

**262**

**LA EFECTIVIDAD DE LA  
POLÍTICA FISCAL EN EL PERÚ:  
1980-2006**

**Waldo Mendoza y Karl  
Melgarejo**

**Marzo, 2008**

DOCUMENTO DE TRABAJO 262

<http://www.pucp.edu.pe/departamento/economia/images/documentos/DDD262.pdf>

# **LA EFECTIVIDAD DE LA POLÍTICA FISCAL EN EL PERÚ: 1980-2006**

Waldo Mendoza  
Karl Melgarejo

## **RESUMEN**

El objetivo de este trabajo es establecer la conexión entre la política fiscal y el nivel de actividad económica. En el plano teórico, a través de un modelo que vincula la política fiscal con el nivel de actividad económica y que fusiona los efectos contractivos o expansivos de una expansión fiscal, en función al estado inicial de las finanzas públicas. En el plano empírico, para el periodo 1980-2006, poniendo a prueba las predicciones que se derivan del modelo teórico.

Los resultados encontrados sugieren que en el periodo 1980-1990, caracterizado por la fragilidad de las finanzas públicas, el efecto de la política fiscal es débil; mientras que en el periodo 1990-2006, período de fortalecimiento de las finanzas públicas, la potencia de la política fiscal es mayor.

## **ABSTRACT**

The aim of this document is to establish the relationship between fiscal policy and the level of economic activity. On the theoretical ground, this is done using a model that links fiscal policy with economic activity, mixing the contractive and/or expansionary effects of a fiscal expansion, given the initial situation of fiscal accounts. On the empirical ground, this is done for the period 1980-2006, testing the predictions produced by the theoretical model.

The main results suggest that during the period 1980-1990, characterized by the fragility of the fiscal accounts, fiscal policy had a weak effect on the level of economic activity, whereas during the period 1990-2006, considered of improvement of fiscal accounts, the effect of fiscal policy is stronger.

# LA EFECTIVIDAD DE LA POLÍTICA FISCAL EN EL PERÚ: 1980-2006<sup>1</sup>

Waldo Mendoza  
Karl Melgarejo<sup>2</sup>

## INTRODUCCIÓN

¿Cuál es el efecto de una política fiscal expansiva sobre el nivel de actividad económica? En un mundo keynesiano, la expansión fiscal tonifica la demanda agregada y, como los precios son rígidos en el corto plazo, eleva el nivel de actividad económica. En un mundo no keynesiano, existen otros canales provenientes del efecto sobre la deuda pública y las expectativas que su repago pueden significar para el gasto público o los impuestos en el futuro, así como el canal que va de la deuda pública sobre la percepción de los mercados financieros sobre el riesgo país. Cuando estos canales prevalecen, la expansión fiscal puede tener efectos contractivos sobre el nivel de actividad.

La respuesta tampoco es clara en el plano empírico. Giavazzy y Pagano (1990) fueron los pioneros en presentar evidencia de que una política fiscal contractiva puede ser expansiva, incluso en el corto plazo, para el caso de Irlanda y Dinamarca, sugiriendo que el efecto "keynesiano", contractivo, puede ser más débil que el efecto expansivo ("German view"), a través del canal de las expectativas. Blanchard y Perotti (2002), sin embargo, encuentran que en los Estados Unidos, en el periodo de post guerra, se cumplen los efectos keynesianos de la política fiscal.

---

<sup>1</sup> Este documento es resultado del proyecto "Perú 1990-2005: Política fiscal y fluctuaciones económicas en una economía pequeña y abierta", desarrollado en el marco del sistema de concursos del Consorcio de Investigaciones Económicas y Sociales (CIES), con el auspicio de la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI) y el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC).

<sup>2</sup> Profesor del Departamento de Economía de la PUCP y consultor del Ministerio de Economía y Finanzas, respectivamente. Los autores agradecen los valiosos comentarios del árbitro del CIES a una versión anterior de este documento. Los errores subsistentes son, por cierto, de nuestra exclusiva responsabilidad.

¿Cuál es el efecto de la política fiscal sobre el nivel de actividad económica en el Perú?

El objetivo general de este trabajo es responder a esta pregunta, en el plano teórico, a través de un modelo que vincule la política fiscal con el nivel de actividad económica y que fusione los efectos contractivos o expansivos de una expansión fiscal, en función al estado inicial de las finanzas públicas; y en el plano empírico, para el periodo 1980-2006, poniendo a prueba las predicciones (hipótesis) que se derivan del modelo teórico.

Nuestra hipótesis central es que la potencia de la política fiscal, medida como la influencia del gasto público o los impuestos sobre el nivel de actividad económica, se ha elevado en los últimos años, debido al paulatino fortalecimiento de nuestras finanzas públicas.

En la siguiente sección se presenta la literatura teórica y empírica básica sobre la relación entre la política fiscal y el nivel de actividad económica. En la sección 2 se presentan los principales hechos estilizados relacionados a la conexión entre los impuestos, el gasto público, la deuda pública y la actividad económica. En la sección 3 se presenta el modelo teórico básico, del cual se derivan las predicciones (hipótesis) que se someterán a la prueba empírica. En la sección 4 se presenta la hipótesis general. En la sección 5 se presentan los procedimientos que se utilizan para poner a prueba las hipótesis. En la sección 6, los principales resultados encontrados. Por último, en la sección final, se presentan algunas conclusiones e implicancias para la política económica.

## **1. POLÍTICA FISCAL Y ACTIVIDAD ECONÓMICA: LAS TEORÍAS Y LAS EVIDENCIAS<sup>3</sup>**

¿Cuál es el efecto de la política fiscal sobre el nivel de actividad económica?

En el plano teórico, existen argumentos para sustentar que una política fiscal expansiva eleva el nivel de actividad económica; o que lo contrae. La duda surge cuando a los canales de tipo keynesiano, donde una política fiscal expansiva eleva el nivel de actividad económica, se añaden aquéllos derivados del efecto de la política fiscal sobre la deuda pública y las expectativas que su repago pueden significar para el gasto público o los impuestos en el futuro, así como el canal que va de la deuda pública sobre la percepción de los mercados financieros sobre el riesgo país.

Hemming, Kell y Mahfouz (2002), Capet (2004) y Kopcke, Tootell y Triest (2006) presentan una revisión equilibrada de ambos argumentos. Por el lado de la demanda agregada, según la versión keynesiana enmarcada en alguna variante del modelo IS-LM, el efecto desplazamiento de la política fiscal expansiva sobre la inversión privada será mayor cuanto más alta sea la sensibilidad de la inversión respecto de la tasa de interés y menor con relación al nivel de actividad. En el marco de una economía abierta y con libre movilidad de capitales, el efecto de la política fiscal es más potente cuando la autoridad monetaria opera con un tipo de cambio fijo. En ausencia de depreciación esperada y bajo un régimen de tipo de cambio flexible, el efecto de la política fiscal sobre el nivel de actividad económica es nulo.

Evidentemente, cuanto más rígidos son los precios, más poder tiene la política fiscal en afectar al nivel de actividad económica en el corto plazo.

Una visión no keynesiana es presentada por Auerbach (2002, 2003), para quien la elevación de la deuda pública que produce una política fiscal expansiva puede generar dudas sobre la capacidad de repago, que aumente

---

<sup>3</sup> Esta sección, y la sección 3, están basadas en Mendoza (2007).

el riesgo soberano y de esta manera incrementa la tasa de interés, reforzando el crowding out keynesiano. Además, la percepción del riesgo de default puede provocar que las familias ahorren más y que las empresas posterguen sus decisiones de inversión, deprimiendo la demanda agregada.

Hemming, Kell y Mahfouz (2002) resumen los resultados de los principales trabajos empíricos sobre la relación entre la política fiscal y el nivel de actividad económica. En la muestra de países desarrollados, el multiplicador de corto plazo es positivo, oscilando entre 0.1 y 3.1 y se encuentra que, en general, los multiplicadores de largo plazo son más pequeños que los de corto plazo.

Para el caso de los países en desarrollo, Gupta, Clements, Baldacci y Mulas-Granado (2002) refieren que la reducción promedio del déficit fiscal como porcentaje del PBI, contribuye positivamente a elevar la tasa de crecimiento del PBI por persona y que en aquellos países con una posición fiscal consolidada, la política fiscal expansiva puede afectar positivamente al nivel de actividad económica, como en la posición keynesiana.

Respecto al rol de la política fiscal contra cíclica, Hemming, Kell y Mahfouz (2002), señalan que en la fase recesiva del ciclo económico la política contra cíclica incrementa la deuda y eleva sus servicios futuros. Las expectativas sobre cómo financiará el gobierno en el futuro el pago de estos mayores servicios puede debilitar o eliminar los efectos de la política contra cíclica sobre el nivel de actividad económica, debido a que esta política crea, necesariamente, una dinámica que enlaza la política fiscal presente y futura.

Por otro lado, según Hemming, Mahfouz y Schimmelpfenni (2002), en general, la política fiscal es más efectiva cuanto más alto es el grado de capacidad instalada ociosa y más grande es el tamaño del estado; cuando el tipo de cambio es fijo y la deuda pública en la situación inicial es relativamente baja; y cuanto menos retardos existan en la aplicación y los efectos de la política fiscal.

Giavazzy y Pagano (1990) fueron los pioneros en presentar evidencia de que una política fiscal contractiva puede ser expansiva, incluso en el corto plazo, para el caso de Irlanda y Dinamarca, sugiriendo que el efecto "keynesiano", contractivo, puede ser más débil que el efecto expansivo ("German view"), a través del canal de las expectativas.

Perotti (1999), para una muestra de países de la OECD entre 1965 y 1994, encuentra que la situación fiscal inicial, en particular el ratio deuda pública /PBI, es muy importante para definir el carácter expansivo o contractivo de los ajustes fiscales.

En el trabajo clásico de Blanchard y Perotti (2002), sin embargo, se encuentra que en los Estados Unidos, en el periodo de post guerra, se cumplen los efectos keynesianos de la política fiscal.

Por otro lado, uno de los canales más visibles en provocar que una política fiscal expansiva pueda contraer el nivel de actividad económica es la tasa de interés. En el modelo básico tipo IS-LM, con precios fijos, como el que se presenta en Warnock y Cacadac (2006), puede mostrarse que una política fiscal expansiva eleva el nivel de actividad económica, la demanda de dinero y, dada la oferta monetaria, la tasa de interés. Si el producto está en su nivel potencial, con precios flexibles, la elevación de la tasa de interés provocada por la expansión fiscal es tal que induce a la caída de la inversión en una magnitud equivalente a la expansión fiscal. Es el crowding out completo.

En el plano empírico, tanto Laubach (2003), como Unger y Hubbard (2004), así como Warnock y Cacadac (2006), hallan una asociación directa entre la situación fiscal, medida por la deuda pública o el déficit fiscal, y la tasa de interés real de largo plazo.

No existen investigaciones recientes que identifiquen el signo y la magnitud de los shocks de la política fiscal sobre la actividad económica en el Perú.

## 2. POLÍTICA FISCAL Y ACTIVIDAD ECONÓMICA: LOS HECHOS ESTILIZADOS EN EL PERÚ.

En esta sección se analizarán las características más resaltantes de la política fiscal durante los años 1980-2006, a fin de obtener algunas impresiones preliminares sobre las relaciones que presentan las principales variables fiscales y la evolución de la actividad económica.

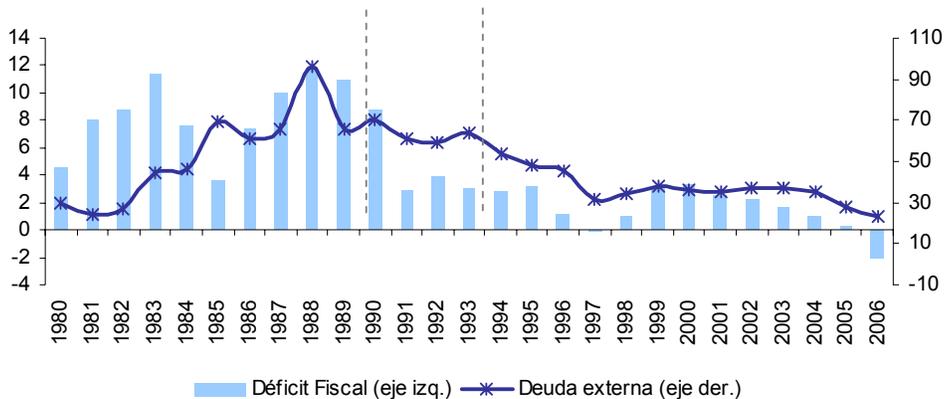
En el comportamiento de estas variables, pueden distinguirse hasta tres periodos.

El primero, entre 1980 y 1989, está caracterizado por un déficit fiscal creciente y una consecuente elevación del coeficiente de deuda pública sobre PBI; el segundo, situado entre 1990 y 1993, está marcado por una disminución del déficit fiscal y del coeficiente deuda-PBI; y el tercero, entre los años 1994 y 2006, en el cual el comportamiento de estas dos variables sigue la tendencia decreciente iniciada años atrás en un contexto de mayor estabilidad macroeconómica.

Gráfico 1

### Déficit fiscal del SPNF y deuda pública externa

(Porcentaje del PBI)



Fuente: BCRP, MEF  
Elaboración propia

Para analizar el comportamiento y la volatilidad de los ciclos económicos de las principales variables macroeconómicas y fiscales, se

recurrirá al uso del filtro de pases de bandas de Baxter y King (1999) a fin de obtener las fluctuaciones de cada variable sobre su tendencia de largo plazo.

El filtro de Baxter y King posee la ventaja de poder remover solo el componente de interés bajo estudio a través de un promedio móvil simétrico, a diferencia de los filtros comúnmente usados (como el de Hodrick y Prescott), que extraen tan solo el componente de tendencia de la serie. Debido a la eliminación de datos al inicio y al final de la muestra, se procede a proyectar cada serie hacia delante y hacia atrás mediante un modelo autorregresivo.

Las variables económicas que serán analizadas son el gasto público, entendido como la suma de los gastos en remuneraciones, bienes y servicios, e inversión bruta de capital del Gobierno Central; los ingresos tributarios del Gobierno Central; y el Producto Bruto Interno en millones de soles de 1994. Cabe mencionar que las variables fiscales serán deflactadas usando el IPC de Lima Metropolitana en base 1994.

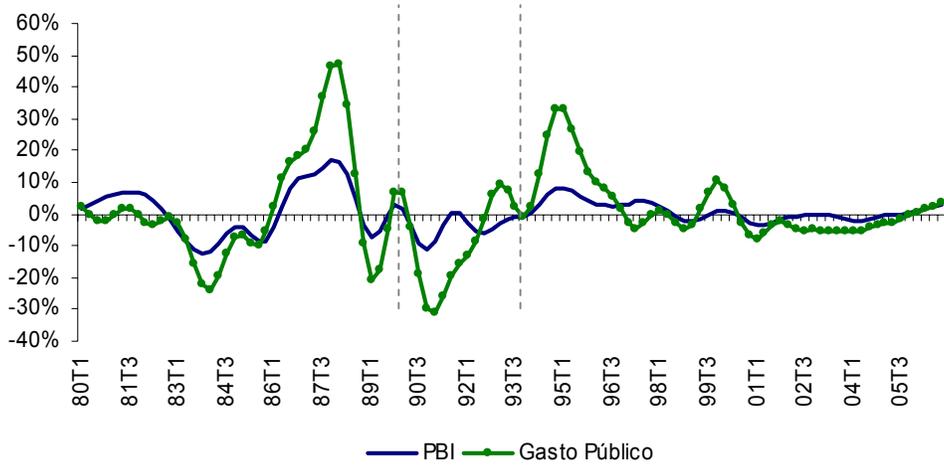
Adicionalmente, se supondrá que todas las variables están compuestas por tres elementos no observables: tendencia ( $t_t$ ), ciclo ( $c_t$ ) y el componente irregular de mayor frecuencia ( $i_t$ ). Así, cada variable puede ser expresada de la siguiente forma:

$$y_{it} = t_{it} + c_{it} + i_{it}$$

Donde  $i$ : PBI, gasto público e ingresos tributarios

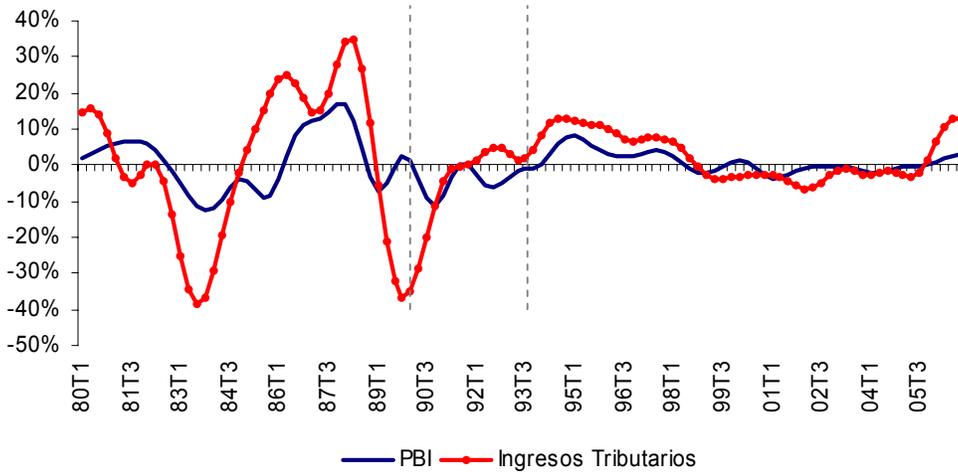
Como se puede observar en los siguientes gráficos, la volatilidad del gasto público y el PBI es muy alta hacia fines de los ochenta, y se reduce notablemente en los últimos 5 años. Se observa un comportamiento similar de los ingresos tributarios.

Gráfico N° 2  
**PBI y gasto público**  
 (Ciclos económicos)



Fuente: BCRP, INEI, MEF  
 Elaboración propia

Gráfico N° 3  
**PBI e ingresos tributarios**  
 (Ciclos económicos)



Fuente: BCRP, INEI, MEF  
 Elaboración propia

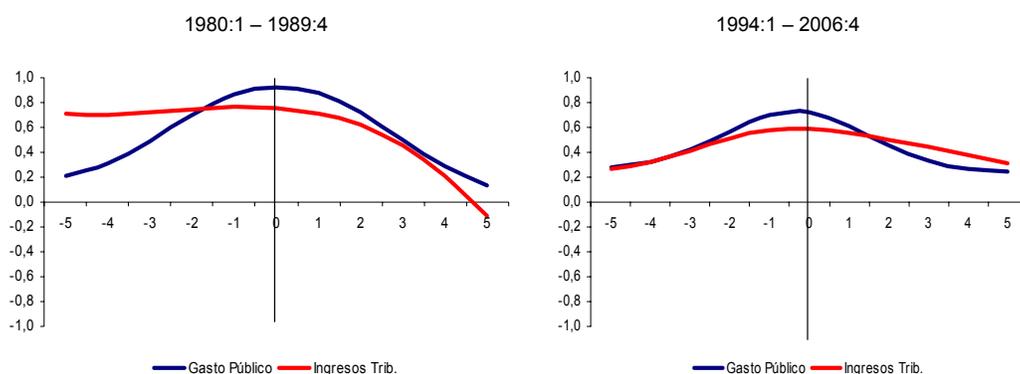
Entre los años 1980 y 1989, las desviaciones estándar del ciclo económico del PBI, gasto público e ingresos tributarios ascendieron a 0.08, 0.18 y 0.21, respectivamente; durante el periodo de reformas (1990-1993) las desviaciones estándar disminuyeron a 0.04, 0.14 y 0.12; y posteriormente (periodo 1994-2006) la volatilidad disminuye a 0.03, 0.10 y 0.06, respectivamente.

Por otro lado, siguiendo a Castillo, Montoro y Tuesta (2006) se utilizará la corrección de Forges y Rigobon (2002) para la elaboración de las correlaciones dinámicas, tanto en el periodo previo como posterior a las reformas estructurales<sup>4</sup>.

Como se puede observar en los gráficos y en la tabla N° 1, durante el primer periodo el gasto público fue altamente pro cíclico, pues su correlación dinámica con el ciclo del producto alcanza su máximo nivel en  $t = 0$ , registrando un valor de 0.92, cifra muy cercana a la unidad.

Gráfico N° 4

**Correlaciones dinámicas entre el PBI y el gasto público e ingresos tributarios**



Nota: Ciclos calculados utilizando el filtro de Baxter y King  
Elaboración propia

<sup>4</sup> Forbes y Rigobon proponen usar la siguiente fórmula para el cálculo de las correlaciones entre submuestras:

$$\rho^* = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{1-\rho^2}{\Delta} + \rho^2}} ;$$

donde  $\rho$  es la correlación entre  $x$  e  $y$  en una submuestra y  $\Delta = \frac{\sigma_{sub,x}^2}{\sigma_{tot,x}^2}$ .

Tabla N° 1  
**Correlaciones dinámicas**

Variables (x)	Volatilidad (desv. est.)	Correlación dinámica del PBI real con:										
		x(t-5)	x(t-4)	x(t-3)	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)	x(t+3)	x(t+4)	x(t+5)
<u>1980-1989</u>												
Producto Bruto Interno	0,08	0,20	0,42	0,65	0,84	0,96	1,00	0,96	0,84	0,63	0,41	0,24
Gasto público	0,18	0,21	0,31	0,49	0,70	0,86	0,92	0,88	0,73	0,50	0,29	0,13
Ingresos tributarios	0,21	0,71	0,70	0,72	0,74	0,76	0,76	0,71	0,62	0,46	0,21	-0,11
<u>1994-2006</u>												
Producto Bruto Interno	0,03	0,11	0,19	0,31	0,51	0,80	1,00	0,80	0,53	0,35	0,26	0,21
Gasto público	0,10	0,28	0,32	0,42	0,57	0,70	0,72	0,62	0,46	0,33	0,26	0,24
Ingresos tributarios	0,06	0,27	0,33	0,41	0,51	0,58	0,59	0,56	0,50	0,44	0,38	0,31

Nota: Ciclos calculados utilizando el filtro de Baxter y King  
Elaboración: propia

Por su parte, los ingresos tributarios presentan su máxima correlación dinámica con el producto en  $t=-1$  y  $t=0$ , alcanzando el valor de 0,76. Así, esta variable es también pro cíclica, resultado que es estándar en la literatura.

Por otro lado, luego de las reformas económicas la correlación contemporánea entre el gasto público y el PBI disminuye hasta 0.72, señalando que la política fiscal habría reducido su carácter pro cíclico durante este periodo, resultado en línea con diversas investigaciones sobre el tema (véase Kapsoli 2006 y Castillo et al 2006).

En el caso de los ingresos tributarios, los cálculos señalan que la máxima correlación disminuye a 0.59 durante este periodo, con lo que se reduce de igual forma su carácter pro cíclico.

En conclusión, los hechos estilizados reportados en esta breve sección se pueden resumir en una reducción de la volatilidad de las tres variables analizadas luego de la década de los ochenta y luego del periodo de reformas, y en la disminución del carácter pro cíclico de cada una de las variables fiscales, reflejadas en una disminución de su correlación contemporánea con el ciclo del producto luego de las reformas estructurales de los años noventa.

### **3. EL MODELO Y SUS PREDICCIONES.**

El modelo que se presentará a continuación busca reproducir los principales mecanismos de transmisión a través de los cuales la política fiscal afecta al nivel de actividad económica, en un contexto institucional particular.

El modelo tiene dos subsistemas. En el subsistema de largo plazo, de la sostenibilidad de la deuda pública, se determina el superávit primario que mantiene constante la deuda pública como porcentaje del PBI, en un nivel apropiado para los estándares de una economía pequeña y abierta. Este superávit, al que en adelante denominaremos "superávit óptimo", se eleva cuando lo hacen las tasas de interés reales de largo plazo, cuando se reduce la tasa de crecimiento potencial de la economía o cuando más alto es el nivel de deuda óptima.

En el subsistema de corto plazo se determina la producción, el tipo de cambio y la tasa de interés. En el mercado de bienes, la producción se determina por demanda, la cual está inversamente relacionada con la tasa de interés real de corto plazo, la tasa de interés real esperada - como en Blanchard (2004)<sup>5</sup> -, el superávit fiscal y el tipo de cambio real.

La tasa de interés de corto plazo está bajo el control de la autoridad monetaria, y es una función creciente de la diferencia entre el nivel de precios efectivo y el nivel de precio meta, como en las formulaciones del tipo "regla de Taylor"; mientras que la tasa de interés esperada depende directamente de su valor de largo plazo e inversamente del superávit fiscal. Por último, según la paridad no cubierta de tasas de interés, el tipo de cambio está asociado directamente a su valor esperado y al diferencial entre la tasa de interés internacional y la tasa de interés interna de corto plazo.

En la forma reducida, el nivel de actividad económica responde negativamente frente a una elevación de la tasa de interés internacional y a

---

<sup>5</sup> Véase el Cáp. 17.1

la ampliación de la brecha entre el nivel de precios observado y el nivel de precios objetivo; y la vinculación con el superávit fiscal es no lineal, y está en función al estado de la deuda pública. La relación es positiva (no estándar) en el tramo donde el superávit fiscal primario es menor al nivel óptimo y negativa (estándar) en el tramo donde el superávit fiscal está por encima de su nivel óptimo.

Cuando el superávit primario está por debajo de su nivel óptimo, la percepción de riesgo hace que, en este tramo, una elevación del gasto público (que reduce el superávit primario) eleve la tasa de interés esperada, reduzca la inversión privada y este efecto sea más potente que el de la inyección de mayor gasto. Mientras que, en el tramo donde el superávit primario es mayor que el óptimo, una elevación del gasto público (que reduce el superávit primario), también eleva la tasa de interés esperada y reduce la inversión, pero en una magnitud menor que el de la inyección del gasto público. En este tramo, el mayor gasto público es expansivo; mientras que en el otro tramo, el mayor gasto público provoca una caída del nivel de actividad económica.

La variable que relaciona el subsistema de corto plazo y el subsistema de largo plazo es el superávit primario óptimo. El superávit óptimo, que se determina en el subsistema de largo plazo, separa en dos tramos la relación de corto plazo que existe entre el nivel de actividad y el superávit fiscal. En el tramo donde el superávit fiscal está por debajo del nivel óptimo, la relación entre el superávit fiscal y el nivel de actividad es directa; mientras que en el tramo donde el superávit efectivo está por encima de su nivel óptimo, la asociación es negativa.

### 3.1 El subsistema de largo plazo

En el subsistema de largo plazo se determina el superávit óptimo; que es aquel que permite alcanzar un nivel y una composición óptima de la deuda pública, como proporción del PBI.

El gobierno tiene deuda interna en moneda nacional y deuda externa en moneda extranjera. En consecuencia, el coeficiente de endeudamiento

está asociado a variables internas como la tasa de crecimiento potencial del PBI, el nivel de deuda previo y la tasa de interés en moneda nacional; y también a variables que nos conectan con el sector externo como la tasa de devaluación y la tasa de interés internacional.

Entonces, la dinámica de la deuda pública total en el periodo  $t$  como porcentaje del PBI ( $b_t$ ), viene dada por la expresión<sup>6</sup>:

$$b_t = b_t^s + b_t^* = \left[ \frac{(1+i^l)}{(1+g)} \right] b_{t-1}^s + \left[ \frac{(1+i^{*l} + x)}{(1+g)} \right] b_{t-1}^* - f_t \quad (1)$$

Donde:

$b_t = b_t^s + b_t^*$  : Deuda pública total en el periodo  $t$ , como porcentaje del PBI.

$b_t^s$  : Deuda pública interna en el periodo  $t$ , como porcentaje del PBI.

$b_{t-1}^s$  : Deuda pública interna del periodo anterior, como porcentaje del PBI.

$b_t^*$  : Deuda pública externa en el periodo  $t$ , como porcentaje del PBI.

$b_{t-1}^*$  : Deuda pública externa del periodo anterior, como porcentaje del PBI

$i^l$  : Tasa de interés de largo plazo sobre la deuda pública interna.

$i^{*l}$  : Tasa de interés de largo plazo sobre la deuda externa.

$x$  : Tasa de devaluación.

$g$  : Tasa de crecimiento del PBI potencial.

La ecuación anterior vincula la deuda pública total como porcentaje del PBI y sus determinantes, tales como la deuda previa, las tasas de interés interna y externa de largo plazo, la devaluación efectiva, la tasa de crecimiento del producto potencial y el superávit primario. Obsérvese que conforme aumenta el superávit fiscal, la deuda pública total se reduce.

La noción de sostenibilidad que utilizamos es la siguiente. Decimos que en este subsistema de largo plazo la deuda pública es sostenible

---

<sup>6</sup> Un desarrollo más amplio de esta dinámica se presenta en Mendoza y Herrera (2006), Cáp. 16. Tanto en este subsistema de largo plazo, como en el del corto plazo, suponemos que la inflación esperada es nula, para el corto y el largo plazo, por lo que no hacemos distinción entre la tasa de interés nominal y la tasa de interés real.

cuando el coeficiente de endeudamiento como porcentaje del PBI se mantiene constante a lo largo del tiempo; es decir, cuando:

$$\begin{aligned} b_t^s - b_{t-1}^s &= 0, \\ b_t^* - b_{t-1}^* &= 0 \end{aligned}$$

Introduciendo esta noción en la ecuación (1), se obtiene el superávit primario que mantiene constante la deuda pública como porcentaje del PBI ( $\tilde{f}$ )<sup>7</sup>:

$$\tilde{f}_t = \left[ \frac{(i^l - g)}{(1 + g)} \right] b_{t-1}^s + \left[ \frac{(i^{*l} + x - g)}{(1 + g)} \right] b_{t-1}^* \quad (2)$$

Como se desprende de esta ecuación, existe una relación directa entre el superávit fiscal primario que estabiliza la deuda y la historia previa de endeudamiento, las tasas de interés interna y externa de largo plazo y la tasa de devaluación; y la asociación es inversa con la tasa de crecimiento potencial del PBI.

Para una economía en desarrollo con un elevado nivel de endeudamiento elevado, puede no ser deseable tan solo estabilizar la deuda pública como proporción del PBI, en ese nivel alto; sino que puede aspirarse a reducirlo a un nivel menor considerado óptimo. Los países en desarrollo buscan, además, cambiar la composición de su deuda, reduciendo gradualmente la porción mantenida en moneda extranjera para, entre otros objetivos, reducir el riesgo cambiario. Puede proponerse entonces que:

- i)  $b^0 < b_{t-1}$
- ii)  $\left[ \frac{(b^{s0})}{(b^{s0} + b^{*0})} \right] > \frac{(b_{t-1}^s)}{(b_{t-1}^s + b_{t-1}^*)}$

---

<sup>7</sup> Esta expresión indica, en esencia, que para que el coeficiente de deuda pública no se altere, el superávit primario debe permitir pagar los intereses de la deuda (como porcentaje del PBI).

Donde  $b^{s0}$  y  $b^{*0}$  son los coeficientes de endeudamiento público en moneda nacional y en moneda extranjera, respectivamente, que las autoridades consideran deseable alcanzar en el largo plazo; y  $b_{t-1}^s$  y  $b_{t-1}^*$  son los niveles de deuda pública prevalecientes.

Puede formularse, en consecuencia, una función de reacción de la autoridad fiscal que promueva la convergencia de la deuda pública en moneda nacional y moneda extranjera existente  $(b_{t-1}^s, b_{t-1}^*)$  a sus niveles óptimos  $(b^{s0}, b^{*0})$ :

$$f_t = \tilde{f} + \lambda^s (b_{t-1}^s - b^{s0}) + \lambda^* (b_{t-1}^* - b^{*0}) \quad (3)$$

Donde  $\lambda^s$  y  $\lambda^*$  son las velocidades de ajuste que imprime la autoridad fiscal para alcanzar los niveles óptimos de endeudamiento. Nótese que esta no es una dinámica de mercado, sino una determinada por la autoridad fiscal, la que busca que la deuda alcance el nivel deseado, a través del monitoreo del superávit fiscal primario.

La dinámica de esta ecuación nos indica que, transitoriamente, mientras la deuda pública prevaleciente esté por encima del nivel considerado óptimo  $(b_{t-1}^s > b^{s0}; b_{t-1}^* > b^{*0})$ , el superávit observado debe estar por encima del nivel necesario para mantener estable la deuda pública en la situación inicial; es decir,  $f_t > \tilde{f}$ .

Reemplazando la ecuación (2), del superávit fiscal que mantiene constante la deuda pública como porcentaje del PBI, en la ecuación (3), la función de reacción de la autoridad fiscal, se obtiene la dinámica del superávit primario que permite alcanzar el nivel y la composición óptima de la deuda pública:

$$f_t = \left[ \frac{(i^l - g)}{(1 + g)} \right] b_{t-1}^s + \left[ \frac{(i^{*l} + x - g)}{(1 + g)} \right] b_{t-1}^* + \lambda^s (b_{t-1}^s - b^{s0}) + \lambda^* (b_{t-1}^* - b^{*0}) \quad (4)$$

En el equilibrio estacionario, debe cumplirse que la deuda en ambas monedas, monitoreada por la autoridad fiscal, debe converger hacia sus valores óptimos ( $b_{t-1}^* = b^{s0}; b_{t-1}^* = b^{*0}$ ). Con este procedimiento, obtenemos la ecuación que nos dice cuál debe ser el superávit primario que permite alcanzar el valor deseado de endeudamiento público, en el largo plazo o en el equilibrio estacionario, al que estamos denominando superávit primario óptimo ( $\bar{f}$ ).

$$\bar{f} = \left[ \frac{(i^l - g)}{(1 + g)} \right] b^{s0} + \left[ \frac{(i^{*l} + x - g)}{(1 + g)} \right] b^{*0} \quad (5)$$

Este superávit de largo plazo que mantiene constante la deuda pública en un nivel óptimo ( $\bar{f}$ ) es más alto conforme más alta sea la deuda pública óptima, en moneda nacional o moneda extranjera, o cuando más altas sean las tasas reales de interés de largo plazo o la tasa de devaluación, o más baja sea la tasa de crecimiento potencial de la economía.

¿Qué sucede cuando el superávit fiscal es menor que su nivel óptimo? Recordemos que  $\bar{f}$  es el superávit que permite financiar el pago del total de los intereses de la deuda pública para mantener dicha deuda en un nivel ideal. En consecuencia, si  $f_t < \tilde{f} < \bar{f}$  la deuda pública debe estar creciendo. En el otro caso, cuando el superávit fiscal está por encima del superávit óptimo,  $f_t > \bar{f}$ , el superávit es más que suficiente para financiar el pago de intereses de la deuda, reduciendo la deuda pública como porcentaje del PBI, por debajo del nivel considerado óptimo.

Tanto la estrechez fiscal denotada en el primer caso, como la holgura expresada en el otro caso, tienen sus efectos en la tasa de interés, en concordancia con las razones presentadas en la sección 2, por lo que podemos postular una expresión que relacione el estado de las finanzas públicas con la tasa de interés real esperada. Cuando mejor sea la situación fiscal, cuando hay holgura fiscal, mejor es la percepción sobre el futuro que

tienen los participantes en el mercado de crédito, por lo que la tasa de interés esperada es menor; y cuando hay estrechez fiscal, la percepción es la de una elevación de la tasa de interés esperada.

Puede proponerse, entonces, que la tasa de interés real esperada en moneda nacional ( $i^e$ ) depende de su valor real de largo plazo ( $i^l$ ) - la misma que aparece en la ecuación que determina el superávit óptimo-, y tiene una vinculación no lineal, negativa, con el diferencial entre el superávit observado y el superávit óptimo ( $f - \bar{f}$ ), al que denominaremos "holgura fiscal" en adelante. La asociación negativa entre la tasa de interés real esperada y la holgura fiscal significa que cuanto más alta sea la holgura fiscal (la diferencia entre el superávit observado y el que se necesita para llevar la deuda a un nivel óptimo), mejor es la percepción de riesgo del público, lo cual genera la expectativa de una reducción de la tasa de interés real. Esta asociación es no lineal, donde  $e = 2.7182819\dots$ , lo cual significa que, conforme se eleva (reduce) la holgura fiscal la tasa de interés esperada se reduce (eleva), exponencialmente.

$$i^e = i^l + i_1^e e^{-(f - \bar{f})} \quad (6)$$

### 3.2 El subsistema de corto plazo

En el subsistema de corto plazo, en el mercado de bienes, la producción ( $y$ ) se ajusta a la demanda y ésta depende directamente de un componente autónomo ( $y_0$ ), e inversamente del superávit fiscal primario ( $f$ ), la tasa de interés real de corto plazo ( $i^c$ ), la tasa de interés real esperada ( $i^e$ )<sup>8</sup> y el tipo de cambio real ( $s - p$ ). En este último caso, estamos suponiendo que el efecto hoja de balance, en esta economía

---

<sup>8</sup> En rigor, la tasa de interés de corto plazo y la tasa de interés esperada presentes en el mercado de bienes son tasas de interés reales; mientras que la que aparece en el mercado monetario es la tasa de interés nominal. Sin embargo, como estamos suponiendo que las tasas de inflación esperada son nulas, no existe la necesidad de hacer tal diferencia.

dolarizada, predomina sobre el efecto competitividad; de manera tal que la depreciación del tipo de cambio es recesiva en el corto plazo<sup>9</sup>.

$$y = y_0 - y_1 f - y_2 i^c - y_3 i^e - y_4 (s - p) \quad (7)$$

La tasa de interés de corto plazo está bajo el control de la autoridad monetaria y depende directamente de un componente exógeno de corto plazo ( $i_0^c$ ) y de la brecha entre el precio vigente y el precio objetivo fijado como meta ( $p - p^0$ ). Esta ecuación refleja el comportamiento de la autoridad monetaria en un esquema de metas explícitas de inflación; en este esquema, la autoridad monetaria eleva la tasa de interés cada vez que el nivel de precios se sitúa por encima del precio objetivo.

$$i^c = i_0^c + i_1^c (p - p^0); \quad i_1^c > 1 \quad (8)$$

Adicionalmente, en un sistema de tipo de cambio flexible -consistente con un sistema de metas explícitas de inflación- y libre movilidad de capitales, si se cumple la paridad no cubierta de intereses, el tipo de cambio nominal ( $s$ ) depende de su valor esperado ( $s_0^e$ ) y del diferencial entre la tasa de interés externa y la tasa de interés interna, ambos de corto plazo ( $i^{*c} - i^c$ ).

$$s = s_0^e + s_1 (i^{*c} - i^c) \quad (9)$$

Reemplazando la ecuación (8) en la ecuación (9), podemos expresar el tipo de cambio en función a las variables que lo determinan: el tipo de cambio esperado, la tasa de interés internacional de corto plazo y la brecha entre el precio observado y el precio objetivo:

---

<sup>9</sup> Véase, al respecto, para el caso peruano, Leiderman, Maino y Parrado (2006). En este trabajo, se encuentra causalidad en el sentido de Granger del tipo de cambio real bilateral a la cartera vencida de los bancos. Ese es el canal hoja de balance, recesivo.

$$s = s_0^e + s_1 i^{*c} - s_1 [i_0^c + i_1^c (p - p^0)] \quad (10)$$

Por último, reemplazando las ecuaciones (6), (8) y (10) en la ecuación (7), se obtiene la relación no lineal que vincula el nivel de actividad económica con el superávit fiscal, dado un conjunto de variables exógenas.

$$y = a_0 - y_1 f - y_3 i_1^e e^{-(f-\bar{f})} \quad (11)$$

Donde:

$$a_0 = y_0 - (y_2 - y_4 s_1) i_0^c - (y_2 - y_4 s_1) i_1^c (p - p^0) - y_3 i^l - y_4 (s_0^e + s_1 i^{*c}) + y_4 p$$

### 3.3 El corto y el largo plazo

Habíamos adelantado que la relación entre el nivel de actividad económica y el superávit fiscal es no lineal y tiene dos tramos delimitados en función a si el superávit fiscal observado se encuentra por debajo o por encima de su nivel óptimo.

Con el propósito de delimitar la relación entre la producción y el superávit fiscal en dos tramos, buscamos que el superávit fiscal que maximiza la función (10) se alcance cuando  $f = \bar{f}$ , donde  $\bar{f}$  es el superávit fiscal óptimo obtenido en el subsistema de largo plazo. Para ese objetivo, buscamos el superávit primario que hace máximo el nivel de actividad económica, en la ecuación (11) y, a partir de ese procedimiento, obtenemos el valor del parámetro ( $y_1$ ):

$$\partial y / \partial f = -y_1 + y_3 i_1^e e^{-(f-\bar{f})} = 0 \quad (12)$$

Si queremos que el superávit fiscal que se obtenga de este proceso de maximización sea igual al superávit óptimo ( $f = \bar{f}$ ), el valor de  $y_1$  debe ser igual a:

$$y_1 = y_3 i_1^e \quad (13)$$

Además, como el signo de la segunda derivada de la ecuación (11) es negativo, la función que relaciona la producción con la situación fiscal es cóncava:

$$\partial^2 y / \partial f = -y_3 i_1^e e^{-(f-\bar{f})} < 0 \quad (14)$$

Reemplazando (13) en (11), obtenemos la relación entre el nivel de actividad y el superávit fiscal, dado un conjunto de variables correspondientes al contexto internacional, la paridad no cubierta de tasas de interés y a la política monetaria. A esta función la denominaremos la función IS, porque denota el equilibrio en el mercado de bienes.

$$y = a_0 - y_3 i_1^e f - y_3 i_1^e e^{-(f-\bar{f})} \quad (15)$$

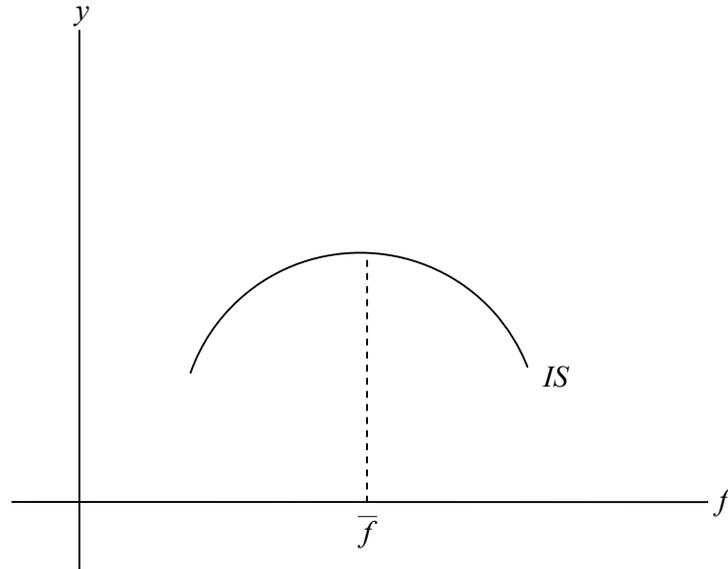
Donde:

$$a_0 = y_0 - (y_2 - y_4 s_1) i_0^c - (y_2 - y_4 s_1) i_1^c (p - p^0) - y_3 i^l - y_4 (s_0^e + s_1 i^{*c}) + y_4 p$$

Según esta especificación, el nivel de actividad económica se eleva cuando se reduce la tasa de interés internacional de corto plazo o el tipo de cambio esperado; cuando cae el superávit fiscal, en el tramo donde el superávit está por encima de su nivel óptimo, o cuando se expande el superávit, en el tramo donde el superávit está por debajo del nivel que permite mantener constante la deuda pública como porcentaje del PBI en un nivel deseado; cuando el nivel de precios objetivo se encuentra por encima de su nivel observado; y cuando se reduce el superávit óptimo, por ejemplo, porque se elevó la tasa de crecimiento potencial de la economía.

En la Figura 1 se conjugan los subsistemas del corto y el largo plazo. En el subsistema de largo plazo se determina el superávit óptimo. En el subsistema de corto plazo, expresada en la curva IS, se determina la producción, dados el superávit fiscal y un conjunto de parámetros relacionados a la política monetaria, las expectativas y el contexto internacional. La altura de esta curva está fijada por el resto de factores que influyen en la demanda agregada, tales como la tasa de interés

internacional de corto plazo, la brecha de los precios o el tipo de cambio esperado. El valor máximo del producto se alcanza cuando el superávit fiscal es igual al superávit óptimo ( $\bar{f}$ ).



**Figura 1** Superávit primario y actividad económica en el corto plazo.

La variable que conecta el largo plazo con el corto plazo es el superávit óptimo. Cuando el superávit alcanza ese nivel, la producción alcanza un máximo. Cuando el superávit primario supera ese nivel óptimo y es creciente, la producción es decreciente; cuando el superávit primario está por debajo del nivel óptimo, y es decreciente, la producción es también decreciente.

En resumen, el modelo agregado está compuesto por las ecuaciones que representan al subsistema de largo y corto plazo, representado por las ecuaciones (5) y (15), respectivamente. En la ecuación (5), del subsistema de largo plazo, se determina el nivel de superávit óptimo ( $\bar{f}$ ); y en la ecuación (15), del subsistema de corto plazo, se determina el nivel de actividad económica.

$$\bar{f} = \left[ \frac{(i^l - g)}{(1 + g)} \right] b^{s_0} + \left[ \frac{(i^{*l} + x - g)}{(1 + g)} \right] b^{*0} \quad (5)$$

$$y = a_0 - y_3 i_1^e f - y_3 i_1^e e^{-(f - \bar{f})} \quad (15)$$

Donde:

$$a_0 = y_0 - (y_2 - y_4 s_1) i_0^c - (y_2 - y_4 s_1) i_1^c (p - p^0) - y_3 i^l - y_4 (s_0^e + s_1 i^{*c}) + y_4 p$$

### 3.4 Las predicciones del modelo

¿Cuáles son las predicciones del modelo respecto a los efectos de la política fiscal sobre el nivel de actividad económica? ¿Cuál es el efecto de una política fiscal expansiva, expresada en una reducción del superávit fiscal, sobre el nivel de actividad económica?

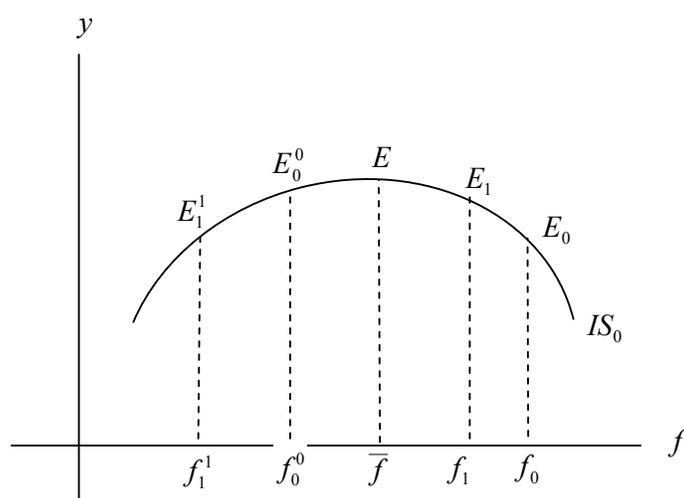
En el marco de este modelo, la respuesta correcta es: "depende". Depende si, en la situación inicial, el superávit fiscal está por encima o por debajo de su nivel óptimo, aquel que mantiene constante la deuda pública como porcentaje del PBI en un nivel ideal.

Si, en la situación inicial, el superávit fiscal se encuentra por encima del nivel óptimo ( $f > \bar{f}$ ), se alcanzan los resultados de libro de texto: una política fiscal expansiva eleva el nivel de actividad económica. En este tramo, la reducción del superávit fiscal tiene el efecto tradicional de elevar directamente la demanda agregada y tiene también el efecto, menos estándar, de elevar la tasa de interés esperada y contraer la inversión privada. En este tramo, en el que el efecto del superávit en la tasa de interés es débil, el primer efecto (directo) de la elevación del gasto público, prevalece sobre el segundo efecto, el de la reducción de la inversión como consecuencia del alza de la tasa de interés esperada.

Sin embargo, si en el punto de partida el superávit fiscal es menor que el nivel óptimo ( $f < \bar{f}$ ), la sensibilidad de la tasa de interés a la reducción del superávit fiscal es muy alta, con lo cual, este efecto

contractivo sobre la inversión privada prevalece sobre el efecto expansivo de la elevación del gasto público.

En la Figura 2 se revelan estos efectos. Cuando en la situación inicial el superávit se encuentra por encima del nivel óptimo, una reducción del superávit fiscal de  $f_0$  a  $f_1$  expande la producción (el paso de  $E_0$  a  $E_1$ ). Si, por el contrario, el superávit está por debajo del nivel óptimo, una reducción del superávit fiscal de  $f_0^0$  a  $f_1^1$ , contrae la producción (el traslado de  $E_0^0$  a  $E_1^1$ ).



**Figura 2** Efectos de un incremento o reducción del superávit primario sobre la actividad económica

En términos matemáticos, el efecto de la elevación del superávit sobre el nivel de actividad económica ( $\partial y / \partial f$ ) es igual a:

$$\partial y / \partial f = -y_3 i_1^e (1 - e^{-(f-\bar{f})}) \quad (16)$$

Entonces, la correlación entre la producción y el superávit fiscal es la tradicional, negativa, si en la situación inicial el superávit fiscal es mayor que el necesario para mantener estable la deuda ( $1 - e^{-(f-\bar{f})} > 0$ ); y es positiva si inicialmente el superávit fiscal es menor que el necesario para estabilizar la deuda ( $1 - e^{-(f-\bar{f})} < 0$ ). Si en la situación inicial el superávit fiscal

está en su nivel óptimo, el impacto de la política fiscal sobre la producción es nulo.

Además, el modelo predice que, en una situación de holgura fiscal, la potencia de la política fiscal, medida como el efecto del superávit fiscal sobre el nivel de actividad económica, será mayor cuando más alta sea la diferencia entre el superávit observado y el superávit óptimo. Es decir, la potencia de la política fiscal es mayor en economías con finanzas públicas en orden.

#### **4. LA HIPÓTESIS**

Sobre la base de los resultados presentados en la sección anterior, se postula la siguiente hipótesis:

La potencia de la política fiscal en el Perú, en el periodo de consolidación de las finanzas públicas, periodo 1990-2006, es mayor que en el periodo de fragilidad fiscal, periodo 1980-1990.

#### **5. LA METODOLOGÍA**

En esta sección se describirá el procedimiento empleado para estimar los efectos de la política fiscal sobre la actividad económica. Para la estimación, construiremos un modelo econométrico del modelo teórico, que considera solo las variables más importantes del modelo teórico, para poder responder a los interrogantes planteados al inicio de la presente investigación.

##### **5.1 Descripción y análisis de los datos**

Para la estimación del modelo que permitirá identificar los shocks de la política fiscal se utilizará información trimestral del Producto Bruto Interno (PBI), los ingresos tributarios y gasto público (entendido como la suma de los gastos en remuneraciones, bienes y servicios, e inversión bruta de capital) del Gobierno Central como principales variables del modelo; por

otro lado, las variables de control estarán conformadas por el índice de términos de intercambio, el grado de apertura comercial y la tasa de interés de referencia de la Reserva Federal de EEUU (Fed) para el periodo comprendido entre los años 1980 y 2006. Las fuentes de los datos son las series históricas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y Bloomberg.

En el caso de los términos de intercambio, se procedió a realizar una extrapolación de esta variable para los años anteriores a 1990 usando el procedimiento descrito por Chow y Lin (1971) debido a que solo se posee información trimestral a partir de este año. Este método sugiere usar como insumos aquellos datos que guarden una estrecha correlación con las variables que se pretenden distribuir y extrapolar; y que, a su vez, posean una mayor frecuencia.

El problema de distribución consiste en estimar los valores de una serie en mayor frecuencia que sean consistentes con los valores observados de menor frecuencia. Mientras tanto, el problema de extrapolación consiste en estimar los valores de mayor frecuencia fuera de la muestra de estimación.

Este procedimiento asume que las observaciones de las series en mayor frecuencia satisfacen la siguiente regresión múltiple con  $p$  variables explicativas. En la muestra de  $4n$  trimestres, la relación es la siguiente:

$$y = X\beta + u \quad (17)$$

Donde  $y$  es una matriz de  $4n \times 1$ ,  $X$  es una matriz de  $4n \times p$  y contiene aquellas variables que guardan una estrecha relación con la variable  $y$ , y  $u$  es un vector de errores aleatorios con media cero y varianza  $V$ .

En el caso de una distribución, esta metodología usará una matriz tal como  $C$  de orden  $n \times 4n$  para convertir las  $4n$  observaciones trimestrales en  $n$  observaciones anuales:



porcentajes) y en logaritmo natural (a excepción de la tasa de interés de referencia de la Fed).

Por otro lado, para evaluar la presencia de cambios estructurales en el periodo de análisis, se procederá a aplicar un test de cambio estructural elaborado por Vogelsang (1997)<sup>10</sup>, el cual permite detectar un cambio de tendencia e intercepto en una serie sin la necesidad de conocer previamente la fecha de quiebre.

La identificación de los cambios estructurales es importante, pues las relaciones entre distintas variables económicas pueden variar ante un cambio en las políticas, alterando de esta manera la estructura de cualquier modelo econométrico.

El procedimiento elaborado por Vogelsang está basado en los estadísticos promedio y exponencial de los estadísticos de Wald construidos por Andrews y Ploberger (1994), y el estadístico supremo de Andrews (1993); además, este test permite la presencia de correlación serial en los errores, tanto si son estacionarios  $I(0)$  o si poseen raíz unitaria  $I(1)$ . Si se conoce de antemano que los errores son estacionarios o no, el autor propone usar los valores críticos construidos mediante simulaciones y presentados en su trabajo; por el contrario, si no se conoce esta característica, se sugiere utilizar un procedimiento conservador.

El modelo econométrico que utilizaremos considera el siguiente proceso generador de datos para una serie económica,  $\{y_t\}_1^T$ , la cual posee un quiebre de tendencia en una fecha desconocida  $T_b^c$ :

$$y_t = f(t)\theta + g(t, T_b^c)\gamma + v_t \quad (21)$$

$$B(L)v_t = e_t \quad (22)$$

---

<sup>10</sup> Los autores desean agradecer la gentil colaboración de Tim Vogelsang, profesor del Departamento de Economía de la Universidad Estatal de Michigan, por la información y los códigos brindados.

Donde:

$$e_t \sim i.i.d.(0, \sigma_e^2), \quad f(t) = (1, t, t^2, \dots, t^p),$$

$$g(t, T_b^c) = 1(t > T_b^c) \{1, t - T_b^c, (t - T_b^c)^2, \dots, (t - T_b^c)^p\}, \quad \theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)',$$

$$\gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p)', \quad B(L) = 1 - b_1L - \dots - b_{k+1}L^{k+1} \quad \text{y } 1(\cdot) \text{ es una función.}$$

Bajo las dos ecuaciones presentadas,  $\{y_t\}_1^T$  sigue un proceso autorregresivo – estacionario o con raíz unitaria – alrededor de una tendencia determinística de orden  $p$  con un quiebre en la fecha  $T_b^c$ . Además el modelo permite que los errores posean una correlación serial de orden  $k$ .

La hipótesis nula de estabilidad en la función de tendencia está dada por:

$$H_0: \gamma = 0$$

Bajo la hipótesis alternativa, al menos una de las tendencias tiene un quiebre:

$$H_1: \gamma_i \neq 0 \text{ para al menos uno de los } i = 0, 1, \dots, p.$$

Por ejemplo, si  $p = 1$ , luego para los periodos  $t \leq T_b^c$  el intercepto y la tasa de crecimiento de  $\{y_t\}_1^T$  son  $\theta_0$  y  $\theta_1$ , respectivamente; mientras que para  $t > T_b^c$  el intercepto y la tasa de crecimiento son  $(\theta_0 + \gamma_0)$  y  $(\theta_1 + \gamma_1)$ .

El procedimiento calcula los estadísticos de Wald bajo la hipótesis nula para una serie de fechas posibles de quiebre estructural. Con estas estimaciones se construyen dos estadísticos de la clase de los propuestos por Andrews y Ploberger (1994):

$$\text{Prom } W_T^p = T^{-1} \sum_{T_b \in \lambda} W_T^p(T_b / T),$$

$$\text{Exp } W_T^p = \left( T^{-1} \sum_{T_b \in \lambda} \exp \left( \frac{1}{2} W_T^p(T_b / T) \right) \right).$$

Donde  $T_b$  son las posibles fechas de cambio estructural que pertenecen a un rango determinado  $\lambda$ , y  $T$  es el tamaño de la muestra.

Es importante mencionar que el estadístico Prom  $W_T^p$  ha sido diseñado para tener potencia en detectar grandes cambios estructurales, mientras que el estadístico Exp  $W_T^p$  ha sido diseñado para tener potencia en detectar pequeños cambios estructurales, cercanos a la hipótesis nula.

Un tercer estadístico propuesto por Quandt (1960), y generalizado por Andrews (1993), es el estadístico supremo definido como:

$$\text{Sup } W_T^p = \max_{T_b \in \lambda} W_T^p(T_b / T).$$

El estadístico Sup  $W_T^p$  es muy importante, pues permitirá estimar la verdadera fecha de quiebre en la serie  $T_b^c$ .

Finalmente, el orden de la autorregresión  $k$  es estimado mediante el procedimiento sugerido por Perron y Vogelsang (1992), el cual consiste, en esencia, en usar distintos valores de  $k$  hasta que el coeficiente del último rezago incluido sea significativo.

Las variables a ser analizadas por este test de cambio estructural son el Producto Bruto Interno (PBI), el gasto público y los ingresos tributarios del Gobierno Central para el periodo comprendido entre los años 1980 y 2006, todos medidos en millones de nuevos soles de 1994.

## 5.2 Modelo estructural de Vectores Autorregresivos (SVAR)

A continuación se procederá a describir la metodología a ser empleada para identificar el efecto que posee cada uno de los shocks fiscales sobre la actividad económica en el Perú. Para ello se utilizará la

metodología desarrollada por Blanchard y Perotti (1999), utilizando un modelo estructural de Vectores Autorregresivos (SVAR) para capturar el efecto que posee la política fiscal sobre la economía peruana en el periodo 1980 - 2006. De esta manera, se podrá verificar si el carácter expansivo de un aumento del gasto público está condicionado al estado de las finanzas públicas.

Se empieza con una versión simple de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) de orden  $p$  como el siguiente:

$$AY_t = \phi(L)Y_{t-1} + BX_t + C\mu_t \quad (23)$$

$$Y_t = A^{-1}\phi(L)Y_{t-1} + A^{-1}BX_t + A^{-1}C\mu_t \quad (24)$$

$$Y_t = Z(L)Y_{t-1} + FX_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

Donde  $Y_t = [T_t, G_t, Z_t]'$  es el vector de variables dependientes, compuesto por los logaritmos trimestrales de los ingresos tributarios, gasto público y PBI real, respectivamente; el vector  $X_t$  contiene las variables exógenas del modelo, compuesto por los rezagos de las variables dependientes, términos de intercambio del comercio, coeficiente de apertura comercial, tasa de interés de referencia de la Fed y algunas variables ficticias que tomarán el valor de uno en los periodos de mayor inestabilidad económica (1987-1994); el vector  $\mu_t = [\mu_t^T, \mu_t^G, \mu_t^Z]'$  contiene los errores estructurales, mientras que el vector  $\varepsilon_t = [t_t, g_t, z_t]'$  está compuesto por los errores de la forma reducida, que son una combinación lineal de los primeros ( $\varepsilon_t = A^{-1}C\mu_t$ ).

Por otro lado, la matriz  $A$  contiene las relaciones simultáneas de las variables dependientes,  $\phi(L) = \phi_0 - \phi_1 L - \dots - \phi_{p-1} L^{p-1}$  es un polinomio de rezagos de orden  $p-1$ , la matriz  $B$  está conformada por los coeficientes de las variables exógenas y la matriz  $C$  contiene las relaciones entre los errores estructurales. Finalmente, el modelo a estimar será el (25), obteniendo como resultado la estimación de los coeficientes de la matriz  $F = A^{-1}B$  y  $Z(L) = A^{-1}\phi(L) = z_0 - z_1 L - \dots - z_{p-1} L^{p-1}$ .

La importancia de este tipo de modelos radica en poder obtener los efectos contemporáneos y dinámicos de los shocks estructurales sobre las demás variables en el sistema. Sin embargo, como se puede observar en la especificación anterior, los errores estructurales se encuentran relacionados entre sí, impidiendo obtener el efecto aislado de cada uno de ellos. Por suerte, la ventaja de este tipo de modelos es que permite imponer una serie de restricciones que permitan resolver el modelo, manteniendo la consistencia teórica del mismo. Por ello, se procede a la identificación de cada uno de estos shocks.

Como se mencionó anteriormente, los errores de la forma reducida del modelo a estimar son combinaciones lineales de los errores estructurales que son de interés en esta investigación. El problema consiste en que la estimación del modelo VAR anterior sólo nos permite hallar los valores de los errores de la forma reducida, impidiendo observar los errores estructurales. Entonces, siguiendo la especificación sugerida por Blanchard y Perotti (1999), se plantea la siguiente estructura para estos errores:

$$t_i = a_1 z_i + a_2 \mu_i^G + \mu_i^T \quad (26)$$

$$g_i = b_1 z_i + b_2 \mu_i^T + \mu_i^G \quad (27)$$

$$z_i = c_1 t_i + c_2 g_i + \mu_i^Z \quad (28)$$

Donde  $\mu_i^T$ ,  $\mu_i^G$  y  $\mu_i^Z$  son los errores estructurales que se desean recuperar, y  $t_i$ ,  $g_i$  y  $z_i$  son los errores de la forma reducida del modelo VAR.

La ecuación (26) indica que los movimientos inesperados en los impuestos en un trimestre ( $t_i$ ), pueden ser a causa de movimientos inesperados en el PBI ( $z_i$ ) y shocks estructurales de gasto público ( $\mu_i^G$ ) e impuestos ( $\mu_i^T$ ). Similar interpretación posee la ecuación (27). Mientras que la (28), señala que los movimientos inesperados en el producto responden a movimientos inesperados en impuestos, gastos y shocks estructurales en la economía.

Sin embargo, como se mencionó anteriormente, para poder recuperar los efectos de los shocks estructurales será necesario imponer ciertas restricciones teóricas al modelo; además, se procederá a estimar casi todos los coeficientes por separado para luego introducirlos al sistema de ecuaciones al momento de estimar el VAR estructural.

En primer lugar, se asume que la autoridad fiscal no puede reaccionar contemporáneamente a movimientos en el PBI, toda vez que cambios en el gasto público deben ser formulados con anticipación en el presupuesto gubernamental o mediante créditos suplementarios, mecanismos que requieren de la aprobación del poder legislativo antes de ser implementados. Es decir, se asume que  $b_1 = 0$ . Este supuesto depende fundamentalmente de la frecuencia de los datos; como se usarán datos trimestrales en el presente trabajo, es lógico suponer que el gobierno pueda demorar más de un trimestre para disponer de los mayores recursos solicitados.

Por otro lado, de acuerdo al procedimiento empleado por Restrepo y Rincón (2006), el efecto del PBI sobre la recaudación tributaria ( $a_1$ ) puede ser obtenido mediante la estimación de la elasticidad ingresos tributarios – PBI, a través de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E), usando como instrumentos los rezagos del PBI, ingresos tributarios y las *dummies* para los periodos de mayor inestabilidad.

Con estos dos coeficientes identificados ( $a_1$  y  $b_1$ ), se procede a estimar los efectos de corto plazo de los impuestos y el gasto público sobre el PBI; sin embargo, se debe mencionar que en tanto los ingresos tributarios dependan del PBI, persiste una correlación entre el error estructural  $\mu_t^z$  y la variable explicativa  $t_t$  en la ecuación (28), con la grave consecuencia de obtener una estimación sesgada del coeficiente  $c_1$ <sup>11</sup>.

Por ello, se construye una variable ajustada cíclicamente ( $t'_t = t_t - a_1 z_t$ ) de tal forma que guarde una correlación con  $t_t$ , pero mas no con el error

---

<sup>11</sup> Nótese que al suponer que  $b_1 = 0$  se elimina la correlación entre  $\mu_t^z$  y  $g_t$

estructural  $\mu_i^z$ , para luego ser usada como instrumento en la estimación de los coeficientes de la ecuación (28) vía MC2E. Adicionalmente, se utilizaron como instrumentos a rezagos de los residuos  $z_t$ ,  $t_t$  y  $g_t$ , *dummies* para los periodos de inestabilidad y reformas, términos de intercambio del comercio, coeficiente de apertura comercial y la tasa de referencia de la Fed. Estas tres últimas variables controlan el grado de apertura a la economía internacional que posee un país, aspecto importante que puede potenciar o debilitar el efecto de la política fiscal sobre la producción en una economía pequeña y abierta como la peruana.

Por último, restan aún dos coeficientes por estimar ( $a_2$  y  $b_2$ ). En este trabajo se asumirán dos supuestos distintos que permitirán evaluar la robustez de los resultados del SVAR estimado.

En primer lugar, se asumirá que los ingresos no responden inmediatamente a un aumento del gasto público ( $a_2 = 0$ ), debido a la dificultad de ampliar la base y presión tributaria en el país como respuesta a mayores gastos del estado (nótese que la frecuencia de los datos nuevamente influye en la determinación de este supuesto); sin embargo, se asumirá que los gastos sí responden inmediatamente a un aumento de los ingresos, lo cual resulta lógico, en particular cuando se opera con una meta de déficit fiscal. Este supuesto deja únicamente al coeficiente  $b_2$  por estimar en el VAR estructural.

En segundo lugar, se supondrá que los ingresos tributarios responden a un aumento del gasto público; sin embargo, este último no reaccionaría a la evolución del primero ( $b_2 = 0$ ). De esta forma, el modelo estimaría tan solo el coeficiente  $a_2$ . Este supuesto puede ser visto como una medida de política que impediría perjudicar la sostenibilidad fiscal, incrementando los ingresos tributarios cuando se expanda el gasto, e impidiendo que este último crezca ante mayores recursos.

## 6. LOS PRINCIPALES RESULTADOS

En primer lugar, se muestran los resultados de la aplicación del test de cambio estructural propuesto por Vogelsang (1997) aplicadas a las variables PBI, ingresos tributarios y gasto público del Gobierno Central, en logaritmos naturales y desestacionalizados usando el procedimiento sugerido por el U.S. Census Bureau (ARIMA - X12):

Tabla N° 2

### Resultados del test de cambio estructural

Variables	Periodo	En niveles					En primeras diferencias				
		Prom	Exp	Sup	$T_b$	$k$	Prom	Exp	Sup	$T_b$	$k$
PBI	1980-2006	3,79	6,74 <sup>d</sup>	21,36 <sup>d</sup>	1988:2	5	1,96	3,60 <sup>d</sup>	14,32 <sup>d</sup>	1989:1	14
Gasto	1980-2006	6,92 <sup>c</sup>	17,99 <sup>a</sup>	44,46 <sup>a</sup>	1988:1	16	0,79	0,64	5,44	1992:1	6
Tributos	1980-2006	4,66	10,51 <sup>a</sup>	30,25 <sup>a</sup>	1988:2	7	1,20	1,00	6,83	1990:1	6

Nota: a, b, c y d denotan un nivel de significancia de 1%, 2.5%, 5% y 10%, respectivamente. Se usó un valor de *trimming* de 0.15.

Es importante mencionar que no se hizo supuesto alguno sobre el proceso generador de datos de los errores, es decir no se supuso si son I(1) o I(0), por lo cual se siguió el procedimiento conservador sugerido por Vogelsan. Este procedimiento propone utilizar los valores críticos generados para errores con raíz unitaria cuando no se conoce previamente su comportamiento. Sin embargo, posee el inconveniente de penalizar la potencia<sup>12</sup> del estadístico cuando los errores sean menos persistentes.

Por otro lado, se presentan también los resultados de la aplicación del test a las variables en diferencias, debido a que la prueba en este caso ofrece mayor potencia cuando los errores se tornan más persistentes; sin embargo, cuando los errores no lo son, el test en niveles será más potente en detectar pequeños cambios, mientras que el test en diferencias tendrá mayor potencia en los grandes.

<sup>12</sup> Entiéndase por potencia a la probabilidad de rechazar correctamente una hipótesis nula cuando ésta es falsa.

Como se puede observar en la tabla N° 2, el test implementado en niveles asegura la presencia de un cambio estructural en las tres series analizadas. Los resultados del estadístico exponencial y supremo son significativos, sobre todo en las series de gasto público e ingresos tributarios con niveles menores al 1%, rechazándose la hipótesis nula de estabilidad en la función de tendencia de cada serie. Además, el estadístico supremo brinda la fecha de quiebre en cada caso.

Como se esperaba, el inicio de la crisis económica de los 80's marca un cambio importante en el comportamiento de las tres series estudiadas, lo cual se puede constatar a través de una inspección visual de las series. Por ello, será necesario dividir la muestra y colocar las *dummies* en estos años, a fin de que este cambio estructural no afecte la estimación de los coeficientes que se desean estimar.

Además, el inicio de las reformas de principios de los 90's incorpora cierto ruido al comportamiento de los datos, por lo cual se procederá a utilizar esta década como periodo de transición. Así, la estimación se realizará sobre dos submuestras: 1980:1 – 1990:1 y 1990:1 – 2006:4. Como se mencionó anteriormente, la primera sub muestra se encuentra caracterizada por un contexto de desorden fiscal, con consecuencias negativas sobre la sostenibilidad de las finanzas públicas; mientras que la segunda, se sitúa en un contexto de estabilidad macroeconómica, con una clara mejoría en la posición fiscal.

Luego de analizar la presencia de quiebres estructurales en las series, se procede a evaluar su estacionariedad. Cabe mencionar que es importante analizar la presencia de cambios estructurales en la series antes de analizar su estacionariedad, debido a que la mayoría de los test de raíz unitaria tienden a aceptar la hipótesis de no estacionariedad bajo cambios estructurales<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> Véase Perrón (1988, 1989) y Zivot y Andrews (1992).

A continuación se muestran los resultados de tres test de raíz unitaria, el primero propuesto por Dickey y Fuller (DF-aumentado), el segundo, por Phillips y Perron (P-P), y el tercero, por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS):

Tabla N° 3

**Resultados de los test de raíz unitaria**

Variables	Periodo	Test D- F aumentado		Test P- P		Test KPSS	
		niveles	diferencias	niveles	diferencias	niveles	diferencias
		P-value		P-value		Estadístico - LM	
PBI	1980:1-1990:1	0,6542	0,0002	0,7307	0,0030	0,1761	0,0867
	1990:1-2006:4	0,9896	0,0000	0,9852	0,0000	1,0225 <sup>a</sup>	0,1921
Gasto	1980:1-1990:1	0,8602	0,0000	0,8656	0,0000	0,5520 <sup>b</sup>	0,1426
	1990:1-2006:4	0,6994	0,0000	0,7298	0,0000	0,8204 <sup>a</sup>	0,0706
Tributos	1980:1-1990:1	0,9963	0,0075	0,9950	0,0000	0,5800 <sup>b</sup>	0,3064
	1990:1-2006:4	0,9435	0,0000	0,9294	0,0000	0,9147 <sup>a</sup>	0,1317
TOT	1980:1-1990:1	0,2006	0,0000	0,2006	0,0000	0,7539 <sup>a</sup>	0,1411
	1990:1-2006:4	0,9997	0,0000	0,9989	0,0000	0,1775 <sup>b</sup>	0,5296 <sup>b</sup>
Apertura	1980:1-1990:1	0,7570	0,0000	0,5756	0,0000	0,6114 <sup>b</sup>	0,1868
	1990:1-2006:4	0,5672	0,0000	0,6518	0,0000	1,0182 <sup>a</sup>	0,1127
Fed	1980:1-1990:1	0,0637	0,0000	0,0087	0,0000	0,5817 <sup>b</sup>	0,3951 <sup>c</sup>
	1990:1-2006:4	0,2301	0,0001	0,1655	0,0001	0,3497 <sup>c</sup>	0,1713

Notas:

-Las pruebas D-F aumentado y P-P asumen la presencia de una raíz unitaria en la serie bajo la hipótesis nula; mientras que el test KPSS asume que la serie es estacionaria.

- Los rezagos para el test D-F aumentado se determinaron mediante el criterio de Schwarz.

- En los test de P-P y KPSS se usó la función de Kernel de tipo Bartlett para la estimación del espectro residual y el método de Newey-West para la elección del parámetro de amplitud de banda.

- Los superíndices a, b y c señalan que los estadísticos rechazan la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente

Cada una de estas pruebas posee algunas ventajas respecto del conocido test de Dickey-Fuller. El test de D-F aumentado permite que la serie posea un orden autorregresivo mayor a uno, principal inconveniente del test de D-F; el test de P-P permite que los errores presenten autocorrelación y heterocedasticidad, principal inconveniente del test de D-F aumentado; por otro lado, el test KPSS asume que el modelo es estacionario bajo la hipótesis nula, mediante un modelo radicalmente

distinto al de los anteriores<sup>14</sup> el cual también permite la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad entre los errores. Así, en conjunto, los resultados permitirán analizar la robustez de los resultados de cada test.

En las pruebas D-F aumentado y P-P se supuso que todas las series en niveles siguen un proceso random walk (RW) con drift bajo la hipótesis nula, mientras que en diferencias se supuso que se comportan como un RW sin drift, con excepción de las series PBI en el periodo 1980:1-1990:1, en el cual se supuso un comportamiento de RW sin drift; los términos de intercambio (TOT) en 1990:1-2006:4, en el que se asumió un RW con drift y tendencia para la serie en niveles y un RW con drift para la serie en diferencias; y la tasa de referencia de la FED entre 1980:1-1990:1 y 1990:1-2006:4, para el cual se supuso un proceso RW sin drift tanto en niveles como en diferencias.

Para la implementación del test KPSS se asumió que todas las series presentan un comportamiento de RW con drift en niveles y diferencias, con excepción de la serie términos de intercambio (TOT) para el periodo 1990:1-2006:4, para el cual se supuso un RW con drift y tendencia en niveles y un RW con drift en diferencias.

Como se puede observar, los tres test señalan que todas las series siguen un proceso no estacionario en niveles a un alto nivel de significancia estadística, con excepción del PBI y de la tasa de interés de referencia de la FED en el periodo 1980:1-1990:1; pero si se toman primeras diferencias la series se tornan estacionarias en cada uno de los dos sub periodos analizados con un alto grado de confianza estadística, a excepción de los términos de intercambio entre 1990:1-2006:4 y la tasa de la FED entre 1980:1-1990:1.

En el caso del PBI entre 1980:1-1990:1, el test KPSS no puede rechazar la hipótesis de estacionariedad a un nivel de significancia del 5%,

---

<sup>14</sup> El modelo del test de KPSS es un caso particular del modelo propuesto por Nabeya y Tanaka (1998) empleado para verificar la hipótesis de coeficientes cambiantes de tipo random walk.

mientras que los dos test restantes no pueden rechazar la hipótesis de raíz unitaria en esta variable; por lo tanto se asume que el PBI no es estacionario en este periodo y debe ser diferenciado.

En el caso de la tasa de la FED entre 1980:1-1990:1, el test de P-P rechaza la hipótesis de raíz unitaria a un 5% de significancia; mientras tanto, el test D-F aumentado no la puede rechazar al mismo nivel de significancia y el test KPSS rechaza la hipótesis de estacionariedad al mismo nivel estadístico. Por ello, se asume que la serie no es estacionaria y se procede a diferenciarla. Sin embargo, el test KPSS sigue rechazando la hipótesis de estacionariedad luego de diferenciarla, pero debido a los resultados altamente significativos de los dos test restantes, se asume que la serie es estacionaria en diferencias.

Por último, según el test KPSS los términos de intercambio no son estacionarios en primeras diferencias a un nivel de significancia de 5% entre los años 1990-2006. Sin embargo, los dos test restantes muestran evidencia altamente significativa a favor de la estacionariedad en diferencias.

La condición de estacionaridad es importante debido a que en este tipo de series los momentos estadísticos permanecen invariantes respecto del tiempo (principalmente su media, varianza y covarianza) permitiendo generalizar el comportamiento de la variable durante cada periodo en análisis. Por lo tanto, las series serán expresadas en primeras diferencias antes de ser introducidas en el modelo estructural que se pretenden estimar.

Como se explicó antes, se procederá a estimar el modelo VAR en forma reducida, con la finalidad de obtener posteriormente los errores que vienen a ser una combinación lineal de los estructurales ( $\varepsilon_t = A^{-1}C\mu_t$ ). Es importante mencionar que el orden del modelo se obtuvo por medio de criterio del Ratio de Verosimilitud (LR).

Con la estimación de estos errores, se procede a estimar los coeficientes que representan las relaciones contemporáneas entre las variables dependientes del modelo:

Tabla N° 4  
**Coefficientes estimados**

Periodo	1980:1-1990:1	1990:1-2006:4
<b>Variable Dependiente</b>	<b>Residuos del PBI (<math>z_i</math>)</b>	
<b>Efecto de los impuestos (<math>c_1</math>)</b>	-0,015 (-0,439)	-0,057 (-0,784)
<b>Efecto del gasto (<math>c_2</math>)</b>	0,139 <sup>c</sup> (1,787)	0,237 <sup>a</sup> (2,735)
<b>Variable Dependiente</b>	<b>Recaudación tributaria</b>	
<b>Elast. Impuestos - PBI (<math>a_1</math>)</b>	1,152 (1,487)	1,344 <sup>a</sup> (21,903)

Notas:

- Coeficientes estimados mediante MC2E.
- Los estadísticos t-student se muestran entre paréntesis.
- Los superíndices a, b y c denotan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente

Como se puede observar en tabla N° 4, los signos de los coeficientes estimados son teóricamente consistentes: un aumento del gasto posee un impacto positivo sobre el PBI en los dos periodos, mientras que una mayor carga impositiva lo contrae. Sin embargo, el efecto de los impuestos posee menor confianza estadística que la estimación del efecto del gasto público en cada periodo, los cuales son significativos a un 1% y 10% de nivel de significancia.

Con estos resultados se puede confirmar la hipótesis que el efecto de la expansión del gasto público estaría condicionado a la posición de las finanzas públicas, ya que la estimación del coeficiente  $c_2$  es significativamente superior en el segundo periodo, corroborando que un

aumento del gasto es más efectivo en dinamizar el producto en un contexto caracterizado por una política fiscal ordenada.

Por su parte, el efecto de los impuestos también cobra mayor importancia en el segundo periodo; sin embargo, en este caso las estimaciones no son tan significativas como en el caso del gasto gubernamental.

Estos resultados son similares a los encontrados por Restrepo y Rincón (2006) para el caso chileno. Ellos estiman que el efecto de los impuestos sobre el PBI posee un coeficiente de  $-0.034$  (con un *t-student* de  $-1.87$ ) y el coeficiente del efecto del gasto público es  $0.165$  (con un *t-student* de  $3.88$ ).

Entonces, luego de comprobar que las estimaciones son teóricamente consistentes y similares a los resultados obtenidos para el caso chileno, se procede a obtener las funciones impulso respuesta de la estimación del VAR estructural (SVAR) bajo las restricciones y supuestos descritos anteriormente.

**Supuesto N° 1:** los ingresos tributarios no responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste sí responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios:

Tabla N° 5

**Supuesto N° 1: Respuesta del PBI ante shocks estructurales  
(1980:1 – 1990:1)**

Periodo	Shock de impuestos			Shock de gasto		
	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE
1	-0,071	-0,026	0,018	0,137	0,137	0,137
2	-3,695	0,003	3,700	-3,201	0,142	3,486
3	-4,497	0,083	4,664	-4,789	0,037	4,863
4	-2,210	0,055	2,320	-2,876	-0,005	2,867
5	-2,031	0,011	2,052	-1,999	-0,001	1,998
6	-1,207	-0,004	1,200	-0,671	-0,004	0,662
7	-0,845	-0,001	0,843	-0,394	-0,004	0,387
8	-0,272	-0,002	0,268	-0,251	0,000	0,252
9	-0,186	-0,001	0,183	-0,152	0,000	0,153
10	-0,109	0,000	0,109	-0,060	0,000	0,060

Nota: SE = Standard Errors

En el periodo 1980:1 – 1990:1, los resultados demuestran que la estimación de la respuesta del PBI ante un aumento de 1% en los impuestos no sería confiable, ya que los posibles valores oscilan entre - 0.071% y 0.018% con un nivel de confianza del 95%, lo cual no es teóricamente consistente.

Por el contrario, la respuesta inmediata del PBI ante un aumento de 1% del gasto tendría un alto nivel de confianza estadística, pues las bandas de confianza son casi iguales a la respuesta estimada (0.137%).

Sin embargo, la respuesta del PBI en los demás periodos pierde significancia estadística en los dos casos debido a la amplitud de las bandas de confianza, un problema usual cuando se imponen coeficientes estimados por separado dentro del VAR estructural.

Tabla N° 6

**Supuesto N° 1: Respuesta del PBI ante shocks estructurales  
(1990:1 – 2006:4)**

Periodo	Shock de impuestos			Shock de gasto		
	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE
1	-0,199	-0,145	-0,092	0,220	0,220	0,220
2	-4,610	0,056	4,723	-3,546	-0,005	3,536
3	-3,403	0,120	3,644	-3,081	-0,068	2,945
4	-2,328	-0,043	2,242	-2,501	-0,029	2,444
5	-2,162	-0,037	2,088	-1,572	0,033	1,639
6	-1,863	-0,006	1,851	-1,446	0,015	1,476
7	-1,497	0,026	1,549	-1,173	-0,008	1,158
8	-1,107	0,004	1,114	-0,908	-0,012	0,885
9	-0,837	-0,009	0,818	-0,680	0,002	0,684
10	-0,766	-0,005	0,756	-0,532	0,006	0,543

Nota: SE = Standard Errors

Por su parte, en el periodo 1990:1 – 2006:4, las dos respuestas del PBI ante los shocks fiscales son consistentes con lo que la teoría tradicional predice. El PBI responde negativamente a un aumento de impuestos y positivamente ante un aumento del gasto público; además, las estimaciones son altamente significativas en términos estadísticos.

En el primer caso, se puede afirmar que la verdadera respuesta del PBI ante un aumento de 1% en impuestos se encuentra entre -0.199% y -0.092% con un nivel de confianza del 95%; mientras que en el segundo caso, la estimación de la verdadera respuesta del PBI ante un shock estructural del gasto posee un mayor grado de significancia al igual que en la estimación del periodo anterior; así, se puede afirmar con mucha seguridad que el verdadero valor de la respuesta del PBI, ante un aumento del gasto público en 1%, es 0.220%.

Sin embargo, en el resto de periodos las bandas de confianza son nuevamente muy anchas, por lo que los resultados no serían significativos. Por esta razón, no se procederá a calcular las respuestas acumuladas en las dos estimaciones presentadas.

**Supuesto N° 2:** los ingresos tributarios responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste no responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios:

Tabla N° 7

**Supuesto N° 2: Respuesta del PBI ante shocks estructurales  
(1980:1 – 1990:1)**

Periodo	Shock de impuestos			Shock de gasto		
	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE
1	-0,015	-0,015	-0,015	0,133	0,138	0,143
2	-3,739	0,014	3,768	-3,139	0,141	3,422
3	-4,644	0,086	4,817	-4,643	0,030	4,703
4	-2,270	0,055	2,379	-2,828	-0,009	2,809
5	-2,020	0,010	2,041	-2,013	-0,002	2,009
6	-1,234	-0,004	1,226	-0,625	-0,004	0,617
7	-0,849	-0,001	0,847	-0,390	-0,004	0,383
8	-0,276	-0,002	0,272	-0,246	0,000	0,247
9	-0,191	-0,001	0,189	-0,145	0,001	0,146
10	-0,111	0,000	0,112	-0,056	0,000	0,056

Nota: SE = Standard Errors

En este caso, los resultados muestran que el PBI respondería significativamente con una disminución de 0.015% ante un shock estructural positivo de los ingresos tributarios durante el periodo 1980:1 – 1990:1. Resultado menor al estimado bajo el supuesto N° 1, pero mucho más significativo en términos estadísticos.

Por su parte, la influencia del gasto público es robusta ante el cambio de supuesto, pues la estimación se encuentra alrededor de 0.138% con un alto nivel de confianza estadística (entre 0.133 y 0.143 con un 95% de confianza estadística).

Tabla N° 8

**Supuesto N° 2: Respuesta del PBI ante shocks estructurales  
(1990:1 – 2006:4)**

Periodo	Shock de impuestos			Shock de gasto		
	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE	- 2 SE	respuesta	+ 2 SE
1	-0,053	-0,053	-0,053	0,216	0,228	0,241
2	-4,854	0,054	4,962	-3,351	-0,014	3,323
3	-3,479	0,092	3,663	-2,988	-0,082	2,823
4	-2,409	-0,055	2,299	-2,366	-0,020	2,326
5	-1,817	-0,023	1,771	-1,665	0,037	1,738
6	-1,587	0,000	1,588	-1,520	0,015	1,550
7	-1,415	0,023	1,461	-1,188	-0,011	1,166
8	-0,832	-0,001	0,829	-0,986	-0,011	0,963
9	-0,721	-0,008	0,705	-0,705	0,003	0,712
10	-0,614	-0,002	0,609	-0,584	0,006	0,597

Nota: SE = Standard Errors

Por otro lado, durante el periodo 1990:1 – 2006:4, la influencia de un shock estructural de impuestos disminuye en magnitud bajo el segundo supuesto. En este caso, el PBI disminuiría en 0.053% en un aumento de 1% en los ingresos tributarios. Sin embargo, la significancia estadística mejora notablemente.

En el caso del gasto gubernamental, la estimación es robusta ante el cambio del supuesto, pues en este caso la respuesta del PBI ante un aumento del gasto en 1% es 0.228%, 0.008 puntos porcentuales mayor a la estimación bajo el supuesto N° 1. Sin embargo, las bandas de confianza se amplían levemente, con lo cual se podría afirmar que la respuesta del PBI estaría entre 0.216% y 0.241% a un nivel de confianza de 95%.

Es importante advertir que cuanto más abierta al comercio internacional es una economía, menor es la potencia de la política fiscal. En el periodo 1990-2006, la economía es mucho más abierta que en el periodo 1980-1990; ceteris paribus, la potencia de la política fiscal debiera haber disminuido. Sin embargo los resultados señalan que, a pesar de esta afirmación teórica, el efecto de la política fiscal se habría robustecido.

Por otro lado, como se mencionó anteriormente, un problema usual en la estimación de un modelo SVAR con coeficientes estimados por separado es la generación de errores estándar muy altos, los cuales ensanchan las bandas de confianza como ha sido visible en las tablas mostradas anteriormente.

Por ello se procede a usar un método alternativo para calcular las bandas de confianza, similar al señalado por Hamilton (1994)<sup>15</sup>.

Este método consiste en la aplicación de un *bootstrapping* a cada uno de los modelos VAR estimados con la finalidad de obtener posteriormente las funciones impulso-respuesta y así poder construir las bandas de confianza.

La idea detrás del *bootstrapping* es obtener una estimación de la distribución de los parámetros estimados del modelo en una muestra pequeña sin la necesidad de asumir que las innovaciones son Gaussianas. Para implementar este procedimiento se debe estimar en primer lugar el modelo VAR y guardar tanto los coeficientes como los residuos. Luego se generan variables aleatorias que deben poseer una distribución similar a los errores del modelo. Una primera muestra de estos errores será usada como innovaciones en el modelo, con lo cual será posible estimar nuevamente los coeficientes y, a su vez, las funciones impulso-respuesta.

Este procedimiento se repite una gran cantidad de veces (1 000 ó 10 000 simulaciones); así, el rango de confianza al 95% contendrá el 95% de los valores generados, luego de ser ordenados de mayor a menor.

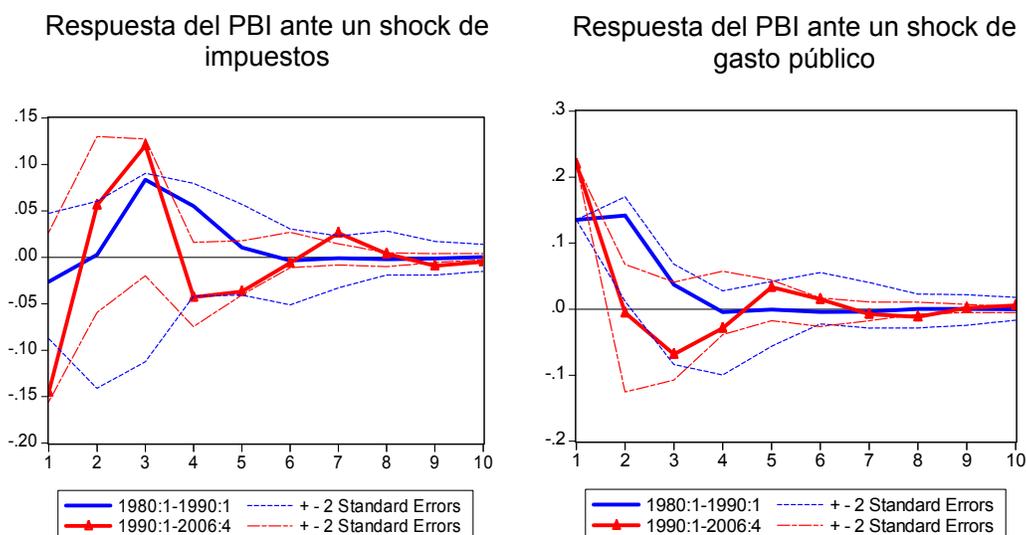
Los siguientes gráficos muestran las funciones impulso-respuesta estimadas a través del modelo SVAR para cada supuesto y adicionalmente las bandas al 95% de confianza estadística obtenidas mediante un *bootstrapping* con 1 000 simulaciones.

---

<sup>15</sup> Véase Hamilton (1994) "Time Series Analysis", capítulo 11, páginas 336-340.

Gráfico N° 5

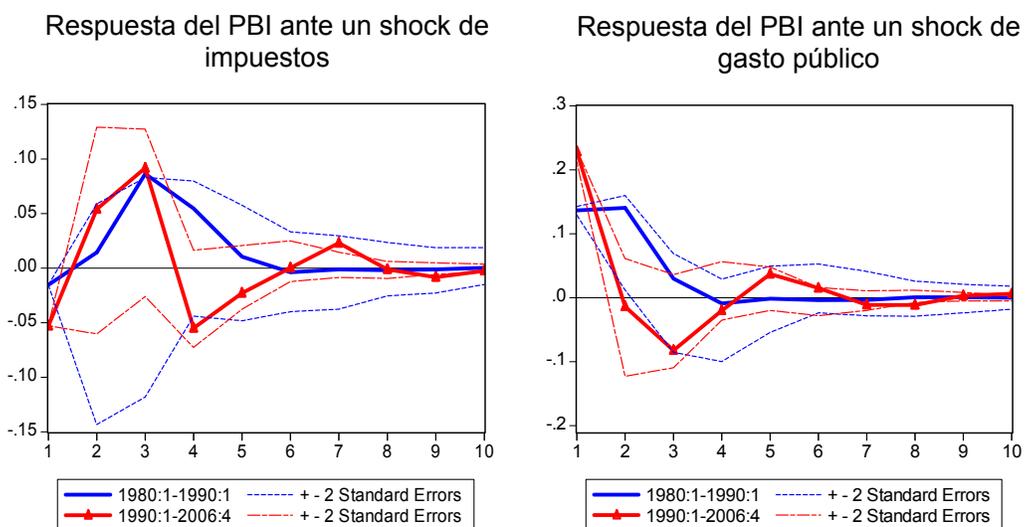
**Supuesto N° 1: Funciones impulso - respuesta del PBI ante shocks estructurales**



Nota: Standard Errors generados mediante *bootstrapping* con 1000 simulaciones.

Gráfico N° 6

**Supuesto N° 2: Funciones impulso - respuesta del PBI ante shocks estructurales**

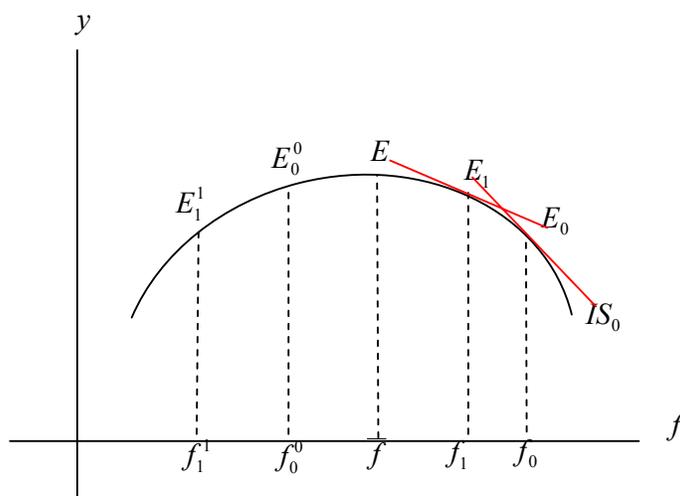


Nota: Standard Errors generados mediante *bootstrapping* con 1000 simulaciones.

Como se puede observar, los efectos de un shock de impuestos y del gasto público son mayores en la estimación del segundo periodo; no obstante, solo el efecto del gasto público es estadísticamente significativo bajo los dos supuestos y en los dos periodos, mientras que el de los impuestos lo es tan solo bajo el segundo supuesto, tal y como ha sido reportado anteriormente. Además, el efecto de los shocks fiscales llega a diluirse luego de 10 trimestres aproximadamente.

Con estos resultados a la mano, es posible conectar el modelo teórico con el empírico, para ello recordemos la figura 2 de la sección 3.

Si en la situación inicial el superávit primario se encuentra sobre el nivel óptimo, una reducción del superávit fiscal de  $f_0$  a  $f_1$  expande la producción (el paso de  $E_0$  a  $E_1$ ). Si, por el contrario, el superávit está por debajo del nivel óptimo, una reducción del superávit fiscal de  $f_0^0$  a  $f_1^1$ , contrae la producción (el traslado de  $E_0^0$  a  $E_1^1$ ).



**Figura 3** Efectos de un incremento o reducción del superávit primario sobre la actividad económica

Los resultados obtenidos del modelo econométrico señalarían que el superávit primario observado tanto entre 1980:1 – 1990:1 como en los

años 1990:1 – 2006:4 serían superiores al superávit de largo plazo  $\bar{f}$ , pues el efecto de una política fiscal expansiva sobre el producto es positivo en los dos periodos. Sin embargo, como es evidente, el superávit primario del segundo periodo es mayor.

Por ejemplo, si denotamos a  $f_1$  como el nivel de superávit primario en el primer periodo y  $f_0$  como el superávit del segundo, la expansión del gasto público o la disminución de los impuestos, que en otras palabras significa un menor nivel de superávit primario, tendría un mayor impacto expansivo sobre el PBI durante el segundo periodo que durante el primero (representado por las pendientes de las tangentes del gráfico ó  $\partial y / \partial f$ ), tal y como ha sido reportado en los resultados del modelo econométrico estimado.

Por otro lado, es importante mencionar que las conclusiones derivadas del modelo no se contradicen con los resultados mostrados en la sección de hechos estilizados.

Una política fiscal menos procíclica puede tener un mayor efecto sobre el producto que una política fiscal más procíclica. El carácter procíclico de la política fiscal ha sido analizado mediante correlaciones dinámicas con el producto; pero no se ha hecho supuesto alguno sobre la causalidad y su magnitud entre estas variables.

Así, los resultados señalarían que en el contexto actual, caracterizado por una disminución de la prociclicidad de la política fiscal, ésta puede ser usada con mayor eficacia para estimular o contraer la producción ante un escenario adverso o favorable, respectivamente.

## **7. CONCLUSIONES E IMPLICANCIAS PARA LA POLÍTICA ECONÓMICA.**

El presente trabajo tuvo como objetivo identificar el efecto de la política fiscal a través de dos de sus principales herramientas de política – el gasto y los impuestos – para corroborar o rechazar la hipótesis de que el poder de la política fiscal se ha incrementado en los últimos años. Los resultados obtenidos apoyan la hipótesis de que las condiciones iniciales en las que se encuentran las finanzas públicas influyen en la potencia de la política fiscal.

En efecto, los resultados sugieren que en el periodo 1980:1 – 1990:1, caracterizado por la fragilidad de las finanzas públicas, el efecto de la política fiscal es débil; mientras que en el periodo 1990:1 – 2006:4, periodo de fortalecimiento de las finanzas públicas, la potencia de la política fiscal es mayor. En el primer periodo, un incremento de 1% del gasto público incrementa el PBI entre 0.137% y 0.138%; mientras que en el segundo, el PBI responde con un crecimiento entre 0.220% y 0.228%.

Con respecto al efecto de un aumento de los impuestos, los resultados muestran que, bajo los dos modelos, el PBI responde con mayor fuerza en el periodo 1990:1 – 2006:4. Sin embargo, los resultados cambian ligeramente bajo los dos supuestos analizados, así como el nivel de significancia estadística.

Los resultados hallados tienen implicancias en la pertinencia de adoptar políticas fiscales contra cíclicas. Si por ejemplo se produjese una elevación de la tasa de interés internacional, que en el marco de este modelo que supone una economía dolarizada tiene efectos contractivos sobre el nivel de actividad económica, lo lógico sería procurar que la política fiscal sea expansiva, para atenuar los efectos recesivos del choque externo adverso.

Los hallazgos muestran que, con la consolidación de las finanzas públicas, la capacidad de hacer política contra cíclica se ha fortalecido en

los últimos años. Una expansión fiscal, en las condiciones actuales, tiene un mayor impacto sobre el nivel de actividad económica que en el periodo anterior y por tanto puede ser utilizado efectivamente para atenuar el efecto recesivo de choques externos adversos.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

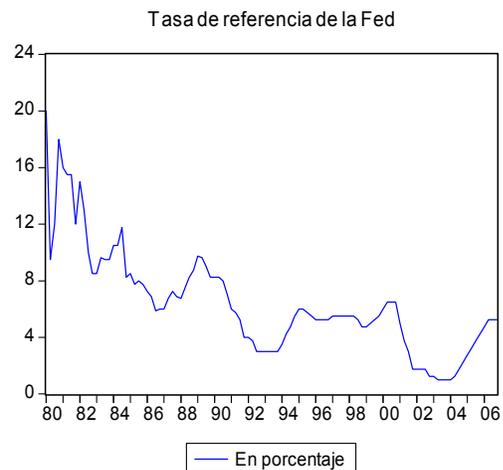
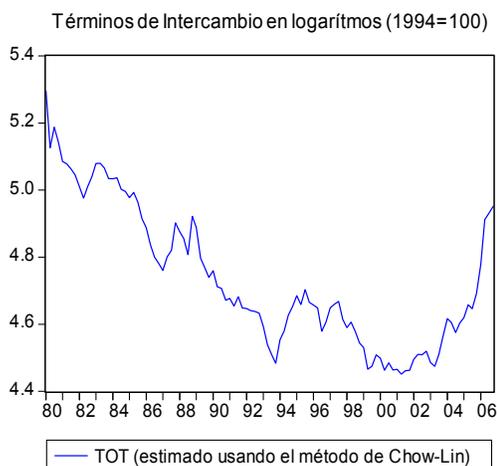
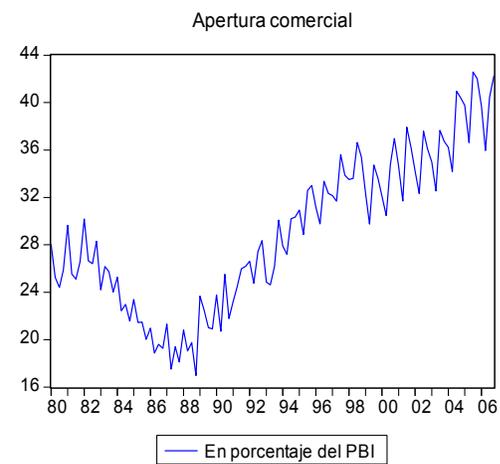
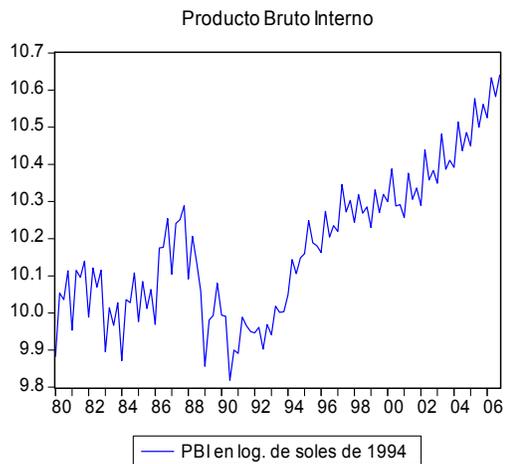
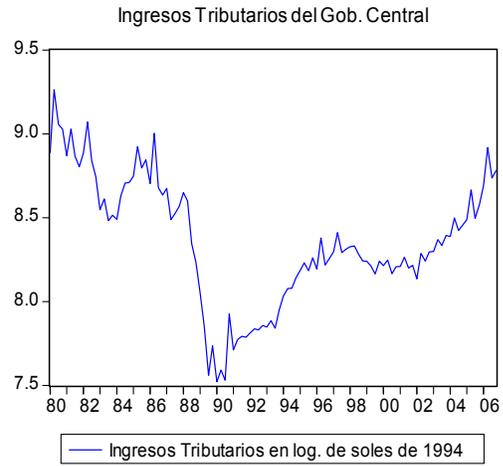
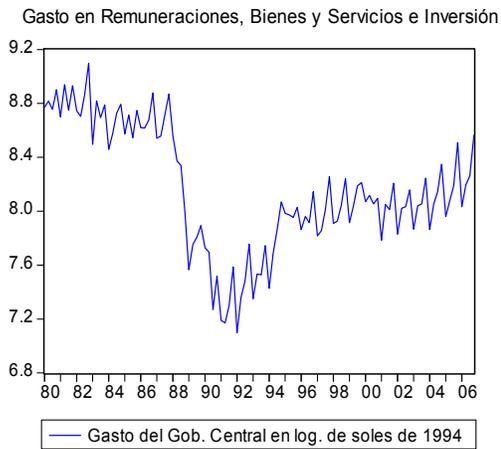
- Auerbach, A.  
2002 *Is There a Role for Discretionary Fiscal Policy?* NBER, Working Paper N° 9306.
- 2003 *Fiscal Policy, Past and Present*, NBER Working Paper Series, N° 10023.
- Blanchard, O.  
2004 *Macroeconomía*, Prentice Hall, Madrid, segunda edición.
- Blanchard, O. y R. Perotti  
2002 "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *Quarterly Journal of Economics*
- Capet, S.  
2004 *The Efficiency of Fiscal Policies: a Survey of the Literature*, CEPII N° 11.
- Castillo, P., Montoro, C. y V. Tuesta  
2006 *Hechos estilizados de la economía peruana*, Documento de Trabajo N° 5, BCRP.
- Cerda, R., H. González y L. Lagos  
2005 "Efectos dinámicos de la política fiscal". Cuadernos de economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Chow, G., A. Lin  
1971 "Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series". *The Review of Economics and Statistics*.
- Dickey, D. y W. Fuller  
1979 *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, *Journal of the American Statistical Association*, volume 74, number 366. Theory and methods section.
- Enders, W.  
1995 *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, INC.
- Giavazzy, F. y M. Pagano  
1990 "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries", in O. Blanchard y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1990*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Greene, W.  
1999 *Análisis Económico*. Prentice Hall.

- Gupta, S. B. Clements, E. Baldacci y C. Mulas-Granados.  
2002 *Expenditure Composition, Fiscal Adjustment, and Growth in Low-Income Countries*, IMF Working Paper 02/77. Washington: International Monetary Found.
- Hamilton, J.  
1994 *Times Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hemming, R., S. Mahfouz y A. Schimmelpfennig  
2002 *Fiscal Policy and Economic Activity during Recessions in Advanced Enomies*, IMF Working Paper 02-87
- Hemming, R. M. Kell y S. Mahfouz  
2001 *The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity –A review of the Literature*, IMF Working Paper 208
- Kapsoli, J, y B. Bencich  
2002 Indicadores líderes, redes neuronales y predicción de corto plazo. Ministerio de Economía y Finanzas.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin  
1992 *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*, Journal of Econometrics 54.
- Kopcke, R., G. Tootell y R. Triest  
2006 "Introduction: The Macroeconomics of Fiscal Policy", in Kopcke, R., G. Tootell y R. Triest, *The Macroeconomics of Fiscal Policy*, The MIT Press
- Laubach, Thomas  
2003 *New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt*, Board of Governors of the Federal Reserve System, mayo.
- Leiderman, L., Maino, R. y E. Parrado  
2006 "Metas de inflación en economías dolarizadas", en Armas, A., AS. Ize y E. Levy Yeyati, *Dolarización financiera. La agenda de política*, BCRP, Lima.
- Mendoza, W.  
2007 *¿Puede una expansión fiscal ser contractiva? La efectividad de la política fiscal y la sostenibilidad de la deuda pública*. Documento de Trabajo N° 255, Departamento de Economía de la PUCP.
- Mendoza, W. y P. Herrera  
2006 *Macroeconomía. Un marco de análisis para una economía pequeña y abierta*. Fondo Editorial de la PUCP. Lima
- Perotti, R.  
1999 *Fiscal Policy in Good Times and Bad*, The Quarterly Journal of Economics.

- 2002 *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*. European Central Bank Working Papers N° 168.
- Perrón, P.  
1989 *The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis*, *Econometría*, vol. 57 No. 6.
- Phillips, P. y P. Perron  
1988 *Testing for a unit root in time series regression*, *Biométrie*, 75.
- Restrepo, J. y H. Rincón  
2006 *Identifying Fiscal Policy shocks in Chile and Colombia*. Central Bank of Chile, Working Papers N° 370.
- Ungen, Eric y Glenn Hubbard  
2004 *Federal Government Debts and Interest Rates*, NBER Working Paper Series, 10681.
- Vogelsang, T.  
1997 "Wald-Type Tests for Detecting Breaks in the Trend Function of a Dynamic Time Series". *Econometric Theory* vol. 13, Cambridge University Press.
- Warnock, F. y V. Caccac  
2006 *International Capital Flows and U.S. Interest*, NBER Working Paper Series 12560.
- Zivot, E. y D. Andrews  
1992 *Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis*, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10 No 3.

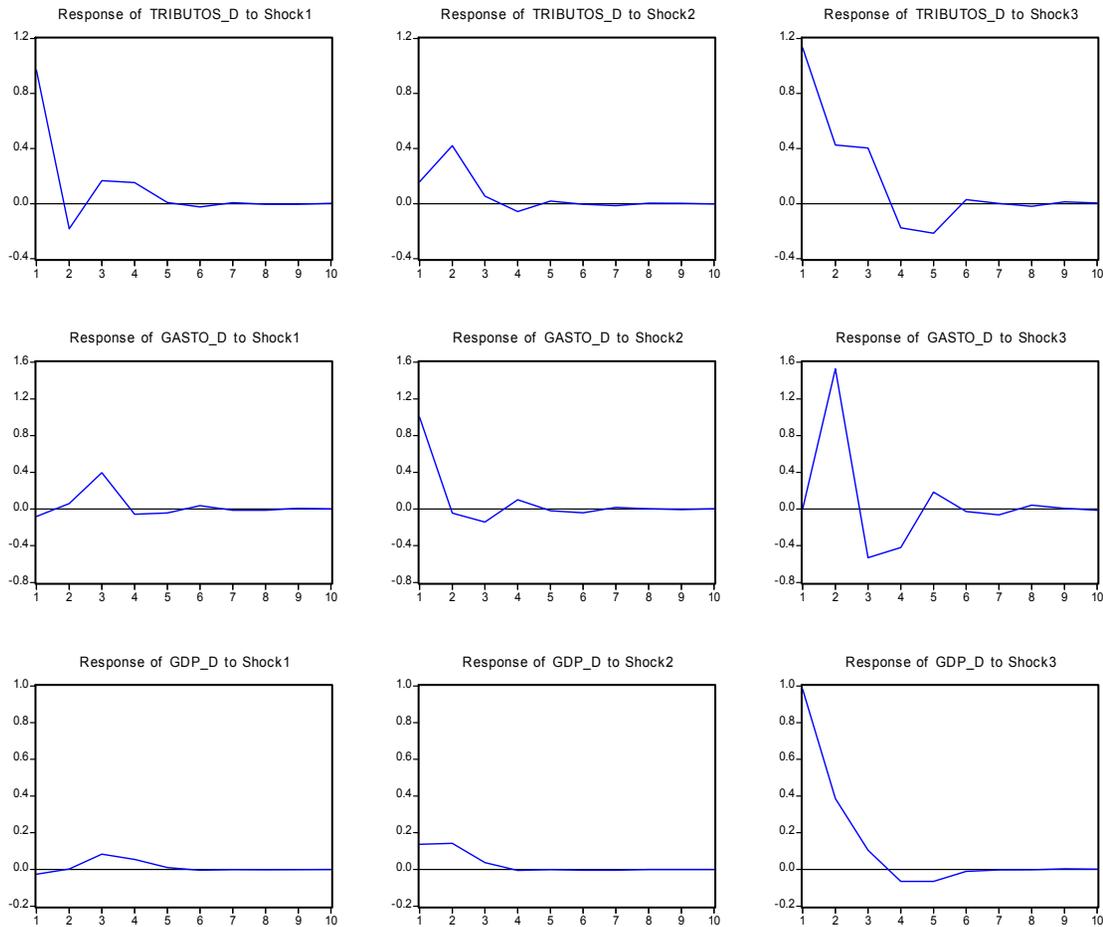
## ANEXO

### Variables usadas en el modelo SVAR



## Supuesto N° 1: Funciones Impulso Respuesta (1980:1 – 1990:1)

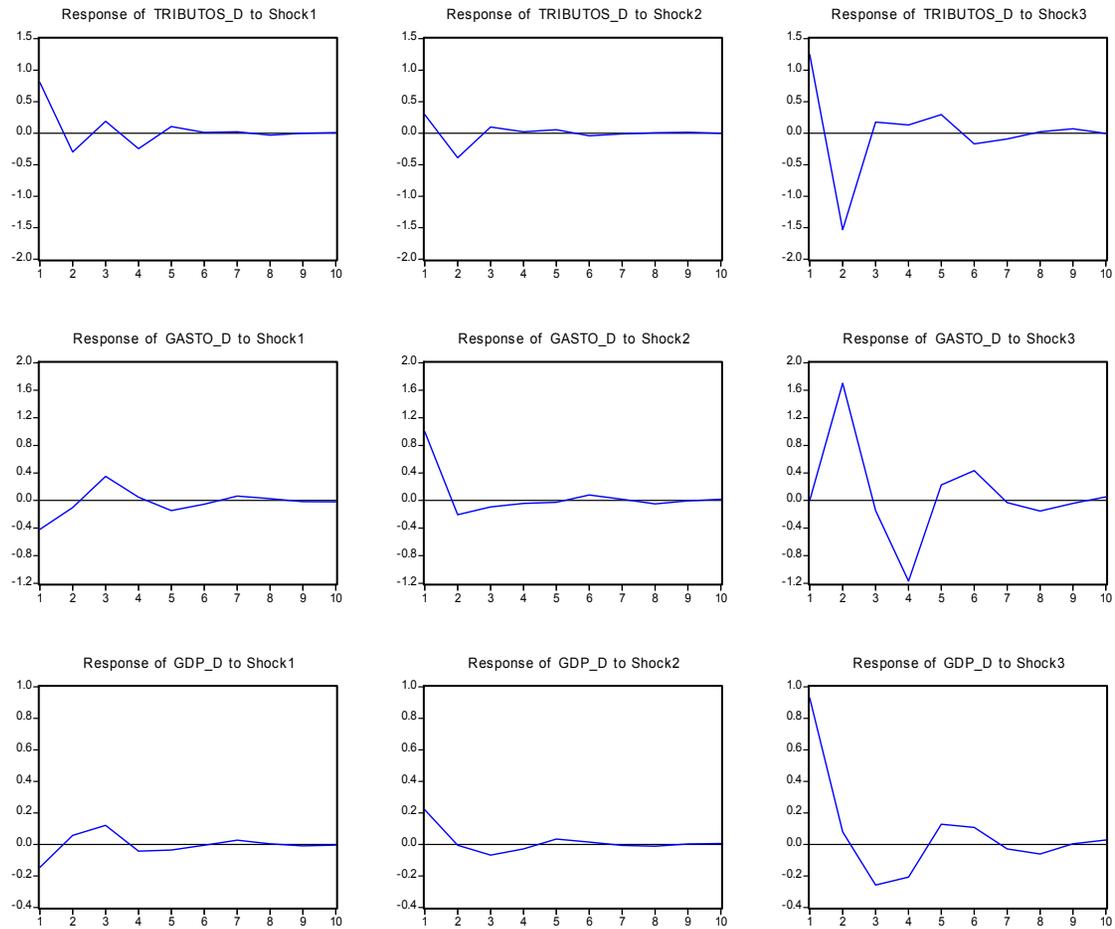
Response to Structural One S.D. Innovations



Shock 1: Tributos, Shock 2: Gasto, Shock 3: PBI

## Supuesto N° 1: Funciones Impulso Respuesta (1990:1 – 2006:4)

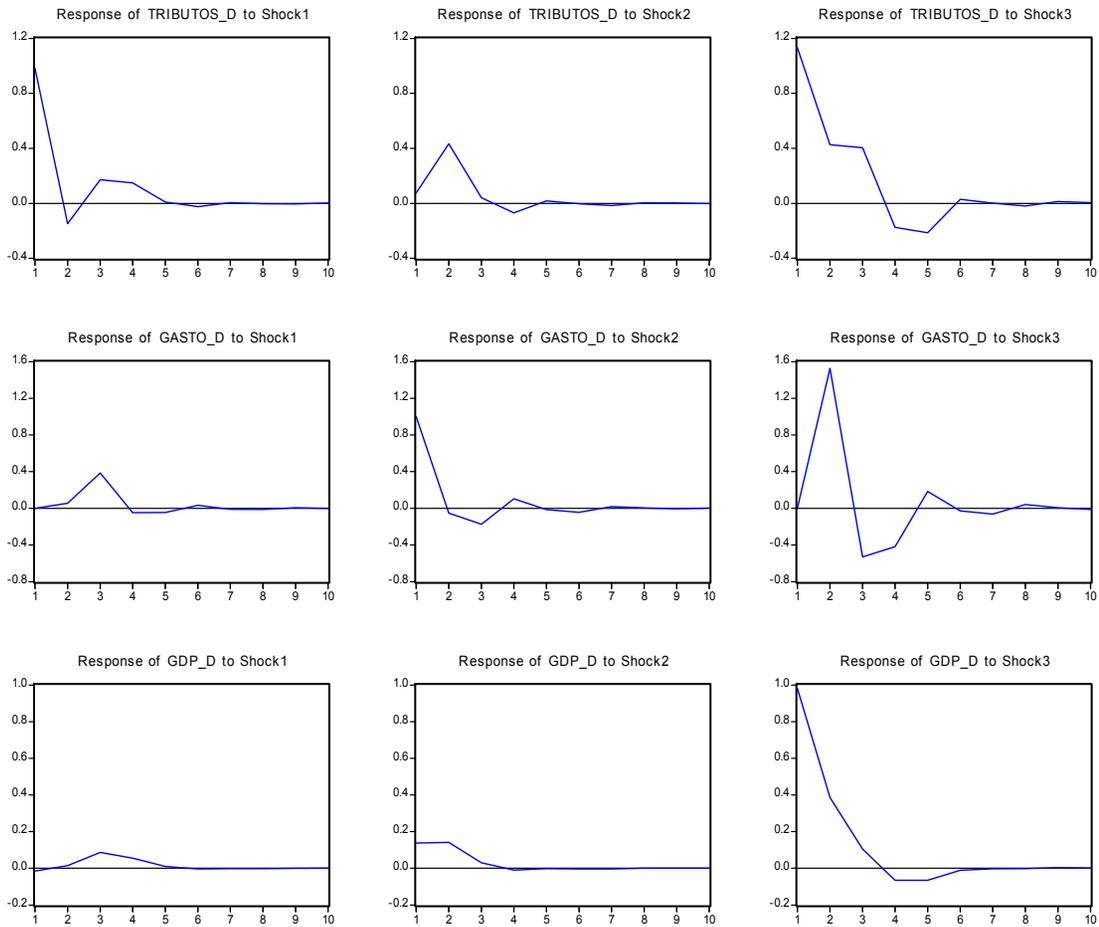
Response to Structural One S.D. Innovations



Shock 1: Tributos, Shock 2: Gasto, Shock 3: PBI

## Supuesto N° 2: Funciones Impulso Respuesta (1980:1 – 1990:1)

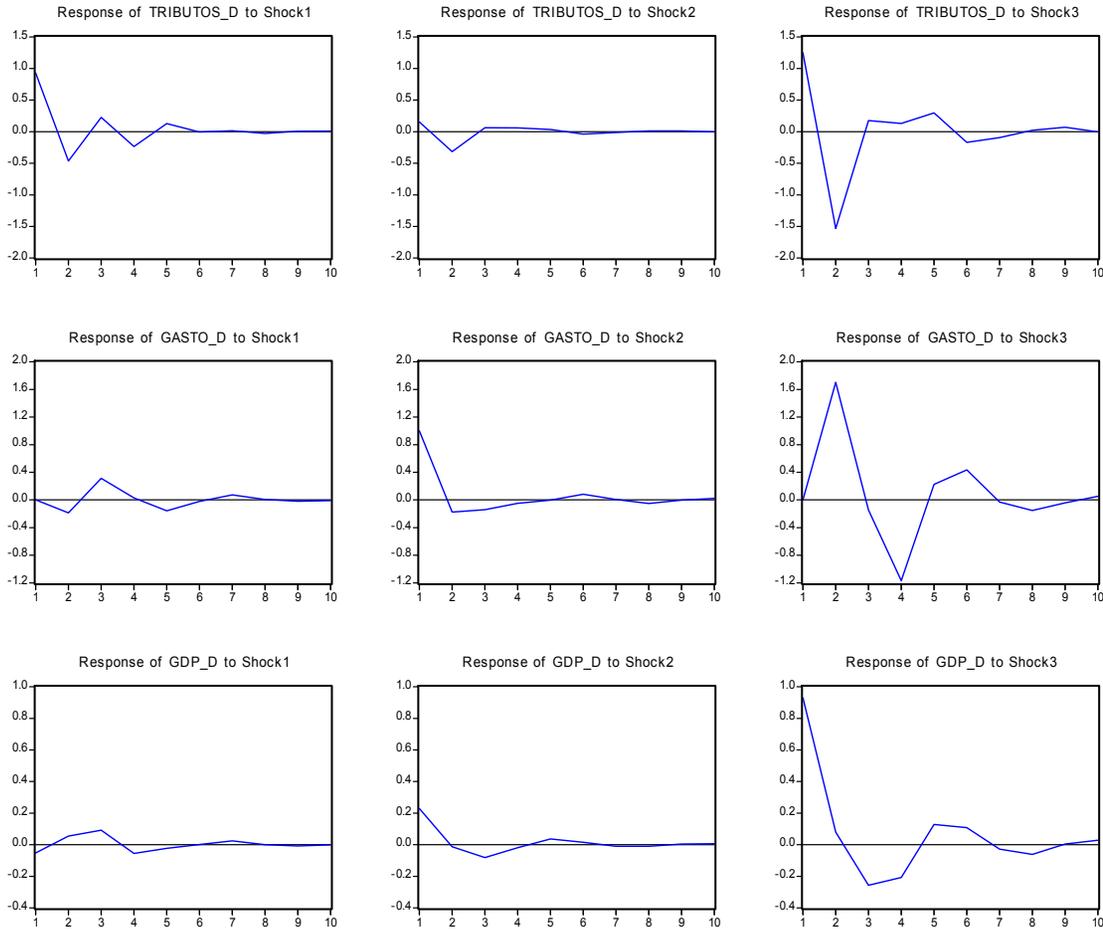
Response to Structural One S.D. Innovations



Shock 1: Tributos, Shock 2: Gasto, Shock 3: PBI

## Supuesto N° 2: Funciones Impulso Respuesta (1990:1 – 2006:4)

Response to Structural One S.D. Innovations



Shock 1: Tributos, Shock 2: Gasto, Shock 3: PBI