Multiplicadores fiscales asimétricos y ciclo económico

Una aproximación mediante modelos de transición suave logística

Juana Z. Brufman brufman@econ.uba.ar

FCE-UBA

Dra. en Ciencias Económicas, UBA Prof. Emérita UBA Directora de la Sección Métodos Cuantitativos para la Gestión, IADCOM Miembro de Comisión Evaluadora de Proyectos UBACyT.

Daniel A. Miliá daniel@economicas.uba.ar

FCE-UBA

Magíster en Gestión Económica y Financiera de Riesgos - UBA Licenciado en Economía - FCE – UBA

Facultad de Ciencias Económicas – Universidad de Buenos Aires

Prof. Adjunto Mercado de Capitales y Elementos de Cálculo Financiero Prof. Adjunto Cálculo Financiero Prof. Adjunto Estadística I Ayudante de 1º Microeconomía II

Becario PROASIS 2015-2015 - FCE - UBA

Palabras Clave: LST SVAR – Switching – Multiplicadores

Introducción

La aplicación de políticas económicas en países con permanente volatilidad de su PIB obliga a considerar las asimetrías que pueden surgir en su implementación. A lo largo de su historia, nuestro país no gozó de un plan plurianual de metas macroeconómicas consistentes e independientes del Gobierno de turno, sumado a la falta de coordinación de incentivos fiscales y monetarios, impidiendo así, la articulación necesaria para generar procesos de derrame a lo largo del territorio.

Paralelamente, los instrumentos fiscales exhiben características comunes en los últimos años. Del lado de los recursos tributarios, predominan aquellos regresivos como el impuesto al valor agregado (IVA), mientras que el impuesto a las ganancias por la falta de actualización en las alícuotas ve desdibujado su concepto de progresivo. El consumo público en tanto, tiene como principal destino las prestaciones de seguridad social, planes asistenciales y sueldos a empleados del Estado.

El cuadro general se completa con un sostenido aumento de la presión tributaria, llegando a niveles similares a los de los países desarrollados, y un incremento desmedido del gasto público en años electorales. Los lineamientos de política fiscal a implementar por el *policy maker* requieren entonces, un proceso de cirugía fina y la adaptabilidad necesaria en pos de lograr su efectividad según la posición del ciclo económico.

El trabajo constituye un análisis para el periodo 2005-2015 del impacto y perdurabilidad de shocks fiscales en el crecimiento económico según la economía este creciendo por encima o debajo de su valor promedio, con el objetivo de identificar qué medida es más apropiada de aplicar según la posición del ciclo. Para un mejor desarrollo, se divide en cinco secciones: la primera está dedicada a la proliferación literaria de la temática, la segunda se centrará en la descripción de agregados fiscales y su evolución en el periodo de estudio, la tercera sección se dedicará a la descripción del modelo a utilizar, en tanto, la cuarta se realizarán las pruebas de identificación y estimación del modelo, para culminar en la quinta y última sección con las conclusiones obtenidas.

Marco Teórico

La proliferación literaria respecto a la incidencia de la política fiscal en la actividad económica es abundante, aunque no se halló demasiada evidencia respecto a las asimetrías en su aplicación.

En épocas de resentimiento de la actividad económica, se utilizaron distintos tipos de medidas con el objetivo de reanimar la demanda agregada .Por el lado de la política fiscal, se verificó impulsos al gasto público, recorte de impuestos o beneficios fiscales y transferencias de ingresos a los hogares en pos de mejorar la distribución secundaria del ingreso, o bien, una combinación de las anteriores. Desde la política monetaria, se expandió el grado de monetización en la economía, esto último se evidencia más

fuertemente en la Argentina, con el objetivo de contribuir a bajar las tasas de interés, fomentar el consumo, la inversión y mejorar los canales del crédito en ciertos periodos.

En función a lo descripto ut supra, resulta relevante dar a conocer la dinámica fiscal como así también su cuantificación y simetría. En pos de evaluar ésta última, será necesario el empleo de un modelo estructural de vectores autorregresivos, en virtud del adelanto metodológico que proveen a diferencia de los modelos irrestrictos (VAR), ya que contienen restricciones basadas en la propia teoría económica. A partir de aquí, se podrá verificar la magnitud del shock fiscal pero con la levedad de que no importará el signo positivo o negativo del shock ni mucho menos su tamaño.

Sin embargo, dada la naturaleza de los ciclos, se hará necesario contar con mecanismos que provean el herramental necesario a la política económica para testear no linealidades. En este sentido, el empleo de modelos con umbrales (Threshold VAR) o similares, permitirán dotar a la literatura existente del efecto en la aplicación de medidas fiscales en periodos donde la economía crece por encima o por debajo de su nivel potencial. Su efectividad según la posición del ciclo económico permitirá conocer si el PIB reacciona más a estímulos del gasto o de índole impositiva.

La literatura económica llama multiplicador fiscal a la acción de cuantificar el impacto de los distintos shocks fiscales en la economía. La variabilidad de este multiplicador ha sido analizada individualmente para distintos países y, aunque escasean las metodologías no lineales y el análisis comparado, todos distinguen ciertos factores que afectan su tamaño y las predicciones sobre éste. En un primer lugar, tal como sugieren López y Vallés (2008), las expansiones fiscales promueven un aumento del PIB de corto plazo, pero dependerá de la reacción de la oferta y del ajuste en el nivel de precios. En una segunda acepción, se evidencia el aporte de Mankiw (2000) en donde cuestiona el efecto del shock fiscal en contextos de restricciones de liquidez. En tercer lugar, el impacto estará vinculado a las condiciones financieras y monetarias imperantes en la economía en virtud, por un lado, del desplazamiento de la actividad privada que se puede originar a partir de las políticas de gasto público y, por otro, del papel que adopte la autoridad monetaria de cada país respecto al manejo de tasa de interés del sistema. Por último, la integración regional juega un rol primordial. Desde el canal comercial, un mayor intercambio intra-bloque, provocará que el esfuerzo fiscal se canalice por el lado de las importaciones, reduciendo el efecto del multiplicador. En igual sentido, desde el canal financiero, la mayor integración redundará en una disminución de la potencia del citado multiplicador, al relajarse las restricciones de financiación entre los Estados Parte y agentes.

En línea con lo expuesto, Mendoza y Vegh (2011) exponen que el multiplicador del gasto público es más alto en países con menor grado de apertura comercial y menor proporción de deuda pública en relación al PIB, denotando, una vez más, el rol asimétrico que incumbe a la problemática.

En la teoría macroeconómica, convergen cuatro tipos de asimetrías:

a.- Asimetría según la brecha de producto.

- b.- Asimetría según las restricciones de liquidez.
- c.- Asimetría keynesiana.
- d.- Asimetría ligada al carisma del policy maker.

Desde el lado de la brecha del producto, un multiplicador fiscal resulta ser mayor en épocas de contracciones del PIB que en las de expansiones. Zangari (2007) utiliza modelos MS- VAR (Markov – Switching autoregressive vectors) en pos de analizar la asimetría fiscal en tres estados de la naturaleza: bajo crecimiento, crecimiento normal y alto crecimiento. Los resultados llevan a la conclusión que el multiplicador del gasto es más elevado en el primer estado que en los demás, en tanto los shocks impositivos revelan simetría en su implementación. Fazzari (2011), utilizando un modelo VAR irrestricto, encuentra las mismas conclusiones que las arriba citadas, pero utiliza como umbral el nivel de capacidad instalada del país.

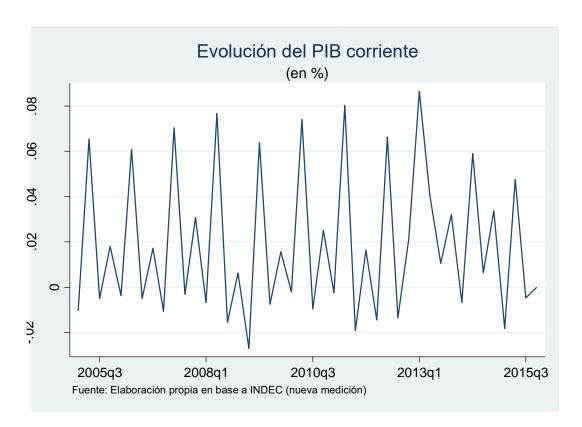
En lo referente a la asimetría por la liquidez, Tagkalakis (2008) expone una metodología a partir del estudio de tres tipos de agentes: los que pueden ahorrar y endeudarse libremente, aquellos que solo pueden ahorrar, y los que consumen todo su ingreso neto de impuestos en cada periodo. El autor muestra que el multiplicador será más alto en aquellos en que las restricciones a la liquidez sean mayores, en tanto están en una situación de contracción en la actividad económica.

En los modelos donde se supone pleno empleo, un aumento del gasto público redunda en un efecto crowding-out y un efecto riqueza negativo que opera en la economía. Esto resulta factible siempre que ese aumento del gasto implique un aumento futuro de la carga impositiva, lo que genera una merma de la riqueza esperada de los agentes y con ello una reducción en el consumo privado. Aquí, el multiplicador fiscal adopta valores muy cercanos a cero. En contraposición, en los modelos del tipo keynesianos la economía se encuentra en un nivel menor al PIB potencial, por lo que resulta conveniente la aplicación de estímulos al gasto, facilitando así, la aparición de multiplicadores mayores a la unidad por el efecto que tiene el shock inicial en los otros componentes de la demanda agregada. En definitiva, cuanto más negativa sea la brecha del producto (diferencia del PIB actual respecto al potencial), la política fiscal debería tener mayor potencia y efectividad en su aplicación. Ejemplos de este tipo de asimetrías se denotan en el trabajo de Debreux (2005), donde se parte de un escenario de tasas bajas, restricciones de liquidez y capacidad ociosa, en las que a partir de un impulso fiscal se genera un efecto multiplicador mayor a la unidad.

Finalmente, un último tipo de asimetría, aún menos analizada, es la efectividad de la política fiscal según el *policy maker*. En este sentido, el carisma, la forma de transmisión del impulso fiscal hacia los diferentes agentes de la economía repercute en las expectativas y en la efectividad de las distintas medidas. Así, independientemente del tamaño, signo o posición respecto al PIB potencial, la magnitud del multiplicador estará asociada a factores no económicos, como la imagen positiva de un Gobierno, la capacidad de reacción política, los acuerdos parlamentarios para el caso de que el paquete fiscal requiera aprobación del respectivo Congreso Nacional.

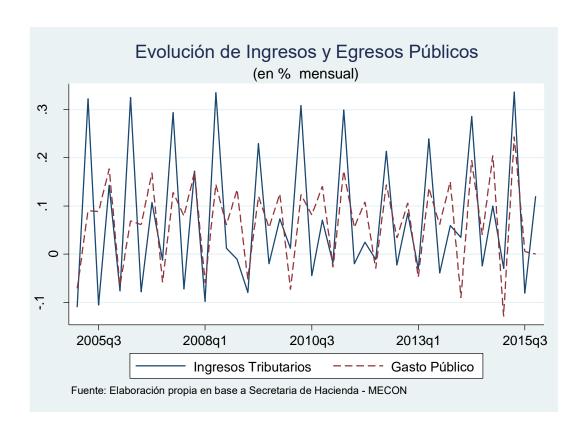
Principales agregados fiscales

La economía durante la década de análisis experimentó una senda de crecimiento sostenido a nivel corriente con un notable aumento de su volatilidad en términos anuales a partir del año 2008 cuando la fragilidad de los f*undamentals* macroeconómicos afectó la dinámica de la economía real. La tasa de crecimiento promedió el 1.89%, con una volatilidad que va desde el 2.45% hasta fines del año 2007, e incrementándose al 4.12% para el resto del periodo. Hacia fines del año 2013, el esfuerzo por sostener la actividad económica resultó insuficiente, obteniéndose tasas interanuales negativas por primera vez desde inicios del gobierno saliente.



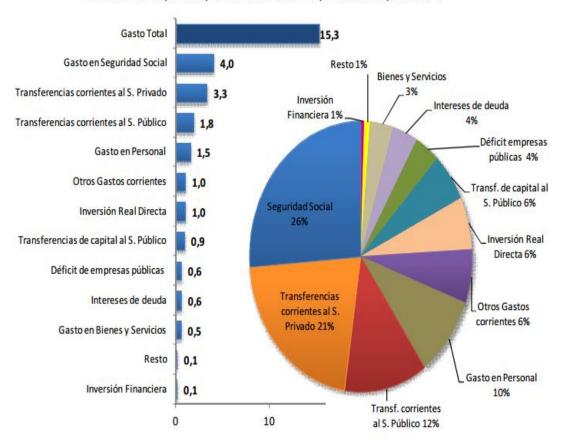
La senda de ingresos y egresos públicos observa comportamientos similares. Por un lado, es notable la mayor volatilidad de la recaudación tributaria, fiel reflejo de la variación de la actividad económica. El promedio del periodo a analizar alcanza una suba anual del 24.87%, incrementándose al 32.8% hacia inicios del 2011, cuando el aumento de precios comienza a exacerbar las implicancias del señoreaje y el impuesto inflacionario. Por otro lado, el gasto público revela un comportamiento más regular, incrementándose en los años impares de elecciones para luego bajar en los pares. La media del periodo es del 22.67% con una volatilidad similar. A partir del año 2009, se observa que la tasa de crecimiento anual del gasto trepa al 33.98%, momento a partir del cual inicia una senda expansiva hasta llegar al 40.56% a fines de 2014.

La mayor persistencia de shocks de consumo público provocó una baja sostenida del resultado fiscal primario, incluso hacia finales del año 2014, pese al maquillaje del centro de estadísticas y censos nacional (INDEC) se percibe por primera vez déficit en las cuentas públicas antes del pago de intereses de la deuda.



Una mayor desagregación de los instrumentos fiscales obliga a describir la composición interna de éstos. Del lado del gasto público, se observa la siguiente estructura de participación:





Fuente: IARAF en base a MECON

Alrededor de \$6 de cada \$10 se destina a gastos en seguridad social, transferencias secundarias del ingreso al sector privado y gasto corrientes, en tanto la inversión pública es apenas del 1% del PIB y 6% como participación de gasto total.

Evolución del tamaño del Estado Nacional

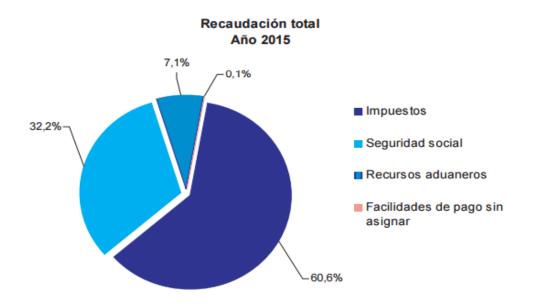


Fuente: IARAF en base a MECON

La trayectoria temporal revela además que el gasto público fue creciendo al trepar del 18.1% en el año 2005 al 37.8% hacia fines de 2015. De aquí se deduce que las tasas de crecimiento del PIB fueron sostenidas producto de los estímulos fiscales en contraposición a un sector privado relegado por las políticas económicas locales y los desbalances del resto del mundo, sumado a la falta de un marco regulatorio acorde.

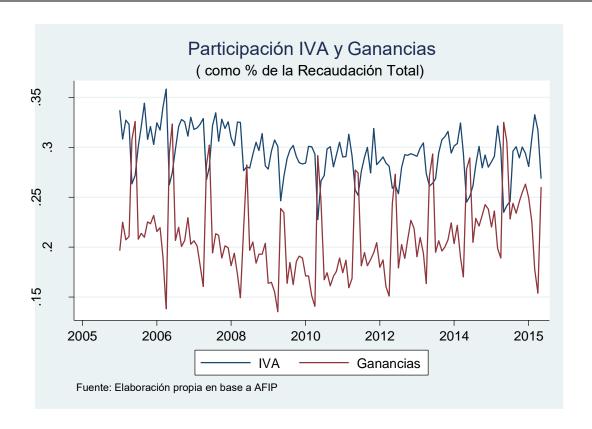
La estructura tributaria para el año 2005 y 2015 observa la siguiente composición:





Fuente: MECON

La comparación punta a punta, permite apreciar que la participación de impuestos y los recursos aduaneros disminuyeron como porcentaje de la masa total recaudada en un 5%, el cual fue volcado al rubro de seguridad social. Pese al detrimento descripto en el rubro de impuestos, se observa una característica regular durante el periodo de análisis: la predominancia de impuestos regresivos sobre los progresivos, como es el caso del impuesto al valor agregado (IVA) y ganancias para personas físicas y jurídicas.



A lo largo de todo el periodo sujeto a análisis, se evidencia una mayor participación relativa del IVA frente al IIGG, mientras que el primero tiene un valor medio del 30.8%, el segundo trepa hasta el 22.5%. El diferencial a partir del año 2012 tiende a reducirse producto de la falta de actualización del mínimo no imponible y la no adecuación de alícuotas, por lo que cada vez más personas físicas ingresaban al gravamen, mientras que a las jurídicas al no permitirles el ajuste por inflación contribuían a incrementar la masa recaudada. Este detalle inclusive tiende a generar el debate si la falta de actualización en su implementación no distorsiona su carácter progresivo, más aun al considerar una suba de su volatilidad del 10.23% para el primer lustro, frente al 21.60% para el segundo.

Modelos de transición suave

Los modelos de transición son utilizados para modelar el comportamiento de variables que dependen del estado o régimen. Los estados, a su vez dependen de un conjunto de variables que se denominan variables de transición.

La representación estándar de los modelos autorregresivos de transición suave es:

$$y_t = (1 - F(TV, \gamma, \delta)) \sum_{i=0}^{p} \emptyset_{1i} y_{it-i} + F(TV, \gamma, \delta) \sum_{i=0}^{p} \emptyset_{2i} y_{it-i}$$

La extensión de este modelo al contexto multivariado se denomina LSTVAR (logistic smooth transition vector autoregretion)

$$Y_{t} = \Phi_{0} + \left(1 - F(TV, \gamma, \delta)\right) \sum_{i=0}^{p} \Phi_{1i} Y_{it-i} + F(TV, \gamma, \delta) \sum_{i=0}^{p} \Phi_{2i} Y_{it-i} + \varepsilon_{it}$$

Los modelos de transición, asumen que el régimen se puede determinar en función de un conjunto de variables observables. Asimismo, el comportamiento en cada uno de los regímenes es lineal. Las matrices de polinomios: Φ_{1i} y Φ_{2i} describen la dinámica del sistema. La variable TV, también se denomina switching, mientras que γ y δ son los parámetros que describen el comportamiento de la función de transición.

La función $F(TV, \gamma, \delta)$ es denominada función de transición, y la misma puede ser una función del tipo logístico (que da lugar al modelo LSTVAR) o exponencial (ESTVAR).

Los modelos LSTVAR y ESTVAR son sumamente flexibles, ya que permiten que los parámetros vayan tomando sucesivamente diferentes valores, según sea el valor de la variable de estado. En este sentido, los modelos son superiores desde la plasticidad que presentan para la modelización a los modelos de transición abrupta. De hecho, es fácilmente demostrable que un modelo de transición abrupta es un caso particular, donde la variable de estado toma el valor 0 o 1.

En el caso de que la variable de estado sea una variable binaria, la función de transición solo puede tomar dos valores: $F(1,\gamma,\delta)=c_1$ y $F(0,\gamma,\delta)=c_2$, entonces el modelo resultante es:

$$Y_t (TV = 1) = \Phi_0 + (1 - c_1) \sum_{i=0}^p \Phi_{1i} Y_{it-i} + c_1 \sum_{i=0}^p \Phi_{2i} Y_{it-i} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_t (TV = 0) = \Phi_0 + (1 - c_2) \sum_{i=0}^{p} \Phi_{1i} Y_{it-i} + c_2 \sum_{i=0}^{p} \Phi_{2i} Y_{it-i} + \varepsilon_{it}$$

Función de transición:

La función de transición logística toma la forma: $f(TV,\gamma,\delta)=\frac{e^{\gamma+\delta TV}}{1+e^{\gamma+\delta TV}}$. Los parámetros γ,δ describen la sensibilidad del cambio en los parámetros ante la variable de estado. Considerar, por ejemplo, el caso en que $\delta\to-\infty$. Entonces $f(TV,\gamma,\delta)\to 0$, y el modelo se transforma de un modelo con transición suave, a un modelo de lineal. Lo mismo sucede si $\delta\to\infty$; entonces $f(TV,\gamma,\delta)\to 1$ sin importar el valor que tome la variable de estado.

La función de transición exponencial toma la forma: $f(TV, \gamma, \delta) = 1 - e^{\Lambda}(\gamma + \delta TV)^2$. Elegir entre una u otra función, se decide en función de criterios de la bondad del ajuste del modelo. Usualmente, el coeficiente c se denomina coeficiente de transición, y el coeficiente γ , coeficiente de suavizamiento.

Modelo propuesto

En el trabajo propuesto, se realizará una modelización del comportamiento PIB frente a impulsos fiscales para Argentina durante el período 2005-2015. Se analizará la existencia de no linealidades en su comportamiento, lo que justifica la utilización de un modelo de transición.

Las series utilizadas para la estimación de modelo VAR estructural (SVAR) son: PBI (en tasa de crecimiento), M1(agregado monetario, en millones de \$), R(Recaudación tributaria en millones de \$, como proxy de la masa impositiva) y G (gasto público en millones de \$). Todas las series son consideradas con base 2005=100 y resultaron estacionarias en diferencia, a la vez que el modelo tiene raíces dentro del círculo unitario. El test de rezagos óptimos arrojo un valor de 2 lags.

Orden de Rezagos

| Lags | LR | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|------|--------|----------|---------|---------|---------|
| 1 | 93.38 | 3.1e-07 | -17.41 | -14.48 | -14.68 |
| 2 | 85.84 | 2.9e-07* | -16.34 | -14.87* | -13.23 |
| 3 | 74.41 | 2.9e-07 | -15.44* | -13.83 | -10.89* |
| 4 | 62.25* | 2.8e-07 | -14.37 | -13.14 | -9.56 |

Lagrange Multiplier Test

| Lag | Chi2 | Prob>chi2 |
|-----|--------|-----------|
| 2 | 33.612 | 0.11613 |

Ho: No existe autocorrelación de orden

El modelo SVAR queda entonces:

$$AY_{t} = \Pi_{o} + \sum_{i=0}^{p} \Pi_{i}L^{i}(Y_{t}) + \sum_{i=0}^{k} \Pi_{i}L^{k}(M_{t}) + B\xi_{t}$$

Donde
$$Y_t = \begin{pmatrix} PBI_t \\ R_t \\ G_t \end{pmatrix}$$

 Π_a : vector de constantes de orden k.

 Π_i : matriz de k x k coeficientes de rezagos de Yt.

 $L^{i}(*)$ polinomios de rezagos.

A: matriz de coeficientes contemporáneos entre las variables Yt.

B : Matriz diagonal, en donde los elementos de la diagonal principal son las varianzas de los errores estructurales, que se suponen unitarias en este caso.

 ξ_r : vector de errores estocásticos estructurales no observable en el momento t.

Asumimos que la variable emisión monetaria es una variable exógena.

El modelo, no puede ser identificado correctamente, por lo que a raíz de ello, debemos recurrir a un modelo VAR irrestricto, imponiendo luego una serie de restricciones a los efectos de su correcta identificación. Premultiplicando por la inversa de la matriz A, se obtiene:

$$Y_t = A^{-1} \Pi_o + \sum_{i=0}^p A^{-1} \Pi_i L^i(Y_t) + \sum_{i=0}^k \Pi_i L^k(M_t) + \epsilon_t$$

Donde
$$\epsilon_{t=} A^{-1}B\xi_{t}$$

Una vez establecido el modelo VAR irrestricto, se puede estimar los residuos $A^{-1}B\xi_t$ a partir de los residuos observados ϵ_t .

Siguiendo a Giannini y Amisano (1997), se obtiene la siguiente expresión:

$$A\epsilon_{t} = B\xi_{t}$$

Donde ξ y ϵ , el vector de errores estructurales del modelo SVAR y los estimados por el modelo VAR respectivamente, son de dimensión k. En definitiva, la propuesta metodológica, consiste en estimar los errores de la forma reducida del sistema de VAR. Finalmente, se deben imponer restricciones sobre las matrices A y B en base a la teoría económica a los efectos de la correcta identificación del modelo SVAR y lograr las respuestas de corto plazo de las variables de interés frente a diferentes shocks estructurales.

Para un modelo con k variables, las propiedades de simetría indican que deben imponerse k(3k-1)/2 restricciones adicionales sobre las matrices A y B. Al tener tres variables, la cantidad total para la correcta identificación del modelo asciende a 12. Siendo B una matriz diagonal con 6 restricciones de cero, existen 6 restricciones adicionales sobre la matriz A. Esto último se cumple imponiendo 3 restricciones iguales a la unidad y 3 restricciones de cero.

Establecidos los supuestos del modelo, en base a la ecuación precedente, y asumiendo a la matriz B como la matriz identidad, el modelo a identificar recibe el nombre de SVAR-A y

la ecuación precedente se transforma en $A\varepsilon_{t}=\xi_{t}$. La principal ventaja de esta estructura de identificación es que describe la construcción de los shocks y corresponde a prácticamente a un modelo de ecuaciones simultáneas. De aquí, la descomposición propuesta tiene la siguiente forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{12} \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{PBI} \\ \varepsilon_t^R \\ \varepsilon_t^G \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi_t^{PBI} \\ \xi_t^R \\ \xi_t^G \end{bmatrix}$$

Las restricciones de cero se logran bajo los supuestos que el gasto público no tiene efectos contemporáneos sobre la recaudación tributaria y viceversa (a32=a23=0), ya que la política de gasto es en base al presupuesto sancionado al año previo. Además se establece que la masa de impuestos no tiene efectos contemporáneos sobre el PIB(a21=0), atento que en todo el periodo la recaudación en términos nominales subió mientras el PIB experimentó altibajos, sumado al hecho que independientemente de lo recaudado el PEN recurrió a la emisión como forma de seguir financiando la actividad económica via gasto público.

Proceso de Estimación

El proceso de estimación de un modelo LSTVAR puede resumirse en los siguientes pasos:

- 1. Estimación del modelo VAR irrestricto
- 2. Proponer variables de transición
- Pruebas de linealidad
- 4. Selección de la función de transición (LSTVAR o ESTVAR)
- 5. Evaluación del Modelo de transición

El punto de partida para la estimación es un modelo VAR sobre el cual se realizan las pruebas de linealidad. Si se rechaza la hipótesis nula de linealidad, entonces se pasa al paso siguiente: la elección del modelo de transición.

1. VAR IRRESTRICTO

Tabla 1: Modelo VAR estructural

| | PBI | RECAUDACION | G |
|------------------|------------|-------------|------------|
| | | | |
| PBI(t-1) | 2.494914 | 0.003351 | 0.000765 |
| | (0.36340) | (0.00827) | (0.00016) |
| | [6.86549] | [0.40525] | [4.69791] |
| | | | |
| PBI(t-2) | -0.254305 | 0.011448 | -0.000148 |
| | (0.50957) | (0.01159) | (0.00023) |
| | [-0.49906] | [0.98735] | [-0.64926] |
| | | | |
| RECAUDACION(t-1) | -30.66390 | 0.638133 | -0.012202 |
| | (5.21015) | (0.11855) | (0.00233) |
| | [-5.88541] | [5.38298] | [-5.22791] |
| | | | |
| RECAUDACION(t-2) | -9.826211 | -0.676333 | -0.001909 |
| | (10.0612) | (0.22892) | (0.00451) |
| | [-0.97665] | [-2.95443] | [-0.42365] |
| | | | |
| G(t-1) | -4353.266 | -53.39529 | -1.271759 |
| | (785.077) | (17.8628) | (0.35170) |
| | [-5.54502] | [-2.98918] | [-3.61606] |
| | | | |
| G(t-2) | 2211.234 | 92.16425 | 0.704693 |
| | (993.949) | (22.6153) | (0.44527) |
| | [2.22470] | [4.07530] | [1.58262] |
| | | | |
| С | -412540.8 | -4268.445 | -225.7659 |
| | (125538.) | (2856.36) | (56.2383) |
| | [-3.28618] | [-1.49436] | [-4.01445] |
| | | | |
| M1 | 1969.385 | 5.079573 | 0.986358 |
| | (1085.08) | (24.6888) | (0.48609) |
| | [1.81497] | [0.20574] | [2.02916] |

Bondad del Ajuste

| Log likelihood | -1116.209 |
|------------------------------|-----------|
| Akaike information criterion | 54.29565 |
| Schwarz criterion | 55.28860 |

Es muy importante destacar, que para que el modelo LSTVAR tenga sentido, deben existir evidencias de no linealidades. Por esa razón es sumamente importante demostrar por medios de test de hipótesis su existencia.

2. ELECCION DE VARIABLE DE TRANSICIÓN

Se escoge como variable de transición, la diferencia del PIB respecto a su valor medio durante el periodo, en pos de estimar las implicancias temporales según se este en una etapa de expansión o recesión.

3. PRUEBA DE NO LINEALIDAD

Un procedimiento para probarla no linealidad (Torres & Castro, 2002) surge de realizar el siguiente procedimiento:

- 1. Estimar el modelo VAR como si fuera independiente del estado (no existen no linealidades) y computar la suma de cuadrados residuales: (SSE1)
- 2. Generar una variable de estado binaria Z que describe el régimen en el cual se encuentra la variable objetivo. En nuestro caso se tratará de definir si la variable tasa de crecimiento del producto se encuentra por encima o por debajo de la tasa de crecimiento promedio. Luego estimar el modelo irrestricto:

$$Y_{t} = \Pi_{o} + \sum_{i=0}^{p} \Pi_{i} L^{i}(Y_{t}) + \sum_{i=0}^{k} \Pi_{i} L^{k}(M_{t}) + \sum_{i=0}^{p} Z_{t} \Pi_{i} L^{k}(Y_{t})$$

3. Realizar un test de cociente F para ambos modelos:

$$F = \frac{(SSE2 - SSE1)/pk}{SSE2 / n - (2pk + 1)} \sim F(pk, n - (2pk + 1))$$

Donde p es el número de variables del modelo irrestricto y k el número de ecuaciones del modelo restringido.

A continuación, se presentan los resultados de la prueba de no linealidad:

| SSE1 | SSE2 | F | Probabilidad |
|-------|-------|-----|--------------|
| 65.65 | 14.26 | 4.8 | 0.00003 |

El test rechaza la hipótesis de linealidad, por lo cual se avanza a estimar un modelo LSTVAR

4. SELECCIÓN DE FUCIÓN DE TRANSICIÓN

La variable de estado considerada en este caso, es la diferencia entre el producto y el producto medio. La estimación de los parámetros de la función de transición, se realiza con el método de malla.

La estimación es de la siguiente manera: Se clasifican las observaciones en tres rangos de regímenes: alto, medio y bajo, y se realiza una prueba simultánea para analizar cual combinación de parámetros tiene la mejor performance de clasificación.

Para la viabilidad de la estimación en la prueba de malla es deseable que el parámetro c tome valores ubicados al centro del rango de búsqueda para que los regímenes extremos (auge y crisis) posean un número razonable de observaciones. Si el parámetro c se encontrase en alguno de los límites del rango de búsqueda, el número de observaciones contenidas en los regímenes extremos se torna insuficiente, lo que complica cualquier estimación que parta de dicha especificación.

Una elección inadecuada de la variable de transición implica que no fue posible obtener suficientes observaciones en alguno de los dos regímenes extremos. En otras palabras, el hecho de que pocas observaciones se ubiquen en un extremo, indica que en el período estudiado no hay suficientes observaciones que expliquen la no linealidad.

La realización de la prueba de malla permitió identificar las discrepancias del PBI respecto a su valor promedio como la variable de transición que presenta la mejor distribución de observaciones alrededor del valor de c estimado.

Los modelos Logit y Exponenciales, estiman una probabilidad de encontrarse en un régimen. El modelo se utiliza para clasificar analizando las probabilidades de cada uno de los registros. Se pueden realizar también diversas pruebas para elegir cual es la variable fuente de no linealidad.

Una vez que se estiman los valores de la función de transición, se vuelven a estimar los parámetros del modelo lineal por MCO para obtener el modelo lineal.

Realizadas las pruebas, se optó por utilizar una función de transición logística, puesto que ante la especificación exponencial, la variable respuesta tiene un comportamiento similar ante lo que sucede en situaciones extremas de las variables explicativas, y con independencia de la variable de transición, cuestión que no resulta permeable en la economía local.

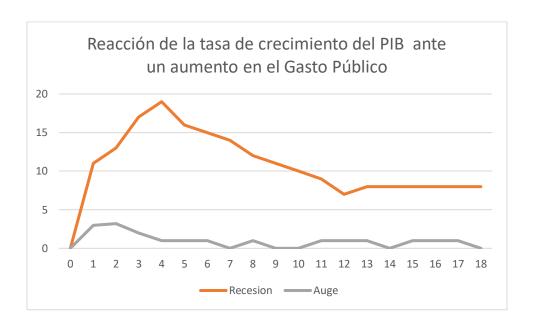
5. EVALUACIÓN DEL MODELO DE TRANSICIÓN

Funciones de Impulso Respuesta

Las funciones de impulso-respuesta son una manera muy útil de mostrar y analizar el impacto de un shock en alguna de las variables sobre la economía. Mientras que en un modelo VAR las funciones de impulso-respuestas son independientes del monto del

impulso y de las condiciones iniciales, en los modelos no lineales las mismas se ven influenciadas por las condiciones iniciales. Para detalles de su construcción, se puede revisar Castro &Torres (2002)

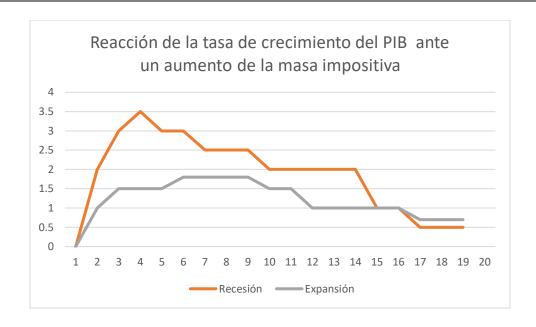
Particularmente, se opta por perfilar la política fiscal expansiva óptima a aplicar. Es decir, si en los casos que el *policy maker* pretenda estimular la demanda agregada, resulta relevante definir el mejor instrumento para tal fin, o, en otras palabras, si conviene aplicar a partir de un estado de la economía, una política expansiva de gasto o una merma en la carga impositiva.



Un estímulo positivo del gasto genera una mayor reacción del PBI en épocas de auge que en las de recesión. Si bien el resultado es coherente con la evidencia empírica, resulta relevante denotar que en casos de que el PBI esté por encima de su promedio, dicha política carece de efectos relevantes luego del cuarto trimestre de aplicación, alcanzando una brecha de 18 desvíos estándares respecto a su uso en épocas de crisis. Además, en el auge, la variable converge a valores negativos, evidenciando lo perjudicial de estimular continuamente la política fiscal expansiva en forma cíclica, en tanto en recesión la política es estacionaria en alrededor de los 5 desvíos estándares respecto a su media inicial.

El efecto medio a lo largo de 20 trimestres de aplicación del shock es de 10.4 desvíos estándares para la fase de recesión y de 0.45 desvíos para el caso de auge.

De la misma manera, interesa calcular los efectos de la política fiscal expansiva a partir de una rebaja de impuestos.



En una recesión, como era de esperarse, la baja de la masa impositiva tiene efectos mayores que en una época de auge. El pico máximo se observa al tercer y cuarto trimestre de aplicación del shock, con un diferencial de 2 desvíos estándares, luego el gap promedio bajo a la mitad. Asimismo, en ambos casos, a los 20 trimestres de aplicación de la política el efecto desaparece casi en su totalidad, mostrando su efecto transitorio. Aquí se da un caso particular puesto que a partir de los 16 trimestres de aplicación, se observa que el PBI converge a valores mayores en una época de crecimiento que de crisis (0.7 y 0.5 desvíos respectivamente), verificando que el incentivo impositivo pudo concretar y/o madurar las inversiones realizadas desde la entrada en vigencia del shock.

En este caso, en una fase de crecimiento de la actividad económica por encima del promedio registró que ésta reacciona en torno a una media de 2.3 desvíos frente a 1.4 en la fase recesiva.

Conclusiones

Las implicancias de política fiscal en nuestro país obligan a la consideración de asimetrías en función a la posición del ciclo económico. A su vez, la estructura tributaria descansa en impuestos regresivos, lo cual sumado a una presión tributaria récord, dan escaso margen para el aumento de impuestos sin que afecte el circuito productivo. Políticas expansivas agresivas resultan inviables, en tanto el uso y abuso del gasto público como herramienta para estimular la actividad económica encuentra su tope en el elevado déficit fiscal, a la vez que una rebaja impositiva no sería sostenible por la salud de las cuentas públicas. Su análisis recíproco resulta más inviable aún. El escaso desempeño de los indicadores económicos da poca maniobrabilidad para bajar los estímulos fiscales, tanto si se considera una baja del gasto o una suba de impuestos.

En el periodo analizado, se caracterizó por la aplicación de políticas expansivas, sin discriminar el uso de cada instrumento disponible según la posición del ciclo económico. En virtud del análisis realizado, en épocas de recesión es más efectiva la política de un shock de gasto público al tener un gap respecto a la rebaja impositiva en el orden de los 9 desvíos. En cambio, al considerar una fase de expansión es conveniente la aplicación de un recorte de la masa de impuestos, puesto que se obtiene un diferencial positivo de 1.85 desvíos sobre el nivel de actividad económica promedio en lugar de aplicar un incentivo sobre el gasto público. Lo más notorio, fue la escasa incidencia de este último en épocas de crecimiento por encima promedio, marcando la necesidad de retomar la constitución de un fondo anticíclico para aplicarlo en épocas de resentimiento de la demanda agregada.

A lo largo del periodo analizado se exhibió en una y otra fase la instrumentación de medidas de estímulo al consumo público, marcando una falta de sincronización no solo en el *timming* de aplicación de éstas, sino la pérdida de oportunidades para reducir la elevada presión tributaria y dinamizar la actividad económica.

La etapa aquí descripta se caracterizó a la luz de los hechos, por una ralentización y postergación de reformas estructurales y por un inapropiado uso y aplicación de los recursos fiscales.

En síntesis, la posición del ciclo económico no resulta ajena al debate en torno a la implementación de los instrumentos de política económica. El hacedor de política debe recrear los mecanismos que permitan optimizar los recursos tributarios y las erogaciones presupuestarias. En este sentido, una correcta programación económica exige ante todo revisar profundamente la estructura impositiva y la composición del gasto público, puesto que de nada servirá la identificación del instrumento óptimo si su potencia y efectividad no resulta plausible en el tiempo.

Bibliografía

Castro, Juan y Torres, Javier (2002), "Análisis de los efectos asimétricos de shocks monetarios y cambiarios", CIES.

Franses, P.H. y D. Van Dijk (2000). "Non-linear time series models in empirical finance", Cambridge University Press, Cambridge.

Luukkonen, R., P. Saikkonen y T. Teräsvirta (1988). "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", Biometrika

McLeod, A.I. y W.K. Li (1983). "Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations", Journal of Time Series Analysis

Quandt, R.E. (1958). "The estimation of parameters of linear regression system obeying two separate regimes", Journal of the American Statistical Association