario del GG. Una vez obtenido el Resultado Primario del GG, se le suma el Resultado Primario de las Empresas Públicas (Empresas) y se le restan los Intereses del SPNF (IntSPNF) para luego restarle los ajustes cíclicos con el fin de obtener el indicador de BE o Resultado Económico Estructural del SPNF.

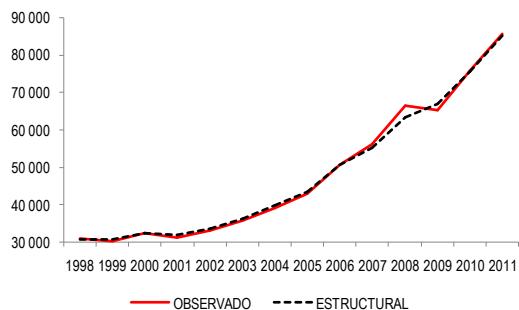
$$BE_t = \frac{ICGG_t + IKGG_t - GNFGG_t + Empresas_t - IntSPNF_t - AC_t}{Resultado\ Primario\ del\ GG} \\ BEfect_t$$

$$AC_t = ICGG_t - ICGG_t^*$$

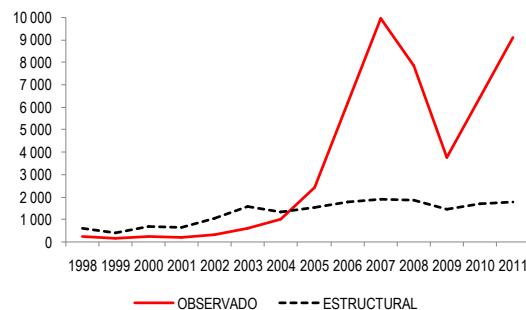
#### IV. Resultados

60. Tomando en cuenta sus respectivas elasticidades y siguiendo la metodología propuesta líneas arriba, se presentan los ingresos estructurales. En los gráficos 9,10 y 11 se observan las diferencias entre los ingresos estructurales por tipo de ingreso y sus niveles observados, tomando en cuenta la aplicación de un filtro (promedio móvil de 15 años, PM15) para la construcción de los precios estructurales.

**Gráfico N° 9:**  
**Ingresos no vinculados a RR.NN.**  
(Millones de Nuevos Soles)

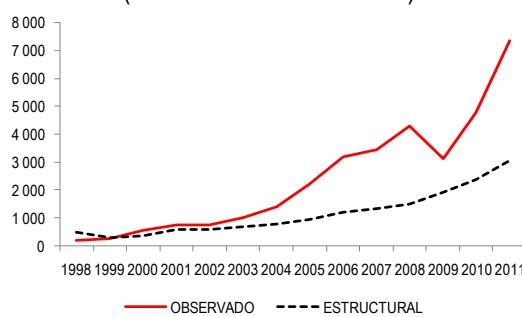


**Gráfico N° 10:**  
**Ingresos mineros**  
(Millones de Nuevos Soles)



Fuente: MEF, SUNAT. Elaboración propia

**Gráfico N° 11: Ingresos hidrocarburos**  
(Millones de Nuevos Soles)



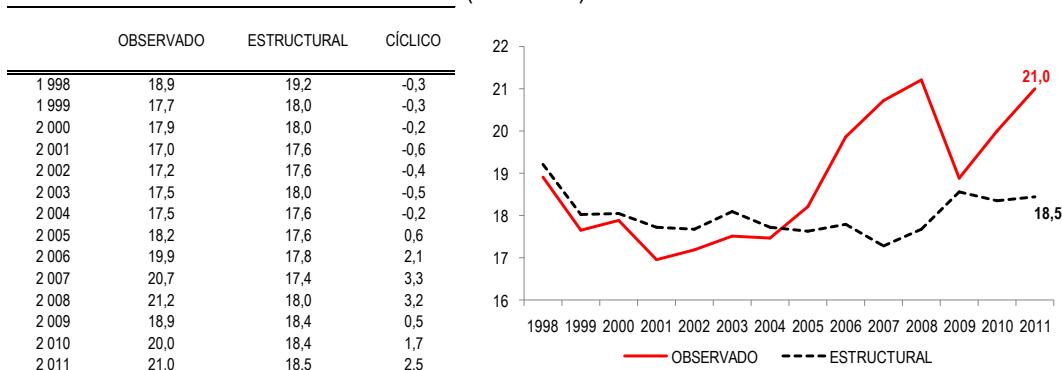
Fuente: MEF, SUNAT. Elaboración propia.

61. En el caso de los ingresos fiscales no vinculados a recursos naturales (equivalentes a 17,6% del PBI en 2011), el ajuste cíclico ha sido muy pequeño en los casi 15 años de cobertura. Debido a que la amplitud de la brecha del PBI ha sido pequeña en buena parte de las dos últimas décadas, casi la totalidad (98,8%) de estos ingresos son considerados estructurales en 2011.

62. **En el caso de los ingresos fiscales vinculados a Recursos Naturales el ajuste ha sido considerable en el período de cobertura.** Así, entre el 2005 y 2011, el componente cíclico de ingresos mineros y de hidrocarburos ha representado, en promedio, el 75% y 60% del nivel observado, respectivamente. La importante magnitud del componente cíclico en este tipo de ingresos está directamente relacionada con la definición operativa del nivel estructural de los precios de exportación. Tal como se definió en la sección III.F, por una cuestión de prudencia fiscal se establece un nivel “bajo” de precios de exportación estructurales (promedio móvil de los últimos 15 años). Cabe destacar que, a pesar de esta definición precautoria (promedio móvil largo), los ingresos estructurales provenientes de la minería e hidrocarburos se han incrementado en 109% y 302%, respectivamente, entre 2004 y 2011.

63. **Sumando los ingresos estructurales de todas las categorías (como porcentaje del PBI) se observa un incremento estable en los últimos años.** Los ingresos estructurales representan aproximadamente el 90% de los ingresos totales entre el 2004 y 2011, habiendo crecido 115% durante el mismo período. En ese sentido, como se observa en el Gráfico N° 12, los ingresos permanentes han registrado un incremento importante al pasar de un nivel promedio de 17,7% en el período 2000 – 2008 a un nivel promedio de 18,4% en el período 2009 – 2011.

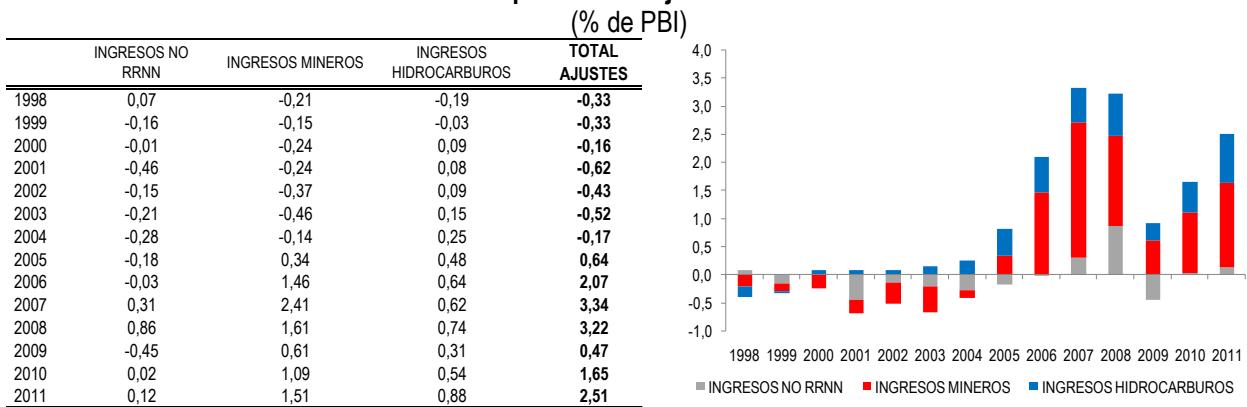
**Gráfico N° 12: Ingresos Corrientes del Gobierno General  
(% del PBI)**



Fuente: MEF, SUNAT. Elaboración propia.

64. **En los últimos cinco años, el ajuste por precios de exportación explica en promedio el 87% del ajuste total de los ingresos observados en términos del PBI.** El cuadro N° 12 presenta la relevancia del ajuste de cada tipo de ingresos dentro del cálculo del BE, donde una cifra negativa (positiva) indica que la variable de ajuste está por debajo (por encima) de su tendencia y, por tanto, representa un nivel estructural superior (inferior) al observado.

**Cuadro N° 12: Descomposición de ajustes del balance estructural**



Fuente: MEF, SUNAT. Elaboración propia.

65. Dentro de los Ingresos no relacionados a Recursos Naturales, el IGV presenta mayores ajustes (52% del total del ajuste por este tipo de ingreso). Ello producto de la estrecha relación del IGV con la dinámica de la demanda interna, componente que ha crecido consistentemente por encima que el resto de la economía de dicho componente.

66. Los pagos a cuenta del IR de 3era categoría minero son los que más aportan a los ajustes cíclicos por el lado de la minería, debido a que dicho componente registra la mayor sensibilidad respecto al nivel de precios de exportación mineros. Cabe indicar que, por el lado de los Ingresos de Hidrocarburos, las regalías son las que muestran el mayor grado de ajuste estructural. Finalmente, es de esperar un cambio en la participación de aportes tomando en cuenta el nuevo esquema tributario aplicado al sector minero.

**Cuadro Nº 13: Descomposición de ajustes, desagregación por cuentas de ingresos fiscales  
(% de Ingresos Estructurales)**

	INGRESOS NO RRNN					INGRESOS MINEROS					INGRESOS HIDROCARBUROS			
	IR	IGV	ISC	ARANCIENES	OTROS	IR 3ERA	REGULARIZACIÓN	REGALÍAS	IEM	GRAVAMEN	REMANENTE	IR 3ERA	REGULARIZACIÓN	REGALÍAS
1998	0,03	0,02	0,00	0,00	0,02	-0,20	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,10	-0,01	-0,08
1999	-0,05	-0,05	-0,01	-0,01	-0,04	-0,13	-0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	-0,02
2000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,15	-0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	-0,01	0,07
2001	-0,16	-0,15	-0,02	-0,03	-0,10	-0,19	-0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,04	0,03
2002	-0,05	-0,05	-0,01	-0,01	-0,03	-0,29	-0,08	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,08
2003	-0,09	-0,07	-0,01	-0,01	-0,04	-0,17	-0,29	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,01	0,11
2004	-0,11	-0,10	-0,01	-0,01	-0,05	0,05	-0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	0,07	0,02	0,17
2005	-0,07	-0,06	-0,01	-0,01	-0,03	0,25	0,06	0,02	0,00	0,00	0,00	0,11	0,01	0,36
2006	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,15	0,24	0,06	0,00	0,00	0,00	0,17	0,08	0,39
2007	0,14	0,11	0,01	0,01	0,05	1,58	0,54	0,07	0,00	0,00	0,22	0,18	0,04	0,40
2008	0,39	0,32	0,01	0,02	0,13	1,24	0,15	0,05	0,00	0,00	0,17	0,20	0,02	0,52
2009	-0,21	-0,15	-0,01	-0,01	-0,07	0,40	0,08	0,02	0,00	0,00	0,11	0,07	0,02	0,22
2010	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,88	0,11	0,06	0,00	0,00	0,04	0,14	0,02	0,38
2011	0,06	0,04	0,00	0,00	0,02	1,10	0,24	0,09	0,01	0,01	0,07	0,23	0,05	0,59

Fuente: MEF, SUNAT. Elaboración propia.

Con fines de incrementar la transparencia en el cálculo del BE, en el Anexo VIII se presentan los ingresos estructurales calculados por cada cuenta que compone la base de ingresos.

#### **Resultado Económico del SPNF e Impulso Fiscal**

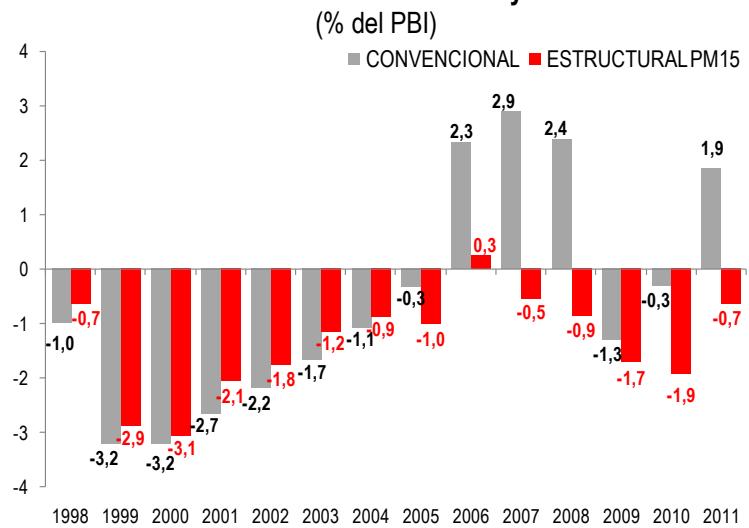
67. El Resultado Económico Estructural del SPNF es el indicador que deduce del Resultado Económico Convencional los efectos cíclicos y transitorios asociados al ciclo de PBI y de precios de metales e hidrocarburos. Este estimado permite mostrar la posición de política fiscal en base a resultados superavitarios o deficitarios estructurales. Por su parte, el Impulso Fiscal es calculada como la primera diferencia del Resultado Primario Estructural del SPNF<sup>53</sup> con signo negativo y refleja la posición discrecional de la política fiscal (expansiva o contractiva) y su impacto sobre la demanda interna. :

$$\text{Impulso fiscal}_t = -(RP \text{ Estructural SPNF}_t - RP \text{ Estructural SPNF}_{t-1})$$

Si el Impulso Fiscal tiene signo positivo implica un comportamiento expansivo (mayor gasto, aplicación de planes de estímulo, etc.) y si es negativo explica una conducta contractiva. Los resultados del cálculo del REE del SPNF – conjuntamente con los del Resultado Convencional del SPNF- se muestran en el siguiente gráfico.

<sup>53</sup> Es importante señalar que, debido a que los resultados se presentan a nivel del sector público no financiero, la discrecionalidad depende de actores más allá del gobierno central.

**Gráfico N° 13: Resultado Económico Estructural y Convencional del SPNF**

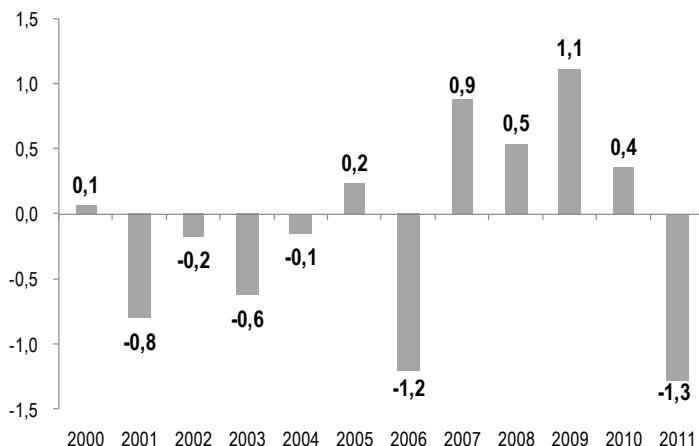


Fuente: MEF. Elaboración propia.

68. Las fuertes diferencias entre el nivel observado y estructural indica que gran parte de los ingresos recaudados han sido transitorios o dependientes del ciclo de precios internacionales. Los resultados muestran que la evolución del BE –utilizando como nivel estructural de precios los promedios móviles de 15 años para cada índice- ha seguido muy de cerca el movimiento del RE convencional del SPNF desde el inicio de la muestra hasta 2004. A partir de 2005 y debido a la fuerte alza (transitoria) de los precios internacionales de materias primas, los indicadores convencionales y estructurales del RE divergen significativamente.

69. En cuanto al impulso fiscal, en el 2011 se registra una posición contractiva similar al observado en el 2006. Ello se debió a que durante el 2011 se tomaron medidas para recuperar el espacio fiscal perdido por las políticas fiscales expansivas adoptadas durante la crisis internacional y contribuir a reducir las presiones inflacionarias y apreciatorias. Esta posición se vio reforzada debido a ciertos retrasos en la ejecución de la inversión pública en los gobiernos regionales y locales producto del proceso político de cambio de autoridades. Todo ello determinó que el gasto no financiero del Gobierno General creciera 1,8%, la tasa más baja en 10 años.

**Gráfico N° 14:**  
**Impulso Fiscal**  
(% del PBI)

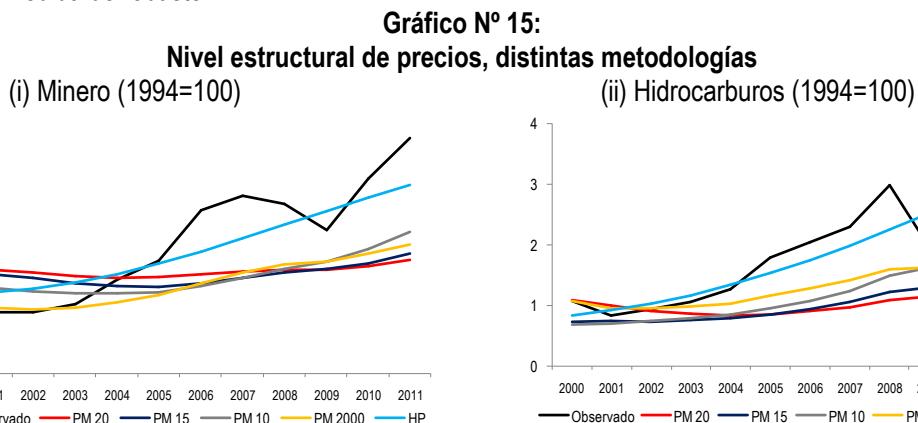


Fuente: MEF. Elaboración Propria.

## A. Análisis de Sensibilidad

70. La estimación de variables no observables como el PBI potencial y el nivel tendencial de mediano plazo de precios de exportación mineros y de hidrocarburos contiene alta incertidumbre debido a que no existe una metodología estándar de cálculo. Dada la amplitud de la brecha, la principal fuente de incertidumbre es la estimación del nivel de precios estructurales de la minería e hidrocarburos. Tal como hemos visto, la definición de esta variable ha generado amplios ajustes en el cálculo estructural debido al comportamiento alcista que han registrado los precios internacionales de las materias primas durante los últimos años. Es por esta razón que el análisis del BE para muchos es sólo referencial y sirve como herramienta analítica de la posición fiscal subyacente. Tal como se señala en McDonald y otros (2011)<sup>54</sup>, "las autoridades fiscales australianas señalan que debería evitarse un compromiso excesivo con un estimado puntual debido a la considerable complejidad e incertidumbre que enmarca el indicador de BE".

71. Se han estimado resultados del BE condicionados a 4 metodologías de promedios históricos diferentes al que se ha utilizado en el escenario base (promedio móvil 15 años) para el cálculo del nivel tendencial de precios: promedio móvil histórico de 10 años (PM10), de 15 años (PM15), de 20 años (PM20) y un promedio acumulativo con base fija o pívot en el 2000<sup>55</sup> (PM2000). Asimismo, se utilizó un filtro univariado (Hodrick y Prescott) como medida de robustez<sup>56</sup>.



72. Los gráficos demuestran que conforme se capturan más observaciones del ciclo expansivo de precios, los diversos niveles tendenciales tienden a divergir entre sí. De este modo, aquellos que utilizan menores rezagos, por ejemplo el PM10, aumentan en nivel hacia el final de la muestra debido a que ponderan con mayor grado de importancia las últimas observaciones de la serie de precios mineros e hidrocarburos. El PM20 es el promedio de menor nivel estructural debido a que no sólo toma en cuenta el período reciente de altos precios internacionales, sino que también incluye en su cálculo observaciones de períodos pasados de bajos precios.

73. El PM15 utilizado en el escenario base, tiende a ser un indicador medio entre los casos extremos presentados. Utilizando este filtro, los ingresos estructurales crecen aproximadamente 0,8% del PBI entre 2005 y 2011. Finalmente, el PM2000 presenta dos problemas: al inicio de la muestra tiene niveles bastante diferentes a los obtenidos por las otras metodologías propuestas, mientras que hacia el final de la muestra converge al PM10, produciéndose por tanto el mismo problema ya mencionado de una probable falsa identificación de mayores

<sup>54</sup> "Estimating the Structural Budget Balance of the Australian Government". Macroeconomic Group, the Australian Treasury.

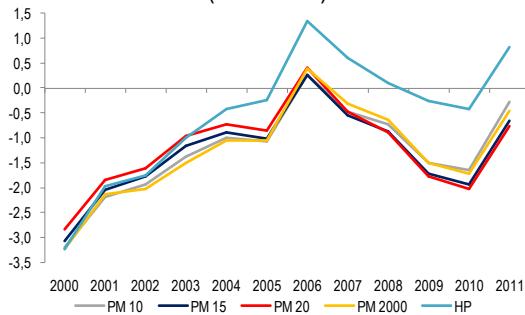
<sup>55</sup> Se decidió utilizar un filtro que tenga como año base el 2000 pues se consideró poco probable que los precios mineros e hidrocarburos reviertan su tendencia a los precios observados antes de ese período.

<sup>56</sup> Daude, Melguizo y Neut (2010) muestran una fuerte relación entre la media móvil (10 años) del precio internacional de Cobre y las proyecciones del panel de expertos convocados por el Ministerio de Hacienda de Chile para la estimación del precio estructural del cobre.

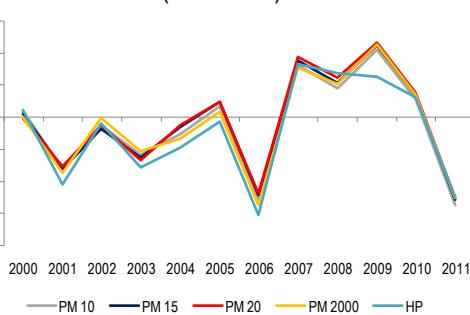
ingresos estructurales hacia futuro. De esta manera, la diferencia, en términos del PBI, entre los ingresos estructurales calculados mediante el PM10 y PM20 llega a 0,5% en 2011, evidenciando una mayor divergencia en la trayectoria de los filtros más extremos usados en el análisis de sensibilidad.

**74. El Resultado Económico Estructural es más superavitario cuando se utilizan los niveles estructurales PM10 y PM2000, mientras que el uso del PM20 lo convierte en un indicador más conservador.** El PM20 presenta niveles de déficit estructural entorno a 1%-1,5% del PBI en los últimos diez años, lo cual parece difícil de justificar en una economía con importantes ganancias de productividad y crecimiento en torno del nivel potencial. Por su parte, el PM10 y el filtro de Hodrick-Prescott corren el riesgo de ser definiciones muy laxas de ingresos estructurales que comprometan la posición fiscal en el futuro. En opinión de los autores, el PM15 mantiene su neutralidad en comparación a los demás casos mostrados. En cuanto al indicador de impulso fiscal, dado que se construye en base a una comparación respecto del REE del año anterior, las diferencias entre el uso de distintos niveles estructurales son relativamente marginales y no generan problemas en la identificación de la postura de política fiscal.

**Gráfico N° 16:**  
**Resultado Económico Estructural, diferentes estimaciones de precios estructurales (% del PBI)**



**Gráfico N° 17:**  
**Impulso Fiscal, diferentes estimaciones de precios estructurales (% del PBI)**



Fuente: MEF. Elaboración propia.

**75. La definición del nivel estructural de precios de exportación de materias primas es clave para extraer conclusiones acerca de la fortaleza fiscal de un análisis de cuentas estructurales.** Lamentablemente, características estadísticas de este tipo de variables hacen difícil calcular dicho nivel estructural. Por tanto, dado que el objetivo del cálculo de una BE es la construcción de una herramienta analítica, es imprescindible que dicho análisis contemple un ejercicio de sensibilidad para extraer las mejores conclusiones posibles.

## V. Conclusiones

**76. La crisis fiscal en los países desarrollados viene motivando un mayor interés en el análisis de balances fiscales estructurales o cíclicamente ajustados.** La relevancia de este tipo de análisis es aún mayor para Perú debido a su condición de economía pequeña, abierta y exportadora de materias primas. Así, el buen desempeño de las cuentas fiscales del Perú se explica en parte por la evolución de los precios de exportación de metales e hidrocarburos, donde es difícil saber cuánto de ello tiene carácter permanente y cuánto transitorio.

**77. La metodología de cálculo del BE presenta cierta complejidad y arbitrariedad en las técnicas utilizadas para la estimación de variables claves,** en particular, debido al rol importante de componentes no observados como la brecha del PBI, el precio estructural o tendencial de exportación de metales de largo plazo, así como los parámetros de elasticidades. Ante esta restricción metodológica, el objetivo de este documento es proponer de forma transparente y explícita una metodología de cálculo del indicador de balance estructural, que podrá ser evaluada y discutida por la Comisión de Reforma Macrofiscal convocada por el Ministerio de Economía y

Finanzas el pasado 20 de abril a través de la Ley N° 29854. Se ha buscado un balance entre la precisión y la simplicidad metodológica, con la finalidad de maximizar la transparencia del cálculo y que, por tanto, sea replicable para los agentes económicos externos. Adicionalmente, con este documento se busca fortalecer el compromiso con uno de los lineamientos de política fiscal de la presente administración: la convergencia progresiva hacia el equilibrio fiscal estructural en el mediano plazo, en un contexto de precios internacionales volátiles.

78. **Si bien el MEF ya publicaba un indicador de BE desde hace unos años, se ha buscado mejorarlo y hacer más explícito el tratamiento de componentes claves**, como en el caso de las transacciones de “una sola vez” (*one-off*) y medidas de política económica.

79. **Respecto al primer punto, se determinó que una transacción “de una sola vez” sea tratada como tal siempre que cumpla los siguientes requisitos:**

- (i) Tamaño: transacciones equivalentes a al menos a 0,1% del PBI; y,
- (ii) Duración: impacto sobre las cuentas fiscales durante 2 años como máximo.

Con la definición de estos requisitos, se buscó que éstos sean fáciles de identificar con el objetivo de maximizar transparencia y reducir la arbitrariedad en el registro.

80. **Respecto a los planes de estímulo fiscal son por definición temporales, no recurrentes y, usualmente, equivalen a un tamaño importante de la economía.** Sin embargo, no se registran como transacciones “de una sola vez” y, por el contrario, se incluyen dentro del cálculo del BE. Esto es debido a que dichas medidas representan una decisión discrecional en el manejo de la política fiscal y tienen un impacto sobre la demanda interna. Otra razón para incluirlas en el cálculo del BE es que, tal como señala la literatura económica, *ex ante* es difícil de definir qué componente de dichas medidas son transitorios y permanentes.

81. **Las medidas tributarias tampoco se excluyen del cálculo del BE.** Dado que en la práctica es muy difícil calcular los ingresos permanentes del sector público, entendidos bajo la Hipótesis de Ingreso Permanente (HIP)<sup>57</sup>, y tomando en cuenta que las consideraciones legales y políticas del gobierno pueden variar hacia futuro, es sumamente difícil determinar cuándo un flujo de ingresos provenientes de medidas tributarias debe ser tratado como transitorio o permanente. Otra razón para no excluir las medidas tributarias del cálculo del BE es que, dado que el criterio sobre qué es transitorio o permanente recae sobre la autoridad fiscal, ello podría restar transparencia al cálculo.

82. **Siguiendo la experiencia de países exportadores de materias primas, se definió la base de ingresos sujeta a ajustes cíclicos en función de si eran o no recursos provenientes de los sectores vinculados a recursos naturales (minería e hidrocarburos).** Los ingresos fiscales provenientes de los sectores vinculados a recursos naturales se ajustaban por efecto precio (brecha entre el nivel de precio de exportación y su nivel estructural o tendencial); mientras que los provenientes de otros sectores se ajustaban por efecto cíclico (brecha entre el PBI y su nivel potencial). Asimismo, se utilizó el método desagregado de estimación de elasticidades debido a la heterogeneidad que existía en los componentes de cada una de las bases de ingresos.

83. **Uno de las principales fuentes de complejidad y arbitrariedad en el cálculo del BE es la estimación de variables no observables.** En el caso del PBI potencial, se calculó el promedio de los resultados de diversas metodologías, buscando reducir la discrecionalidad en la elección de una sola metodología y reduciendo el sesgo de error de cada una de ellas. Para el nivel estructural de precios de exportación se utilizó el promedio móvil de los últimos quince años como una medida prudencial y precautoria de manejo de las finanzas públicas pues se buscaba que el nivel estructural no sólo recoja el ciclo expansivo de precios de metales e hidrocarburos. Con el objetivo de reducir la arbitrariedad en la elección de este nivel estructural de precios de exportación, los resultados finales se

<sup>57</sup> Mientras el ingreso permanente de las personas puede ser estimado en base a su capital humano y al conocimiento del ciclo de vida al que están sujetos, no existe una medición comparable para el ingreso fiscal permanente.

complementaron con un análisis de sensibilidad tomando en cuenta promedios móviles con diferentes períodos de duración.

84. **Los resultados finales muestran que los ingresos permanentes han registrado un incremento estable durante los últimos años.** De esa manera, como porcentaje del PBI, los ingresos han registrado un incremento importante al pasar de un nivel promedio de 17,7% en el periodo 2000 – 2008 a un nivel promedio de 18,4% en el periodo 2009 – 2011. Asimismo, los resultados reflejan la decisión discrecional de la autoridad fiscal en el 2011 de recuperar el espacio fiscal perdido por las políticas expansivas aplicadas en la crisis pasada, así como el retorno a una senda de progresiva convergencia al equilibrio estructural en el mediano plazo.

## VI. Referencias

- Barnett, R. y C. Matier. 2010. "Estimating potential GDP and the government's structural budget balance". Office of the Parliamentary Budget Officer.
- Baxter, M. y R. King. 1995. "Measuring business cycles approximate band-pass filters for the economic time series". NBER Working Paper No. 5022.
- Bekker, P.A. 1994. "Alternative approximations to the distributions of instrumental variables estimators," *Econometrica* 63, 657-681.
- Blanchard, O. 1990. "Suggestions for a new set of fiscal indicators" OECD Working Paper No. 79 (Paris: OECD).
- Bornhorst, F.; Dobrescu, G.; Fedelino, A.; Gottschalk, J. y Taisuke N. 2011. "When and how to adjust beyond the business cycle? A guide to structural fiscal balances". Technical Notes and Manuals. Fondo Monetario Internacional.
- Bound, J., D.A. Jaeger, y R. Baker. 1995. "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variables is weak," *Journal of the American Statistical Association*, 90 (June): 443-450.
- Bruce, D., W. Fox and M. Tuttle. 2006. "Tax base elasticities: A multi-state analysis of long-run and short-run dynamics." *Southern Economic Journal* 73: 315-341.
- Brückner, M. 2011. "An instrumental variable approach to estimating tax revenue elasticities: evidence from Sub-Saharan Africa". The University of Adelaide School of Economics. Research Paper No. 2011-09.
- Butler, L. 1996. "A Semi Structural Model to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter". The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model (QPM). Banco de Canadá.
- Castillo, P. y J. Salas. 2010. "The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: an empirical study". CEMLA Working Papers.
- Castillo, P.; Montoro, C. y V. Tuesta. 2007. "Hechos estilizados de la economía peruana". Estudios Económicos N° 14 - BCRP.
- Céspedes, F. y Velasco, A. 2011. "Was this time different? Fiscal policy in commodity republics". BIS Working Papers.
- Christiano, L. y Fitzgerald, T. 1999. "The band pass filter", National Bureau of Economic Research. Working paper N° 7257.

Corbo, V.; Caballero, R.; Marcel, M.; Rosende, F.; Schmidt-Hebbel, K.; Vergara, R. y J. Vial. 2011. "Propuestas para perfeccionar la Regla Fiscal". Informe final del Comité Asesor para el Diseño de una Política Fiscal de Balance Estructural de Segunda Generación para Chile.

Dabán, T., 2010, "Strengthening Chile's rule-based fiscal framework", IMF Working Paper 11/17.

Daude, C.; Melguizo, A. y Neut, A. 2010. "Fiscal Policy in Latin America countercyclical and sustainable at last?." OECD Development Centre. Working Papers No. 291, OECD.

De Masi, PR. 1997. "IMF estimates of potential output: theory and practice", IMF Working Paper 97/177, International Monetary Fund, Washington DC.

Deaton, A. y R. Miller .1995. "International commodity prices, macroeconomic performance, and politics in Sub-Saharan Africa". Princeton, NJ: Princeton Studies in International Finance, No. 79.

Deaton, A. 2005. "Measuring Poverty in a Growing World (Or Measuring Growth in a Poor World)". Review of Economics and Statistics 87 (1): 1-19.

Engel, E. y R. Valdés. 2000. "Optimal fiscal strategy for oil exporting countries" IMF Working Papers Nº 118.

Eschenbach F. y L. Schuknecht. 2002. "Asset prices and fiscal balances". ECB Working Paper No. 141, May 2002.

Escolano, J. 2010. "A practical guide to public debt dynamics, fiscal sustainability, and cyclical adjustment of budgetary aggregates". IMF Technical Note and Manuals 10/02.

Fedelino, A; Ivanova, A y Horton, M. 2005. "Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers", IMF Technical Notes and Manuals 09/05, International Monetary Fund, Washington DC.

Fondo Monetario Internacional. 2010. "Peru Selected Issues - Performance of alternative fiscal rules: an application to Peru". Preparado por Isabel Rial.

Fondo Monetario Internacional. 2010. "Navigating the Fiscal Challenges Ahead". IMF Fiscal Monitor Series.

Fondo Monetario Internacional. 2011. "Peru Selected Issues - Towards a Structural Fiscal Framework". Preparado por Isabel Rial.

Fondo Monetario Internacional. 2012. "Fiscal Frameworks for Resource Rich Developing Countries". Preparado por T. Baunsgaard, M. Villafuerte, M. Poplawski-Ribeiro y C. Richmond.

Ford, B. 2005. "Structural Fiscal Indicators: an overview", Economic Roundup, Autumn, Treasury, Canberra.

Frankel, J. 2011. "A solution to fiscal procyclicality: the structural budget institutions pioneered by Chile". Documentos de Trabajo Nº 604, Banco Central de Chile.

Fuentes R.; Gredig F. y M. Larraín.2008. La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación.

Giorno, C.; Richardson, P.; Roseveare, D. y van den Noord, P. 1995. "Potential output, output gaps and structural budget balances". OECD Economic Studies, No. 24, pp. 167-209.

Girouard, N y Andre, C. 2005. "Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD countries", OECD Economics Department Working Papers, No 434.

Girouard, N. y R. Price. 2004. "Asset prices cycles, 'one-off' factors and structural budget balances." OECD Economics Department Working Papers No. 391, OECD.

Kaminsky,G.; Reinhart, C. y C. Végh. "When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies," en Mark Gertler y Kenneth Rogoff, editores, "NBER Macroeconomics Annual 2004, Volume 19" MIT Press (2005)

Hagemann, R. 1999. "The Structural Budget Balance: The IMF's Methodology". IMF Working Paper 99/95, International Monetary Fund, Washington DC.

Hamilton, J. 1994. "Time Series Analysis". Princeton, NJ, EE.UU. : Princeton University Press.

Hamilton, J. 2008. "Understanding crude oil prices". NBER Working Paper Nº 14492.

Harvey, A.C. 1989. "Forecasting, Structural Time Series Models And The Kalman Filter". Cambridge University Press.

Heston, A. 1995. "A Brief Review of Some Problems in Using National Accounts Data in Level of Output Comparisons and Growth Studies. "Journal of DevelopmentEconomics44 (1): 29-52.

Hodrick, R. y Prescott, E.1997. "Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, No. 1.

Kanda, Daniel. 2010. "Asset Booms and Structural Fiscal Positions: The Case of Ireland". IMF WorkingPaper.

Kapsoli, J. 2006. "Posiciones Fiscal y Monetaria ¿Son la explicación de la reciente expansión?" Documentos de Trabajo. Nº 2006/02. Ministerio de Economía y Finanzas.

Kapsoli, J. y Bencich, B. 2002. "Indicadores Líderes, Redes Neuronales y predicción de Corto Plazo". PUCP.

Kapsoli, J.; Mendoza, W. y JP. Rabanal. 2006. "La Política Fiscal Actual y los Retos para la Gestión 2006-2011". En Desafíos de la Política Fiscal en el Perú. Consorcio de Investigación Económica y Social y Ministerio de Economía y Finanzas.

Larraín, R.; Costa, R.; Cerda, R.; Villena, M. y A. Tomaselli. 2011. "Una política fiscal de balance estructural de segunda generación para Chile". Estudios de Finanzas Públicas Nº 18 – Dirección de Presupuestos de Chile.

Maravall, A. y A. del Río. 2001. "Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter". Working Papers 0108, Banco de España.

McDonald, T.; Hong Yan, Y.; Ford, B. y D. Stephan. 2010. "Estimating the structural budget balance of the Australian Government". Macroeconomic Group - The Australian Treasury.

Miller S. 2003. Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: Una aplicación para el caso de Perú. Documentos de Trabajo - BCRP.

Ministerio de Economía y Finanzas. 2003. "Indicador de Impulso Fiscal para la Economía Peruana" en Boletín de Transparencia Fiscal Nº 39. DGAES/MEF.

Morris, R. and L. Schuknecht.2007. "Structural balances and revenue windfalls: the role of asset prices revisited." ECB Working Paper No. 737, March 2007.

Muller, P.y R. Price. 1984. "Public Sector Indebtedness and Long-Term Interest Rates". Presentado en el World Bank-Brookings Workshop.

Parkyn, O. 2010. "Estimating New Zealand's Structural Budget Balance". New Zealand Treasury Working Paper 10/08.

Rodriguez, J.; Escobar, L.; y Jorrat M. 2011. "Los Ingresos Tributarios en el Contexto de la Política de Balance Estructural". Estudios de Finanzas Públicas– Dirección de Presupuestos de Chile.

Sobel, R. S., y R. G. Holcombe. 1996. Measuring the growth and variability of tax bases over the businesscycle. National Tax Journal 49:535–52.

Staiger, D., y Stock, J. H. 1994. "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," NBER Technical Working Papers 0151, National Bureau of Economic Research, Inc.

Suyker, W. 1999, Structural budget balances: The method applied by the OECD, Paper presented at Bank of Italy Workshop, Perugia, 26-28.

Van den Noord, P. 2000, 'The size and role of automatic fiscal stabilisers in the 1990s and beyond', OECD Economics Department Working Papers, No. 230.

Vega, M; Bigio, S.; Florián D.; Llosa, G.; Miller, S.; Ramírez, N.; Rodríguez D.; Salas J. y D. Winkelried. 2009. "Un modelo semiestructural de proyección para la economía peruana" Revista Estudios Económico Nº 17 - BCRP.

## Anexo I: Fuentes de información de las variables del balance estructural

Ingresos Fiscales	Fuente	Dirección Electrónica
Ingresos Mineros	IR 3era categoría más Regularización	Cuadro 37 de la Nota Tributaria, SUNAT <a href="http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/busqueda_actividad_economica.html">http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/busqueda_actividad_economica.html</a>
	Impuesto Especial a la Minería, Gravamen Especial a la Minería y Regalías Mineras	Cuadro 1 de la Nota Tributaria, SUNAT <a href="http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/busqueda_ingresos.html">http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/busqueda_ingresos.html</a>
	Remanente de Utilidades	Consulta Amigable - MEF <sup>1/</sup> <a href="http://ofi.mef.gob.pe/transparenciaingresos/Navegador/default.aspx">http://ofi.mef.gob.pe/transparenciaingresos/Navegador/default.aspx</a>
Ingresos Hidrocarburos	IR 3era categoría más Regularización	Cuadro 37 de la Nota Tributaria, SUNAT <a href="http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/busqueda_actividad_economica.html">http://www.sunat.gob.pe/estadisticasestudios/busqueda_actividad_economica.html</a>
	Regalías Hidrocarburos	Perúpetro <a href="http://www.perupetro.com.pe/wps/wcm/connect/perupetro/site/informacionRelevante/Estadisticas/Regalias">http://www.perupetro.com.pe/wps/wcm/connect/perupetro/site/informacionRelevante/Estadisticas/Regalias</a>
Ingresos Corrientes del Gobierno General	Cuadro 106 Nota Semanal - BCRP	<a href="http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas/cuadros-de-la-nota-semanal.html">http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas/cuadros-de-la-nota-semanal.html</a>

1/ La ruta de acceso es Nivel de Gobierno: Gobiernos Regionales; Genérica: Otros ingresos; Sub-genérica: Ingresos Diversos; Detalle Sub-genérica: Ingresos Diversos; Específica: Otros ingresos diversos.

Fuente: MEF, SUNAT, BCRP.

## Anexo II: Metodologías Alternativas para la Estimación de elasticidades

**El método de MCO permite una estimación sencilla y transparente con buenas propiedades aún en muestras pequeñas, por lo cual es usado tanto por el FMI como la OECD para el cálculo de elasticidades<sup>58</sup>.** Sin embargo, el método presupone dos supuestos vitales para garantizar su consistencia. Por un lado, se asume que la variable explicativa de interés (PBI real o el nivel de precios minero/hidrocarburo) es exógena por lo que todos los momentos poblacionales son conocidos, siendo identificable el parámetro de elasticidad. Este problema no existirá en el caso de estimar la elasticidad de los Ingresos de Gobierno General frente a las fluctuaciones de los precios de exportación de minerales e hidrocarburos, dado que éstos son claramente exógenos pues se determinan en el mercado internacional de materias primas. Sin embargo, sí podría haber un problema de endogeneidad en el caso de la elasticidad con respecto al PBI, toda vez que un cambio en la política tributaria puede afectar la asignación eficiente entre trabajo y ocio, afectando la producción, y/o generando un cambio en el gasto público que afecte el PBI. Por otro lado, al estimar directamente la elasticidad de largo plazo, se asume que no existen ajustes de corto plazo relevantes que sesguen el parámetro estimado, lo cual es válido sólo si las series son estacionarias<sup>59</sup>.

**Tomando en cuenta los potenciales problemas en la estimación de MCO, la literatura propone dos metodologías alternativas para el cálculo de elasticidades.** A continuación se detallan las ventajas y desventajas de cada una de ellas:

- a) En primer lugar, a fin de superar el potencial problema de endogeneidad originado por el crecimiento del PBI<sup>60</sup>, se utiliza el método de MC2E (Bietápico), que permite recuperar de manera consistente las elasticidades. Sin embargo, la debilidad de este método recae en la necesidad de elegir correctamente los instrumentos y contar con una muestra grande que garantice las buenas propiedades asintóticas del método<sup>61</sup>.
- b) En segundo lugar, a fin de tomar en cuenta aquellos ajustes de corto plazo que potencialmente sesgan la estimación de una elasticidad de largo plazo, convendría estimar el modelo utilizando una especificación VEC<sup>62</sup>, con lo cual se elimina el problema de no estacionariedad de las series originado por la correlación de las mismas con una tendencia común. Sin embargo, debido a que los parámetros en este método son hallados por Máxima Verosimilitud, la necesidad de una muestra grande es una de las condiciones básicas para garantizar buenas propiedades en la estimación. En línea con lo anterior, estimaciones elaboradas con esta metodología en el caso de Chile abarcan una muestra desde 1987 a 2009 (Ver Rodriguez, Escobar y Jorrat, 2009), mientras que en el caso de Estados Unidos, el trabajo de Bruce, Fox y Tuttle (2006) utiliza una muestra entre los años 1967 y 2000.

<sup>58</sup> Para el caso del FMI ver De Masi (1997), Hagemann (1999), Fedelino, Ivanova y Horton (2009) y en el caso de la OECD ver Giorno, Richardson, Roseveare y Van den Noord (1995), Sukyer (1999) y Girouard y Andre (2005).

<sup>59</sup> En particular, existiría un potencial sesgo cuando exista una tendencia común que impida la reversión a la media de dichas series. Una alternativa para evitar el sesgo es estimar el modelo en variaciones, sin embargo, el parámetro estimado correspondería a la elasticidad de corto plazo, debido a ello se descarta este método de estimación.

<sup>60</sup> La estimación se complica aún más debido al potencial error de medida, particularmente grave en las estadísticas de cuentas nacionales de los países en desarrollo. Tal como señalan Heston (1995) y Deaton (2005), si el error de medida se distribuye de manera independiente del resto de variables incluidas en el modelo, se observará un sesgo de las elasticidades a cero, subestimando la respuesta de los ingresos fiscales a los cambios en el PIB.

<sup>61</sup> Cabe resaltar que, existe cierto debate sobre las propiedades de MC2E en muestras finitas, simulaciones de Montecarlo muestran que los instrumentos que presentan alta correlación con la variable endógena reducen de manera importante el potencial sesgo de trabajar las muestras finitas. Al respecto, Bound, Jaeger y Baker (1995), Staiger y Stock (1994) y Bekker (1994) sostienen que si se incluyen instrumentos relevantes, el problema de sesgo se reduce en muestras finitas.

<sup>62</sup> Sobel y Holcombe (1997) fueron los primeros en aplicar un modelo de Error de Corrección para estimar las elasticidades de los ingresos tributarios.

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones realizadas con los métodos alternativos MC2E y VEC. Como muestran los resultados, las elasticidades alcanzadas no distan mucho de las estimaciones realizadas por MCO.

### Estimación bietápica (MC2E)

Debido al potencial problema de endogeneidad del PBI en la estimación de elasticidades realizadas para las categorías InoRN<sup>63</sup>, se plantea una estimación bietápica con errores robustos de White a fin de estimar de manera consistente y eficiente los parámetros. Cabe indicar que, si bien las metodologías de estimación para corregir problemas de endogeneidad tienen propiedades conocidas en muestras grandes, el potencial sesgo puede reducirse en la medida que se cuenten con instrumentos con alta correlación con la variable endógena<sup>64</sup>. En ese sentido, se utilizarán dos instrumentos para cada una de las estimaciones (Índice de Fisher Minero y una dummy crisis<sup>65</sup>) evaluándose la “calidad” de los mismos a través de diversas pruebas.

**Los estadísticos correspondientes a cada test se estimarán a partir de parámetros hallados por el Método Óptimo de Momentos Generalizados (OGMM).** Ello a fin de evaluar de manera insesgada tanto la existencia de endogeneidad de la variable PBI, como la bondad de ajuste del conjunto de instrumentos a ser utilizados. Cabe precisar que dicho método permite encontrar matrices de varianzas y covarianzas mucho más eficientes en modelos sobreidentificados como el que se estima<sup>66</sup>.

**La forma funcional final a estimar es la misma que la propuesta por el método MCO.** La única diferencia se debe a que previamente se realiza una estimación (primera etapa) de la variable potencialmente endógena (PBI) tomando como explicativas las dos variables instrumentales además de los regresores exógenos. Del mismo modo, los controles utilizados son los mismos que los de MCO. Por su parte, la estimación por OGMM se realiza de manera recursiva tomando como punto de inicio la estimación resultante de MC2E. A continuación se detallan las características de cada uno de los estimadores:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}^{MCVI} &= (Z'X)^{-1}Z'Y \\ \hat{\beta}^{MC2E} &= \left\{ X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X \right\}^{-1} X'Z(Z'Z)^{-1}Z'Y \\ \hat{\beta}^{OGMM} &= (X'Z\hat{S}^{-1}Z'X)^{-1} X'Z\hat{S}^{-1}Z'Y \\ \hat{S}^{-1} &= N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 z_i z_i'\end{aligned}$$

Donde:

Y : InoRN asociados a una base en particular

X : Matriz de variables explicativas que incluye una columna para PBI y el resto de columnas para los controles exógenos.

Z : Matriz de variables exógenas que incluye además de los controles utilizados en el MCO, las variables instrumentales (Índice de Fisher Minero, Dummy Crisis ).

---

<sup>63</sup> Se sobreentiende que los Ingresos Corrientes vinculados a recursos naturales no presentan problemas de endogeneidad dada la característica exógena de los precios internacionales de minerales como de hidrocarburos.

<sup>64</sup> Existe cierto debate sobre las propiedades de VI en muestras finitas, el sustento utilizado en el presente trabajo pasa por el argumento expuesto por Bound, Jaeger y Baker (1995), Staiger y Stock (1994) y Bekker (1994) los cuales sostienen que el sesgo de trabajar con muestras finitas puede ser un problema si se excluyen instrumentos relevantes.

<sup>65</sup> A diferencia de la variable “Crisis” utilizada como control en el caso del Impuesto Selectivo al Consumo (ISC), el instrumento utilizado será una variable dummy con valor uno durante los 8 trimestres de los años 2008 y 2009.

<sup>66</sup> Dado que contamos con un regresor endógeno y tres variables instrumentales.

**La existencia de exogeneidad, (es decir, la probabilidad de no rechazar que MCO sea la mejor aproximación), se evalúa con el test robusto de endogeneidad de Durbin-Hu-Hausman (DHH).** Dicho test será aplicado tomando en cuenta una estimación OGMM que garantice el insesgamiento del mismo. Paralelamente, a fin de evaluar la debilidad de los instrumentos en cada una de las estimaciones, se presentan tres tipos de test.

### Estimación por Vectores de Corrección de Errores (VEC)

**Dado que buena parte de las series analizadas presentan vectores de cointegración, se realizan estimaciones de las elasticidades de largo plazo a través del modelo de Vectores de Corrección de Errores (VEC).** En particular este método se aplicará a cada uno de los componentes desagregados de los Ingresos de Gobierno General. Para analizar la existencia de cointegración se utilizaron los test de Johansen (Traza y Máximo Valor Propio), Phillips-Ouliaris (PO) y Engle-Granger (EG). Cabe precisar que, las estimaciones realizadas presentan buenas propiedades en muestras grandes debido a que resuelven el problema maximizando la función de verosimilitud.

**En ese sentido, el sistema de ecuaciones estimadas para cada uno de los componentes desagregados, se puede resumir en la siguiente estructura:**

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{ING}_t^i &= \alpha_1^i + \alpha_{\text{ING}}^i (\ln \text{ING}_{t-1}^i - \beta_3^i \ln Y_{t-1} - \beta_2^i \ln \text{Px}_t^m - \beta_1^i \ln \text{Px}_t^h + \beta_0^i) \\ &+ \sum_{j=1} \alpha_{11}(j) \Delta \ln \text{ING}_{t-j}^i + \sum_{j=1} \alpha_{12}(j) \Delta \ln Y_{t-j} + \sum_{j=1} \alpha_{13}(j) \Delta \ln \text{Px}_{t-j}^m \\ &+ \sum_{j=1} \alpha_{14}(j) \Delta \ln \text{Px}_{t-j}^h + \delta_1^{i X_t^i} + \varepsilon_{\text{ING},t}^i \\ \Delta \ln Y_t &= \alpha_2^i + \alpha_Y^i (\ln \text{ING}_{t-1}^i - \beta_3^i \ln Y_{t-1} - \beta_2^i \ln \text{Px}_t^m - \beta_1^i \ln \text{Px}_t^h + \beta_0^i) \\ &+ \sum_{j=1} \alpha_{21}(j) \Delta \ln \text{ING}_{t-j}^i + \sum_{j=1} \alpha_{22}(j) \Delta \ln Y_{t-j} + \sum_{j=1} \alpha_{23}(j) \Delta \ln \text{Px}_{t-j}^m \\ &+ \sum_{j=1} \alpha_{24}(j) \Delta \ln \text{Px}_{t-j}^h + \delta_2^{i X_t^i} + \varepsilon_{Y,t}^i\end{aligned}$$

Donde:

- $\ln \text{ING}_t^i$  : Logaritmo de los IGG asociados a la i-ésima base en el período t
- $\Delta \ln \text{ING}_t^i$  : Variación trimestral de los IGG asociados a la i-ésima base en el período t
- $\ln Y_t$  : Logaritmo del PBI real en el período t.
- $\Delta \ln Y_t$  : Variación trimestral del PBI real en el período t
- $\ln \text{Px}_t^m$  : Logaritmo del Índice de Fisher de Precios de Minerales en el período t.
- $\Delta \ln \text{Px}_t^m$  : Variación trimestral del Índice de Fisher de Precios de Minerales en el período t
- $\ln \text{Px}_t^h$  : Logaritmo del Índice de Fisher de Precio de Hidrocarburos en el período t.
- $\Delta \ln \text{Px}_t^h$  : Variación trimestral del Índice de Fisher de Precio de Hidrocarburos en el período t.
- $X_t^i$  : Vector de variables control (dicotómicas y continuas) que representan los cambios tributarios, económicos y de tasa impositiva asociados a la base i-ésima.
- $\beta_3^i$  : Elasticidad de largo plazo de los IGG asociados a la i-ésima categoría frente al PBI real.
- $\beta_2^i$  : Elasticidad de largo plazo de los IGG asociados a la i-ésima categoría frente al Índice de Precios de Minerales.
- $\beta_1^i$  : Elasticidad de largo plazo de los IGG asociados a la i-ésima categoría frente al Índice de Precios de Hidrocarburos.
- $\varepsilon_{z,t}^i$  : Término de Perturbación para la ecuación de la variable z.

## Resultados

**Los resultados muestran diferencias bastante pequeñas en relación a las estimaciones realizadas con MCO.** Por un lado, se encuentra evidencia empírica para no rechazar la hipótesis de exogeneidad, por lo que las estimaciones realizadas a través del método de MC2E muestran resultados similares a las elasticidades antes halladas. Por otro lado, a pesar de la existencia de vectores de cointegración para todas las categorías de ingresos corrientes analizadas (con excepción de los ingresos por impuesto selectivo al consumo), las elasticidades de largo plazo halladas muestran valores bastante cercanos a los estimados con MCO.

A continuación se presentan los resultados mostrando en primer lugar los test que justifican el uso de los modelos alternativos (MC2E y VEC) para luego mostrar las estimaciones halladas mediante cada uno de los métodos. Siguiendo la literatura tradicional, a fin de analizar la calidad de los instrumentos a utilizar en la estimación por MC2E, se toman en cuenta tres tipos de evaluación<sup>67</sup>:

- a) En primer lugar, el estadístico de Cragg-Donald (Ver Tabla I.A), que evalúa la hipótesis nula de instrumentos débiles de acuerdo con los valores críticos de Stock y Yogo (Ver Tabla I.B). De acuerdo con el estadístico propuesto, niveles por encima del valor crítico permitirían rechazar la hipótesis nula (lo cual sucede en todos las categorías analizadas), con lo cual los instrumentos de acuerdo a este test presentan un buen comportamiento.
- b) En segundo lugar, se presentan los resultados de la primera etapa estimada<sup>68</sup> (Ver Tabla I.C), bajo dichos resultados una mala especificación sería reflejo de la poca calidad de las variables instrumentales empleadas. En ese sentido, los coeficientes de correlación parcial altos y la baja probabilidad asociada al test F dan a entender que los instrumentos no son débiles para todas las categorías.
- c) En tercer lugar, tomando en cuenta el uso de dos variables instrumentales, se aplicó un set de diversos test de sobreidentificación que evalúan la hipótesis nula de que todos los instrumentos son válidos en conjunto. Estos test se presentan en las secciones correspondientes para cada categoría.

A fin de ser consistentes con los resultados de cada test y la hipótesis de residuos esféricos que subyacen a los mismos, se presenta un conjunto de test de heterocedasticidad, bajo la hipótesis nula de homocedasticidad. Estos test se presentan en las secciones correspondientes para cada categoría.

Por último, se aplica el test de Durbin-Hu-Hausman (Ver Tabla I.D), el cual trabaja sobre la hipótesis nula de exogeneidad (su rechazo implicaría la necesidad de estimar por MC2E para alcanzar estimadores consistentes). Como se observa sólo en el caso del ISC se rechaza la hipótesis de exogeneidad, por lo que en dicho caso una estimación MC2E podría evidenciar la inconsistencia al estimar por MCO.

En una segunda parte, se presentan los test de cointegración de Johansen, Phillips-Ouliaris (PO) y Engle-Granger (EG). Por último, se presentan los resultados de las estimaciones. Cabe indicar que, debido a que las series de ingresos por impuesto selectivo al consumo, no muestran ningún vector de cointegración, el modelo VEC no se muestra en la tabla final de resultados

<sup>67</sup> Cabe precisar que, para cada evaluación se reestima el modelo por OGMM debido a que buena parte de los test utilizados basan sus hipótesis en el supuesto de perturbaciones esféricas (homocedasticidad y no autocorrelación)

<sup>68</sup> En la primera etapa de MC2E se estima una regresión tomando como variable explicada a la variable potencialmente endógena (PBI real) y como variables explicativas las variables instrumentales y el resto de regresores de la ecuación original.

**Tabla I.A: Estadístico de Cragg y Donald (Mínimo Valor Propio)**

Ho: Los Instrumentos son débiles

IR	IGV	ISC	Aranceles
247,501	151,332	272,828	76,1411

**Tabla I.B: Valores críticos de Stock y Yogo**

Ho: Instrumentos débiles

Nº de regresores endógenos : 1

Nº de instrumentos excluidos : 2

Valores Críticos	10%	15%	20%	25%
Test de Wald MC2E	19,93	11,59	8,75	7,25

**Tabla I.C: Evaluación de instrumentos (Primera etapa de MC2E)**

Modelo	R2 Ajustado	R2 Parcial	R2 Parcial Ajustado (Shea)	Estadístico - F	Prob > F
IR	0,8996	0,9033	0,9015	381,034	0,000
IGV	0,8986	0,8534	0,8478	171 953	0,000
ISC	0,9161	0,9145	0,9096	377,814	0,000
Aranceles	0,9811	0,7455	0,7358	70,8738	0,000

**Tabla I.D: Test de endogeneidad (Durbin – Hu – Haussman) - Robusto**

Ho: Los regresores son exógenos

Modelo	Estadístico	Prob > F
IR	0,764145	0,3820
IGV	0,844407	0,3581
ISC	10,25200	0,0014
Aranceles	0,058502	0,8089

- a) Impuesto a la Renta

En primer lugar, los test de sobreidentificación indican que todos los instrumentos son válidos con lo cual se descarta la sobreidentificación de la estimación (ver Tabla II.A). En segundo lugar, no se muestra evidencia para rechazar la hipótesis de homocedasticidad (ver Tabla II.B) con lo cual los test aplicados no mostrarían sesgos. Finalmente la estimación del modelo de MC2E muestra pocas diferencias con los resultados encontrados en el modelo MCO (ver Tabla II.D).

**Tabla II.A: Test de sobreidentificación**

Ho: Todos los instrumentos son válidos

Test	Estadístico	Distribución	P-value
Hansen-J	4,6343	Chi-Cuadrado (1)	0,0313
Sargan	2,7680	Chi-Cuadrado (1)	0,0962
Sargan*	2,6690	Chi-Cuadrado (1)	0,1023
Basmann	2,7560	Chi-Cuadrado (1)	0,0969
Sargan pseudo-F	2,6690	F(1,54)	0,1081
Basmann pseudc	2,7560	F(1,53)	0,1028

\* Ajustado por el número de restricciones sobreidentificadas.

**Tabla II.B: Test de heterocedasticidad en MC2E**

Ho: Las perturbaciones son homocedásticas

**a) Test utilizando sólo niveles de MC2E**

General Pagan-Hall	:	3,091 Chi-sq(2) P-value = 0,2132
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	2,675 Chi-sq(2) P-value = 0,2625
White/Koenker (test nR2)	:	3,745 Chi-sq(2) P-value = 0,1538
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	2,936 Chi-sq(2) P-value = 0,2304

**b) Test utilizando valores estimados y sus cuadrados**

Pagan-Hall general test statistic	:	2,821 Chi-sq(2) P-value = 0,2440
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	2,505 Chi-sq(2) P-value = 0,2858
White/Koenker (test nR2)	:	3,611 Chi-sq(2) P-value = 0,1644
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	2,832 Chi-sq(2) P-value = 0,2427

Al evaluar la evidencia de cointegración (ver Tabla II.C), tendríamos al menos un vector de cointegración según el test de Johansen, mientras los test de PO y EG, rechazan la hipótesis nula de no cointegración al 95% de nivel de confianza. Tomando en cuenta los resultados anteriores, se estima el modelo VEC alcanzándose una elasticidad de 2,521 con respecto al PBI (ver Tabla II.D).

**Tabla II.C: Test de Cointegración**

Ho: Existen r relaciones de cointegración

Relaciones de Cointegración ( r )	Johansen **	
	Traza	MVP
Ninguno *	0,052	0,066
Al menos 1	0,167	0,167

\* Existe un vector de cointegración

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ho: Las series no cointegran

Dependiente	Phillips-Ouliaris***		Engle y Granger***	
	TAU	Z	TAU	Z
log IR	0,050	0,036	0,050	0,036
log PBI	0,051	0,039	0,051	0,039

\*\*\* MacKinnon (1996) p-values.

**Tabla II.D: Resultados**

Variable	MCO	MC2E	VEC
log PBI	<b>2,410</b>	<b>2,430</b>	<b>2,521</b>
	0,464	0,487	0,099
	0,000	0,000	0,000
Constante	<b>-4,390</b>	<b>-4,510</b>	
	0,239	0,249	
	0,000	0,000	
Akaike	-121,00	-	-8,40
Schwarz	-117,00	-	-8,03
r2 (adj.)	0,98	0,98	-
recm	0,08	0,81	-
ll	62,70	-	236,72
src	0,35	0,35	-

Nota: Parámetros / Error Standard / Probabilidad

b) Impuesto General a las Ventas

Por un lado, los test de instrumentos débiles indican la existencia potencial de sobreidentificación de la estimación (ver Tabla III.A). Por otro lado, no se muestra evidencia para rechazar la hipótesis de homocedasticidad (ver Tabla III.B) con lo cual los test aplicados no mostrarían sesgos. Finalmente la estimación del modelo de MC2E muestra pocas diferencias con los resultados encontrados en el modelo MCO (ver Tabla III.D).

**Tabla III.A: Test de sobreidentificación**

Ho: Todos los instrumentos son válidos

Test	Estadístico	Distribución	P-value
Hansen-J	9,3585	Chi-Cuadrado (1)	0,0022
Sargan	9,6520	Chi-Cuadrado (1)	0,0019
Sargan*	9,1350	Chi-Cuadrado (1)	0,0025
Basmann	10,8290	Chi-Cuadrado (1)	0,0010
Sargan pseudo-F	9,1350	F(1,53)	0,0039
Basmann pseudo-F	10,8290	F(1,52)	0,0018

\* Ajustado por el número de restricciones sobreidentificadas.

**Tabla III.B: Test de heterocedasticidad en MC2E**

Ho: Las perturbaciones son homocedásticas

a) Test utilizando sólo niveles de MC2E

General Pagan-Hall	:	3,091 Chi-sq(2) P-value = 0,2132
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	2,675 Chi-sq(2) P-value = 0,2625
White/Koenker (test nR2)	:	3,745 Chi-sq(2) P-value = 0,1538
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	2,936 Chi-sq(2) P-value = 0,2304

b) Test utilizando valores estimados y sus cuadrados

Pagan-Hall general test statistic	:	2,821 Chi-sq(2) P-value = 0,2440
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	2,505 Chi-sq(2) P-value = 0,2858
White/Koenker (test nR2)	:	3,611 Chi-sq(2) P-value = 0,1644
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	2,832 Chi-sq(2) P-value = 0,2427

Al evaluar la evidencia de cointegración (ver Tabla III.C), tendríamos al menos un vector de cointegración según el test de Johansen, mientras los test de PO y EG, rechazan fuertemente la hipótesis nula de no cointegración. Tomando en cuenta los resultados anteriores, se estima el modelo VEC alcanzándose una elasticidad de 1,974 con respecto al PBI (ver Tabla III.D).

**Tabla III.C: Test de Cointegración**

Ho: Existen r relaciones de cointegración

Ho: Las series no cointegran

Relaciones de Cointegración (r)	Johansen **		Dependiente	Phillips-Ouliaris***		Engle y Granger***	
	Traza	MVP		TAU	Z	TAU	Z
Ninguno*	0,0008	0,0004	log IGV	0,0070	0,0047	0,0061	0,0035
Al menos 1	0,6065	0,6065	log PBI	0,0078	0,0050	0,0067	0,0037

\* Existe un vector de cointegración

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

\*\*\* MacKinnon (1996) p-values.

**Tabla III.D: Resultados**

Variable	MCO	MC2E	VEC
log PBI	<b>1,970</b> 0,024 0,000	<b>1,970</b> 0,027 0,000	<b>1,974</b> 0,034 0,000
d_tasa_iv	<b>0,046</b> 0,011 0,000	<b>0,044</b> 0,012 0,000	
Constante	<b>-1,480</b> 0,121 0,000	<b>-1,500</b> 0,135 0,000	
Akaike	-205,00	-	-5,75
Schwarz	-199,00	-	-5,57
r2 (adj.)	0,99	0,99	-
recm	0,04	0,04	-
ll	105,00	-	160,26
src	0,08	0,08	-

Nota: Parámetros / Error Standard / Probabilidad

### c) Impuesto Selectivo al Consumo

En primer lugar, los test de sobreidentificación indican que todos los instrumentos son válidos con lo cual se descarta la sobreidentificación de la estimación (ver Tabla IV.A). En segundo lugar, no se muestra evidencia para rechazar la hipótesis de homocedasticidad (ver Tabla IV.B) con lo cual los test aplicados no mostrarían sesgos. Finalmente la estimación del modelo de MC2E muestra pocas diferencias con los resultados encontrados en el modelo MCO (ver Tabla IV.D).

**Tabla IV.A: Test de sobreidentificación**

Ho: Todos los instrumentos son válidos

Test	Estadístico	Distribución	P-value
Hansen-J	2,8465	Chi-Cuadrado (1)	0,0916
Sargan	3,2800	Chi-Cuadrado (1)	0,0701
Sargan*	3,0460	Chi-Cuadrado (1)	0,0810
Basmann	3,1730	Chi-Cuadrado (1)	0,0749
Sargan pseudo-F	3,0460	F(1,52)	0,0869
Basmann pseudo-F	3,1730	F(1,51)	0,0808

\* Ajustado por el número de restricciones sobreidentificadas.

**Tabla IV.B: Test de heterocedasticidad en MC2E**

Ho: Las perturbacionesw son homocedásticas

**a) Test utilizando sólo niveles de MC2E**

General Pagan-Hall	:	6,124	Chi-sq(4)	P-value = 0,1901
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	6,729	Chi-sq(4)	P-value = 0,1509
White/Koenker (test nR2)	:	6,760	Chi-sq(4)	P-value = 0,1491
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	7,463	Chi-sq(4)	P-value = 0,1133

**b) Test utilizando valores estimados y sus cuadrados**

Pagan-Hall general test statistic	:	0,543	Chi-sq(2)	P-value = 0,7622
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	0,587	Chi-sq(2)	P-value = 0,7457
White/Koenker (test nR2)	:	0,763	Chi-sq(2)	P-value = 0,6829
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	0,842	Chi-sq(2)	P-value = 0,6564

Al evaluar la evidencia de cointegración (ver Tabla IV.C), según el test de Johansen no se tiene ninguna relación de cointegración, mientras los test de PO y EG, rechazan la hipótesis nula de no cointegración en el caso del PBI, debido a ello se descarta la posibilidad de cointegración.

**Tabla IV.C: Test de Cointegración**

Ho: Existen r relaciones de cointegración

Relaciones de Cointegración ( r )	Johansen **	
	Traza	MVP
Ninguno	0,1905	0,3045
Al menos 1	0,1088	0,1088

\* Existe un vector de cointegración

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ho: Las series no cointegran

Dependiente	Phillips-Ouliaris***		Engle y Granger***	
	TAU	Z	TAU	Z
log ISC	0,0433	0,0316	0,0412	0,0291
log PBI	0,8876	0,8868	0,9485	0,9518

\*\*\* MacKinnon (1996) p-values.

**Tabla IV.D: Resultados**

Variable	MCO	MC2E
log PBI	<b>0,368</b> 0,055 0,000	<b>0,301</b> 0,067 0,000
d_tasa_isc	<b>0,104</b> 0,048 0,034	<b>0,108</b> 0,050 0,037
Crisis	<b>-0,212</b> 0,091 0,023	<b>-0,194</b> 0,090 0,035
Constante	<b>5,020</b> 0,273 0,000	<b>5,350</b> 0,330 0,000
Akaike	-86,10	-
Schwarz	-78,00	-
r2 (adj.)	0,41	0,396
recm	0,11	0,109
II	47,00	-
src	0,61	0,622

Nota: Parámetros / Error Standard / Probabilidad

d) Impuesto a las Importaciones

Por un lado, los test de instrumentos débiles indican la existencia potencial de sobreidentificación de la estimación (ver Tabla V.A). Por otro lado, de acuerdo al segundo bloque de test aplicados sobre la hipótesis de homocedasticidad, habría cierta evidencia para rechazar dicha hipótesis (ver Tabla V.B), con lo cual los estadísticos se encontrarían potencialmente sesgados, sin embargo, basándonos en la estimación realizada por OGMM permitimos un mayor grado de holgura. Finalmente la estimación del modelo de MC2E muestra una elasticidad menor a la reportada en el modelo MCO (ver Tabla V.D).

**Tabla V.A: Test de sobreidentificación**

Ho: Todos los instrumentos son válidos

Test	Estadístico	Distribución	P-value
Hansen-J	7,7047	Chi-Cuadrado (1)	0,0055
Sargan	12,0870	Chi-Cuadrado (1)	0,0005
Sargan*	11,4400	Chi-Cuadrado (1)	0,0007
Basmann	14,3130	Chi-Cuadrado (1)	0,0002
Sargan pseudo-F	11,4400	F(1,53)	0,0014
Basmann pseudo-F	14,3130	F(1,52)	0,0004

\* Ajustado por el número de restricciones sobreidentificadas.

**Tabla V.B: Test de heterocedasticidad en MC2E**

Ho: Las perturbacionesw son homocedásticas

**a) Test utilizando sólo niveles de MC2E**

General Pagan-Hall	:	4,638 Chi-sq(3) P-value = 0,2003
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	4,315 Chi-sq(3) P-value = 0,2294
White/Koenker (test nR2)	:	6,791 Chi-sq(3) P-value = 0,0789
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	5,612 Chi-sq(3) P-value = 0,1321

**b) Test utilizando valores estimados y sus cuadrados**

Pagan-Hall general test statistic	:	6,969 Chi-sq(2) P-value = 0,0307
Pagan-Hall (test wald - sup. normalidad)	:	6,407 Chi-sq(2) P-value = 0,0406
White/Koenker (test nR2)	:	9,134 Chi-sq(2) P-value = 0,0104
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	:	7,548 Chi-sq(2) P-value = 0,0230

Al evaluar la evidencia de cointegración (ver Tabla V.C), tendríamos al menos un vector de cointegración según el test de Johansen, mientras los test de PO y EG, rechazan fuertemente la hipótesis nula de no cointegración. Tomando en cuenta los resultados anteriores, se estima el modelo VEC alcanzándose una elasticidad de 0,933 con respecto al PBI (ver Tabla V.D).

**Tabla V.C: Test de Cointegración**

Ho: Existen r relaciones de cointegración

Relaciones de Cointegración ( r )	Johansen **	
	Traza	MVP
Ninguno*	0,0001	0,0001
Al menos 1	0,5255	0,5255

\* Existe un vector de cointegración

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ho: Las series no cointegran

Dependiente	Phillips-Ouliaris***		Engle y Granger***	
	TAU	Z	TAU	Z
log Arancel	0,0736	0,0593	0,0630	0,0460
log PBI	0,2408	0,2392	0,1880	0,1661

\*\*\* MacKinnon (1996) p-values.

**Tabla V.D: Resultados**

Variable	MCO	MC2E	VEC
log PBI	<b>0,808</b> 0,205 0,000	<b>0,608</b> 0,267 0,027	<b>0,933</b> 0,385 0,019
d_tasa_arancel	<b>0,887</b> 0,101 0,000	<b>0,796</b> 0,126 0,000	
Constante	<b>4,480</b> 0,797 0,000	<b>5,270</b> 1,050 0,000	
Akaike	-84,20	-	-7,29
Schwarz	-78,10	-	-6,85
r2 (adj.)	0,84	0,83	-
recm	0,11	0,11	-
II	45,10	-	208,95
src	0,66	0,66	-

Nota: Parámetros / Error Standard / Probabilidad

e) Pagos a cuenta vinculados a minería

Las estimaciones realizadas a través del VEC, muestran resultados en línea con las elasticidades encontradas en el modelo OLS. Del mismo modo, la evidencia de cointegración se presenta en la Tabla VI.A. Tomando en cuenta los resultados anteriores, se estima el modelo VEC alcanzándose una elasticidad de 2.73 con respecto al índice de precio de minerales tal y como muestran los siguientes resultados:

$$\Delta \ln PCMIN_t = -0,51 - 0,72(\ln PCMin_{t-1} - 2,73\ln Px^M_{t-1} + 7,54) + 0,07 \Delta \log PCMin_{t-1} \\ + 0,28 \Delta \ln Px^M_{t-1} + 0,67 * Volumen_t - 0,20 * BoomPrecios_t$$

$$\Delta \ln Px^M_t = -0,03 - 0,02(\ln PCMin_{t-1} - 2,73\ln Px^M_{t-1} + 7,54) - 0,02 \Delta \log PCMin_{t-1} \\ + 0,30 \Delta \ln Px^M_{t-1} + 0,05 * Volumen_t + 0,01 * BoomPrecios_t$$

**Tabla VI.A: Test de Cointegración de Johansen**

Ho: Existen r relaciones de cointegración

Relaciones de Cointegración ( r )	Johansen **	
	Traza	MVP
Ninguno*	0,0041	0,0097
Al menos 1	0,0552	0,0552

\* Existe un vector de cointegración

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ho: Las series no cointegran

Dependiente	Phillips-Ouliaris***		Engle y Granger***	
	TAU	Z	TAU	Z
log Min	0,0482	0,0362	0,0366	0,0225
log Px_m	0,0781	0,0515	0,0614	0,0347

\*\*\* MacKinnon (1996) p-values.

f) Pagos a cuenta vinculados a hidrocarburos

Tal y como muestran la Tablas VII.A, las series de ingresos por pagos a cuenta de hidrocarburos y el índice de precios de petróleo (índice de Fisher), presentan al menos un vector de cointegración. Sin embargo, tal y como se muestra a continuación, los resultados encontrados no distan mucho de las elasticidades halladas en el modelo MCO.

$$\Delta \ln PCHidro_t = -0,06 - 0,34(\ln PCHidro_{t-1} - 2,33\ln Px^H_{t-1} + 8,42) + 0,04 \Delta \log PCHidro_{t-1} \\ + 0,18 \Delta \log PCHidro_{t-2} - 0,19 \Delta \ln Px^H_{t-1} + 0,18 \Delta \ln Px^H_{t-2} \\ \Delta \ln Px^H_t = 0,04 - 0,07(\ln PCHidro_{t-1} - 2,33\ln Px^H_{t-1} + 8,42) - 0,04 \Delta \log PCHidro_{t-1} \\ - 0,07 \Delta \log PCHidro_{t-2} + 0,30 \Delta \ln Px^H_{t-1} + 0,13 \Delta \ln Px^H_{t-2}$$

**Tabla VII.A : Test de Cointegración de Johansen**

Ho: Existen r relaciones de cointegración

Relaciones de Cointegración ( r )	Johansen **	
	Traza	MVP
Ninguno*	0,0191	0,0215
Al menos 1	0,1964	0,1964

\* Existe un vector de cointegración

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ho: Las series no cointegran

Dependiente	Phillips-Ouliaris***		Engle y Granger***	
	TAU	Z	TAU	Z
log Hidro	0,0123	0,0137	0,0161	0,0240
log Px_h	0,0071	0,0183	0,0093	0,0019

\*\*\* MacKinnon (1996) p-values.

Por último, se estimaron versiones asimétricas de los modelos para cada una de las categorías ajustadas al ciclo de PBI. Las estimaciones se realizaron a través de MCO robusto de heterocedasticidad, tomando en cuenta como variables explicativas las series de PBI en períodos de brecha negativa y en períodos de brecha

positiva. Como se observa en los resultados ambos parámetros son iguales en cada una de las categorías de ingresos.

**Tabla VIII.A : Resultados estimación de versión asimétrica**

Variable	IR	IGV	ISC	Arancel
log PBI (negativo)	<b>2,430</b>	<b>1,960</b>	<b>0,395</b>	<b>0,793</b>
	0,053	0,025	0,056	0,216
	0,000	0,000	0,000	0,001
log PBI (positivo)	<b>2,420</b>	<b>1,960</b>	<b>0,388</b>	<b>0,795</b>
	0,051	0,025	0,055	0,214
	0,000	0,000	0,000	0,001
d_tasa_igv		<b>0,047</b>		
		0,011		
		0,000		
d_tasa_isc			<b>0,099</b>	
			0,048	
			0,043	
Crisis				<b>-0,219</b>
				0,089
				0,017
d_tasa_arancel				<b>0,883</b>
				0,103
				0,000
Constante	<b>-4,460</b>	<b>-1,470</b>	<b>4,900</b>	<b>4,540</b>
	0,266	0,123	0,274	0,843
	0,000	0,000	0,000	0,000
aic	-120,00	-203,00	-85,40	-82,30
bic	-114,00	-195,00	-75,20	-74,20
r2_a	0,98	0,99	0,41	0,83
rmse	0,08	0,04	0,11	0,11
ll	63,10	105,00	47,70	45,10
rss	0,34	0,08	0,597	0,654

Nota: Parámetros / Error Standard / Probabilidad

**Anexo III: Evidencia internacional en la estimación de elasticidades, OECD.**

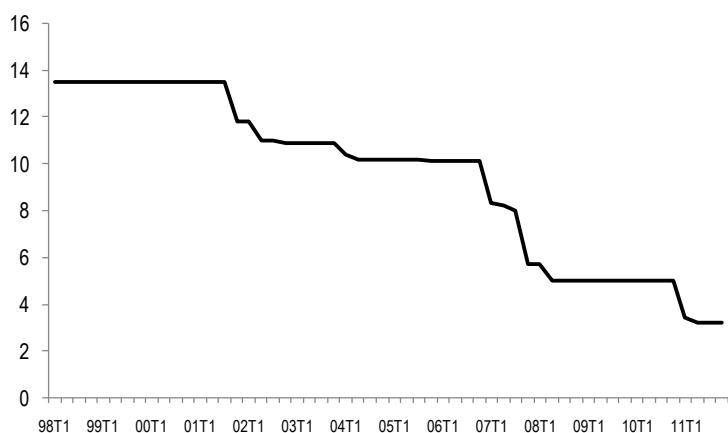
Países	Impuestos Corporativos	Impuestos a la Renta	Impuestos Indirectos	Contribución al Seguro Social
Alemania	1,53	1,61	1,00	0,57
Australia	1,45	1,04	1,00	0,00
Austria	1,69	1,31	1,00	0,58
Bélgica	1,57	1,09	1,00	0,80
Canadá	1,55	1,10	1,00	0,56
Corea del Sur	1,52	1,40	1,00	0,51
Dinamarca	1,65	0,96	1,00	0,72
EEUU	1,53	1,30	1,00	0,64
Eslovaquia	1,32	0,70	1,00	0,70
España	1,15	1,92	1,00	0,68
Finlandia	1,64	0,91	1,00	0,62
Francia	1,59	1,18	1,00	0,79
Grecia	1,08	1,80	1,00	0,85
Holanda	1,52	1,69	1,00	0,56
Hungría	1,44	1,70	1,00	0,63
Irlanda	1,30	1,44	1,00	0,88
Islandia	2,08	0,86	1,00	0,60
Italia	1,12	1,75	1,00	0,86
Japón	1,65	1,17	1,00	0,55
Luxemburgo	1,75	1,50	1,00	0,76
Noruega	1,42	1,02	1,00	0,80
Nueva Zelanda	1,37	0,92	1,00	0,00
Polonia	1,39	1,00	1,00	0,69
Portugal	1,17	1,53	1,00	0,92
Reino Unido	1,66	1,18	1,00	0,91
República Checa	1,39	1,19	1,00	0,80
Suecia	1,78	0,92	1,00	0,72
Suiza	1,78	1,10	1,00	0,69
Promedio OECD	1,50	1,26	1,00	0,71
Promedio Zona Euro	1,43	1,48	1,00	0,74
Max	2,08	1,92	1,00	0,92
Min	1,08	0,70	1,00	0,00

Fuente: Girouard y André (2005)

#### Anexo IV: Variables de control para la estimación de elasticidades

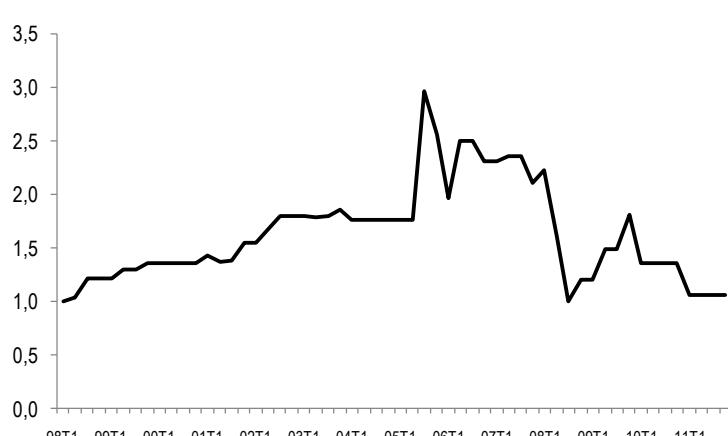
##### -Arancel Promedio (%)

Arancel promedio			
Mar-98	13,5	Jul-07	8,0
Sep-01	11,8	Oct-07	5,8
Abr-02	11,0	Oct-07	5,7
Sep-02	10,9	Mar-08	5,0
Ene-04	10,4	Ene-09	5,0
Mar-04	10,2	Mar-09	5,0
Dic-04	10,2	Dic-09	5,0
Nov-05	10,1	Mar-10	5,0
Dic-05	10,1	Mar-10	5,0
Dic-06	8,3	Dic-10	3,4
Abr-07	8,2	Ene-11	3,4
Jul-07	8,2	Jul-11	3,2



##### -Alícuota Promedio del ISC (S/.)

Alícuota Promedio			
98T1	1,00	05T4	2,56
98T2	1,03	06T1	1,96
98T3	1,22	06T2	2,50
99T2	1,30	06T3	2,50
99T4	1,36	06T4	2,31
01T1	1,43	07T2	2,35
01T2	1,37	07T4	2,11
01T3	1,38	08T1	2,22
01T4	1,55	08T2	1,60
02T2	1,67	08T3	1,00
02T3	1,80	08T4	1,20
03T2	1,78	09T2	1,49
03T3	1,80	09T4	1,81
03T4	1,86	10T1	1,36
04T1	1,76	11T1	1,06
05T3	2,96		



##### -Tasa de IGV

Vigente desde	Vigente hasta	Impuesto General a las Ventas	Impuesto de Promoción Municipal	Total Impuesto	Base Legal	Fecha de publicación
01/01/1996	31/07/2003	16%	2%	18%	Decreto Legislativo N° 796 -Ley 27037	31/12/1995
01/08/2003	31/12/2004	17%	2%	19%	Ley N° 28033	19/07/2003
01/01/2005	31/12/2005	17%	2%	19%	Ley N° 28426	21/12/2004
01/01/2006	31/12/2006	17%	2%	19%	Ley N° 28653	22/12/2005
01/01/2007	31/12/2007	17%	2%	19%	Ley N° 28929	12/12/2006
01/01/2008	31/12/2008	17%	2%	19%	Ley N° 29144	10/12/2007
01/01/2009	31/12/2009	17%	2%	19%	Ley N° 29291	11/12/2008
01/01/2010	31/12/2010	17%	2%	19%	Ley N° 29467	08/12/2009
01/01/2011	31/12/2011	17%	2%	19%	Ley N° 29628	09/12/2010
01/03/2011	31/12/2011	16%	2%	18%	Ley N° 29666	20/02/2011

## Anexo V: Metodologías de estimación del PBI potencial

### El filtro de Hodrick y Prescott (HP)

El filtro HP es una de las herramientas más populares para descomponer las series en sus componentes de tendencia y cíclico. Dado  $y_t$ , el (logaritmo del) PBI, su componente de tendencia ( $y_t^*$ ) se obtiene resolviendo el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\{y_t^*\}} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$$

Donde  $\lambda$  controla el grado de suavización de  $y_t^*$ . A mayor  $\lambda$ , el componente de tendencia de  $y_t$  es menos volátil. La práctica usual es fijar  $\lambda = 1600$  para series de frecuencia trimestral<sup>69</sup>.

### El Filtro de Baxter & King

Este filtro conocido como “Filtro de Paso de Bandas” (Band Pass Filter) propuesto por Baxter & King (1995) permite aislar determinadas frecuencias de la serie (tendencias determinísticas, estocásticas, el componente estacional e irregular) y obtener el componente cíclico de la misma.

La característica principal de este filtro es que a través del uso de una media móvil simétrica, elimina los componentes tendenciales (asociados a frecuencias bajas) e irregulares (asociados a frecuencias altas) reteniendo los ciclos (frecuencias intermedias).

### El filtro de Christiano y Fitzgerald (CF)

Otra aproximación está dada por el filtro definido por Christiano y Fitzgerald (1999) (CF). El filtro puede expresarse como una media móvil finita, valor de la serie filtrada en el momento  $t$ , y se obtiene como sigue:

$$c_t = \sum_{j=t-T}^{t-1} \hat{\psi}_j y_{t-j}$$

Donde  $y_t$  es la serie de entrada de la que se dispone de una muestra de tamaño  $T$ . Se puede destacar que a diferencia del filtro Baxter y King, el filtro CF utiliza todos los datos de la muestra para estimar  $c_t$  lo que tiene como consecuencia que el filtro no es simétrico. Debido a que una cantidad de series macroeconómicas presentan espectros similares al de un paseo aleatorio, los autores utilizan esta función para ponderar cada frecuencia en la derivación del filtro. Los coeficientes del filtro, son los que se derivan de resolver el siguiente problema de optimización donde se incorpora como ponderación de cada frecuencia, el pseudo-espectro de un paseo aleatorio:

$$\text{Min}Q_\psi = \int_{-\pi}^{\pi} |\psi(e^{i\omega}) - \hat{\psi}(e^{i\omega})|^2 f(\omega) d\omega$$

$$\text{Donde } f(\omega) = \frac{1}{2(1 - \cos(\omega))}$$

---

<sup>69</sup> El tradicional 1600 que se utiliza para datos trimestrales fue sugerido por Hodrick & Prescott suponiendo que el ciclo tiene una desviación estándar de 5 aproximadamente (porcentual) y la segunda diferencia del componente permanente una desviación estándar de 1/8. De allí se obtiene  $\sqrt{\lambda} = \frac{5}{1/8} \rightarrow \lambda = 1600$ .

La función  $f(\omega)$  es decreciente en  $\omega$  y tiende a infinito cuando  $\omega \rightarrow 0$ , así se le otorga mayor peso a las frecuencias bajas. Resolviendo el problema de minimización anterior se obtienen los coeficientes  $\hat{\psi}_j$  y su expresión es la siguiente:

$$\hat{\omega}_j = \begin{cases} \frac{1}{2} \Psi_0 - \sum_{k=0}^{j-1} \Psi_k; & j = t-1 \\ \Psi_j; & para j = t-2, \dots, T = t-1 \\ \frac{1}{2} \Psi_0 - \sum_{k=j+1}^0 \Psi_k; & j = T-t \end{cases}$$

Teniendo en cuenta la manera en que se obtienen los valores de la serie filtrada y la forma de los coeficientes, se puede observar que cada dato es obtenido con un conjunto de coeficientes diferente a los demás. Esto quiere decir que la función de ganancia depende de la posición que ocupe el dato. En CF no hay una restricción que asegure que la serie de salida sea estacionaria, por lo cual en caso que la serie original presente una raíz unitaria, la tendencia deberá ser tratada antes de aplicar el filtro.

### Enfoque del Filtro de Kalman

El filtro de Kalman es un procedimiento recursivo que permite calcular una estimación óptima de un vector de estados no observados para el período  $t$ , sobre la base de la información disponible en dicho período. En general, las variables no observables se pueden identificar bajo el supuesto de que afectan la evolución de las variables observadas y se comportan bajo un proceso subyacente que es conocido. Cuando las variables observables incluyen sólo el (logaritmo del) nivel del PBI, nos referiremos a un método de filtro univariado, y cuando utilicemos más de una ecuación de observación para estimar la brecha de producto y el producto potencial, nos referiremos a un método de filtro multivariado.

#### (i) Enfoque del Filtro de Kalman Univariado

En general, el PBI (desestacionalizado) se descompone en dos componentes no observables: el componente de tendencia (el producto potencial) y el componente cíclico (la brecha de producto). Suponiendo, entonces, que los componentes tanto de tendencia como cíclico evolucionan de manera subyacente como un proceso autorregresivo o como un camino aleatorio, se pueden obtener estimaciones para ambos componentes no observados. Esta clase de estimación puede utilizar información adicional proveniente de la teoría económica para mejorar la estimación del producto potencial y la brecha de producto. En particular, conociendo que la brecha de producto contribuye a explicar la dinámica de la inflación, podemos, entonces, basar también nuestras estimaciones en un marco semiestructural al incorporar algo de teoría económica, en lugar de depender solo de filtros mecánicos univariados.

$$y_t = y_t^* + y_t^c \quad (a)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} \quad (b)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (c)$$

$$y_t^c = \varepsilon_t^c. \quad (d)$$

Las variables  $y_t^c$  y  $g_t$  representan el componente cíclico de  $y_t$  (la brecha de producto) y el crecimiento tendencial, respectivamente;  $\varepsilon_t^c$  y  $\varepsilon_t^g$  son términos residuales de media 0 con varianzas respectivas de  $\sigma_c^2$  y  $\sigma_g^2$ . El grado de volatilidad del componente tendencial puede regularse restringiendo la varianza relativa de  $\varepsilon_t^c$  a  $\varepsilon_t^g$  ( $\sigma_c^2 / \sigma_g^2$ ) al valor de  $\lambda$ . El sistema puede estimarse por el método de máxima verosimilitud usando el filtro de Kalman, siendo la ecuación (a) la ecuación de señal o de medida y las ecuaciones (b)-(d) las ecuaciones de transición del sistema.

### (ii) Enfoque del Filtro de Kalman Multivariado que incluye una Curva de Phillips

Se puede agregar la típica curva de Phillips retrospectiva como una segunda ecuación de señal en el sistema antes presentado. Dicha relación macroeconómica establece que las desviaciones de la inflación tienen un vínculo directo con la brecha de producto. Por lo tanto, la evolución de la tasa de inflación puede proporcionar información útil para determinar la evolución actual de la tendencia del PBI:

$$\hat{\pi}_t = \sum_{p=1}^P \alpha_p^\pi \hat{\pi}_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \alpha_q^y (y_t - y_t^*) + x_{1,t}^\top \alpha + \varepsilon_t^\pi$$

Donde  $\hat{\pi}_t$  es la desviación de la inflación con relación a su meta y  $x_{1,t}$  es un vector que contiene otros determinantes de la inflación, mientras  $\varepsilon_t^\pi$  es un procedimiento ruido blanco de media 0 y varianza  $\sigma_\pi^2$ . Por último, p y q corresponden al número de rezagos de las desviaciones de inflación y la brecha de producto, respectivamente. La incorporación de rezagos es necesaria para un seguimiento adecuado de la dinámica de las desviaciones de la tasa de inflación. Como en el caso previo, se restringe la varianza relativa de  $\varepsilon_t^c$  a  $\varepsilon_t^g$  ( $\sigma_c^2 / \sigma_g^2$ ) al valor de  $\lambda$  y el sistema se estima por máxima verosimilitud.

### Enfoque de la función de Producción

La función de producción agregada de la economía con retornos constantes a escala que puede denotarse a partir de una Cobb-Douglas, como:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

$Y_t$ : PBI real;  $K_t$ : Stock de Capital;  $A_t$ : Es un parámetro tecnológico o de productividad;  $L_t$ : Población;  $\alpha$ : participación del capital físico en el promedio.

- a) Cálculo del Stock de capital: Método de inventarios perpetuos.

$$K_t = (1-d)K_{t-1} + I_{t-1}$$

- b) d: Tasa de depreciación: 5%

- c) Stock de capital inicial: Se asume que la economía se encuentra en estado estacionario:

$$K_0 = I_1 / (g + d)$$

$g$  : Tasa de crecimiento del producto.  $d$  : Tasa de depreciación.

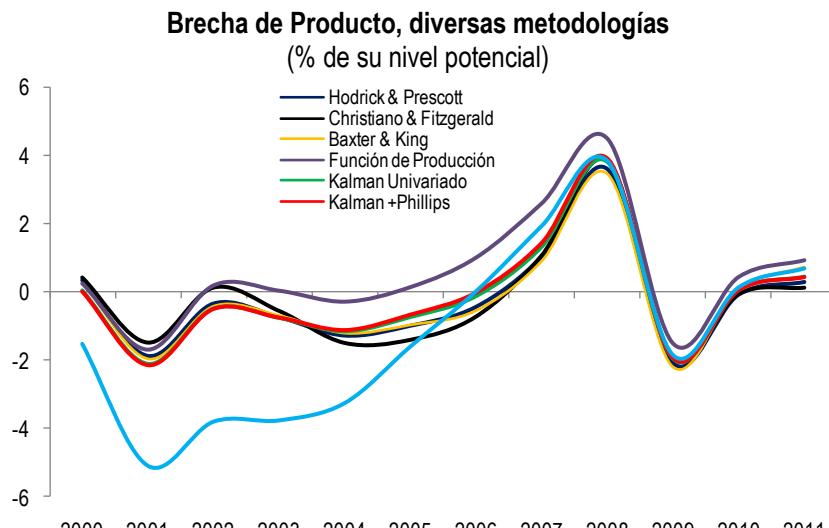
- d)  $A_t = \ln(Y_t) - \alpha \ln(K_t) - (1-\alpha) \ln(L_t)$

e)  $\alpha = 0,42$ <sup>70</sup>

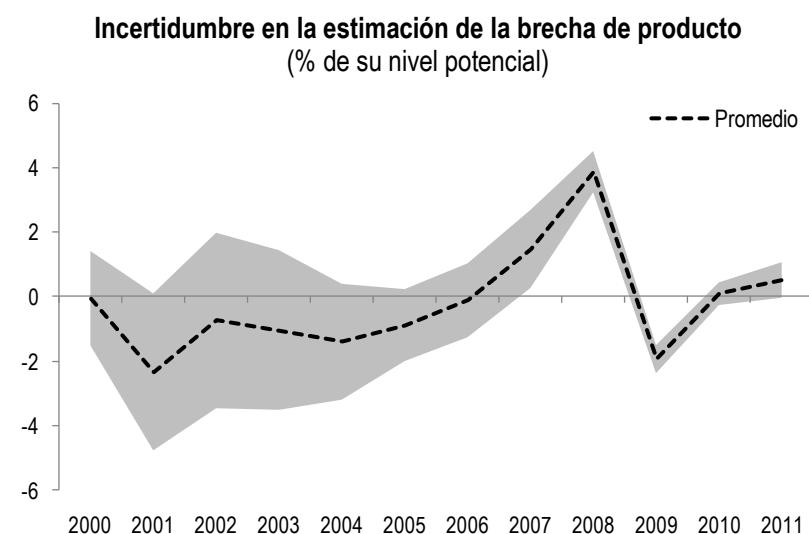
$$f) Y_t^{pot} = \alpha K_t + (1 - \alpha) L_t + A_t^{pot}$$

$A^{pot}$ : Productividad Potencial (tendencia Hodrick-Prescott).

En el gráfico subyacente se presenta el resultado de la brecha de producto por cada metodología propuesta, además de la calculada por el BCRP.



Fuente: MEF, BCRP.



Fuente: MEF, BCRP.

<sup>70</sup> Se halló una relación de largo plazo entre el producto, el capital y el trabajo (cointegración), lo cual implica asumir que la economía alcanza un estado estacionario y por lo tanto la productividad es constante.

**Anexo VI: Estimación del PBI Tendencial (Var. % anual)**

	PBI Tendencial						
	Hodrick & Prescott	Christiano & Fitzgerald	Baxter & King	Función de Producción	Kalman Univariado	Kalman +Phillips	BCRP
1998	2,9	3,0	2,5	3,5	2,7	2,7	
1999	2,2	2,0	1,9	2,2	2,1	2,0	
2000	2,1	1,6	1,9	2,0	2,0	2,0	
2001	2,5	2,2	2,5	2,2	2,4	2,4	3,8
2002	3,4	3,3	3,4	3,0	3,3	3,3	3,6
2003	4,5	4,8	4,3	4,2	4,3	4,3	4,0
2004	5,6	6,0	5,5	5,3	5,4	5,4	4,4
2005	6,5	6,7	6,6	6,4	6,4	6,3	5,0
2006	7,1	7,0	7,3	6,8	7,1	7,0	6,0
2007	7,3	7,0	7,3	7,2	7,3	7,3	6,9
2008	7,1	6,9	7,1	7,8	7,2	7,2	7,7
2009	6,7	6,8	6,7	7,0	6,8	6,8	6,9
2010	6,6	6,8	6,3	6,7	6,6	6,6	6,5
2011	6,5	6,7	6,2	6,4	6,5	6,5	6,4

Fuente: MEF.

**Anexo VII: Cálculo de la Brecha de Producto (% de su nivel tendencial)**

	Brecha de Producto						
	Hodrick & Prescott	Christian & Fitzgerald	Baxter & King	Función de Producción	Kalman Univariado	Kalman +Phillips	BCRP
1998	0,7	0,2	0,2	0,6	0,2	0,2	
1999	-0,5	-0,9	-0,8	-0,7	-0,9	-0,9	
2000	0,3	0,4	0,2	0,3	0,0	0,0	-1,5
2001	-1,9	-1,5	-2,0	-1,7	-2,1	-2,1	-5,1
2002	-0,4	0,1	-0,4	0,2	-0,5	-0,5	-3,8
2003	-0,8	-0,6	-0,7	0,0	-0,8	-0,7	-3,8
2004	-1,3	-1,5	-1,2	-0,3	-1,2	-1,1	-3,3
2005	-1,0	-1,4	-1,0	0,1	-0,7	-0,7	-1,6
2006	-0,4	-0,7	-0,6	1,0	-0,1	0,0	0,0
2007	1,0	1,1	0,9	2,6	1,3	1,4	1,9
2008	3,6	3,8	3,5	4,5	3,8	3,9	3,8
2009	-2,1	-1,9	-2,2	-1,5	-2,0	-1,9	-1,9
2010	-0,1	-0,1	0,1	0,4	0,0	0,1	0,1
2011	0,3	0,1	0,7	0,9	0,4	0,4	0,7

Fuente: MEF.

**Anexo VIII: Ingresos Estructurales por cuentas fiscales (Mill. S/.)**

	INGRESOS NO COMMODITIES					INGRESOS MINEROS					INGRESOS HIDROCARBUROS			
	IR NO COMMODITIES	IGV	ISC	ARANCELES	OTROS	IR 3ERA	REGULARIZACIÓN	REGALÍAS	IEM	GRAVAMEN	REMANENTE	IR 3ERA	REGULARIZACIÓN	REGALÍAS
1998	5 497	10 972	3 423	2 966	7 996	539	60	0	0	0	0	222	33	266
1999	4 996	11 076	3 457	2 914	8 224	349	48	0	0	0	0	39	10	262
2000	4 769	11 960	3 449	2 961	9 379	443	247	0	0	0	0	38	58	292
2001	5 498	12 099	3 592	2 845	7 984	495	144	0	0	0	0	92	67	434
2002	5 781	12 708	4 196	2 504	8 368	814	228	0	0	0	0	18	5	566
2003	7 354	14 266	4 544	2 571	7 465	696	882	0	0	0	0	84	34	585
2004	7 944	16 434	4 492	2 776	8 167	475	853	0	0	0	0	110	46	650
2005	8 793	18 466	4 079	3 166	8 974	623	713	205	0	0	0	87	19	847
2006	11 710	21 543	4 044	2 849	10 618	845	693	223	0	0	0	150	72	1 012
2007	12 721	24 893	4 268	2 172	11 070	1 147	441	283	0	0	0	177	40	1 131
2008	14 975	30 412	3 412	1 853	12 704	1 454	123	272	0	0	0	165	17	1 339
2009	17 596	30 103	4 175	1 517	13 644	1 086	98	247	0	0	0	213	14	1 711
2010	19 087	35 505	4 667	1 802	14 615	997	327	366	0	0	0	274	88	2 045
2011	23 734	40 218	4 709	1 375	15 104	951	304	426	30	69	0	353	115	2 613

Fuente: MEF.

#### Anexo IX: Test de Cointegración entre producción y precios internacionales

A fin de evaluar una posible relación de largo plazo entre los niveles de producción del sector minero e hidrocarburos con los niveles de precios internacionales, se aplicaron diferentes especificaciones del Test de Cointegración de Johansen bajo la hipótesis nula de no cointegración. Utilizando como medida de producción el PBI sectorial minero e hidrocarburos, y como indicador de precios el índice encadenado de Fisher (para ambos sectores), bajo una muestra que cubre los años 1994-2011, los test muestran que la hipótesis evaluada no puede ser rechazada, es decir, no existe evidencia de una relación de largo plazo entre producción y precios de ambos sectores para el caso peruano.

#### Test de Johansen

Minería		
	Con intercepto	Con Intercepto y tendencia
Test en base a Trazza	0,6741	0,7459
Test en base a Máximo Valor Propio	0,7502	0,7064
Hidrocarburos		
	Con intercepto	Con Intercepto y tendencia
Test en base a Trazza	0,2981	0,2756
Test en base a Máximo Valor Propio	0,2321	0,3373

Fuente: MEF

## Anexo X: Cálculo alternativo para la estimación de la elasticidad de regalías mineras.

Tomando en cuenta que, de acuerdo al nuevo esquema de aporte de regalías mineras, su base imponible son las utilidades, podríamos plantear la siguiente ecuación:

$$Reg_t = T(P_t Q_t - C_t) \quad (1)$$

Donde:  $Reg_t$  corresponde a los ingresos por regalías mineras ,  $T$  la tasa impositiva,  $P_t$  el precio internacional de los minerales,  $Q_t$  la producción Minera y  $C_t$  el nivel de costos total (incluyendo gastos operativos) del sector Minero<sup>71</sup>.

Se asume que, tanto el nivel de producción como los costos totales reaccionan a la brecha de precios internacionales, por lo que se puede definir:

$$Q_t = \bar{Q} \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right)^\alpha \quad (2)$$

$$C_t = \bar{C} \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right)^\beta \quad (3)$$

Donde:  $\bar{Q}$ ,  $\bar{C}$  y  $\bar{P}$  son los niveles de largo plazo de producción, costos y precios internacionales, respectivamente. Además,  $\alpha$  y  $\beta$  son las elasticidades de las brechas de producción y costos frente a la brecha de precios internacionales.

Tomando en cuenta la ecuación (1), las regalías en el largo plazo se definen como:

$$\bar{R} = T(\bar{P}\bar{Q} - \bar{C}) \quad (4)$$

Podemos reemplazar las ecuaciones (2) y (3) en la ecuación (1), con lo cual tendremos:

$$Reg_t = T \left( P_t \bar{Q} \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right)^\alpha - \bar{C} \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right)^\beta \right) \quad (5)$$

Log-linealizando la ecuación (5) alrededor de su equilibrio de largo plazo, se obtiene la siguiente expresión (en donde las variables en minúscula representan las variaciones porcentuales alrededor de los estados estacionarios):

$$\bar{R}r_t = T(\bar{P}\bar{Q}(1 + \alpha) - \bar{C} \beta)p_t \quad (6)$$

Reemplazando la ecuación (4) en (6) tenemos:

$$r_t = \left( \frac{\bar{P}\bar{Q}(1 + \alpha) - \bar{C} \beta}{\bar{P}\bar{Q} - \bar{C}} \right) p_t \quad (7)$$

Asumiendo que las regalías se relacionan con la brecha de precios internacionales de la siguiente forma:

$$Reg_t = \bar{R} \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right)^\varepsilon \quad (8)$$

---

<sup>71</sup> Si bien algunas empresas mineras presentan actual contratos de garantías, muchos de ellos se encuentran próximos a vencer, por lo que se pueden utilizar los datos agregados del sector para la estimación de la elasticidad a largo plazo.

La elasticidad de las regalías en relación a los precios internacionales, se puede definir como:

$$\epsilon = \frac{\bar{P}\bar{Q}(1+\alpha)-\bar{C}\beta}{\bar{P}\bar{Q}-\bar{C}} \quad (9)$$

Por último, asumiendo que la producción y los costos no reaccionan a la brecha de precios internacionales ( $\alpha = \beta = 0$ ), la elasticidad sería igual al ratio de Ventas sobre Utilidades (inversa del margen de utilidades)

### **Aplicación**

Tomando en cuenta el promedio de margen de utilidades del período 2009-2011 de los balances presentados por las empresas mineras a la Superintendencia del Mercado de Valores (38,6%), la elasticidad para el sector minero alcanzaría un nivel de 2,59.

## Anexo XI: Elasticidad IGV-PBI y sensibilidad del Resultado Económico Estructural

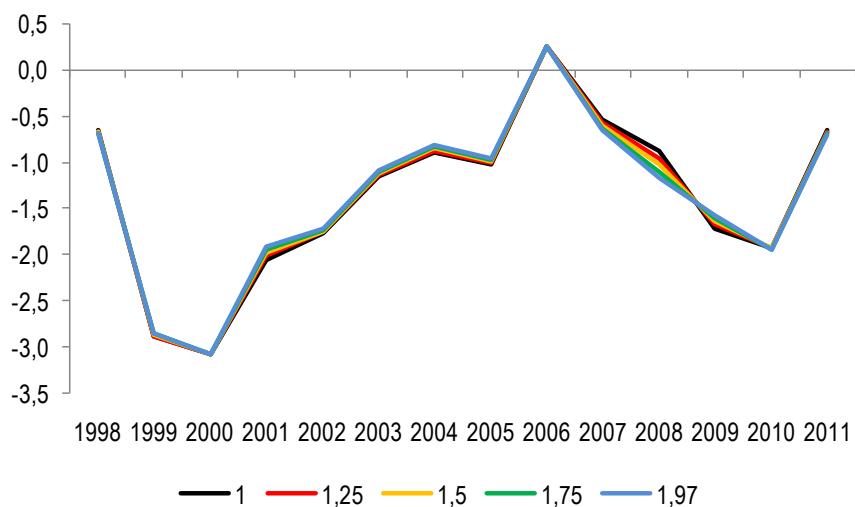
Dado un valor de la elasticidad entre el IGV y PBI estimado de 1,97, alto en términos de la evidencia internacional, se consideró evaluar la sensibilidad del resultado económico estructural ante cambios en su valor (entre un rango de 1 y 2).

Los resultados arrojan diferencias marginales en el Balance Estructural cuando varían las elasticidades. Sólo en períodos donde el PBI observado difiere fuertemente de su nivel tendencial (ya sea mediante brechas positivas o negativas) el valor de la elasticidad IGV-PBI no es trivial. Sin embargo, en “tiempos normales”, dicho valor no es determinante para la evaluación de la posición fiscal.

Para el caso peruano, y dada la evidencia mostrada en el Anexo V, el 2008 fue el año en que la brecha tuvo su mayor pico de la muestra, lo que evidencia una diferencia de 0,3% del PBI entre el estimado del Balance Estructural cuando se consideran los valores extremos de las elasticidades utilizadas (de 1 y 1,97).

Por su parte, el año 2009 se observó una de las mayores brechas negativas del PBI, por lo que también se observan diferencias en torno al 0,2% del PBI entre los valores extremos de las elasticidades consideradas.

**Resultado Económico Estructural, diferentes elasticidades IGV-PBI <sup>1/</sup>**  
(% del PBI)



1/ Resultados calculados con el filtro PM15.

Fuente: MEF.