

# ***V Jornadas de Investigación – Asociación Uruguaya de Historia Económica***

## ***Las gestión de las finanzas públicas: abordajes para el siglo XX***

*Asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo del PIB y sus implicancias sobre la deuda: un análisis del caso uruguayo<sup>1</sup>.*

**Guillermo Santos**

**Yael Stolovas**

[guilles07@hotmail.com](mailto:guilles07@hotmail.com)

[yistolovas@gmail.com](mailto:yistolovas@gmail.com)

### **Resumen**

Este trabajo analiza la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal discrecional ante distintas fases del ciclo económico en Uruguay. A tales efectos, se estiman funciones de reacción fiscal para el período 1970-2009, en las que la dinámica de las cuentas públicas es explicada por factores estructurales y cíclicos. Se encuentra evidencia de que la política fiscal discrecional reacciona con mayor intensidad ante fases positivas que ante fases negativas del ciclo, dando lugar a un sesgo de asimetría. Asimismo, la política fiscal discrecional posee una orientación procíclica ante fases positivas y acíclica ante fases negativas. Al separar las fases negativas en recesiones leves y severas, se encuentra que ante las primeras la política fiscal discrecional reacciona en forma contracíclica mientras que ante las segundas la reacción es acíclica o levemente procíclica. Dicha asimetría ha derivado en un sesgo deficitario y por tanto en un sobreendeudamiento que se estima fue en términos acumulados 33% del PIB, representando un promedio anual de 0,8% de PIB. Finalmente, se concluye que la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo no sólo presenta un problema si se pretende estabilizar el producto, sino que además deriva en consecuencias de largo plazo al crear endeudamiento adicional.

### **Introducción**

Lograr que la política fiscal contribuya al crecimiento y la estabilidad macroeconómica no ha sido una tarea sencilla. En pos de alcanzar este objetivo, muchas economías han presentado profundos desbalances en sus cuentas públicas que han culminado en excesivo endeudamiento. Esta delicada combinación de déficit fiscal y endeudamiento ha constituido un potencial factor desestabilizador, ya que ha contribuido en forma directa al desarrollo de crisis económicas y financieras.

En términos generales, sería deseable que la política fiscal reaccione con similar intensidad ante diferentes estados del ciclo, es decir que presente un comportamiento simétrico. Esto es independiente del carácter procíclico o contracíclico que la misma pueda tener. Suponiendo contracíclicidad, los superávits fiscales generados en auges económicos deberían compensar los déficits fiscales acumulados en recesiones. Aún en presencia de una política fiscal procíclica, (no recomendable desde un punto de vista teórico) la simetría al ciclo sería deseable de modo de evitar un sesgo expansivo del gasto público que pueda comprometer la sostenibilidad financiera del gobierno a largo plazo.

---

<sup>1</sup> Esta investigación es resultado del Trabajo monográfico para la obtención del título de Licenciado en Economía de la Universidad de la República. Los autores agradecen especialmente el apoyo brindado por Leonardo Vicente en su calidad de tutor del trabajo.

La simetría cobra especial relevancia en un contexto como el actual en el que debido a los fuertes estímulos (fiscales y monetarios) implementados para amortiguar los efectos de la crisis económica y financiera internacional, muchos países presentan un deterioro significativo de sus cuentas fiscales. Sin embargo, una vez superado el peligro de la recesión, se vuelve indispensable pensar una “estrategia de salida” que contemple la sostenibilidad y la estabilidad macroeconómica en el mediano y largo plazo.

Concretamente, en Uruguay el manejo de las variables fiscales ha constituido un tema delicado e incluso en ciertas ocasiones no ha logrado adecuarse a las necesidades del país, intensificando problemas más que contribuyendo a solucionarlos. Uruguay cuenta con una historia de persistente déficit fiscal y elevado endeudamiento; combinación que ha resultado peligrosa para el crecimiento y la estabilidad macroeconómica, ya que ha vuelto al país muy vulnerable ante escenarios recesivos.

En este sentido, si bien existen muchos trabajos que analizan la política fiscal en el ciclo, la mayoría de los mismos se centran en su carácter procíclico, asumiendo implícitamente que la política fiscal reacciona con igual intensidad ante las distintas fases del ciclo; esto es suponiendo que la misma presenta una reacción simétrica al ciclo. Sin embargo, en las últimas décadas han surgido algunos estudios que analizan la posibilidad de que la intensidad de la respuesta de la política fiscal difiera ante fases expansivas y recesivas, presentando así un comportamiento asimétrico.

Buchanan y Wagner (1978) plantean que una respuesta simétrica del gasto público al ciclo podría derivar de la implementación de recomendaciones keynesianas en un contexto utópicamente adecuado, en el que las políticas son implementadas por un “planificador benevolente”. Tal planificador se inclinaría por generar déficit fiscales en recesiones, que luego serían compensados por superávits fiscales durante períodos de auge. Sin embargo, estos autores plantean que en un contexto más realista, la implementación de políticas keynesianas puede dar lugar a un comportamiento fiscal asimétrico, ya que la toma de decisiones puede verse afectada por intereses propios de los planificadores, “miopía de agentes”, etc. En este nuevo contexto, más cercano a la realidad, incrementar el gasto en fases recesivas es “políticamente atractivo”, pero en épocas de expansión económica no es una tarea sencilla implementar recortes simétricos del gasto, al menos no desde un punto de vista político.

En vista de esto último, el presente trabajo pretende analizar si la política fiscal en Uruguay responde en forma asimétrica ante distintas fases del ciclo económico, potenciando un sesgo expansivo del déficit fiscal que incrementa los niveles de endeudamiento.

## **Evidencia empírica sobre asimetría en la reacción de la política fiscal ante el ciclo**

La mayoría de los estudios que buscan identificar una conducta fiscal asimétrica recurren a la estimación de funciones de reacción fiscal, que explican el comportamiento de las cuentas públicas mediante un conjunto de variables entre las que se encuentra el ciclo económico. En términos generales, los trabajos plantean una regresión lineal cuya variable dependiente es una variable de resultado fiscal y entre las variables explicativas se encuentra el ciclo económico, la variable dependiente rezagada y otras variables de control.

De modo de capturar la respuesta asimétrica, las funciones consideran por separado las fases positivas y negativas del ciclo; es decir dos variables explicativas diferentes en la función de reacción fiscal. Como resultado, estiman sensibilidades distintas del resultado fiscal ante momentos positivos y negativos del ciclo (coeficientes separados).

Con esta metodología, Gavin y Perotti (1997) analizan la política fiscal de 13 economías de América Latina y 16 países de la OCDE para el período 1970-1995, encontrando evidencia de una gran y significativa asimetría en la respuesta de la política fiscal ante *shocks* de producto en las

economías desarrolladas. Concretamente, la intensidad de la respuesta ante fases negativas es muy superior a la observada ante fases positivas. Al estudiar las economías latinoamericanas, la asimetría sería diferente: durante fases negativas el resultado fiscal reaccionaría con menos sensibilidad que en fases positivas. La mencionada diferencia entre economías desarrolladas y latinoamericanas se vuelve más evidente si se consideran exclusivamente períodos de recesiones fuertes.

Hercowitz y Strawczynski (1998 y 2001) estudian la forma en que el ciclo económico ha influido en el incremento del gasto público/PIB ( $g$ ) en las economías de la OCDE. El principal resultado del primer trabajo es que la evolución creciente de  $g$  se relaciona a un sesgo cíclico:  $g$  crece considerablemente en fases contractivas, pero en las fases expansivas permanece relativamente constante en su nuevo nivel más elevado. En otras palabras, el gasto es contracíclico durante las contracciones, pero no lo es en períodos de auge. Esta conclusión es reforzada en el segundo trabajo de estos autores.

Balassone y Francese (2004) analizan si la política fiscal reacciona de forma asimétrica ante diferentes fases del ciclo en los países de la Unión Europea, Japón y EE.UU, para el período 1970-2002. Los autores encuentran evidencia de una significativa asimetría: comportamiento contracíclico en ambas fases del ciclo, pero significativamente más intenso en las fases negativas. Adicionalmente, concluyen que este comportamiento asimétrico ha contribuido a un mayor endeudamiento de los países involucrados en la muestra.

Balassone y Kumar (2005) amplían el trabajo anterior pero distinguiendo entre economías emergentes y desarrolladas y entre política fiscal discrecional y endógena. El estudio se realiza para 13 economías desarrolladas y 21 emergentes para el período 1975-1997. Los autores concluyen que en los países desarrollados, la política fiscal discrecional es en general procíclica. En las economías emergentes, la política fiscal discrecional se muestra también procíclica, neutralizando totalmente la acción de los estabilizadores automáticos. Adicionalmente, se encuentra que la política fiscal es menos sensible a cambios en el *output gap* en los países emergentes que en los países desarrollados.

Turrini (2008) analiza el comportamiento cíclico de la política fiscal para los países de la Zona Euro con datos anuales correspondientes al período 1980-2005, concluyendo que la política fiscal discrecional presenta un sesgo procíclico en fases positivas del ciclo, pero no hay evidencia significativa de que presente un sesgo cíclico durante fases negativas. Con el objetivo de profundizar el estudio, el autor estima funciones de reacción fiscal para ingresos y egresos fiscales, concluyendo que el sesgo procíclico en fases expansivas tiene su origen en el gasto. A modo de captar la respuesta fiscal ante distintos momentos del ciclo se estiman coeficientes diferentes para distintos niveles de *output gap*, concluyendo que el gasto es significativamente procíclico cuando el *output gap* es positivo y el PIB se encuentra muy por encima del nivel potencial.

Manasse (2006) desecha la metodología de funciones de reacción fiscal utilizando como alternativa un algoritmo matemático propuesto por J. H. Friedman (1991) denominado *Multiple Adaptive Regression Spline* (MARS). Manasse estudia la política fiscal en el ciclo para 49 países en el período 1970-2004. A diferencia de la metodología tradicional que emplea funciones lineales de reacción fiscal, Manasse parte del supuesto de que la forma funcional de la relación entre variables dependiente e independiente es desconocida para el analista. Será el algoritmo MARS el que permitirá aproximar tal relación e identificar las variables relevantes. Manasse concluye que la política fiscal es acíclica en fases negativas del ciclo y fuertemente procíclica durante fases positivas. Adicionalmente, el autor identifica diferencias entre economías emergentes y desarrolladas: las primeras presentan prociclicidad fiscal aún durante épocas de recesiones severas, pero durante las fases positivas la prociclicidad fiscal es menor que en las economías desarrolladas.

En síntesis, los autores analizados coinciden en la evidencia de asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo del producto. Asimismo, existe consenso entre los estudios revisados respecto a que la política fiscal es más sensible a cambios en el nivel de actividad en las economías desarrolladas que en las economías emergentes. En las primeras, la política fiscal es en promedio contracíclica, pero reacciona con mayor intensidad ante fases negativas del ciclo que ante fases positivas. En las economías emergentes, los autores coinciden en que ante fases expansivas del ciclo, la política fiscal discrecional presenta un comportamiento procíclico, neutralizando total o parcialmente el efecto contracíclico de los estabilizadores automáticos. Finalmente, en las economías emergentes la política fiscal reaccionaría con menor intensidad ante fases contractivas que ante fases expansivas. Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) plantan incluso cierta prociclicidad en momentos de recesión severa.

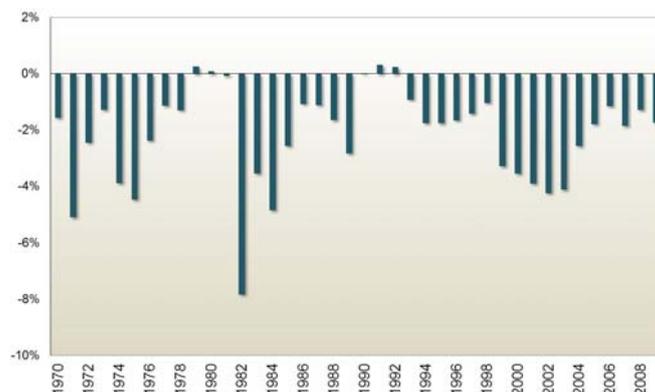
Para Uruguay el único estudio encontrado que analiza la existencia de asimetría en la reacción de política fiscal al ciclo es realizado por Maihlos y Sosa (1998). Dicho trabajo caracteriza el comportamiento cíclico de la política fiscal en Uruguay; dentro de este análisis la existencia de asimetría es un aspecto más a considerar. El análisis se realiza con datos anuales provenientes de cuentas nacionales para el período 1955-1998. La principal conclusión a la que arriban es que la política fiscal uruguaya es fuertemente procíclica, tanto por la conducción del gasto público como en lo que refiere a la recaudación. Al estudiar la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo, los autores investigan los componentes del gasto del gobierno: consumo e inversión para el período 1955-1998. Los resultados arrojan que si bien los coeficientes son estadísticamente significativos, la diferencia entre ellos no lo es, por lo tanto concluyen que no existe evidencia contundente de un comportamiento asimétrico de la política fiscal ante expansiones y recesiones.

## **Las finanzas públicas en Uruguay en el período 1970-2009**

Una vez repasados los antecedentes, cabe analizar las finanzas públicas en Uruguay para el período de estudio. Para ello se emplean datos del consolidado Gobierno Central-Banco de Previsión Social (en adelante GC) lo que implica no considerar el resultado de Gobiernos Departamentales y Empresas Públicas, pero sí transferencias entre estas últimas y el GC. Cabe destacar que el período de estudio y la cobertura del análisis se vieron condicionados por las restricciones en la disponibilidad de datos oficiales.

Como muestra el gráfico 1, a excepción de algunos años puntuales (1979, 1980, 1991 y 1992), el resultado global del GC fue siempre deficitario. Durante los '70, el modelo liberalizador y la implementación de una regla cambiaria provocaron que el GC lograra magros superávits globales, pero la crisis de 1982 deterioró seriamente las cuentas públicas. La política cambiaria de bandas de flotación implementada en los '90 reclamó más cintura fiscal por lo que los primeros años de dicha década se caracterizaron por superávits fiscales globales. Empero, la crisis mexicana de 1995, la reforma de la seguridad social de 1996 (que asume un deterioro del resultado para el consolidado GC-BPS) y por último el comienzo de la recesión en 1998, condujeron a persistentes déficit en el balance del GC.

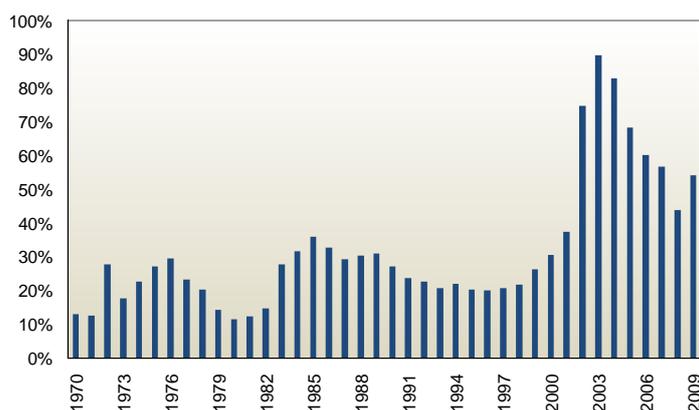
### ***Gráfico 1- Resultado global del GC (% del PIB)***



Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU)

Esta historia de profundos y persistentes déficit fiscales tiene correlato en un abultado endeudamiento. El siguiente gráfico muestra la trayectoria de la deuda bruta del SPNF como porcentaje del PIB. Puesto que no se cuenta con datos oficiales acerca de la deuda del GC para todo el período de análisis, se aproxima esta última a través de la deuda del Sector Público No Financiero (SPNF) <sup>2</sup>

**Gráfico 2- Deuda bruta del sector público no financiero (% del PIB)**



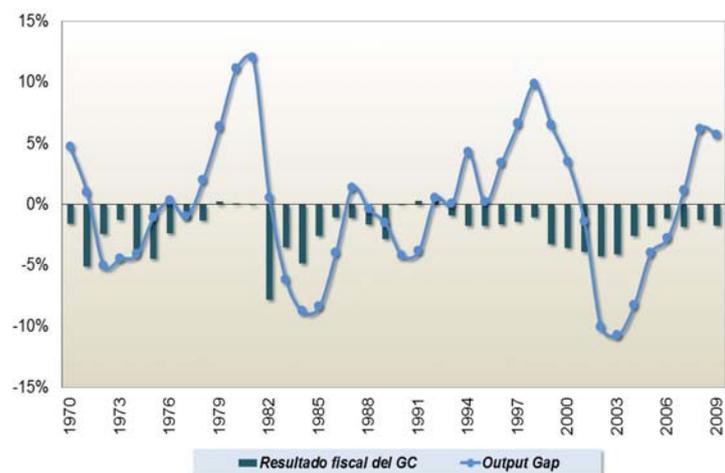
Fuente: Elaboración propia a partir de series del BCU y del Instituto de Economía

Como se aprecia en el gráfico, la deuda como porcentaje del PIB creció en forma explosiva luego de 1982 y de 2002. Ambas crisis evidencian un rápido aumento del ratio, debido en parte a que son épocas de fuerte depreciación de la moneda en respuesta a súbitos abandonos de sistemas de tipo de cambio controlado. Si se observa que la deuda se encuentra denominada mayoritariamente en dólares y el PIB en moneda local, no es extraño observar fuertes aumentos del ratio en esos años.

Caracterizadas las variables fiscales resulta adecuado observar el comportamiento de las mismas en relación al ciclo económico. El siguiente gráfico muestra el comportamiento del déficit fiscal en distintas fases del ciclo, reflejando que pese a que en muchos años el *output gap* fue positivo, el resultado del GC ha sido casi siempre deficitario, dando cuenta de la persistencia del déficit fiscal.

**Gráfico 3- Resultado fiscal global del GC como porcentaje del PIB y Output gap como porcentaje del PIB tendencial**

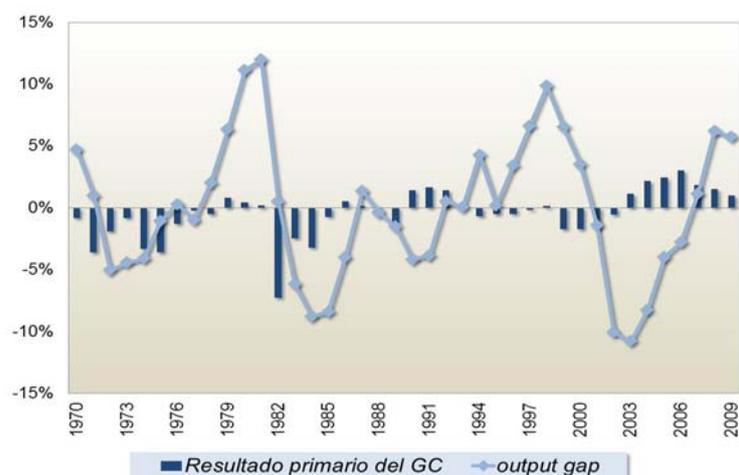
<sup>2</sup> Para las primeras 12 observaciones de la muestra sólo se cuenta con datos de la deuda del Sector Público Global (SPG) por lo que se supuso que la deuda de dichos años correspondió en su totalidad a deuda del SPNF.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Sin embargo, el resultado fiscal global no brinda una idea de la política fiscal discrecional, por lo que se observa el resultado fiscal primario y el ciclo económico en el gráfico 4. Los años 1979-1981 corresponden al auge observado antes de la crisis de 1982, en donde se persiguieron equilibrios macroeconómicos desde el punto de vista fiscal y externo<sup>3</sup>. El superávit observado a comienzos de los '90 se debe a los ajustes fiscales implementados en el marco del sistema de bandas de flotación cambiaria. Finalmente, el período 2003-2006 corresponde a la salida de la crisis de 2002, en donde los ajustes fiscales fueron necesarios a efectos de cumplir con metas fiscales y favorecer estrategias de salida a la crisis. Puede observarse que en fases de *output gap* positivo, el resultado fiscal primario no exhibe significativos aumentos. Esto denotaría cierta prociclicidad en la gestión de las cuentas públicas ante fases positivas del ciclo. Por otra parte, en momentos de *output gap* negativo se observa un inicial deterioro de la posición fiscal, que luego mejora en tanto el *output gap* retoma su carrera ascendente.

**Gráfico 4- Resultado fiscal primario como porcentaje del PIB y output gap como porcentaje del PIB tendencial**



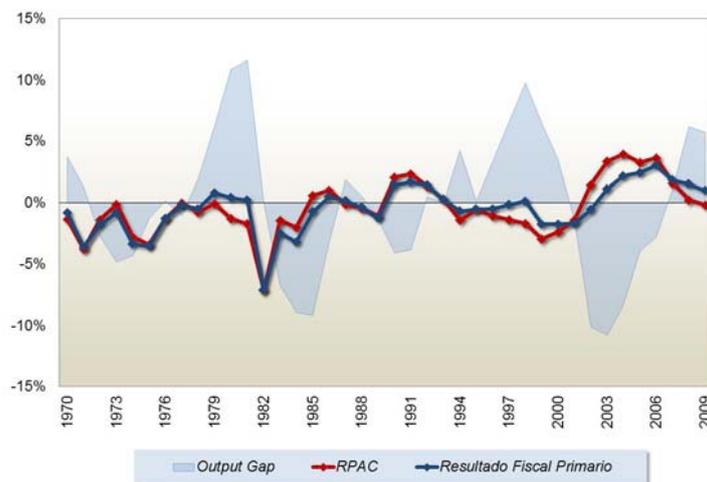
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Sin embargo, la medida de política fiscal discrecional que brinda el cambio en el resultado fiscal primario es “precaria”, ya que se ve influenciada por el ciclo económico. A efectos de capturar mejor la política fiscal discrecional se observa el resultado primario ajustado por ciclo expresado

<sup>3</sup> Azar y Bertoni (2007)

como porcentaje del PIB (RPAC). Dicho indicador consiste en el resultado fiscal depurado de los efectos que posee el ciclo sobre los ingresos y egresos del gobierno (en siguientes secciones se presenta la metodología empleada para la construcción de la serie). El gráfico 5 muestra la evolución del resultado fiscal primario y el RPAC, la diferencia entre ellos es el efecto de los estabilizadores automáticos. Se observa que en fases de *output gap* positivo, el resultado fiscal primario se ubica por encima del RPAC y lo inverso se observa en fases negativas.

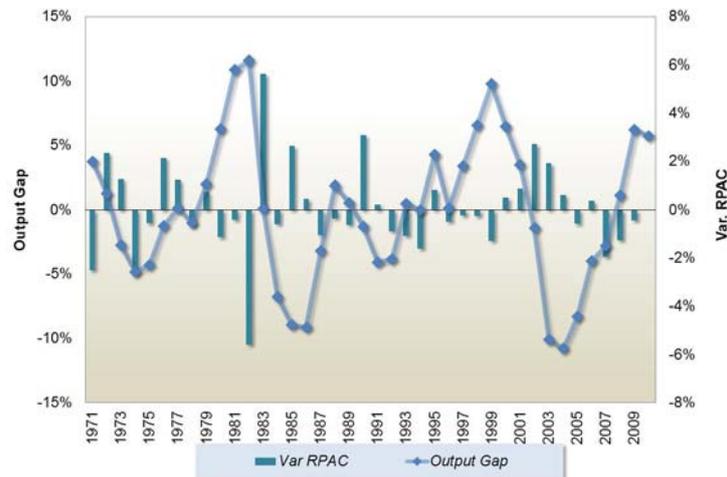
**Gráfico 5- Resultado fiscal primario y Resultado Primario ajustado por ciclo (% del PIB)**



Fuente: Elaboración propia en base a BCU

Finalmente, el gráfico 6 permite observar la variación del RPAC en distintos escenarios macroeconómicos. Como se observa, en varios períodos la política fiscal discrecional ha actuado exacerbando el ciclo del PIB. A modo de ejemplo, previo a la crisis de 1982, en gran parte de la década de los '90 y en la actualidad el nivel de actividad se encontró por encima de los niveles de tendencia, mientras que la política fiscal discrecional actuó de manera procíclica ya que el RPAC presenta una variación negativa.

**Gráfico 6- Variación del RPAC como porcentaje del PIB y output gap como porcentaje del PIB tendencial**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

## Modelización teórica empleada

Para testear la hipótesis de asimetría, se emplea un modelo que incorpora consideraciones de corto y largo plazo, reflejando la dinámica intertemporal de las cuentas públicas. El repaso de la literatura muestra el empleo de funciones de *reacción fiscal* que consideran factores estructurales y coyunturales. Entre los primeros podría mencionarse la convergencia de la política fiscal hacia objetivos de largo plazo o la maximización de beneficios asociados a la implementación y el diseño de la política fiscal. Entre los coyunturales pueden considerarse las fluctuaciones del producto, cambios en las tasas de interés, etc. Considerando esto último, este trabajo empleará como modelo base el propuesto por Balassone y Francese (2004) incorporando algunos puntos del trabajo de Turrini (2008).

Siguiendo a Balassone y Francese (2004), el resultado fiscal se descompone en un componente estructural o de fundamento y un componente cíclico, ambos expresados en términos de producto:

$$rf_t = rf_t^e + rf_t^c \quad (1)$$

Siendo:  $rf_t^e$  el componente estructural del resultado fiscal

$rf_t^c$  el componente cíclico del resultado fiscal

### Componente estructural del resultado fiscal

El primer componente del segundo miembro de la ecuación (1) obedece a factores estructurales que pueden afectar el déficit fiscal del momento  $t$ . Los cambios en la posición fiscal poseen implicancias en el largo plazo sobre la deuda y el resultado fiscal, por lo que resulta razonable que el gobierno se preocupe por dichas variables. De acuerdo a Balassone y Francese (2004) el componente estructural puede expresarse por medio de la siguiente ecuación:

$$rf_t^e = rf_{t-1}^e + \alpha(rf_t^* - rf_{t-1}^e) - \beta(d_t^* - d_{t-1}) + u_t \quad (2)$$

Siendo  $rf^o$  y  $d^o$  los niveles de resultado fiscal y deuda considerados óptimos por el gobierno y  $rf_{t-1}$  y  $d_{t-1}$  el resultado fiscal y la deuda del período  $t-1$ . Por último  $u \sim NID(0, \sigma^2)$  y  $\alpha$  y  $\beta > 0$ . A nivel estructural se cumple la siguiente relación:  $d^o = -rf^o/\gamma^o$  siendo  $\gamma^o$  la tasa de crecimiento de equilibrio del PIB nominal.

El componente estructural puede ser expresado como un proceso de ajuste lineal desde los niveles de resultado fiscal y deuda observados en el momento  $t$  hacia los niveles de dichas variables compatibles con la restricción presupuestal intertemporal del gobierno (RPI). Siguiendo a Blanchard (1990), si el gobierno desea llevar adelante una política fiscal sustentable debería comportarse de modo de satisfacer la RPI, lo que implica que el valor presente de los superávits fiscales esperados a lo largo del tiempo debe compensar el valor de la deuda en el momento inicial. El cumplimiento de esta condición asegura que el gobierno sea solvente en el largo plazo.

### Componente cíclico del resultado fiscal

El componente cíclico del resultado fiscal  $rf^c$  captura los desbalances fiscales generados - deliberada o automáticamente- en respuesta a divergencias entre el PIB potencial y el PIB efectivo (*output gap*). Este factor puede expresarse de la siguiente forma:

$$rf_t^c = \eta E(\omega_t) + v_t \quad \text{con} \quad v_t \sim NID(0, \sigma^2) \quad (3)$$

En donde el desequilibrio en las cuentas públicas depende de las proyecciones (expectativas) del gobierno acerca del *output gap* ( $\omega_t$ ).

El coeficiente  $\eta$  captura la reacción de la política fiscal tanto discrecional como endógena a cambios en el producto. En caso de que la reacción de la política fiscal a cambios en el ciclo del PIB sea simétrica ante fases positivas y negativas, dicho coeficiente será único. Si se admite, en cambio, que la respuesta fiscal al ciclo puede diferir según se trate de *output gap* positivo o negativo, la ecuación puede reescribirse de la siguiente forma:

$$rf_t^c = \eta_p \cdot E(\omega_t^p) + \eta_n \cdot E(\omega_t^n) + v_t \quad (4)$$

En donde:

- $\eta^p$  es la reacción de la política fiscal cuando el *output gap* es positivo y
- $\eta^n$  es la respuesta fiscal cuando el *output gap* es negativo.

Uniendo las ecuaciones (2) y (4), el déficit fiscal del período  $t$  puede ser expresado de la siguiente forma:

$$rf_t = (\alpha \cdot rf^* - \beta \cdot d^*) + (1 - \alpha) \cdot rf_{t-1} + \beta \cdot d_{t-1} + \eta_p \cdot E(\omega_t^p) + \eta_n \cdot E(\omega_t^n) + \varepsilon_t$$

Reordenando los términos se arriba a:

$$rf_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot rf_{t-1} + \alpha_2 \cdot d_{t-1} + \eta_p \cdot \omega_t^p + \eta_n \cdot \omega_t^n + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\alpha_0 = (\alpha \cdot rf^* - \beta \cdot d^*) \quad \alpha_1 = (1 - \alpha) \quad \alpha_2 = \beta \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Al unir ambas ecuaciones debe tenerse en cuenta algunas consideraciones importantes. En primer lugar, en caso de que el gobierno no cuente con proyecciones respecto a los ciclos económicos, se toma en lugar de la esperanza del *output gap*, valores pasados de dicha variable. Estos valores se separan empleando la siguiente variable *dummy*:

$$dt = \begin{cases} 1 = \omega_t > 0 \\ 0 = \omega_t < 0 \end{cases}$$

Esto evita colinealidad entre las variables *dummies* y la constante y captura con mayor precisión la respuesta de la política fiscal al *output gap*. De esta forma, se incorpora como regresores  $E(\omega_t^p)dt$  y  $E(\omega_t^n)(1 - dt)$ .

La constante del modelo incorpora de manera conjunta aquellos niveles de resultado fiscal y deuda del gobierno que considera óptimos o al menos aquellos que obedecen a consideraciones de largo plazo. El signo de la misma indicaría el sesgo en el resultado fiscal, ya que refleja la situación en donde las restantes variables permanecen constantes.

Por último, el modelo puede ser empleado indistintamente para comprobar la reacción de cualquier indicador fiscal. En el presente trabajo se empleará el resultado primario ajustado por ciclo, lo que permite aislar el efecto de los estabilizadores automáticos y concentrarse sólo en la política fiscal discrecional, resultando un avance respecto a la literatura existente para Uruguay.

### **Recesiones severas y auges económicos**

Al estudiar el comportamiento cíclico de la política fiscal en Uruguay es importante considerar la volatilidad del PIB. Talvi y Vegh (2000) estiman que el producto en las economías emergentes es en promedio el doble de volátil que en las economías desarrolladas. Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) atribuyen parte de la diferencia en el comportamiento fiscal entre economías emergentes y desarrolladas a la intensidad de los *shocks* que experimentan, y especialmente al hecho de que las recesiones en las economías emergentes son significativamente más severas que en los países desarrollados.

En vista de lo anterior se considera relevante distinguir no sólo entre momentos de *output gap* positivos y negativos, sino también al interior de dichas fases, tal como lo hace Turrini (2008). A tales efectos se extiende el modelo descrito anteriormente descomponiendo el *output gap* en cuatro fases: auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa. La ecuación a estimar se presenta a continuación:

$$rf_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot rf_{t-1} + \alpha_2 \cdot d_{t-1} + \eta_A^p \cdot \omega_A^p + \eta_M^p \cdot \omega_M^p + \eta_L^p \cdot \omega_L^p + \eta_S^p \cdot \omega_S^p + \varepsilon_t \quad (6)$$

En donde:

-  $\eta_A^F \cdot \omega_A^F$  refiere a las etapas de auge

-  $\eta_M^F \cdot \omega_M^F$  refiere a las etapas de expansión moderada

-  $\eta_L^F \cdot \omega_L^F$  refiere a las etapas de recesión leve

-  $\eta_S^F \cdot \omega_S^F$  refiere a las etapas de recesión severa

## Estrategia Empírica

### *Series utilizadas*

Para la estimación se emplean datos anuales para el período 1970-2009 con fuente Banco Central del Uruguay (BCU) e Instituto de Economía de la Universidad de la República (IECON). La disponibilidad de datos oficiales impone una restricción en cuanto a la cobertura del sector público y la extensión del período de estudio. De contar con más observaciones, la modelización econométrica se vería beneficiada. De todas formas, cabe señalar que 40 años resultan suficientes para observar varios ciclos de la economía uruguaya, múltiples enfoques de la política fiscal y diferentes modelos de crecimiento económico.

El ciclo económico se estima utilizando la serie anual del PIB a precios constantes de 1997, elaborada a partir de datos del BCU. Como medición del ciclo económico se opta por la brecha de producto o *output gap* (OG), que refleja la distancia entre el PIB efectivo ( $Y$ ) y el PIB potencial ( $Y^*$ ) expresado en términos del PIB potencial.

$$OG_t = \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*}$$

Suele aceptarse que el PIB potencial puede aproximarse a través del componente de tendencia de la serie de PIB efectivo ( $\bar{Y}$ ) y por tanto puede “filtrarse” el componente cíclico de dicha serie. En

este trabajo se emplea el filtro de Hodrick-Prescott debido a la sencillez de dicho mecanismo para la extracción de señales y a que la mayoría de los documentos acerca de las propiedades cíclicas del producto emplean este filtro. Esto facilita la comparación de este trabajo con otros. Asimismo, estimaciones del ciclo económico para Uruguay llevadas a cabo mediante otros filtros arrojan resultados similares (Álvarez, Da Silva, Rodríguez, 2008). En este trabajo se utiliza un parámetro de suavización  $\lambda=100$ .

En lo que refiere a las series fiscales se emplean datos del consolidado Gobierno Central-BPS (GC), ya que no se encontraron datos disponibles para el Sector Público Global (SPG) ni para el Sector Público No Financiero (SPNF) que abarquen el período de estudio. Esto deja a un lado a las empresas públicas y a los Gobiernos departamentales, entre otros. El caso de las empresas públicas es especialmente relevante, en tanto las tarifas con que se gravan sus servicios suelen ser empleadas por el gobierno como mecanismo de recaudación. Soslayando este punto, cabe aclarar que las cifras oficiales incluyen los aportes que las empresas públicas con superávit realizan al GC y la asistencia de éste a empresas deficitarias.

Una aproximación cercana a la política fiscal discrecional es el cambio en el resultado primario ajustado por ciclo (RPAC). El RPAC ajusta el balance fiscal primario por el efecto que el ciclo tiene sobre las finanzas públicas, neutralizando el efecto de los estabilizadores automáticos, ya que

surge de la diferencia entre los ingresos ajustados por ciclo y el gasto primario<sup>4</sup>. La siguiente fórmula explica cómo se arriba a dicha serie.

$$RPAC_t = T_t \left[ 1 - \varepsilon \left( \frac{Y_t - \bar{Y}_t}{\bar{Y}_t} \right) \right] - GP_t$$

Siendo:

- $T_t$  la recaudación en  $t$ ,

- $Y_t$  y  $\bar{Y}_t$  el PIB efectivo y el PIB de tendencia respectivamente,

- $GP_t$  el gasto público primario

-  $\varepsilon$  la elasticidad de largo plazo recaudación-PIB.

Para construir la serie de RPAC se estima la elasticidad de largo plazo de la recaudación respecto al PIB a través de un modelo de Corrección de Errores (Anexo. II). El modelo estima la elasticidad en 1,09, lo que resulta aceptable teóricamente, puesto que la misma es cercana a la unidad<sup>5</sup>. Estudios empíricos para Uruguay incluso suponen que dicha elasticidad es unitaria para algunas partidas de impuestos (Borchardt, Rial y Sarmiento, 1998). A su vez, si se compara la estimación del RPAC empleando la elasticidad estimada a través del VECM y suponiendo elasticidad unitaria, la diferencia resulta mínima y por tanto la consideración de una u otra no alteraría los resultados (Anexo III).

Finalmente, ya que no existe una serie histórica oficial de la deuda del GC que contemple el período 1970-2009, se construye una serie para el SPNF empleando datos del IECON para el periodo 1970-1981 y del BCU para los años 1982-2009. Para el período 1970-1981 se cuenta sólo con datos correspondientes a la deuda del Sector Público Global (SPG), de manera que para obtener la deuda del SPNF se supone que la totalidad de la deuda de ese período corresponde al SPNF. De manera de capturar la carga que representa la deuda pública para el país, se expresa el nivel de endeudamiento en términos de producto.

### **Análisis estadístico de la series**

#### *Output gap*

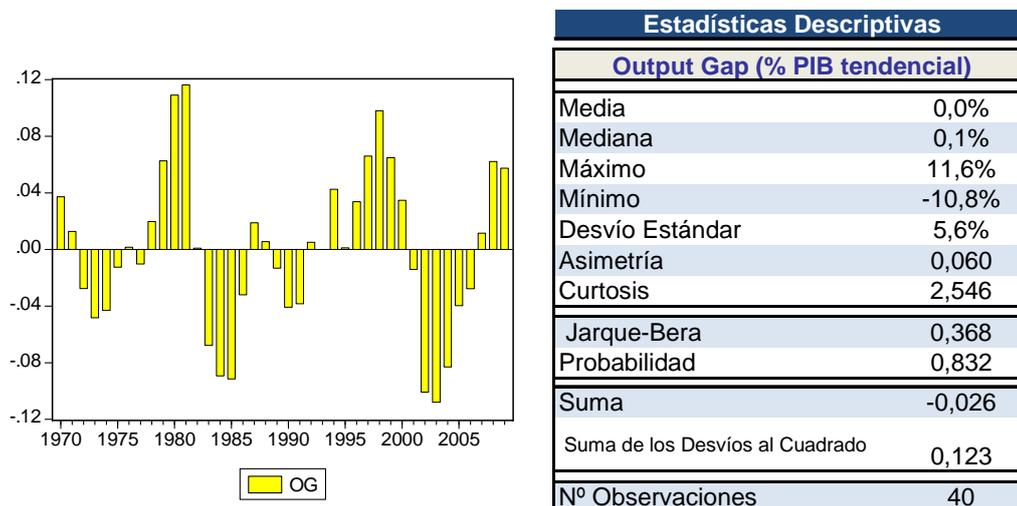
Para realizar el estudio de la serie de *output gap* y considerando su posterior inclusión en el modelo, se expresa la serie como porcentaje del PIB tendencial extraído a través del filtro Hodrick-Prescott ( $\lambda=100$ ).

#### **Cuadro 1 Output gap: gráfico y estadísticas descriptivas**

---

<sup>4</sup>El gasto primario también se ven afectados por el ciclo debido especialmente a las transferencias por seguro de desempleo, sin embargo el efecto de los mismos suele ser pequeño por lo que la elasticidad del gasto al ciclo puede suponerse igual a 0 (FMI, 2009).

<sup>5</sup> Resulta relevante considerar que el PIB es en términos agregados la base imponible de la recaudación.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Al inspeccionar visualmente la serie *output gap* se sospecha que la misma es estacionaria, conclusión que se refuerza mediante el test de Dickey-Füller Aumentado, ya que este no arroja evidencia estadística a favor de la presencia de raíces unitarias.

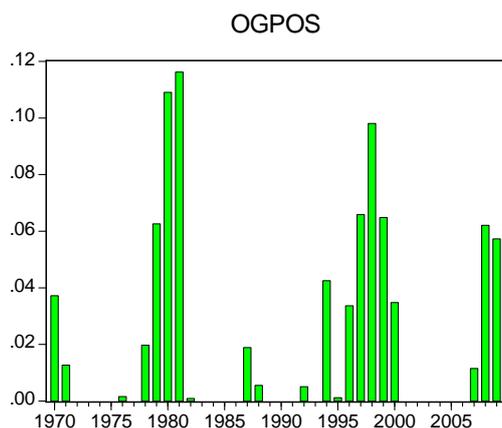
### Cuadro 2 Test de raíces unitarias para serie Output gap

| H0) OG tiene una Raíz Unitaria     |               |         |
|------------------------------------|---------------|---------|
| Modelo sin tendencia ni constante  |               |         |
|                                    | t-Estadístico | P-value |
|                                    | -4,3750       | 0,0001  |
| Valores críticos del t-Estadístico | 1%            | -2,6272 |
|                                    | 5%            | -1,9499 |
|                                    | 10%           | -1,6115 |

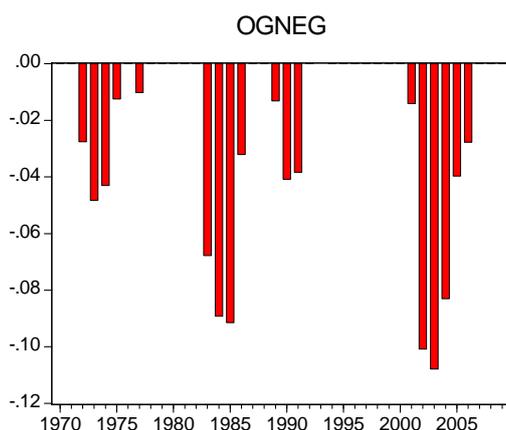
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Con el objetivo de testear la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal ante distintos momentos del ciclo, se separa la serie de *output gap* en *output gap* positivo ( $OG > 0$ ) si el PIB efectivo es superior a PIB de tendencia y *output gap* negativo ( $OG < 0$ ) en caso contrario. A continuación se presenta las principales estadísticas descriptivas de cada serie y su análisis gráfico.

### Cuadro 3 Output gap positivo y negativo: gráficos y estadísticas descriptivas



| Estadísticas Descriptivas       |        |
|---------------------------------|--------|
| Output Gap Positivo (% PIB)     |        |
| Media                           | 2,15%  |
| Mediana                         | 0,10%  |
| Máximo                          | 11,62% |
| Mínimo                          | 0,00%  |
| Desvío Estándar                 | 3,31%  |
| Asimetría                       | 1,511  |
| Curtosis                        | 4,230  |
| Jarque-Bera                     | 17,749 |
| Probabilidad                    | 0,000  |
| Suma                            | 0,861  |
| Suma de los Desvíos al Cuadrado | 0,043  |
| Nº Observaciones                | 40     |

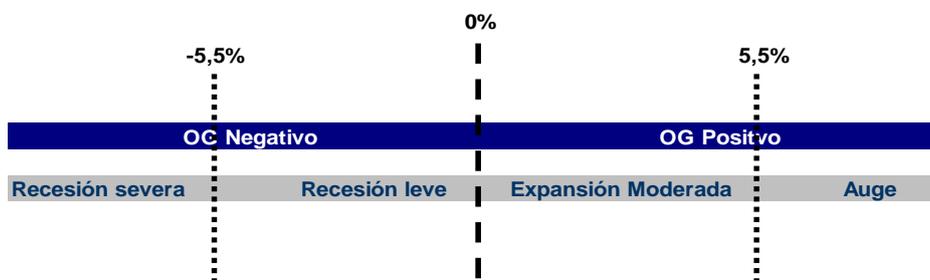


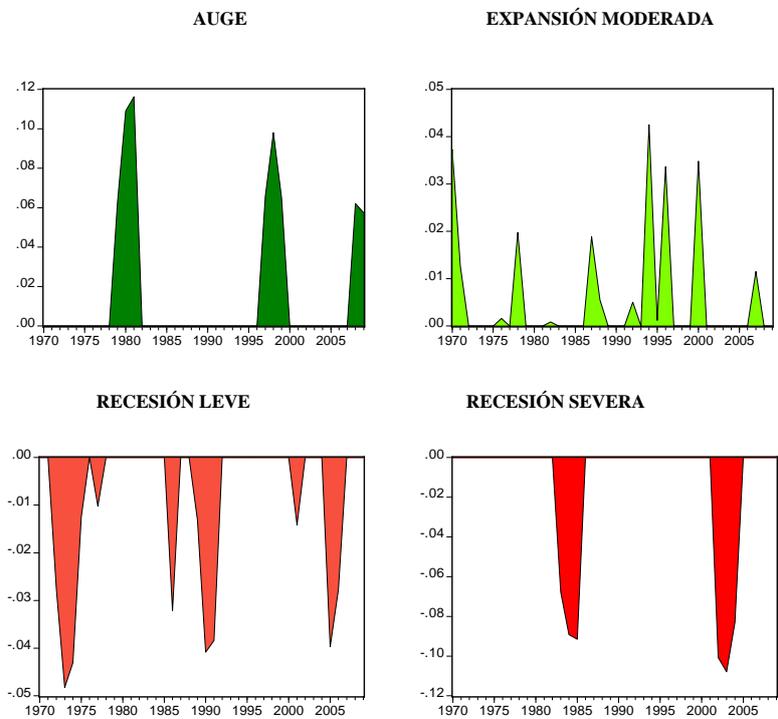
| Estadísticas Descriptivas       |        |
|---------------------------------|--------|
| Output Gap Negativo (% PIB)     |        |
| Media                           | -2,22% |
| Mediana                         | 0,0%   |
| Máximo                          | 0,0%   |
| Mínimo                          | -10,8% |
| Desvío Estándar                 | 3,28%  |
| Asimetría                       | -1,372 |
| Curtosis                        | 3,620  |
| Jarque-Bera                     | 13,197 |
| Probabilidad                    | 0,001  |
| Suma                            | -0,888 |
| Suma de los Desvíos al Cuadrado | 0,042  |
| Nº Observaciones                | 40     |

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Adicionalmente, se considera la posibilidad de asimetría al interior de las fases positivas y negativas del ciclo. Para la serie de OG positivo se distingue entre “*auges*”, años en que la variable es superior a la media más un desvío estándar de dicha serie (5,5%) y “*expansión moderada*”, años en que el OG positivo es inferior a la media más un desvío estándar. Por su parte, la serie OG negativo se subdivide en “*recesiones severas*” si los valores de dicha serie son inferiores a la media más un desvío estándar (-5,5%) y “*recesiones leves*” en caso contrario. Al igual que en la versión anterior, las nuevas series se crearon interrelacionando variables *dummies* con las series de OG positivo y negativo. El siguiente esquema ilustra la división entre las fases del ciclo, mientras que las gráficas reflejan la división realizada.

Cuadro 4 Ilustración de las distintas sub-fases del ciclo estimadas

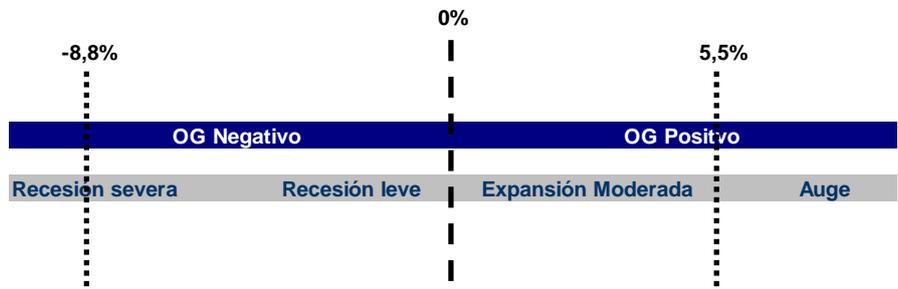




Fuente: Elaboración propia en base a BCU

Para analizar con mayor precisión la reacción de la política fiscal discrecional en momentos de muy fuerte contracción económica y reflejar mejor las particularidades de las crisis en Uruguay, se emplea un criterio más estricto para distinguir entre fases de recesión leve y recesión severa. En esta versión del modelo se considera “recesión severa” cuando los valores de la serie OG negativo son inferiores a la media más dos desvíos estándar de la serie OG negativo (-8,8%) y recesión leve en caso contrario. El siguiente esquema ilustra el segundo criterio.

**Cuadro 5 Ilustración de las distintas sub-fases del ciclo estimadas**

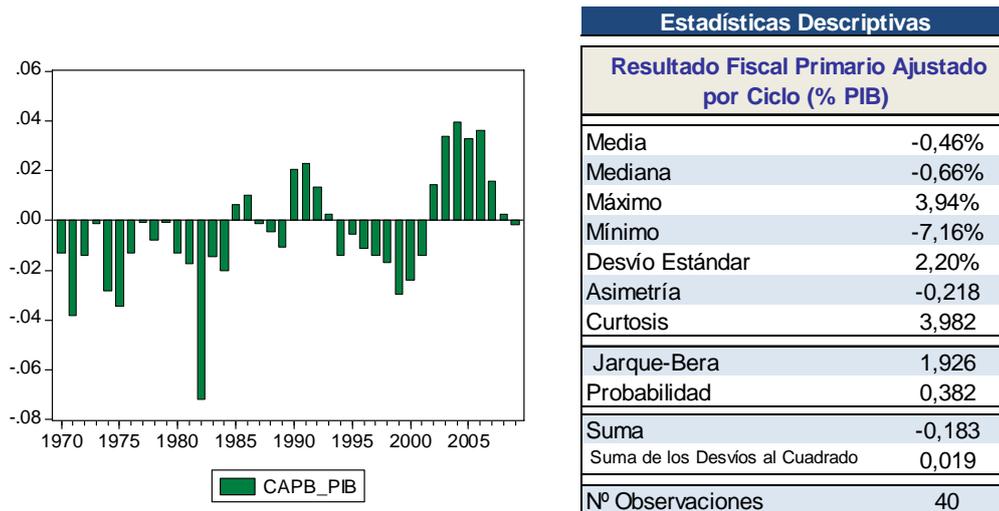


La series que se obtienen de separar la serie original de OG son todas estacionaras de acuerdo al test de Dickey-Füller Aumentado (Anexo I).

*Resultado primario ajustado por ciclo*

Una vez obtenida la serie de RPAC, se expresa como porcentaje del PIB nominal efectivo para su posterior inclusión en el modelo. Realizando un análisis visual del gráfico, se sospecha que dicha serie es estacionaria, lo que se confirma mediante el test de Dickey-Füller Aumentado.

**Cuadro 6 RPAC: gráfico y estadísticas descriptivas**



Fuente: Elaboración en base a datos del BCU

**Cuadro 7 Test de Dickey-Füller Aumentado para serie de RPAC/PIB**

| H0) RPAC/PIB tiene una Raíz Unitaria |               |         |
|--------------------------------------|---------------|---------|
| Modelo sin tendencia ni constante    |               |         |
|                                      | t-Estadístico | P-value |
|                                      | -2,9002       | 0,0048  |
| Valores críticos del t-Estadístico   | 1%            | -2,6256 |
|                                      | 5%            | -1,9496 |
|                                      | 10%           | -1,6116 |

Fuente: Elaboración propia

**Ratio Deuda bruta/PIB**

El gráfico de la serie permite sospechar acerca de la presencia de tendencia estocástica. Al observar el test de Dickey-Füller Aumentado no se rechaza evidencia estadística a favor de la hipótesis de una raíz unitaria.

**Cuadro 8 Deuda /PIB: gráfico y estadísticas descriptivas**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU y IECON

**Cuadro 9 Test de Dickey-Füller Aumentado para el ratio Deuda/PIB**

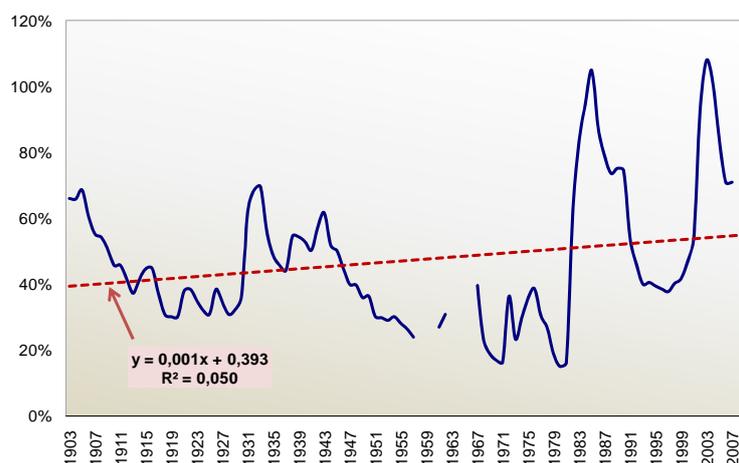
| H0) deuda/PIB tiene una Raíz Unitaria |               |         |
|---------------------------------------|---------------|---------|
| Modelo sin tendencia ni constante     |               |         |
|                                       | t-Estadístico | P-value |
|                                       | -0,4310       | 0,5208  |
| Valores críticos del t-Estadístico    | 1%            | -2,6272 |
|                                       | 5%            | -1,9499 |
|                                       | 10%           | -1,6115 |

Fuente: Elaboración propia

A pesar de la evidencia estadística en favor de la no estacionariedad, resulta relevante analizar las implicancias de ello desde un plano conceptual y teórico. El hecho de que el ratio deuda/PIB presente tendencia estocástica implica que de ocurrir un *shock* en el momento  $t$ , el mismo no se diluirá en períodos subsiguientes. Ello implicaría que el gobierno no es solvente y por ende que su política fiscal no es sostenible en el tiempo. Bohn (1998) analiza el ratio deuda/PIB para EE.UU. entre 1916 y 1995, concluyendo que si bien desde un punto de vista estadístico no se rechaza la existencia de una raíz unitaria, hay evidencia de que ante un incremento del ratio, el gobierno toma medidas correctivas en vez de dejarlo crecer indefinidamente. Concretamente, Bohn demuestra que el resultado fiscal primario es función creciente del ratio deuda/PIB y por lo tanto la política fiscal es sustentable. El autor afirma que como el ratio deuda/PIB se encuentra afectado por varios *shocks*, su reversión a la media es difícil de detectar y por ende un análisis de este tipo es más adecuado que el simple estudio univariante de la serie.

Al observar la evolución histórica del ratio deuda/PIB en Uruguay se percibe el fuerte impacto que las crisis económicas han tenido sobre dicha variable, en gran parte como consecuencia de las devaluaciones. La deuda pública uruguaya se encuentra mayoritariamente denominada en dólares, por lo que una devaluación de la moneda nacional genera directamente un incremento del ratio deuda/PIB y por ende un aumento de la carga que la deuda. Luego del impacto inmediato de estos episodios, la serie tiende a exhibir cierta persistencia. Al considerar el período 1970-2009, el efecto de las dos crisis económicas es muy fuerte y podría semejar la presencia de una raíz unitaria. Si por el contrario se considera un período más largo, el efecto de las crisis se diluye y la probabilidad de que la serie sea no estacionaria se reduce considerablemente. El gráfico a continuación presenta una serie de deuda pública para el período 1903-2009. Si bien la serie se encuentra incompleta refleja que las crisis pasadas constituyen episodios atípicos que podrían asemejar la presencia de raíz unitaria si se analizan plazos cortos. Incluso, si la serie se completa interpolando los datos faltantes y se somete a un test de Dickey-Füller Aumentado se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria (este ejercicio y sus resultados son presentados en el Anexo. IVV).

**Gráfico 7- Deuda pública bruta (% PIB)**



Fuente: *Elaboración propia en base a datos del IECON y el BCU*

A la luz de lo anterior, se incorpora la variable deuda/PIB al modelo en nivel y no en diferencia, aún sabiendo que el test de Dickey-Füller Aumentado no rechaza la presencia de una raíz unitaria. La principal implicancia de incluir una serie integrada de primer orden al modelo es que el mismo pierde la capacidad de proyectar. Una proyección del resultado fiscal empleando el modelo que aquí se describe no sería consistente con la realidad. En base a esto, resulta relevante aclarar que el modelo pretende brindar una explicación de la realidad y no una proyección del resultado fiscal basado en la deuda.

### *Análisis de endogeneidad*

De manera de testear la presencia de endogeneidad entre el RPAC y el OG, se realiza el test de Causalidad de Granger cuyos resultados se muestran en el Anexo. V. Respecto a la hipótesis de que el RPAC causa en el sentido de Granger al OG, al realizar el test tomando en cuenta un rezago no se rechaza dicha hipótesis para una significación de 1%; tampoco se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG negativo para un nivel de significación de 1%, lo que arroja evidencia en favor de causalidad en el sentido de Granger de RPAC a OG. Asimismo, si se considera dos rezagos, se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG para un nivel de significación de 5%, sin embargo para una significación de 10% no se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG negativo.

Respecto a la hipótesis de que OG causa en el sentido de Granger al RPAC, el test de Granger tomando en cuenta un rezago rechaza que el OG no cause en el sentido de Granger al RPAC para un nivel de significación de 1%. De manera similar, se rechaza que OG negativo y OG positivo no causen en el sentido de Granger al RPAC para un nivel de significación de 1%. Los resultados se mantienen si se realiza el test de Granger tomando en cuenta dos rezagos.

Lo dicho anteriormente motiva a que en el presente trabajo se incluyan las variables de ciclo de manera rezagada como variables instrumentales para evitar el potencial problema de endogeneidad entre estas últimas y el RPAC.

### *Modelo empírico y principales resultados*

En esta sección se presentan los resultados de los modelos estimados. Se realiza un estudio progresivo en el que se avanza en el grado de no linealidad.

#### *Modelo 1: Carácter cíclico de la PFD*

Como punto de partida se estima una función de reacción fiscal en la que sólo se refleja el carácter cíclico de la PFD. Simplemente se prueba el impacto del ciclo económico sobre la PFD, siendo este el llamado “modelo canónico”.

$$rpac_t = \alpha_0 + \alpha_1.rpac_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta_t \quad (1)$$

Siendo:

- $rpac$  el resultado primario ajustado por ciclo como porcentaje del PIB
- $d$  el ratio deuda bruta/PIB
- $og$  el *output gap* como porcentaje del PIB de tendencia.
- $dummy_{1982}$  una variable *dummy* que capta el efecto de la crisis de 1982
- $\eta_t$  un ruido blanco

### Cuadro 10- Estimación del Modelo 1

Dependent Variable: RPAC\_PIB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.017488   | 0.005528              | -3.163666   | 0.0033    |
| RPAC_PIB(-1)       | 0.248952    | 0.113326              | 2.196775    | 0.0350    |
| DEUDA_PIB(-1)      | 0.046967    | 0.015091              | 3.112350    | 0.0037    |
| OG(-1)             | -0.080125   | 0.043824              | -1.828324   | 0.0763    |
| FE=1982            | -0.047230   | 0.012541              | -3.765928   | 0.0006    |
| R-squared          | 0.756434    | Mean dependent var    |             | -0.004363 |
| Adjusted R-squared | 0.727779    | S.D. dependent var    |             | 0.022205  |
| S.E. of regression | 0.011586    | Akaike info criterion |             | -5.958888 |
| Sum squared resid  | 0.004564    | Schwarz criterion     |             | -5.745611 |
| Log likelihood     | 121.1983    | F-statistic           |             | 26.39807  |
| Durbin-Watson stat | 1.604332    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

El Modelo 1 encuentra evidencia de que el ciclo económico influye en la PFD con un nivel de significación de 10%. El signo negativo del coeficiente estimado para  $\eta$  denota un carácter procíclico en la PFD. En otras palabras, el RPAC empeora tras “momentos buenos” y mejora tras “momentos malos”. Este resultado se encuentra en línea con las conclusiones de la mayoría de los trabajos empíricos que han estudiado el carácter cíclico de la política fiscal en los países emergentes y particularmente en Uruguay. La inclusión de la variable *dummy* permite captar el efecto de 1982, dato fuertemente atípico. De no tratarlo como tal la distribución de los residuos no sería normal.

#### Modelo 2: distinción entre momentos positivos y negativos del output gap

El Modelo 2 pretende testear la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo del PIB. Para ello se incorporan dos variables explicativas vinculadas al ciclo: una que capta la reacción de la PFD ante fases positivas del ciclo ( $OG > 0$ ) y otra que capta su reacción ante fases negativas ( $OG < 0$ ). Metodológicamente, se emplea como herramienta para separar el ciclo una

variable *dummy* que adopta el valor uno cuando el OG es positivo y cero cuando es negativo.

$$rpac_t = \alpha_0 + \alpha_1.rpac_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta^p.ogpos_{t-1} + \eta^n.ogneg_{t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

Siendo:

- $\eta^p$  = reacción de la política fiscal discrecional ante momentos positivos del ciclo
- $\eta^n$  = reacción de la política fiscal discrecional ante momentos negativos del ciclo

### Cuadro 11 Estimación del Modelo 2

Dependent Variable: RPAC\_PIB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.015506   | 0.006360              | -2.438188   | 0.0201    |
| RPAC_PIB(-1)       | 0.243104    | 0.127590              | 1.905360    | 0.0652    |
| DEUDA_PIB(-1)      | 0.053904    | 0.017581              | 3.066121    | 0.0042    |
| OGPOS(-1)          | -0.242182   | 0.071989              | -3.364127   | 0.0019    |
| OGNEG(-1)          | 0.014008    | 0.087006              | 0.161002    | 0.8730    |
| R-squared          | 0.691172    | Mean dependent var    |             | -0.004363 |
| Adjusted R-squared | 0.654840    | S.D. dependent var    |             | 0.022205  |
| S.E. of regresión  | 0.013046    | Akaike info criterion |             | -5.721494 |
| Sum squared resid  | 0.005787    | Schwarz criterion     |             | -5.508217 |
| Log likelihood     | 116.5691    | F-statistic           |             | 19.02344  |
| Durbin-Watson stat | 1.984116    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

El modelo encuentra evidencia de que la reacción de la PFD ante momentos positivos y negativos del ciclo es distinta, verificándose la hipótesis de asimetría. Al observar los signos de los coeficientes estimados se concluye que tras momentos positivos del ciclo, el RPAC se deteriora significativamente. Luego de momentos negativos, el RPAC también se deteriora aunque el coeficiente no es estadísticamente significativo.<sup>6</sup> En otras palabras, la PFD es significativamente procíclica luego de fases positivas, pero acíclica o levemente contracíclica luego de fases negativas. Al comparar los valores absolutos de los coeficientes estimados se observa que la PFD reacciona con mayor intensidad tras expansiones que tras contracciones.

A su vez, resulta relevante que los coeficientes estimados para cada fase del ciclo sean estadísticamente diferentes entre sí, por lo que se realiza un test de Wald para someter a prueba la hipótesis de que los coeficientes sean estadísticamente iguales. El test de Wald rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación cercano al 5%.

<sup>6</sup> Un OG negativo en t-1 impacta en forma negativa en el RPAC, ya que el coeficiente es positivo y el valor de la variable OG negativo es por construcción negativo.

**Cuadro 12 Test de Wald: OG positivo – OG negativo**

Wald Test:

| Test Statistic | Value    | df      | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic    | 4.000383 | (1, 34) | 0.0535      |
| Chi-square     | 4.000383 | 1       | 0.0455      |

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value     | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(4) - C(5)                  | -0.256190 | 0.128089  |

Restrictions are linear in coefficients.

*Modelo 3: Distinción entre auge, expansión moderada, recesión leve y severa – Criterio I*

En esta versión del modelo se estudia la no linealidad de la reacción de la PFD al ciclo, considerando la existencia de asimetría al interior de las fases positivas y negativas. Se distinguen cuatro fases: auge, expansión moderada, recesión severa y recesión leve. Se emplea como primer criterio de clasificación la media más un desvío estándar en la serie de OG. A continuación se presenta el modelo estimado y sus principales resultados.

$$rpac_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot rpac_{t-1} + \alpha_2 \cdot d_{t-1} + \eta_{1t}^A \cdot auge_{t-1} + \eta_{2t}^E \cdot expmod_{t-1} + \eta_{3t}^L \cdot reclave_{t-1} + \eta_{4t}^S \cdot recsev_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3)

Siendo:

- $\eta_{1t}^A$  la reacción de la PFD ante auges
- $\eta_{2t}^E$  la reacción de la PFD ante expansiones moderadas
- $\eta_{3t}^L$  la reacción de la PFD ante recesiones leves
- $\eta_{4t}^S$  la reacción de la PFD ante recesiones severas

**Cuadro 13 Estimaciones del Modelo 3**

Dependent Variable: RPAC\_PIB  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1971 2009  
 Included observations: 39 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.012114   | 0.007994              | -1.515339   | 0.1395    |
| RPAC_PIB(-1)       | 0.276199    | 0.138236              | 1.998022    | 0.0543    |
| DEUDA_PIB(-1)      | 0.049638    | 0.018897              | 2.626807    | 0.0131    |
| AUGE(-1)           | -0.263446   | 0.078970              | -3.336037   | 0.0022    |
| EXPANSION MOD(-1)  | -0.322756   | 0.224551              | -1.437337   | 0.1603    |
| RECES LEVE(-1)     | 0.136082    | 0.186627              | 0.729162    | 0.4712    |
| RECES SEVERA(-1)   | 0.012357    | 0.092437              | 0.133678    | 0.8945    |
| R-squared          | 0.696423    | Mean dependent var    |             | -0.004363 |
| Adjusted R-squared | 0.639503    | S.D. dependent var    |             | 0.022205  |
| S.E. of regression | 0.013332    | Akaike info criterion |             | -5.636079 |
| Sum squared resid  | 0.005688    | Schwarz criterion     |             | -5.337491 |
| Log likelihood     | 116.9035    | F-statistic           |             | 12.23499  |
| Durban-Watson stat | 2.097366    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

Los resultados se encuentran en línea con versiones anteriores del modelo: los coeficientes estimados reflejan prociclicidad de la PFD tras momentos de OG positivo, pero aciclicidad o incluso contraciclicidad luego de momentos de OG negativo.

Al observar la reacción en la fase positiva del ciclo, se concluye que si bien la PFD es siempre procíclica, la misma reacciona con mayor intensidad tras períodos de expansión moderada que tras períodos de auge. En momentos de OG negativo, la PFD se presenta levemente contracíclica o incluso acíclica dado que los coeficientes no son significativos. Al comparar la reacción tras momentos de recesión leve y momentos de recesión severa se concluye que la misma es más intensa y significativa en los primeros. Durante las recesiones severas en Uruguay, suelen surgir factores que presionan a controlar las cuentas públicas como restricciones de acceso al crédito internacional, presiones de organismos multilaterales, etc.

Al someter los coeficientes estimados al test de Wald, se obtiene que los coeficientes estimados para auge y recesión severa y para expansión moderada y recesión leve son estadísticamente diferentes entre sí con un nivel de significación del 10% y 20% respectivamente.

#### ***Cuadro 14 Test de Wald: Auge - Recesión Severa***

Wald Test:

| Test Statistic | Value    | df      | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic    | 2.941996 | (1, 32) | 0.0960      |
| Chi-square     | 2.941996 | 1       | 0.0863      |

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value     | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(4) - C(6)                  | -0.399528 | 0.232930  |

Restrictions are linear in coefficients.

**Cuadro 15 Test de Wald: Expansión Moderada - Recesión leve**

Wald Test:

| Test Statistic | Value    | df      | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic    | 1.684371 | (1, 32) | 0.2036      |
| Chi-square     | 1.684371 | 1       | 0.1943      |

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value     | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(5) - C(6)                  | -0.458837 | 0.353541  |

Restrictions are linear in coefficients.

*Modelo 4: Distinción entre auge, expansión moderada, recesión leve y severa - Criterio II*

Este modelo repite el análisis anterior pero con un umbral más estricto para distinguir entre recesión leve y recesión severa, lo que permite reflejar la severidad de las recesiones en Uruguay. Se considera recesión severa cuando el OG negativo es inferior a la media más dos desvíos estándar y recesión leve en caso contrario. La categorización entre auges y expansiones moderadas se mantiene incambiada.

**Cuadro 16 Resultados del Modelo 4**

Dependent Variable: RPAC\_PIB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.008830   | 0.007769              | -1.136462   | 0.2642    |
| RPAC_PIB(-1)       | 0.292865    | 0.131149              | 2.233064    | 0.0327    |
| DEUDA_PIB(-1)      | 0.043048    | 0.018875              | 2.280734    | 0.0294    |
| AUGE(-1)           | -0.282424   | 0.076231              | -3.704817   | 0.0008    |
| EXPANSION MOD(-1)  | -0.372788   | 0.215995              | -1.725910   | 0.0940    |
| RECES LEVE(-1)     | 0.198834    | 0.148849              | 1.335817    | 0.1910    |
| RECES SEVERA(-1)   | -0.020411   | 0.092974              | -0.219538   | 0.8276    |
| R-squared          | 0.712446    | Mean dependent var    |             | -0.004363 |
| Adjusted R-squared | 0.658530    | S.D. dependent var    |             | 0.022205  |
| S.E. of regression | 0.012976    | Akaike info criterion |             | -5.690303 |
| Sum squared resid  | 0.005388    | Schwarz criterion     |             | -5.391715 |

|                    |          |                   |          |
|--------------------|----------|-------------------|----------|
| Log likelihood     | 117.9609 | F-statistic       | 13.21391 |
| Durbin-Watson stat | 2.077205 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

Para momentos positivos las conclusiones no cambian: el modelo refleja prociclicidad en la PFD y una reacción más intensa tras momentos de expansión moderada que tras momentos de auge. Para momentos negativos hay ciertos cambios que refuerzan las conclusiones de la versión anterior. Por un lado, se torna más significativa la conclusión acerca del deterioro en las finanzas públicas tras una recesión leve (PFD contracíclica) y por otro el signo del coeficiente estimado para recesión severa se vuelve negativo, aunque sigue siendo no significativo. Esto último implica que tras fuertes contracciones económicas la PFD reacciona poco y con una leve inclinación procíclica. Finalmente, las conclusiones del test de Wald se tornan más significativas: se rechaza la hipótesis nula de coeficientes iguales con un nivel de significación cercano al 5% tanto al comparar los coeficientes de auge y recesión severa como los de expansión moderada y recesión leve.

***Cuadro 17 Test de Wald: Auge - Recesión Severa***

Wald Test:

Equation: Untitled

| Test Statistic | Value    | df      | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic    | 4.066240 | (1, 32) | 0.0522      |
| Chi-square     | 4.066240 | 1       | 0.0437      |

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value     | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(4) - C(7)                  | -0.262012 | 0.129935  |

Restrictions are linear in coefficients.

***Cuadro 18 Test de Wald: Expansión Moderada - Recesión leve***

Wald Test:

Equation: Untitled

| Test Statistic | Value    | df      | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic    | 3.316473 | (1, 32) | 0.0780      |
| Chi-square     | 3.316473 | 1       | 0.0686      |

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value     | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(5) - C(6)                  | -0.571623 | 0.313886  |

Restrictions are linear in coefficients.

### *Variables explicativas no vinculadas al ciclo*

Los modelos indican que el coeficiente estimado para la variable rezagada es siempre significativo, de signo positivo y menor que la unidad lo que implica que parte del ajuste del RPAC se transmite al período siguiente, reflejando una reversión a la media.

El coeficiente estimado para el ratio deuda/PIB rezagado es siempre significativo, positivo y muy inferior a la unidad, lo cual se encuentra en línea con lo esperado desde un punto de vista teórico para la evaluación de la sostenibilidad de la política fiscal. Tras un aumento del ratio deuda/PIB el RPAC mejora, lo que implica que el gobierno busca crear superávit fiscales primarios necesarios para hacer frente al mayor peso de la deuda. Ante una caída del ratio deuda/PIB, el RPAC se deteriora ya que al hacerse más leve la carga de la deuda hay más espacio fiscal para el incremento el gasto primario. Este resultado cumple el criterio de solvencia establecido por Bohn (1998) mencionado anteriormente, y refuerza las conclusiones sobre el ratio deuda-PIB discutidas en la sección 0.

Finalmente, la constante refleja el RPAC de largo plazo, ya que captura el promedio de la variable dependiente una vez que todas las variables explicativas permanecen constantes. La significación de la constante disminuye a medida que se separa en fases el ciclo, pero se opta por mantenerla en el modelo tanto por su interpretación teórica como por su implicancia desde un punto de vista estadístico. En este último aspecto, su no significación implica que este resultado estructural no es significativamente distinto de cero.

### ***Cuadro 19 Síntesis de los resultados arribados***

| Variable dependiente | RPAC                    |                   |                   |                   |
|----------------------|-------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Período              | 1970-2009               |                   |                   |                   |
| Nº Observaciones     | 39                      |                   |                   |                   |
| Variable explicativa | Modelo 1                | Modelo 2          | Modelo 3          | Modelo 4          |
| Constante            | -0,017<br>(0,005)       | -0,015<br>(0,006) | -0,012<br>(0,007) | -0,008<br>(0,007) |
| RPAC (-1)            | 0,248<br>(0,113)        | 0,243<br>(0,127)  | 0,276<br>(0,138)  | 0,292<br>(0,131)  |
| Deuda (-1)           | 0,046<br>(0,015)        | 0,053<br>(0,017)  | 0,049<br>(0,018)  | 0,043<br>(0,018)  |
| OG (-1)              | -0,08<br>(0,04)         |                   |                   |                   |
| OGPOS (-1)           |                         | -0,242<br>(0,071) |                   |                   |
| OGNEG (-1)           |                         | 0,014<br>(0,087)  |                   |                   |
| Auge (-1)            |                         |                   | -0,263<br>(0,078) | -0,282<br>(0,076) |
| Exp. Mod (-1)        |                         |                   | -0,322<br>(0,224) | -0,372<br>(0,215) |
| Rec. Leve (-1)       |                         |                   | 0,136<br>(0,186)  | 0,198<br>(0,148)  |
| Rec. Severa (-1)     |                         |                   | 0,012<br>(0,092)  | -0,02<br>(0,092)  |
| R cuadrado           | 0,75                    | 0,69              | 0,69              | 0,71              |
| Test de Wald         |                         |                   |                   |                   |
| Hipótesis nula       | p-value (Estadístico F) |                   |                   |                   |
| OG neg=OG pos        | 0,05                    |                   |                   |                   |
| Auge=Rec. Severa     |                         |                   | 0,09              | 0,05              |
| Exp. Mod=Rec. Leve   |                         |                   | 0,20              | 0,07              |

Nota: Entre paréntesis los desvíos estándar

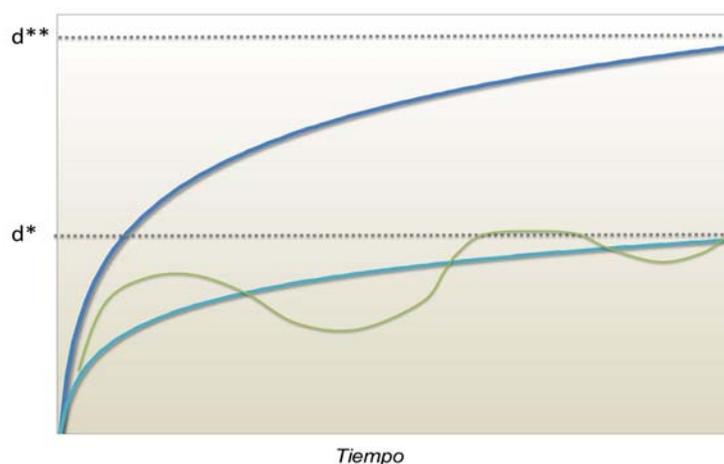
## Implicancias de la asimetría sobre el nivel de endeudamiento

La existencia de asimetría implica que los déficit fiscales generados en ciertas fases del ciclo no son compensados por superávit fiscales durante las fases del ciclo contrarias. Esto genera una brecha que ha de ser financiada, al menos en parte con deuda. Un comportamiento como el que reflejan los modelos anteriores podría derivar en el largo plazo en un sesgo deficitario que debe ser parcialmente financiado con deuda. De esta forma, la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo no sólo presenta un problema si se pretende estabilizar el producto, sino que además deriva en problemas de largo plazo al crear endeudamiento adicional. Esta sección se dedica al estudio conceptual y empírico de este tema, concluyendo con un ejercicio que aproxima el impacto que la asimetría ha tenido sobre el nivel de deuda en Uruguay.

### *Marco conceptual para el estudio del impacto de la asimetría sobre la deuda*

Balassone y Francese (2004) explican el impacto que la asimetría podría tener sobre la deuda a través del siguiente gráfico.

**Gráfico 11- Deuda bruta con y sin simetría en la política fiscal**



Fuente: Balassone y Francese (2004)

La línea celeste muestra la trayectoria del ratio deuda/PIB ( $d_t$ ) bajo el supuesto de política fiscal acíclica. Como esta última no reacciona ante el ciclo, la trayectoria de la deuda permanece gobernada por factores de largo plazo. Es decir,  $\eta^P = \eta^N = 0$  por lo que  $rf^c = 0$  y  $rf_t = rf^a$  y  $d_t$  converge gradualmente al nivel óptimo de largo plazo ( $d^*$ ).

La línea verde indica cuál sería la trayectoria de la deuda si la política fiscal reacciona ante el ciclo de manera simétrica  $\eta^P = \eta^N \neq 0$ <sup>7</sup>. Suponiendo prociclicidad, ante una *shock* positivo sobre el producto, el OG se vuelve positivo y el resultado fiscal se deteriora aumentando así el endeudamiento (gráficamente la línea verde se encuentra por encima de la celeste). Con el advenimiento de la fase contractiva del ciclo, el resultado fiscal mejora y con él disminuye el nivel de endeudamiento. Como la política fiscal reacciona con la misma intensidad ante perturbaciones negativas y positivas, la posición fiscal perdida en fases positivas se recupera totalmente en fases negativas. Se recuerda que las innovaciones poseen una media 0 y una varianza constante, por lo que el ciclo permite que los déficit fiscales se compensen con los superávit y por tanto la deuda converja a su nivel de largo plazo. Si la reacción al ciclo es simétrica, aún llevando a cabo una política fiscal procíclica -no recomendado desde un punto de vista teórico- no habría efectos distorsionantes sobre la deuda en el largo plazo. El mismo razonamiento se puede aplicar para una situación contracíclica.

Finalmente, la línea azul refleja la trayectoria del ratio deuda/PIB cuando la política fiscal reacciona en forma asimétrica ante las distintas fases del ciclo ( $\eta^P \neq \eta^N$ ). Por ejemplo, suponiendo un caso similar al de las estimaciones de la sección anterior, en donde  $\eta^P < 0$  y  $\eta^N = 0$ , ante un *shock* positivo en el nivel de actividad, el déficit fiscal aumenta y crece el endeudamiento, pero luego en la fase negativa el déficit fiscal no reacciona. En tanto la

<sup>7</sup> A modo de simplificar la explicación se supuso que el ciclo económico es simétrico.

respuesta no es simétrica, el déficit fiscal generado en la fase positiva del ciclo no es compensado con un incremento equivalente del resultado fiscal en fases negativas. El comportamiento anterior deriva en que la deuda permanezca en su nuevo nivel, mayor al observado en el momento inicial. De esta forma el nivel del ratio deuda/PIB de equilibrio pasa a ser superior al óptimo ( $d^{**} > d^*$ ).

En este trabajo se adapta la metodología de Balassone y Francese (2004) para realizar un ejercicio que permite aproximar el impacto de la asimetría en el nivel de deuda uruguayo. Se compara la serie de deuda que se obtiene si se considera que la política fiscal reacciona en forma asimétrica con la que se obtendría si la respuesta al ciclo fuese simétrica. Para la estimación de ambas series de deuda se parte de la siguiente dinámica:

$$d_t = \frac{d_{t-1}}{(1 + y_t)} - r f_t$$

Siendo  $d_t$  la deuda del período t como porcentaje del PIB

$r f_t$  el resultado fiscal del período t como porcentaje del PIB

$y_t$  la tasa de crecimiento nominal del PIB

La misma puede reescribirse descomponiendo el resultado fiscal en resultado fiscal primario e intereses de deuda.

$$d_t = \frac{d_{t-1}}{(1 + y_t)} - (r f p_t - i_t)$$

Siendo:  $r f p_t$  el resultado fiscal primario del período t como porcentaje del PIB

$i_t$  los intereses de deuda como porcentaje del PIB

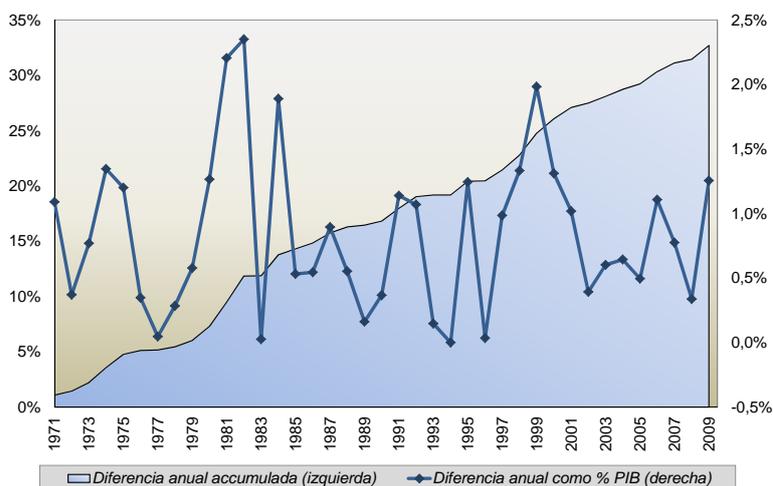
De las ecuaciones anteriores, se desprende que la deuda del período t equivale a la deuda del período anterior descontada por el pago de la misma a través del crecimiento del PIB menos el resultado fiscal generado en el periodo t. Se supone, por simplicidad que no se emplean otras formas de financiamiento del déficit fiscal (*senioriage*, uso de reservas e impuesto inflacionario).

Empleando estimaciones del Modelo 4, planteado en la sección anterior, se estiman dos series de RPAC: una considerando asimetría y otra suponiendo simetría. Puesto que la dinámica de deuda se expresa a través del resultado fiscal primario (RFP), las series se reajustan por ciclo obteniendo series de RFP con y sin asimetría. Luego, cada una de estas series se sustituye en la ecuación de dinámica de deuda anterior para llegar a series de deuda de GC con y sin asimetría. De la diferencia entre los valores de dichas series para cada año se concluye acerca del impacto de la asimetría sobre el nivel de endeudamiento.

Para la estimación de la series de RPAC con asimetría se utiliza directamente la variable dependiente estimada en el Modelo 4. Para la estimación de la serie sin asimetría se supone que la política fiscal reacciona según el coeficiente estimado para el OG rezagado en el Modelo 1, en el que no se distingue entre fases positivas y negativas del ciclo.

El ejercicio permite concluir que durante el período 1971-2009 la asimetría en la respuesta de la política fiscal al ciclo generó en términos acumulados un endeudamiento adicional de 33% del PIB, lo que implica un sobreendeudamiento en promedio de 0,8% del PIB por año. La diferencia entre la deuda con y sin asimetría fue positiva para todos los años del período. El siguiente gráfico muestra la diferencia entre la deuda con asimetría y la deuda sin asimetría año a año y acumulada (ambas expresadas como porcentaje del PIB). La diferencia anual entre la deuda con y sin asimetría está acotada en 0% y 2,5% del PIB, valores que resultan razonables dando mayor verosimilitud al ejercicio.

**Gráfico 12 Diferencia entre deuda de GC con y sin asimetría en términos del PIB**



## Conclusiones

Este trabajo encuentra evidencia de que el ciclo es una variable significativa en la determinación de la política fiscal discrecional y que la misma posee una orientación procíclica. Dicho resultado se alinea con las conclusiones de la mayoría de los trabajos empíricos que estudiaron el carácter cíclico de la política fiscal en los países emergentes y en Uruguay.

Los modelos arrojan evidencia a favor de la hipótesis de asimetría. Concretamente, la política fiscal discrecional en Uruguay es significativamente procíclica luego de momentos positivos y acíclica o levemente contracíclica luego de momentos negativos. Se observa que la política fiscal discrecional reacciona con mayor intensidad tras momentos positivos del ciclo que tras momentos negativos, ya que la diferencia entre los coeficientes estimados para fases positivas y negativas es estadísticamente significativa. Estos resultados se encuentran en línea con la evidencia empírica que sostiene que en economías emergentes, la política fiscal discrecional reacciona de manera procíclica ante fases positivas del ciclo y con mayor intensidad que ante fases negativas. Respecto a la evidencia para Uruguay (Mailhos y Sosa, (1998)) este trabajo coincide con la prociclicidad en fases positivas, pero no en la evidencia de asimetría entre distintas fases del ciclo. Sin embargo, existen diferencias relevantes en la aproximación metodológica y el período de estudio de ambos trabajos.

Al separar al interior de las fases positivas y negativas del ciclo, se reafirman las conclusiones anteriores y se concluye que tras fases positivas la política fiscal discrecional reacciona en forma procíclica, mostrando mayor intensidad tras períodos de expansión moderada que tras períodos de auge. Esto puede deberse a que resulta políticamente más viable llevar adelante una política fiscal discrecional procíclica en momentos de expansión moderada que en momentos de auge cuando los *policy maker* podrían verse presionados a reducir el grado de prociclicidad de la política fiscal discrecional aunque no lo suficiente como para adoptar una política contracíclica. En fases

negativas, se concluye que la política fiscal discrecional reacciona más intensamente ante recesiones leves que severas, pero siempre es menos intensa que ante fases positivas.

Adoptando un umbral estricto para considerar recesiones severas, se concluye que la reacción de la política fiscal discrecional es contracíclica tras una recesión leve, pero acíclica o incluso levemente procíclica luego de una recesión severa. Esto último se encuentra en línea con Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) que reconocen una mejora en las cuentas fiscales en economías emergentes tras episodios de fuerte contracción económica. Esto puede estar relacionado a que durante las recesiones severas surgen factores que presionan a controlar las cuentas públicas como restricciones de acceso al crédito internacional y exigencias de organismos multilaterales de crédito. Asimismo, en situaciones críticas el margen del gobierno para contemplar las presiones de los grupos de interés disminuye.

Se consideraron como variables explicativas del resultado primario ajustado por ciclo a la variable rezagada, al ratio deuda/PIB rezagado y una constante que captura la dinámica de largo plazo y la convergencia a los niveles de resultado fiscal y deuda que el gobierno considera óptimos. La evidencia indica que la variable rezagada es significativa y su coeficiente es positivo y menor a la unidad, lo que implica que sólo una parte del ajuste se transmite al período siguiente. Por su parte, el coeficiente estimado para el ratio deuda/PIB rezagado es siempre significativo, positivo y muy inferior a la unidad, cumpliéndose la condición de solvencia planteada por Bohn (1998). Tras un aumento del ratio deuda/PIB, el resultado primario ajustado por ciclo mejora, lo que implica que se buscan superávits primarios necesarios para hacer frente al mayor peso de la deuda. Ante una caída del ratio, el resultado primario ajustado por ciclo se deteriora, ya que al hacerse más leve la carga de la deuda hay más espacio para el incremento del gasto primario. Por último, la constante es negativa, lo que denota la existencia de un déficit estructural consistente con un resultado primario ajustado por ciclo en promedio negativo. Debido a que en algunas versiones del modelo, la constante no es significativa no se puede descartar que el resultado estructural sea cero.

Una de las principales implicancias de una respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo es su impacto sobre el nivel de endeudamiento. El comportamiento asimétrico de la política fiscal discrecional observado en Uruguay ha derivado en un sesgo deficitario y por tanto en un sobreendeudamiento que se estima que en el período 1971-2009 fue en términos acumulados 33% del PIB, representando un promedio anual de 0,8% de PIB. De esta forma, se concluye que la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo deriva en problemas de largo plazo al crear endeudamiento adicional.

¿Qué factores pueden estar incidiendo en el hecho de que el comportamiento de la política fiscal sea distinto del recomendado desde un punto de vista teórico?

La teoría del *Public Choice*, por ejemplo, brinda un marco para comprender dicha divergencia, reconociendo ciertas fallas en el accionar gubernamental que podrían acarrear niveles de gasto o recaudación distintos a los óptimos. En las economías emergentes es frecuente que el problema de la asimetría sea atribuido a las características en el acceso al crédito, ya que durante severas recesiones resulta más costoso acceder a financiamiento. Por el contrario, en épocas de auge estas economías encuentran mayores oportunidades de fondeo y suelen aprovecharlas para aumentar el gasto público. Talvi y Vegh (2000) encuentran que la volatilidad de la base imponible y las presiones políticas pueden ser fuentes adicionales de asimetría y prociclicidad en la política fiscal de las economías emergentes. En esta problemática juegan un rol muy relevante los factores institucionales y políticos como las presiones de grupos de interés, “rezagos internos y externos”, agentes no totalmente conscientes de la restricción presupuestal intertemporal del gobierno o que pretenden que la carga de la deuda recaiga en generaciones futuras. Finalmente, además de ser una herramienta para influir en la economía, la política fiscal ha sido empleada en muchas ocasiones con fines políticos. Quizás el más claro ejemplo de esto sea el sesgo expansivo que en muchos casos se observa en los períodos previos a las instancias electorales, o ciclo electoral de las finanzas públicas.

## Bibliografía

- Alesina A, Perotti R. (1995). *"The Political Economy of Budget Deficits"* Washington D.C. International Monetary Fund, Staff Papers. Volúmen 42, Págs 1- 31.
- Alesina A. y Tabellini G. (2005). *"Why is Fiscal Policy Often Procyclical?"*. National Bureau of Economic Research. Working paper 11600.
- Azar P, Bertino M., Bertoni R., Fleitas S., García Repetto U, Sanguinetti C, Sienna M, Torrelli M. (2009) *¿De quiénes, para quiénes y para qué? Las Finanzas Públicas en el Uruguay del Siglo XX*". Instituto de Economía, Facultades de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Azar P. y Bertoni R. (2007). *"Las Finanzas Públicas Uruguayas en el S.XX y el Papel Redistributivo del Estado"*. Proyectos de Investigación y Desarrollo, Instituto de Economía, Área de Historia Económica. Universidad de la República, Uruguay.
- Azar P. y Fleitas S. (2009). *"Un enfoque macroeconómico del manejo del gasto público y la protección social: el caso Uruguayo en el Siglo XX"*. XXIV Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.
- Balassone F. y Francese M. (2004) *"Cyclical Asymmetry in Fiscal Policy, Debt Accumulation and the Treaty of Maastricht"*. Banco de Italia. Documento de trabajo 531.
- Blanchard O. (1990) *"Sugestions for a New Set of Fiscal Indicators"*. OECD Economic Department, Working Papers N° 79.
- Bohn H. (1998). *"The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits"*. Quarterly Journal of Economics, Vol 113, N°3, pág 949-963.
- Borchardt M., Rial I. y Sarmiento A. (1998). *"La Sostenibilidad de la Política Fiscal en Uruguay"*. Banco Interamericano de Desarrollo. Documento de Trabajo R-320.
- Bouthevillain, Carine, Cour-Thimann, Van den Dool, Hernández de Cos, Langenus, Mohr, Momigliano y Tujula (2001). *"Cyclically-Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach,"* Banco Central Europeo. Working Paper No. 77
- Bucacos E., Tiscordio I. (2008). *"Efectos de la Política Fiscal en Uruguay: Una Aproximación a través de Shocks Fiscales"* XXVI Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Buchanan J. (2003), *"Public Choice: The Origins and Development of a Research Program"*. Center for Study of Public Choice, George Mason University.
- Buchanan J. y Wagner R. (1978), *"Fiscal Responsibility in Constitutional Democracy,"* Studies in Public Choice, Volúmen 1, Págs 79-97.
- Catao, L. y B. Sutton (2002), *"Sovereign defaults: the role of volatility"*, Documento de trabajo N. 149, Fondo Monetario Internacional.
- Celasun O., Debrun X. y Ostry (2006). *"Primary Surplus Behavior and Risks to Fiscal Sustainability in Emerging Market Countries: A "Fan-Chart" Approach"*. International Monetary Fund, Research and Fiscal Affairs Departments. Working Paper WP/06/67.
- Cuitiño M.F y Mahilos M.I (2008). *"Efectos de la Inflación y el Tipo del Cambio sobre las Finanzas Públicas"* XXIII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay
- Fleming, M. (1962) *"Domestic financial Policies under fixed and floating exchange rates"* Fondo Monetario Internacional, Staff Papers
- Froni L, Momigliano (2004). *"Cyclical Sensivity of Fiscal Policy based on Real Time Data"* Applied Economics Quarterly, Volúmen 50, N° 3
- Galí. J y Perotti R. (2003) *"Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe"*. National Bureau of Economic Research. Working paper 9773.

- Gavin M. y Perotti R. (1997) *“Fiscal Policy in Latin America”*. National Bureau of Economic Research, Macroeconomics Annual, Volúmen 12, Págs 11 – 61.
- Giavazzi F. y Pagano M. (1990). *“Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two European Countries”*. National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual.
- Hemming R, Kell M, Mahfouz S (2002). *“The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity - A Review of Literature”*. Fondo Monetario Internacional, Fiscal Affairs Department. Working Paper WP/02/208.
- Hercowitz M. y Strawczynski Z. (1999) *“Cyclical Bias in Government Spending: evidence from the OECD”*. Bank of Israel.
- Hercowitz M. y Strawczynski Z.(2001). *“ Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD”*. Research Department, Bank of Israel. Discussion Paper Series 2001.09.
- Kamil H, Lorenzo. F (1998). *“Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya”*. Revista de Economía, Volumen 5, N° 1, Segunda Época.
- Kaminsky, G., C. Reinhart y C. Vegh (2004), *“When it rains: procyclical capital flows and macroeconomic policies”*, Documento de trabajo N. 10780, National Bureau of Economic Research
- Kumar M. y Ter-Minassian T. (2005) *“Promoting Fiscal Discipline”*, Capítulo 3, Balassone y Kumar *“Cyclical Policy of Fiscal Policy”*, Fondo Monetario Internacional.
- Lane P. (2002). *“The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence form the OECD”*. Trinity Economic Papers 20022, Trinity College Dublin, Department of Economics.
- Madero D, Ramos Francia M. (1999) *“Un panorama de la literatura económica en torno al manejo óptimo de la política fiscal”*. Gaceta de Economía, Suplemento, Año 5 N° 9.
- Magud N. E. (2005). *“On Asymmetric Business Cycles and the Effectiveness of Counter-Cyclical Fiscal Policies”*. University of Oregon.
- Maihlos J. A. y Sosa (2000). *“El Comportamiento Cíclico de la Política Fiscal en Uruguay”* XV Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Manasse P. (2006). *“Procyclical Fiscal Policy: Shocks, Rules and Institutions – A view from MARS”*. Fiscal Affairs Department, Fondo Monetario Internacional. Working Paper WP/06/27.
- Reinhart , C. and Rogoff, K. (2010). *“Growth in a time of debt”*. *American Economic Review*, (Enero, 2010).
- Rial. I y Vicente. L (2003). *“Sostenibilidad y Vulnerabilidad de la Deuda Pública Uruguaya:1988-2015”* Revista de Economía, Banco Central del Uruguay. Volumen X, N° 2, Págs 143-220.
- Samuelson, P. y Nordhaus A. (1987). *“Economía”* Ed. Mac Graw Hill.
- Serven, L (1998) *“Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in LDCs: an Empirical Investigation,”* Working Paper No. 2035, World Bank.
- Sorensen B.E, Yosha O. (2001). *“Is State Fiscal Policy Asymmetric Over the Business Cycle”*. Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Third Quarter 2001. Págs 43 – 64.
- Talvi E. y Végh C. (1998). *“Fiscal Policy Sustainability: A Basic Framework,”* RES Working Papers 3070, Research Department, Inter-American Development Bank,
- Talvi, E. y C. A. Vegh, (2000), *“Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy,”* National Bureau of Economic Research, N 7499. (Enero, 2000).
- Turrini A.(2008). *“Fiscal Policy and the Cycle in the Euro Area: The Role of Government Revenue and Spending”*. Economic and Financial Affairs. European Commission. Economic papers 323
- Van den Noord, P (2000). *“The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond,”* Organization for Economic Cooperation and Development, Economics Department. Working Paper No. 230

## Anexos

### Anexo. I. *Dickey-Fuller Aumentado para Auge, Expansión Moderada, Recesiones Leves y Recesiones Severas*

#### *Auge*

Null Hypothesis: AUGE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.457605   | 0.0010 |
| Test critical values: 1% level         | -2.627238   |        |
| 5% level                               | -1.949856   |        |
| 10% level                              | -1.611469   |        |

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

#### *Expansión Moderada*

Null Hypothesis: EXPANSION MOD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.725139   | 0.0005 |
| Test critical values: 1% level         | -2.627238   |        |
| 5% level                               | -1.949856   |        |
| 10% level                              | -1.611469   |        |

#### *Recesión Leve – Criterio I*

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.123269   | 0.0026 |
| Test critical values: 1% level         | -2.625606   |        |
| 5% level                               | -1.949609   |        |
| 10% level                              | -1.611593   |        |

### ***Recesión Severa - Criterio I***

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

---

---

|  |           | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic |           | -3.366783   | 0.0013 |
| Test critical values:                  | 1% level  | -2.627238   |        |
|  | 5% level  | -1.949856   |        |
|  | 10% level | -1.611469   |        |

---

---

### ***Recesión Leve –Criterio II***

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

---

---

|  |           | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic |           | -3.898215   | 0.0003 |
| Test critical values:                  | 1% level  | -2.625606   |        |
|  | 5% level  | -1.949609   |        |
|  | 10% level | -1.611593   |        |

---

---

### ***Recesión Severa – Criterio II***

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

---

---

|  |           | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic |           | -2.976837   | 0.0039 |
| Test critical values:                  | 1% level  | -2.625606   |        |
|  | 5% level  | -1.949609   |        |
|  | 10% level | -1.611593   |        |

---

---

Anexo. II. *Elasticidad Recaudación-PIB de largo plazo*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1973 2008

Included observations: 36 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

| Cointegrating Eq: | CointEq1                             |                                      |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LREC(-1)          | 1.000000                             |                                      |
| LPIB(-1)          | -1.090812<br>(0.36824)<br>[-2.96222] |                                      |
| C                 | 0.508709                             |                                      |
| Error Correction: | D(LREC)                              | D(LPIB)                              |
| CointEq1          | -0.175259<br>(0.13334)<br>[-1.31438] | -0.033380<br>(0.06700)<br>[-0.49819] |
| D(LREC(-1))       | -0.040463<br>(0.17590)<br>[-0.23003] | -0.041735<br>(0.08839)<br>[-0.47217] |
| D(LREC(-2))       | -0.517294<br>(0.16227)<br>[-3.18795] | -0.028893<br>(0.08154)<br>[-0.35435] |
| D(LPIB(-1))       | 0.647877<br>(0.47595)<br>[ 1.36122]  | 0.618023<br>(0.23917)<br>[ 2.58407]  |
| D(LPIB(-2))       | -0.044424<br>(0.49335)<br>[-0.09005] | -0.128473<br>(0.24791)<br>[-0.51823] |
| C                 | 0.056129<br>(0.01797)<br>[ 3.12427]  | 0.016190<br>(0.00903)<br>[ 1.79335]  |

|   |                                      |                                      |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|
| FE=1974                                 | -0.418905<br>(0.09476)<br>[-4.42066] | -0.004980<br>(0.04762)<br>[-0.10459] |
| FE=1984                                 | -0.364562<br>(0.10130)<br>[-3.59894] | -0.016043<br>(0.05090)<br>[-0.31518] |
| R-squared                               | 0.632953                             | 0.289900                             |
| Adj. R-squared                          | 0.541191                             | 0.112375                             |
| Sum sq. resids                          | 0.198302                             | 0.050072                             |
| S.E. equation                           | 0.084156                             | 0.042288                             |
| F-statistic                             | 6.897773                             | 1.633010                             |
| Log likelihood                          | 42.54494                             | 67.31882                             |
| Akaike AIC                              | -1.919163                            | -3.295490                            |
| Schwarz SC                              | -1.567270                            | -2.943597                            |
| Mean dependent                          | 0.033765                             | 0.024421                             |
| S.D. dependent                          | 0.124242                             | 0.044885                             |
| Determinant resid covariance (dof adj.) |                                      | 6.43E-06                             |
| Determinant resid covariance            |                                      | 3.89E-06                             |
| Log likelihood                          |                                      | 122.0672                             |
| Akaike information criterion            |                                      | -5.781509                            |
| Schwarz criterion                       |                                      | -4.989750                            |

#### VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

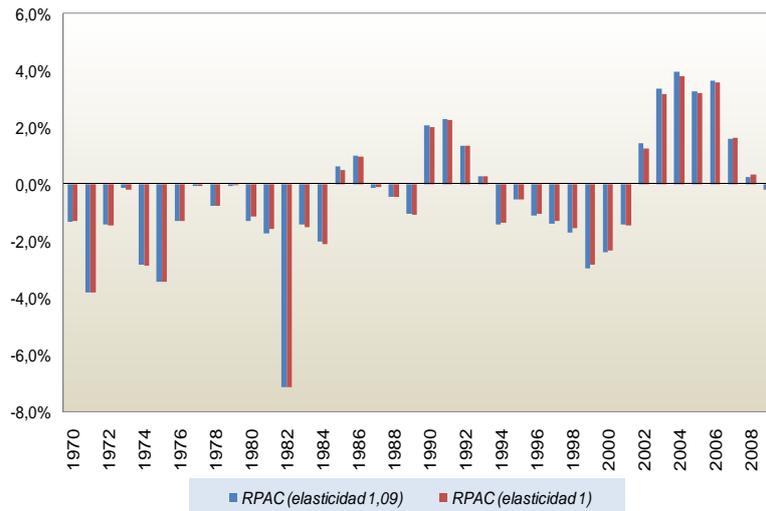
Sample: 1970 2009

Included observations: 36

| Component | Skewness  | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1         | -0.493608 | 1.461892 | 1  | 0.2266 |
| 2         | 0.191168  | 0.219271 | 1  | 0.6396 |
| Joint     |           | 1.681163 | 2  | 0.4315 |
| Component | Kurtosis  | Chi-sq   | df | Prob.  |
| 1         | 2.066106  | 1.308236 | 1  | 0.2527 |
| 2         | 1.211203  | 4.799693 | 1  | 0.0285 |

|           |             |          |        |        |
|-----------|-------------|----------|--------|--------|
| Joint     |             | 6.107928 | 2      | 0.0472 |
| Component | Jarque-Bera | df       | Prob.  |        |
| 1         | 2.770128    | 2        | 0.2503 |        |
| 2         | 5.018964    | 2        | 0.0813 |        |
| Joint     | 7.789091    | 4        | 0.0996 |        |

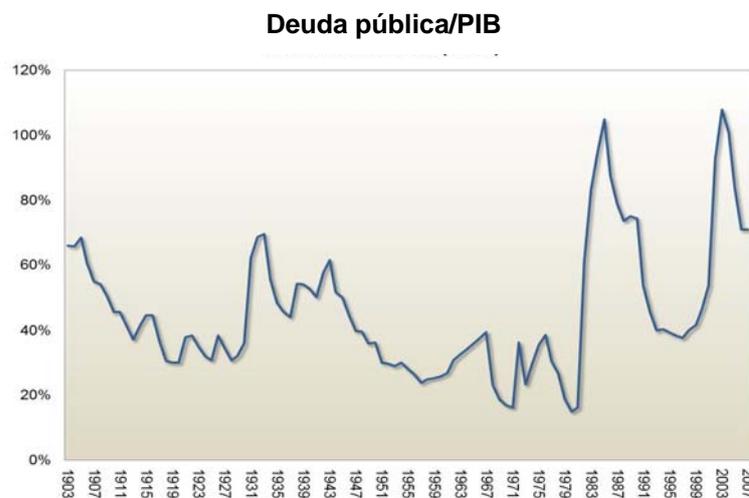
Anexo. III. **RPAC estimado con la elasticidad del VECM y suponiendo elasticidad unitaria (% del PIB)**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Anexo. IV. **Estacionariedad de la serie deuda pública/PIB para el Siglo XX**

A modo de reafirmar la idea de que la serie deuda/PIB tomada en períodos largos debería ser estacionara se realiza un test de Dickey-Füller Aumentado a la serie deuda pública/PIB para el período 1903-2009.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IECON y el BCU

**Test de Dickey-Füller Aumentado para deuda pública/PIB**

Null Hypothesis: DEUDA\_PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.810305   | 0.0198 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -4.049586   |        |
| 5% level                               | -3.454032   |        |
| 10% level                              | -3.152652   |        |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA\_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1905 2007

Included observations: 103 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DEUDA_PIB(-1)      | -0.162995   | 0.042777              | -3.810305   | 0.0002    |
| D(DEUDA_PIB(-1))   | 0.420981    | 0.090502              | 4.651607    | 0.0000    |
| C                  | 0.054135    | 0.023564              | 2.297320    | 0.0237    |
| @TREND(1903)       | 0.000385    | 0.000283              | 1.358041    | 0.1775    |
| R-squared          | 0.235758    | Mean dependent var    |             | 0.000495  |
| Adjusted R-squared | 0.212599    | S.D. dependent var    |             | 0.094028  |
| S.E. of regression | 0.083437    | Akaike info criterion |             | -2.091396 |
| Sum squared resid  | 0.689206    | Schwarz criterion     |             | -1.989077 |
| Log likelihood     | 111.7069    | F-statistic           |             | 10.18002  |
| Durbin-Watson stat | 2.023678    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000007  |

Null Hypothesis: DEUDA\_PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

|  | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.596970   | 0.0074 |
| Test critical values:                  |             |        |
| 1% level                               | -3.495021   |        |
| 5% level                               | -2.889753   |        |

10% level

-2.581890

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA\_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1905 2007

Included observations: 103 after adjustments

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DEUDA_PIB(-1)      | -0.151418   | 0.042096              | -3.596970   | 0.0005    |
| D(DEUDA_PIB(-1))   | 0.425165    | 0.090831              | 4.680852    | 0.0000    |
| C                  | 0.069241    | 0.020861              | 3.319106    | 0.0013    |
| R-squared          | 0.221521    | Mean dependent var    |             | 0.000495  |
| Adjusted R-squared | 0.205951    | S.D. dependent var    |             | 0.094028  |
| S.E. of regression | 0.083788    | Akaike info criterion |             | -2.092356 |
| Sum squared resid  | 0.702046    | Schwarz criterion     |             | -2.015617 |
| Log likelihood     | 110.7563    | F-statistic           |             | 14.22777  |
| Durbin-Watson stat | 2.018077    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000004  |

## Anexo. V. *Test de causalidad de Granger*

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1970 2009

Lags: 1

| Null Hypothesis:                       | Obs | F-Statistic | Probability |
|--|-----|-------------|-------------|
| OG does not Granger Cause CAPB_PIB     | 39  | 17.1887     | 0.00020     |
| CAPB_PIB does not Granger Cause OG     |     | 10.4834     | 0.00259     |
| OGPOS does not Granger Cause CAPB_PIB  | 39  | 16.6406     | 0.00024     |
| CAPB_PIB does not Granger Cause OGPOS  |     | 0.93756     | 0.33937     |
| OGNEG does not Granger Cause CAPB_PIB  | 39  | 5.95532     | 0.01972     |
| CAPB_PIB does not Granger Cause OGNNEG |     | 11.6002     | 0.00163     |

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1970 2009

Lags: 2

| Null Hypothesis:                      | Obs | F-Statistic | Probability |
|---------------------------------------|-----|-------------|-------------|
| OG does not Granger Cause CAPB_PIB    | 38  | 9.61133     | 0.00051     |
| CAPB_PIB does not Granger Cause OG    |     | 0.41393     | 0.66443     |
| OGPOS does not Granger Cause CAPB_PIB | 38  | 8.08920     | 0.00138     |
| CAPB_PIB does not Granger Cause OGPOS |     | 0.60364     | 0.55274     |
| OGNEG does not Granger Cause CAPB_PIB | 38  | 3.18379     | 0.05441     |
| CAPB_PIB does not Granger Cause OGNeg |     | 2.75515     | 0.07825     |