



Maestría en Economía

Universidad Torcuato Di Tella

Tesis de Maestría

Caracterización de la política fiscal en Argentina:

*Un análisis del comportamiento a lo largo del ciclo económico y la
sostenibilidad*

ALUMNO

Alonzo, Nicolás Augusto, 12X803

FECHA DE ENTREGA

13 de julio de 2015

Caracterización de la política fiscal en Argentina: Un análisis del comportamiento a lo largo del ciclo económico y la sostenibilidad

Nicolás Augusto Alonzo

Julio de 2015

Resumen

En este trabajo se caracteriza la política fiscal en Argentina haciendo énfasis en su postura frente al ciclo económico y la sostenibilidad de la misma, adoptando como marco de referencia la restricción presupuestaria intertemporal del sector público. Mediante la estimación del Balance Estructural o Cíclicamente ajustado, se concluye que la política fiscal ha mostrado un claro sesgo procíclico durante los últimos 21 años, haciendo omisión de las recomendaciones de política convencionales. Asimismo, por medio de la utilización de un modelo de Vectores Autorregresivos, se intentó identificar la presencia de un Régimen No Ricardiano para el período 1993-2014. La evidencia empírica no tiende a abalar esta hipótesis para explicar las interacciones entre la política monetaria y fiscal, por lo que esta última no parece haber actuado de manera independiente en la determinación del nivel de precios para ser consecuente con la restricción presupuestaria intertemporal.

Palabras Claves: Política Fiscal, Balance Estructural, Nivel de Precios, Regímenes No Ricardianos, Restricción Presupuestaria Intertemporal

Introducción

En los últimos años, el deterioro de las finanzas públicas se ha exacerbado de manera notoria, haciendo de este desbalance el desequilibrio macroeconómico subyacente para comprender las dificultades por las que atraviesa la economía argentina en la actualidad. En este sentido, contar con una valoración de los aspectos fundamentales de la política fiscal local se vuelve una herramienta de utilidad para comprender los aspectos sobre los que se deberá trabajar a futuro con el objetivo de restablecer el control de las variables macroeconómicas más importantes.

En general, los trabajos de caracterización de la política fiscal suelen hacer énfasis sobre la reacción de la misma en las diferentes etapas del ciclo económico, además de hacer foco en la sostenibilidad mediante el análisis de las condiciones de solvencia.

La descomposición del saldo presupuestario en su componente estructural y cíclico se ha vuelto una herramienta indispensable para el análisis o la formulación de la política fiscal, al punto que diversos países han incluido estimaciones del mismo como parte de sus objetivos macroeconómicos. En particular, obtener una medida del balance fiscal cíclicamente ajustado permite evaluar el accionar discrecional de un gobierno, para poder así analizar su postura frente al ciclo económico, su volatilidad o sostenibilidad.

Entre los estudios realizados para Argentina (Gay 2010; Allub 2007; Basso 2006) se destaca el deterioro del saldo estructural y precisan una fuerte preponderancia de los períodos de comportamiento procíclico, a pesar de tener algunas discrepancias metodológicas. En general, la bibliografía referida realiza pequeñas modificaciones a las metodologías convencionales (propuestas por el FMI y la OCDE), y discrepan entre ellas en la formas en las que se estiman insumos esenciales para el cálculo, como son la brecha

de producto (ya sea mediante una función de producción o aplicando el filtro de Hodrick Prescott) o la estimación de las elasticidades de los ingresos y gastos (variantes de mínimos cuadrados clásicos o vectores autorregresivos). Entre las innovaciones más destacables, en Gay (2010) se incluye un ajuste de los recursos asociados a la exportación de commodities, al vincular de manera explícita estos ingresos y los precios internacionales de corto y largo plazo.

En este punto, es importante notar que no hay estimaciones que incluyan datos más allá del 2010, evitando así cubrir años de fuerte deterioro presupuestario.

Otro aspecto relevante al momento de caracterizar la política fiscal, pasa por analizar la sostenibilidad de la misma, es decir, evaluar la forma en que las autoridades han sido consecuentes intertemporalmente con su restricción presupuestaria.

Si bien se ha hecho avances importantes en términos teóricos, no son abundantes los trabajos empíricos. En general, estos han intentado identificar la presencia de regímenes de dominancia monetaria o dominancia fiscal (también llamados Ricardianos y No Ricardianos, aunque la asociación no siempre es directa), pero los desarrollos conocidos bajo el nombre de la Teoría Fiscal del Nivel de Precios (Sims 1994; Woodford 1995; 2001; Cochrane 1998) han servido de sustento para justificar la imposibilidad de realizar pruebas empíricas formales que los validen.

En primer lugar, los trabajos pioneros incluyeron metodologías "Backward Looking" que vinculaban el déficit primario real y los pasivos del sector público mediante un análisis de regresión sencillo, pero con el avance teórico de la discusión, se mostró que este herramental no podía diferenciar entre regímenes. Sin embargo, en Canzoneri, Cumby y Diba (2001) se ha sugerido una metodología "Forward Looking" para estudiar la plausibilidad empírica de ambos regímenes mediante la estimación de función de impulso-

respuesta. Si bien esta herramienta no está exenta de críticas (anticipadas en Cochrane, 1998), las mismas han sido consideradas con la utilización de la información del balance estructural sobre la metodología pionera (Creel y Le Bihan 2001).

Entre los trabajos empíricos pueden mencionarse a Tanner (2002) sobre la economía de Brasil, Lozano y Herrera (2008) donde se analiza el caso de Colombia, Creel y Le Bihan (2001) para la Estados Unidos y Francia, Fan (2013) en la para información del Reino Unido, entre otros, donde usualmente se han mantenido en el marco de la metodología convencional. Sin embargo, no hay estudios de esta índole con datos particulares para el caso argentino.

El siguiente trabajo será organizado de la siguiente forma. En una primera sección, se estimará el balance estructural para el período 1993-2014 con el objetivo de analizar el comportamiento de las autoridades presupuestarias frente al ciclo económico. En la segunda sección, se analizarán las interacciones entre la política fiscal y monetaria insertándonos en las discusión en torno a la identificación de los regímenes dominantes. En la misma, se incluirá una breve descripción del marco teórico de referencia y se empleará la técnica de Vectores Autorregresivos con diferentes variantes para abordar el problema empíricamente. En la sección 3, se presentan las principales conclusiones del escrito.

1. Primera Sección

En la primera sección del presente trabajo, se analizará la postura de la política fiscal de Argentina ante el ciclo económico, para dar cuenta de la idea usualmente aceptada de que la propia se comporta de manera procíclica.

En las últimas décadas, la disciplina económica ha arribado a un consenso en el cual la política fiscal ha quedado relegada como una herramienta de acción. En efecto, la teoría y

la evidencia empírica han resaltado las bondades de la política monetaria como el mecanismo adecuado para lograr reducciones en la tasa de inflación y moderar la volatilidad del ciclo económico, aunque los acontecimientos más recientes vinculados a la crisis financiera iniciada en 2008 han dejado un manto de duda sobre estas prescripciones.

En la mayoría de los modelos macroeconómicos modernos, cuando la política fiscal se incorpora de manera explícita, tienden a contradecir la creencia convencional de que los impulsos del fisco son capaces de influir en la economía real de manera significativa (Baxter y King 1993; Ramey 2011; Eichenbaum y Fisher 2004). En este sentido, las recomendaciones prácticas derivadas suelen apoyarse en el concepto de Suavización Impositiva (o Tax-Smoothing) ideado en Barro (1979), que al considerar las distorsiones intertemporales impuestas por la tributación, sugieren que la política fiscal debe ser esencialmente neutral sobre el ciclo económico. En general, los marcos de referencia que suelen emplearse para el análisis de la política monetaria (como es el caso del modelo Neo-Keynesiano) hacen omisión de las interacciones con la política fiscal, asumiendo que esta última no influye de manera alguna en la dinámica de la primera.

Sin embargo, las implicancias de la última crisis financiera han llamado la atención sobre la necesidad de contar con importantes paquetes de estímulos presupuestarios, "reviviendo" (en algún sentido) las recetas del keynesianismo estándar. En particular, algunos autores han argumentado que las acciones del fisco pueden ser de mucha utilidad en un contexto de tasas nominales cercanas a cero (Christiano, Eichenbaum y Rebelo 2011) - o bien si la elasticidad de la demanda de dinero es muy elevada, en lo que usualmente se conoce como "trampa de liquidez"-, o cuando las imperfecciones de los mercados hacen que los mecanismos de transmisión de la política monetaria sean poco claros (Farhi y Werning, 2013).

Respecto a la evidencia empírica, muchos trabajos han resaltado que la política fiscal reacciona acorde a las recomendaciones de la teoría en los países desarrollados, actuando de manera contracíclica o acíclica, pero nada de esto parece suceder en las economías en desarrollo, y en particular en Latinoamérica, donde la propia suele moverse al compás de la evolución de la actividad (Gavin y Perotti 1997; Talvy y Vegh 2005, Kaminsky, Reinhart y Vegh 2004).

En este sentido, preguntarse por lo que ocurre en nuestro país al respecto se vuelve un asunto de suma importancia. A juzgar por la experiencia histórica, los déficits presupuestarios siempre estuvieron en la raíz de los desequilibrios macroeconómicos locales, y han explicado mucho del comportamiento nominal de nuestra economía (esto es, la alta inflación y las grandes devaluaciones), siendo un factor central en la amplificación de la volatilidad. En lo que a nuestra experiencia se refiere, la política fiscal importa, ya sea para explicar lo que sucede con la evolución del nivel de precios o con el producto agregado.

Pero más allá de lo que haya acontecido en el pasado, la discusión sobre el rol de la política fiscal tiene vigencia en la actualidad, puesto que la misma se encuentra nuevamente en el ojo de la tormenta. Desde el año 2010, el déficit fiscal ha ido en constante aumento, y actualmente se encuentra en torno al 4,8% del PBI, lo que lo posiciona como el peor resultado de los últimos 26 años. La contrapartida de esto, ha sido la subordinación de la política monetaria, puesto que el BCRA se ha vuelto un apéndice del Tesoro, al que ha financiado sistemáticamente. En principio, esto es perjudicial para la economía mediante el incremento de la tasa de inflación, pero además, obligará a una reducción permanente brusca del gasto público a futuro, con las implicancias que eso conlleve.

Dicho esto, parece claro que la política fiscal en Argentina no está configurada de manera tal que la convierta en un elemento de estabilización. Sin embargo, el comportamiento de la misma a lo largo del ciclo económico parece difícil de dilucidar a simple vista.

La pregunta inmediata que surge es como medir o evaluar el accionar de la política fiscal. En principio, muchos estudios que analizan su comportamiento se concentran en el déficit fiscal como una medida adecuada, pero la prociclicidad de los ingresos impositivos puede llevarnos a conclusiones erróneas.

Para sortear estas dificultades, buena parte de la literatura ha hecho foco en los instrumentos de política en lugar de los resultados, empleando en sus análisis medidas particulares del gasto del gobierno, o en menor medida, información sobre las tasas impositivas. En relación a los primeros, debe notarse que las medidas de gasto público que suelen emplearse no hacen una diferenciación entre los llamados estabilizadores automáticos (esto es, componentes del gasto que reaccionan contracíclicamente por su configuración intrínseca) y el componente discrecional de la misma. En efecto, el interés en estos casos es analizar la respuesta del consumo público frente al ciclo, en lugar de dar cuenta si la respuesta es producto de una regla fiscal explícita.

Sin embargo, en los últimos años los análisis del comportamiento de corto plazo han comenzado a emplear el balance cíclicamente ajustado o balance estructural como guía de referencia, al punto que muchos países han adoptado esquemas presupuestarios que de manera explícita que descansan en este concepto. Lo interesante de este enfoque es que permite identificar mediante una técnica de estimación sencilla aquel componente discrecional de la política fiscal, al aislar los efectos que el ciclo económico tiene en los ingresos del Tesoro y los gastos presupuestarios. En otras palabras, la medición “estructural” es la adecuada si se quiere analizar la postura ante los vaivenes de la

economía, puesto que refleja la intencionalidad de las autoridades responsables en el manejo de la política fiscal en cada momento de tiempo, permitiendo así analizar como la propia se está empleando como herramienta de estabilización macroeconómica.

1.1 La Metodología del Balance Estructural

Como han detallado diversos autores, el resultado presupuestario refleja la influencia de shocks transitorios o permanentes que afectan la evolución de la economía. En general, los sistemas tributarios modernos implican que los ingresos son procíclicos puesto que las bases imponibles así lo son. Asimismo, muchas transferencias o gastos del fisco tienden a aumentar en la fase baja de la actividad económica. En definitiva, estos comportamientos que se observan en las medidas estándares del desempeño presupuestario pueden sobreestimar la salud fiscal en los períodos de expansión, y a subestimarlos durante las contracciones. Estas nociones se magnifican cuando los ingresos de los países son altamente dependientes de los recursos naturales, donde las fluctuaciones de los precios internacionales se vuelven un asunto no trivial para el equilibrio presupuestario.

De acuerdo con las prescripciones keynesianas tradicionales, la política fiscal puede utilizarse como herramienta estabilizadora. Según este enfoque, es deseable que la propia se configure de manera tal que sea expansiva en períodos recesivos y contractiva durante los períodos de auge. Sin embargo, para este propósito podemos distinguir dos instrumentos: por un lado, tendremos los llamados "estabilizadores automáticos" (como los seguros de desempleo), y por el otro, el accionar puramente discrecional. El resultado fiscal observado refleja los cambios cíclicos o permanentes que se producen sobre la trayectoria económica y es por ello que no constituyen una guía confiable para las prescripciones de política. Teniendo en cuenta estos comentarios, parece claro que debería propinarse algún tipo de

ajuste sobre las cuentas públicas para capturar de manera adecuada su comportamiento a lo largo de los años. Es aquí donde debemos incorporar el concepto de "balance estructural", siendo esta la medida que permite aislar los movimientos cíclicos de los datos observados, así como también las oscilaciones en el precio de los commodities.

En los últimos años, los ajustes cíclicos se han vuelto una herramienta central como guía para los hacedores de política por su utilidad para aislar el componente exógeno de la política fiscal.

Es importante notar que las medidas como la aquí mencionada no están exentas de fragilidades cuando se emplean como único indicador. Por un lado, éste ignora que hay efectos reales diferenciados para los cambios en los niveles de gasto, impuestos o transferencias. Asimismo, sus limitaciones se potencian si pensamos en los modelos dinámicos, en donde la respuesta de la economía a un choque exógeno del gasto gubernamental depende de la duración del mismo y la forma en que se financie.

Si bien hay diferentes metodologías de cálculo, en el presente trabajo emplearemos una variante a la indicada por el Fondo Monetario Internacional (FMI), detallada en Hagemann (1999). De acuerdo a la misma, el indicador de Balance Estructural se basa en el supuesto de que el PBI fluctúa alrededor de una tendencia de largo plazo que ocasionalmente está expuesta a shocks transitorios y permanentes. Los permanentes (choques tecnológicos) modifican esta tendencia, mientras que los temporarios se disipan en el tiempo, resultando en movimientos cíclicos. En este sentido, si es posible identificar las desviaciones del producto observado respecto al potencial y la sensibilidad cíclica de los gastos e ingresos públicos, es técnicamente factible de estimar la porción del resultado presupuestario que es atribuible a las favorables o desfavorables condiciones económicas. Sustrayendo el

componente cíclico del balance observado, tendremos una estimación ajustada del resultado presupuestario.

De acuerdo al FMI, estimar el balance estructural requiere de tres pasos:

1. Estimar el producto potencial y la brecha de producto.
2. Cuantificar el componente cíclico de gastos e ingresos.
3. Sustraer los componentes cíclicos referidos a los observados.

Según los lineamientos, el resultado primario se divide en dos componentes. Por un lado, tendremos el componente "cíclico", que asumirá un valor positivo (negativo) cuando el PBI se encuentre por encima (debajo) de su nivel potencial, y por el otro, contaremos con un componente "estructural". Este último nos determina el nivel de ingresos y gastos que obtendríamos si descontáramos los efectos que tiene el ciclo económico sobre la evolución de los mismos, ofreciéndonos una medida de las políticas discrecionales.

Dicho esto, definimos:

$$R.O_t = R.E_t + R.C_t$$

donde R.O es el resultado observado en el período t, mientras que R.E y R.C son los resultados estructural y cíclico, respectivamente.

Con el objetivo de calcular el saldo ajustado, es necesario corregir cíclicamente los ingresos y los gastos del fisco en cada momento del tiempo, mediante las siguientes expresiones:

$$T_t^E = T_t * \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon \quad G_t^E = G_t * \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\delta$$

siendo T_t^E y G_t^E los ingresos y gastos estructurales, Y_t^* el producto potencial o tendencia e Y_t el PBI efectivo. Además, ε y δ son parámetros que definen las elasticidades de los recursos y los gastos frente al producto. Como se desprende de estas expresiones, si la

brecha del PBI es positiva, tanto los gastos como los ingresos efectivos se encontrarán por encima del guarismo que reportarían si la economía estuviese operando sobre su tendencia (o nivel productivo de “largo plazo”), mientras que lo opuesto ocurrirá cuando la brecha sea negativa.

Vale aclarar que en el presente trabajo se considerarán las modificaciones realizadas por Gay (2010), quien realiza un ajuste adicional para los ingresos obtenidos por los derechos de exportación, al considerar las desviaciones de los precios de los commodities efectivos de su promedio de largo plazo. De esta forma, los ingresos vinculados a la tributación de las ventas de materias primas como:

$$T_t^{E,X} = T_t^X \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)$$

Notar que en este caso, los ingresos estructurales se asumen proporcionales a la relación de precios de corto y largo plazo, es decir, la elasticidad es unitaria. Además, para realizar esta estimación, se ha considerado el precio de la soja como referencia, considerando el valor de largo plazo en cada momento del tiempo como la media centrada de diez años sobre el precio spot.

De esta manera, el componente estructural queda definido como:

$$R.E_t = T_t^E - G_t^E - T_t^{E,X} = T_t * \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\epsilon - G_t * \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\delta - T_t^X \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)$$

1.1.1 El producto Potencial

Uno de los insumos requeridos para llevar a cabo la corrección, y como se desprende de las expresiones anteriores, es tener una medición de la brecha de producto. Esta variable es la diferencia entre el producto observado y el potencial, y puede definirse de dos maneras.

En primer lugar, puede considerarse al producto potencial como el nivel máximo de output que puede obtener la economía sin generar presiones inflacionarias (es decir, operando bajo una utilización de recursos sostenible en el tiempo), siendo este enfoque el usualmente referido en la teoría monetaria. Una segunda visión posible es la interpretación del mismo en el sentido de las teorías del ciclo real, donde el producto potencial es el nivel de producto agregado que se podría alcanzar con el pleno empleo de los factores productivos. Notar que la técnica de balance estructural referida solo es compatible con la primera definición.

Si bien hay diversas formas de llevar a cabo la estimación de interés, a grandes rasgos la literatura distingue dos metodologías: métodos estructurales y métodos no estructurales. En los primeros se destacan las técnicas que emplean la función de producción, Vectores Autorregresivos Estructurales y modelizaciones de equilibrio general. En oposición, los métodos no estructurales se reducen a métodos estadísticos para estimar una tendencia para el producto, sin tener fundamentación económica subyacente. Entre las técnicas reconocidas que usan este enfoque se encuentra el Filtro de Hodrick Prescott y el Band Pass Filter, como exponentes más familiares.

Sin embargo, estos últimos mencionados son metodologías puramente empíricas y ofrecen soluciones *ad hoc* para la estimación. En oposición, recientemente han ganado participación técnicas que mezclan ambos aspectos, que introducen relaciones macroeconómicas en los métodos de estimación de tendencias. Entre ellos puede mencionarse el HP Multivariado, y los métodos de Componentes Inobservables que utilizan el filtro de Kalman.

Esta última posee la ventaja de que requiere generalmente pocos datos de estimación, lo cual es deseable para el caso de Argentina, mientras que permite modelar de manera más versátil el ciclo económico para dar propiedades acordes a la teoría económica.

En este trabajo se trabajará con sencillos modelos basados en esta última técnica.

Modelo 1:

Siguiendo a Watson (1986), el PBI puede separarse en tendencia y ciclo. De acuerdo a esta especificación, la tendencia puede describirse como un random walk con drift, y el ciclo económico se modeliza como un proceso AR(2). De esta forma, el logaritmo del PBI puede obtenerse de acuerdo a la siguiente especificación:

$$y_t = y_{1t} + y_{2t}$$

$$y_{1t} = \gamma + y_{1t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = \phi_1 y_{2t-1} + \phi_2 y_{2t-2} + \varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_1}^2)$$

$$\varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_2}^2)$$

donde y_{1t} e y_{2t} representan la tendencia y el ciclo.

Estas ecuaciones pueden estimarse mediante un modelo de Estado Espacio (SSM, en adelante), donde la estimación de las variables latentes se realiza por Máxima Verosimilitud empleando el Filtro de Kalman (Harvey 1993). La representación del SSM es la siguiente:

$$y_t = AX_t \tag{1}$$

donde X_t es el vector que reúne a las variables de estado y se define como:

$$X_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} \quad A = [1 \quad 1 \quad 0]$$

La ecuación (1) nos dice que el PBI es una combinación lineal de las dos variables inobservables en cuestión, el producto potencial y la brecha.

Luego, la ley de movimiento de X_t puede definirse con forma de AR(1), dado que cualquier proceso de este tipo o ARMA de orden superior puede reescribirse en este sentido. Así, la ecuación de transición es:

$$X_t = C + BX_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde B es la matriz de transición, C el vector de constantes y ε_t el vector de los términos de error. De esta forma, definimos:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} \gamma \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Entonces,

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Para estimar el modelo, que está dado por las ecuaciones de observación y transición, se construye la función de verosimilitud:

$$\log L = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_1^T \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_1^T v_t^T F_t^{-1} v_t \quad (3)$$

donde T, v_t y F_t son el tamaño de la muestra, los errores de predicción y la Mean Square Matrix de los errores de predicción, respectivamente. Para estimar el modelo, puede

aplicarse máxima verosimilitud de manera numérica. Como el producto potencial es modelado de manera tal que no es estacionario, las condiciones iniciales del Filtro de Kalman no están bien definidas. En este caso, las mismas se obtienen aplicando un filtro HP al PBI para obtener el valor en el primer momento del producto potencial (el ciclo se inicia de forma residual) y se emplean regresiones OLS para los restantes parámetros.

Modelo 2:

Un segundo modelo que podría considerarse fue desarrollado por Kuttner (1994) donde se incluye una curva de Phillips con errores que siguen un proceso MA(2). En este caso, sobre el esquema anterior se debería considerar que:

$$\pi_t = \pi_t^* + \beta y_{2t-1} + \eta_t + \rho_1 \eta_{t-1} + \rho_2 \eta_{t-2}$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \zeta_t$$

$$\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$$

$$\zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$$

donde π_t y π_t^* son la tasa de inflación y la inflación núcleo (obtenida por medio del Filtro HP), respectivamente. En este caso, las matrices anteriormente definidas quedaría descriptas de la siguiente manera.

$$X_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{2t-1} \\ y_{2t-2} \\ \pi_t^* \\ \eta_t \\ \eta_{t-1} \\ \eta_{t-2} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 1 & 1 & \rho_1 & \rho_2 \end{bmatrix}$$

Mientras que:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} \alpha \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ 0 \\ \zeta_t \\ \eta_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Nuevamente, la forma de estimación es similar a la detallada en el modelo 1.

Datos:

Para la estimación, se consideraron datos con frecuencia trimestral para el período 1993Q1:2014Q2. Hasta 2007Q4 se utiliza la información del PBI a precios constantes de 1993 proporcionada por el INDEC, y desde entonces se emplean estimaciones privadas reconocidas¹. Para la desestacionalización de las series, se empleó el programa CENSUS X12. Para el caso de la tasa de inflación, nuevamente se consideró la información propuesta por los organismos oficiales hasta el año 2007, y a partir de entonces se recurrió a las fuentes privadas previamente referidas.

Resultados:

En la tabla siguiente se muestran los resultados para las estimaciones de los modelos:

Tabla 1

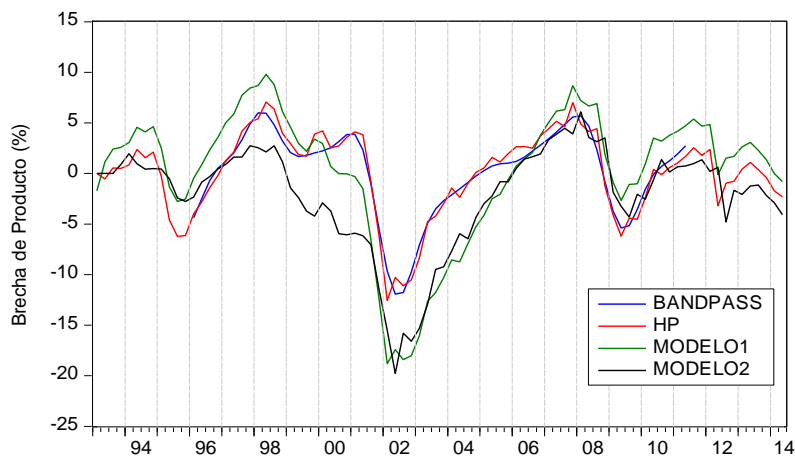
	γ	ϕ_1	ϕ_2	β	ρ_1	ρ_2
Modelo 1	0.749***	1.231***	-0.37**	-	-	-
Modelo 2	0.73***	1.243***	-0.367**	-3.022**	-1.227**	0.016***

Fuente: Estimaciones del autor

¹ Estudio Orlando Ferreres y Asociados y Fundación Norte y Sur.

Además, se grafican los componentes cíclicos de la serie del PBI empleada para el modelo 1 y 2 ("non smoothed"), junto con los métodos puramente estadísticos más usuales. En concreto, se incluye una estimación empleando el filtro de Hodrick Prescott (para $\lambda = 1.600$) y un filtro Band Pass (Baxter-King Filter).

Gráfico 1: Brecha de Producto



Fuente: Estimaciones del autor

Como puede observarse, los métodos estadísticos muestran una gran similitud entre ellos, diferenciándose de los modelos semiestructurales. Como se observa en la tabla siguiente, en general las cuatro medidas presentan una media igual a cero en términos estadísticos, aunque las volatilidades son más elevadas en los modelos 1 y 2. En esencia, los cuatro métodos se mueven en sintonía, pero en diferentes niveles.

Tabla 2

	Media	Desvío Estándar
BANDPASS	0,001	0,043
HP	0,000	0,041
MODELO1	0,002	0,055
MODELO2	-0,022	0,051

Fuente: Estimaciones del autor

La correlación entre las cuatro medidas elegidas se muestra en la tabla 3. Como puede notarse, los métodos puramente estadísticos presentan una amplia correlación entre sí, y lo mismo sucede para los propios semiestructurales. Además, el modelo 1 presenta una correlación más alta con los métodos estadísticos, siendo esto algo deseable al momento de optar por el mismo, dado que tenemos como referencia métodos usualmente empleados para estos fines.

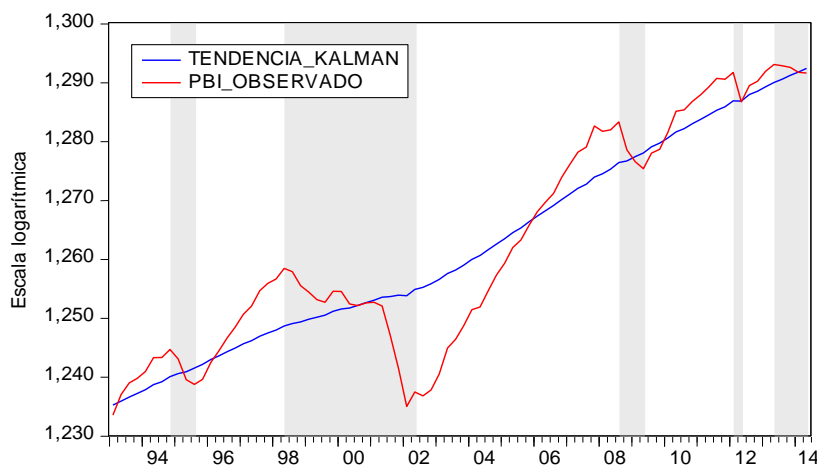
Tabla 3

	BANDPASS	HP	MODELO1	MODELO2
BANDPASS	1	0,981	0,878	0,822
HP	0,981	1	0,870	0,799
MODELO1	0,878	0,870	1	0,938
MODELO2	0,822	0,799	0,938	1

Fuente: Estimaciones del autor

Asimismo, el modelo 1 emplea menor cantidad de series estadísticas para la estimación. Dado que el modelo de Curva de Phillips incluye la tasa de inflación entre sus especificaciones, y considerando los problemas que pueden encontrarse sobre las estimaciones privadas, se prefirió evitarlo para obtener conclusiones.

Gráfico 2: PBI y Tendencia



Fuente: Estimaciones del autor

1.1.2 Estimación de las Elasticidades

Para el cálculo de las elasticidades de los ingresos respecto al producto, se recurrió a técnicas de regresión lineal, aplicándolas sobre los logaritmos de las variables en cuestión en niveles. En este trabajo, no se han realizado las estimaciones para los impuestos de manera desagregada, sino que se consideraron la totalidad de los recursos del Sector Público No Financiero, descontando las utilidades cedidas por el Banco Central de la República Argentina (BCRA). Esta última distinción es relevante puesto que la autoridad monetaria ha utilizado esta vía como forma de financiamiento para el Tesoro. Ciertamente, desde el momento en que la institución opera bajo déficit cuasifiscal, el Resultado Financiero Neto resulta positivo gracias a la Diferencias Neta de Cotización por sus activos en dólares. En este sentido, la cesión de las utilidades así compuestas constituye simplemente emisión monetaria, siendo incorrecta la contabilización de estos recursos "por encima de la línea" (es decir, como si fuesen ingresos genuinos).

Asimismo, vale de destacar que para los propósitos de estimación, se dividió la muestra en dos secciones (1993Q1: 2002Q y 2002Q2 : 2014Q2), a los efectos de evitar la inestabilidad de los coeficientes, además de garantizar que los residuos cumplan con las propiedades deseables. Para estos fines, se incluyen variables *dummies* puntuales para sortear anomalías en los datos en los períodos 2004:Q2, 2009:Q4, 1995:Q4 y 1999:Q1. Realizadas estas correcciones, los valores estimados de las elasticidades de los recursos es de 0,906 para la primera sección de datos y de 1,905 para el período posterior a la salida de la convertibilidad.

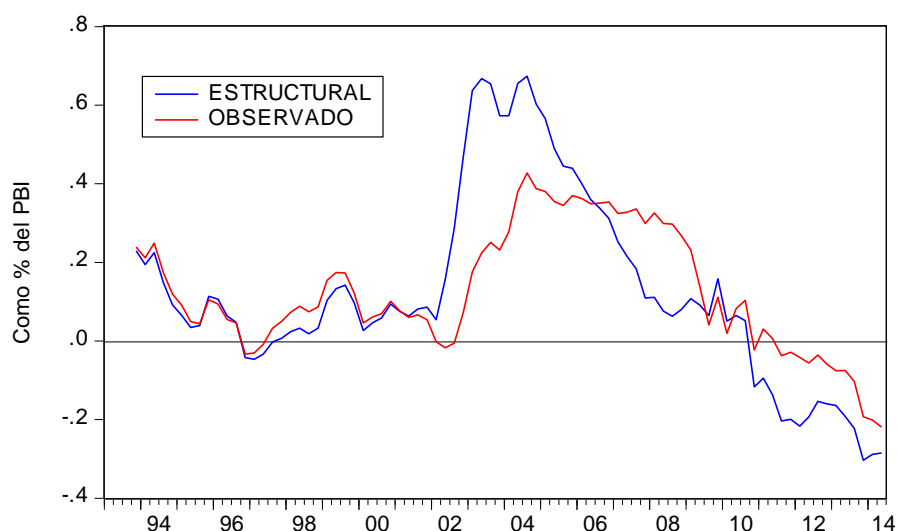
Para el caso de los gastos, diversos trabajos asumen una elasticidad unitaria respecto al producto observado, pero algunas estimaciones sugieren resultados diferentes. En este

trabajo se consideró un coeficiente de 0,43 de acuerdo a las estimaciones de Gay (2010) en donde se considera una clasificación de gasto similar a la del presente trabajo.

1.2 Resultados

En el gráfico siguiente se representan los resultados de la estimación.

Gráfico 3: Resultado Primario



Fuente: Estimaciones del autor

De manera sencilla, puede apreciarse que la primera parte de la década de los noventa se caracterizó por una fuerte indisciplina fiscal con un superávit que fue en constante descenso hasta fines de 1996. Sin embargo, esta tendencia fue parcialmente suplida desde entonces hasta el cierre de la década. En efecto, puede observarse que hasta mediados de 1996, tanto el resultado ajustado cíclicamente como el efectivo se deterioran, siendo esto informativo de una política fiscal guiada por el componente discrecional. Sin embargo, en los últimos períodos de la Convertibilidad, puede observarse un incremento de la medida estructural, pero sin contrapartida en los resultados objetivos. En otros términos, en los últimos años de este esquema monetario se materializaron esfuerzos para mejorar la

solvencia fiscal, pero el inicio de un ciclo económico negativo operó en contra de estos objetivos.

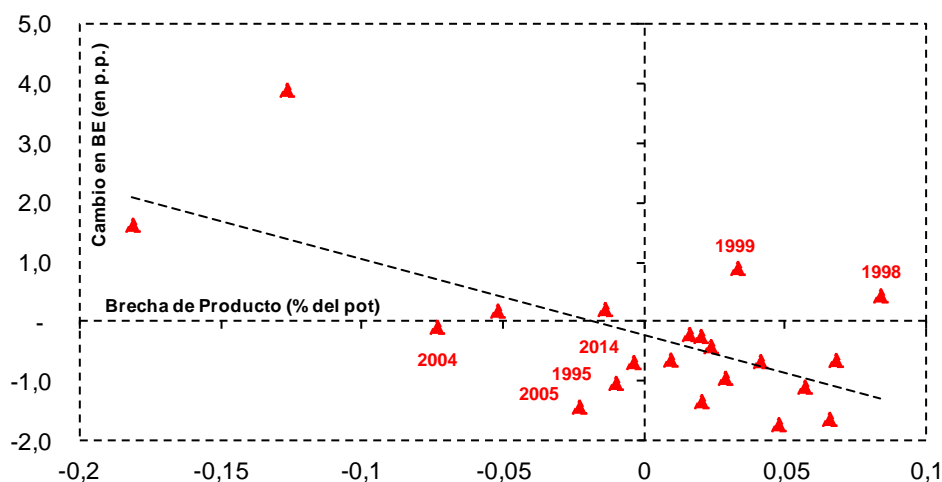
Si centramos la mirada en el período inmediato a la salida de la convertibilidad, podemos ver que en los primeros años el ciclo económico es lo que arrastra la holgura presupuestaria. Una vez transcurrido este período, las finanzas públicas mejorarían significativamente en ambas mediciones hasta el cierre del año 2004, para posicionarse en el 4,1% del PBI en la medida observada, pero alcanzando más del 6% del producto en la medición estructural, siendo esto informativo de que el ahorro positivo fue producto de un accionar congruente. Sin embargo, es aquí donde surge la conclusión más importante del análisis. A pesar de que medición estándar se muestra estabilizada hasta el tercer trimestre de 2008, el componente estructural muestra un deterioro sistemático, lo que nos indica que fue la propia intencionalidad de las autoridades lo que se halla detrás de dicho resultado. Como puede observarse, en septiembre del 2004 el balance estructural evidenciaba un superávit de 5,5% del PBI, pero a partir de entonces iniciaría un descenso monótono que solo se vería parcialmente interrumpido al momento de la eliminación del sistema de capitalización jubilatoria.

Más aún, podemos notar que mucho de nuestros males actuales tienen menos que ver con los ciclos de la economía y los vaivenes de los precios de los commodities (de hecho, sucede todo lo contrario), sino que responden a un exceso de gasto relativo por parte de las autoridades.

Sin embargo, para juzgar si la política fiscal ha reaccionado como una herramienta de estabilización, o por el contrario, actuó amplificando el ciclo económico, debemos centrar la atención en lo que se conocen como impulsos fiscales. Sencillamente, esta medida se define como el cambio del balance estructural entre dos períodos.

Los resultados se observan en el gráfico siguiente:

Gráfico 4: Impulso Fiscal



Fuente: Estimaciones del autor

De manera gráfica, los años donde se han llevado a cabo políticas contracíclicas son aquellos señalizados en los cuadrantes 1 y 3, permitiendo mejoras en el balance estructural en tiempos de "boom" y mayores déficits en recesiones, mientras que los restantes corresponde a un accionar procíclico. Como puede notarse, de los 21 años relevados en las estimaciones, solamente en 6 de ellos (aunque en 2004 el resultado es prácticamente cero) el tesoro actuó de acuerdo a las prescripciones de la teoría frente a un amplio predominio de las "malas prácticas", al registrarse una correlación negativa entre el impulso fiscal y la brecha del PBI.

En base a lo expuesto, la experiencia argentina avala la noción comúnmente aceptada de que la política fiscal en países en desarrollo tiene un claro sesgo procíclico, por lo que podemos concluir que la propia ha sido una herramienta para amplificar la volatilidad de la economía local en lugar de operar como herramienta de estabilización.

2. Segunda Sección

En la presente sección, asumiremos una mirada de largo plazo sobre la política fiscal de Argentina, mediante un análisis de la solvencia o la sustentabilidad de la misma, tomando como referencia teórica la restricción presupuestaria intertemporal (RPI, en adelante) del gobierno.

Como se verá más adelante, la condición de solvencia impone que el valor esperado del superávit presupuestario sea en términos reales igual al valor corriente de la deuda pendiente. Sin embargo, las interacciones entre la política fiscal y la monetaria no son triviales en este punto, puesto que la sustentabilidad fiscal puede conseguirse mediante ajustes endógenos del superávit primario (en lo que usualmente se conoce como Régimen de Dominancia Monetaria o Ricardianos, o DM en adelante) o por medio de un ajuste endógeno del nivel de precios (en lo que se conoce como Régimen de Dominancia Fiscal o No Ricardianos, DF en adelante).

La visión tradicional de la macroeconomía no le asigna rol alguno a la política fiscal en la determinación del nivel de precios, siendo este último fijado por la oferta y la demanda de dinero en la manera convencional. En este sentido, las autoridades fiscales fijan un nivel de superávit primario para asegurar la solvencia para cualquier nivel de precios posible, siendo la política monetaria el ancla nominal de la economía (DM).

Sin embargo, a partir de 1990, un nuevo enfoque conocido como la Teoría Fiscal del Nivel de Precios (Leeper 1991; Sims 1994; Cochrane 1998; entre otros) comenzó a considerar la posibilidad de que la política fiscal fije el superávit primario de manera exógena, sin tener en consideración necesariamente los parámetros de solvencia, por lo que el nivel de precios

tendería a "saltar" para validar la RPI, convirtiendo así a la política fiscal en el ancla nominal de la economía (DF).

2.1 El Marco Teórico

Siguiendo a Creel y Le Bihan (2001), la restricción presupuestaria del gobierno puede definirse como:

$$B_{t+1} = (1 + i_t)B_t - S_{t+1} \quad (1)$$

donde B_t es el nivel de deuda al final del período t (en el general, los pasivos del sector público), i_t es la tasa de interés de la misma y S_t es el superávit primario, todas expresadas en términos nominales. Reescribiendo la ecuación anterior en términos del PBI obtenemos:

$$b_{t+1} = (1 + i_t) \frac{P_t Y_t}{P_{t+1} Y_{t+1}} b_t - s_{t+1} = r_t b_t - s_{t+1} \quad (2)$$

donde $b_t = \frac{B_t}{P_t Y_t}$, $s_{t+1} = \frac{S_{t+1}}{P_{t+1} Y_{t+1}}$ y la tasa de interés real es $r_t = (1 + i_t) \frac{P_t Y_t}{P_{t+1} Y_{t+1}}$. Además, P_t es

el nivel de precios y Y_t es el PBI en términos reales.

Asumiendo que la tasa de interés real es positiva y constante, e iterando hacia adelante sobre (2) obtenemos que:

$$b_t = E_t \sum_{j=1}^k \frac{1}{r^j} s_{t+j} + E_t \left(\frac{1}{r^k} b_{t+k} \right) \quad (3)$$

Asimismo, en la ecuación (3) debe cumplirse la condición de transversalidad para asegurar la solvencia que establece que el segundo término tiende a cero cuando k tiende a infinito.

De esta forma, se desprende que el gobierno debe planear recaudar lo suficiente (incluyendo al señoreaje), en valor presente, de manera de pagar su deuda inicial y financiar sus gastos. De esta forma:

$$b_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{r^j} s_{t+j} \quad (4)$$

Así, la condición de solvencia requiere que el valor esperado del superávit presupuestario sea en términos reales igual al valor corriente de la deuda pendiente.

Sin embargo, es importante notar que la condición (4) vale en equilibrio tanto bajo un régimen de DM como bajo uno de DF, pero la forma en la que esta se cumple es diferente dado que tenemos dos mecanismos *ex ante* para equiparar ambos lados de la ecuación. Bajo el primero mencionado, el nivel de precios se determina en el mercado de dinero y el superávit primario ajusta para satisfacer la restricción. En el caso del régimen de DF, el superávit primario se determina de manera exógena, mientras que el nivel de precios ajusta de manera que (4) valga, puesto que es la única variable endógena (el mecanismo subyacente es el efecto riqueza que produce que los hogares modifiquen sus planes de gastos, ver Woodford 2001). En otros términos, puede notarse que este segundo caso, la RPI opera como una condición adicional que debe cumplirse en equilibrio. Una de las conclusiones más importantes de este desarrollo es que los cambios en el resultado fiscal pueden modificar el nivel de precios, a pesar de que el señoreaje esté fijo.

2.2 Metodología Empírica

El objetivo de la sección es estudiar las interacciones entre la política monetaria y fiscal, con el fin de comprender bajo qué condiciones se arribó a la solvencia, es decir, si ha predominado un mecanismo de ajuste coincidente con un régimen de DM o con uno acorde a los regímenes de DF. Sin embargo, previamente es necesario verificar la sustentabilidad de la política fiscal, para saber si las series estadísticas utilizadas son consistentes con la RPI. En líneas generales, los trabajos referidos para el primer objetivo suelen hacer uso de

test estadísticos de raíces unitarias y relaciones de cointegración. En efecto, los trabajos pioneros como Treham y Walsh (1998) enfatizan en la necesidad de verificar la estacionariedad en primera diferencia de los pasivos del gobierno, mientras que en Quintos (1995) se buscan relaciones de cointegración entre los ingresos y gastos presupuestarios.

Sin embargo, en Bohn (2007) se sugiere que estas pruebas son inapropiadas porque en muestras infinitas, cualquier orden de integración para la deuda pública es consistente con la condición de transversalidad de la RPI. En otras palabras, en el trabajo mencionado se prueba que la RPI se satisface si las series de deuda o de ingresos y gastos son integradas en un orden arbitrariamente alto y no es necesario que los recursos y erogaciones fiscales presenten una relación de cointegración. En efecto, según el artículo citado, se derivan tres proposiciones generales independientes para validar la solvencia fiscal:

1- Si la serie de tiempo de la deuda es integrada de orden m , $B_t \sim I(m)$, para cualquier $m \geq 0$, entonces la deuda satisface la condición de transversalidad, y la deuda y los ingresos y gastos satisfacen la RPI.

2- Si asumimos que $G_t \sim I(m_G)$ e $I_t \sim I(m_I)$ (variables que definen al gasto y los ingresos públicos respectivamente) posiblemente con diferentes órdenes de integración y no necesariamente cointegradas, luego $B_t \sim I(m)$ con $m \leq \max(m_G, m_I) + 1$, entonces la condición de transversalidad y la RPI valen.

3- Si $S_t + \alpha B_{t-1} = z_t \sim I(m)$ para algún $\alpha \in (0, 1+r]$, y asumiendo que $r_t = r$, entonces la deuda satisface la condición de transversalidad.

Como se desprende de las condiciones previas y se concluye en Bohn (2007), la RPI impone restricciones débiles en términos econométricos.

Pese a ello, muchos autores recomiendan analizar las funciones de reacción del Gobierno para obtener ideas útiles y simples. En efecto, se ha sugerido que podría estimarse una relación de cointegración entre el superávit primario y el nivel de deuda (siempre en términos del PBI) de la siguiente forma:

$$s_t = c + \beta b_{t-1} + v_t \quad (5)$$

donde v_t es el término de error. En este caso, un coeficiente $\beta > 0$ sería una condición suficiente para la solvencia.

Asimismo, vale resaltar que esta última relación ha sido muy empleada para testear la presencia de regímenes Ricardiano y no Ricardianos, en lo que se conoce como el "backward-looking approach". En efecto, la presencia de un $\beta > 0$ sería indicativo de un régimen de DM (Bohn, 1998) porque una alza en la deuda en el período t puede llevar a un superávit *ex-post*, es decir $\Delta b_t \rightarrow \Delta s_{t+1}$. Sin embargo bajo un régimen de DF, el nivel de precios puede saltar y el valor real de los pasivos caer en anticipación de déficits primarios futuros, $\nabla E_t s_{t+1} \rightarrow \nabla b_t$, implicando también la presencia de un β positivo. En otros términos, un aumento exógeno del resultado primario incrementaría el valor presente descontado de esta variable y nivel de precios podría caer.

Como se desprende de lo antedicho, la aplicación de testeos dadas las implicancias de la Teoría Fiscal del Nivel de Precios, choca con el núcleo de las críticas que se concentran en Cochrane (1998), donde se explica que las pruebas empíricas formales no son posibles dado

que nos enfrentamos a una "equivalencia observacional", puesto que la ecuación (5) vale en ambos regímenes. Subyacente a esto, vale destacar que la RPI es el eje central de las teorías monetarias y no monetarias aquí mencionadas, haciendo dificultoso el empleo de técnicas econométricas.

Sin embargo, una forma de lidiar con la "equivalencia observacional" ha sido desarrollada en Canzoneri, Cumby y Diba (2001), que empleando un enfoque sustentado en Vectores Autorregresivos, no se apoya en una ecuación en particular sino en la dinámica conjunta del superávit y la deuda. Canzoneri, Cumby y Diba (2001) destaca que en un esquema acorde a la Teoría Fiscal del Nivel de Precios, el valor de la deuda debe incrementarse tras un aumento en el superávit, al menos si este último presenta correlación positiva. De manera opuesta, bajo un régimen Ricardiano debería observarse que ante un shock positivo del superávit primario, las respuestas de los pasivos debería ser negativas en el período siguiente, mientras que la reacción de s_{t+j} ante el impulso inicial debe ser positiva y significativa, aunque su tamaño puede ir disminuyendo en el tiempo.

Sin embargo, la "equivalencia observacional" podría presentarse incluso bajo este enfoque. Como se ejemplifica en Cochrane (1998) y Creel y Le Bihan (2001), si el superávit es la suma de los componentes cíclico y estructural, los cuales pueden representarse como procesos AR, entonces:

$$\begin{aligned} s_{c,t} &= \eta_c s_{c,t-1} + \varepsilon_{c,t} \\ s_{e,t} &= \eta_e s_{e,t-1} + \varepsilon_{e,t} \\ s_t &= s_{c,t} + s_{e,t} \end{aligned} \tag{6}$$

Además, se asume que el componente estructural es más persistente que el cíclico. Si consideramos que la economía está en un régimen de dominancia fiscal de modo que el valor real de la deuda esté positivamente correlacionado con los senderos futuros del superávit primario descontado, y sea:

$$b_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j s_{t+j} = \frac{\beta\eta_c}{1-\beta\eta_c} s_{c,t} + \frac{\beta\eta_e}{1-\beta\eta_e} s_{e,t} \quad (7)$$

En términos de estado-espacio, podemos escribir (6) y (7) en la forma siguiente:

$$\begin{aligned} X_t &= AX_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t &= MY_{t-1} \end{aligned}$$

donde $Y_t = (s_t, b_t)'$ y $X_t = (s_{c,t}, s_{e,t})'$. Además,

$$A = \begin{bmatrix} \eta_c & 0 \\ 0 & \eta_e \end{bmatrix} \quad M = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ \frac{\beta\eta_c}{1-\beta\eta_c} & \frac{\beta\eta_e}{1-\beta\eta_e} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{c,t} \\ \varepsilon_{e,t} \end{bmatrix}$$

Notar que Y_t puede representarse de la forma VAR de la siguiente manera como

$$Y_t = MAM^{-1}Y_{t-1} + u_t, \text{ donde } u_t = M\varepsilon_t.$$

Como se remarca en Creel y Le Bihan (2001), si las innovaciones de los dos componentes del superávit están negativamente correlacionadas, las innovaciones del proceso deuda-superávit también lo estarán, lo que podría llevar a pensar que nos encontramos en un régimen Ricardiano a pesar de que se asume lo contrario. La lógica subyacente para la correlación negativa es que tras la caída en el componente cíclico, el gobierno incrementa el estructural, pero como su persistencia es considerablemente mayor, el valor de la deuda

se incrementa. De esta forma, un shock positivo en s_t origina que b_t decrezca, que según la metodología VAR es suficiente para rechazar un régimen de dominancia fiscal. De esta forma, la metodología de Canzoneri, Cumby y Diba (2001) debería ser complementada con la inclusión de los componentes cíclicos y estructurales para el resultado fiscal puesto que para valores altos de correlación negativa entre las innovaciones de los dos componentes que definen al superávit, la aparición de una correlación negativa entre las innovaciones del resultado fiscal y la deuda avalarían la Teoría Fiscal del Nivel de Precios en lugar de rechazarla. Como se destaca en Canzoneri, Cumby y Diba (2001), vale mencionar que en el ejemplo desarrollado en Cochrane (1998), la correlación negativa entre el componente cíclico y estructural es de -0,95, y solo bajo valores elevados en términos absolutos de dicha relación, una innovación positiva en el primero deriva en una innovación negativa de menor magnitud en la parte discrecional (haciendo que el resultado para el superávit global sea positivo). Luego, la mayor persistencia del sendero discrecional eventualmente llevará a que el superávit futuro se reduzca.

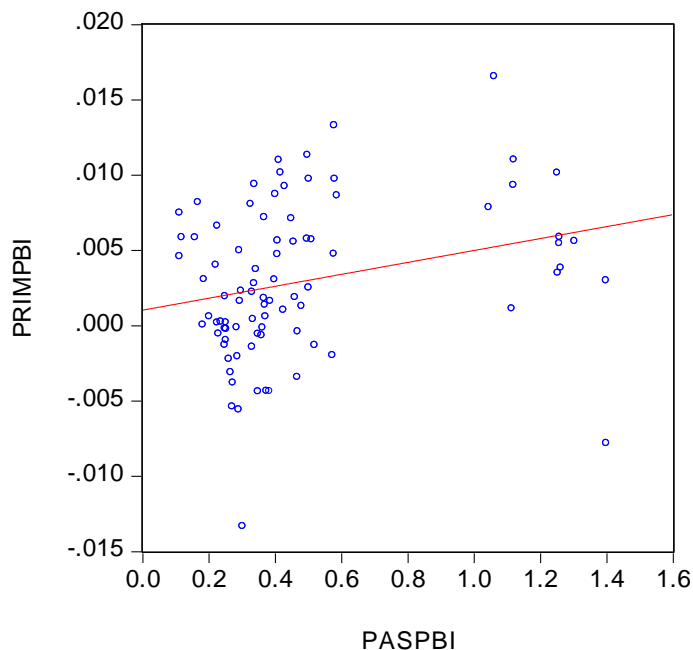
2.3 Resultados

Para llevar a cabo la investigación empírica, se trabajó con las series de tiempo empleadas en la sección 1 del presente trabajo en lo referido a las cuentas de ahorro y financiamiento del Sector Público No Financiero (SPNF). Asimismo, se construyó una serie trimestral de los pasivos públicos respecto al PBI en términos netos, consolidando los activos y pasivos del SPNF y el Banco Central de la República Argentina, en donde se ha empleado la información disponible de los Estados Contables de la autoridad monetaria, además de

considerar los depósitos del SPNF en el sistema financiero y la deuda pública total de este último.

Una vez construidas las series de tiempo requeridas, como se mencionó previamente, el primer paso a seguir es la validación de la solvencia fiscal, lo que en principio no impone demasiados requisitos en términos econométricos, más allá de probar que las series estadísticas son integradas. En efecto, como se muestra en el anexo, tanto las series de pasivos públicos como los recursos del Sector Público No Financiero son series $I(1)$, mientras que el gasto primario requirió de una diferenciación en dos oportunidades para lograr la estacionariedad.

Ahora bien, concentrándonos en la identificación del régimen, el gráfico 5 nos informa de una correlación positiva entre el superávit y los pasivos públicos. En base a lo expuesto, las primeras impresiones podrían sugerir un entorno de DM, en donde el ahorro del gobierno responde positivamente a las alzas de los pasivos. Sin embargo, un esquema no Ricardiano también puede producir este tipo de correlación aunque la causalidad sea en sentido inverso. Como se explicó previamente, ante una innovación en s_t , el ingreso nominal puede caer para sostener la igualdad de la RPI.

Gráfico 5: Superávit Primario y Pasivos Públicos²

Fuente: Estimaciones del autor

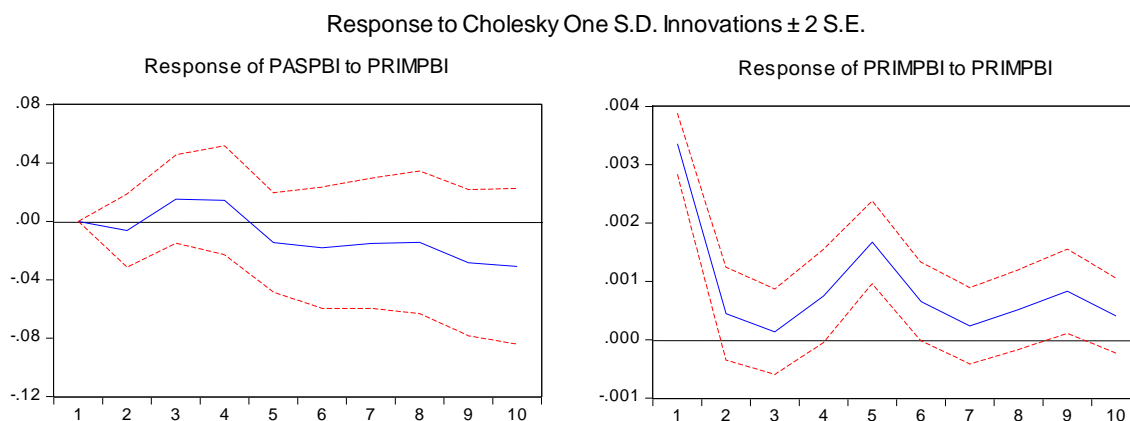
Para tener una mejor aproximación, es necesario conocer las funciones de impulso respuesta para analizar el comportamiento de las variables de interés ante un shock en s_t . En este sentido, puede plantearse un VAR en el cual deben ir primero los pasivos públicos relativos al PBI. Este ordenamiento tiene mayor sentido en un régimen Ricardiano para evitar impactos contemporáneos en dicha variable antes shocks a s_t .

En el siguiente gráfico, se muestran las funciones de impulso respuesta de un modelo no restringido, en niveles y con 4 rezagos de acuerdo a los criterios estadísticos (Ver anexo para más detalles).

² Los valores en la parte superior del gráfico corresponden al incremento evidenciado en la deuda pública tras la salida del régimen de Convertibilidad.

Gráfico 6: Funciones de Impulso Respuesta para los Pasivos Netos y el Superávit

Primario



Como se describe en Canzoneri, Cumby y Diba (2001), en un régimen Ricardiano, en principio la respuesta de los pasivos debería ser negativa y significativa en el período 2 ante un choque de s_t en el período 1, porque el superávit paga parte de la deuda haciendo que b_{t+1} caiga. Si bien el primer panel muestra una reacción negativa, la misma no es significativa.

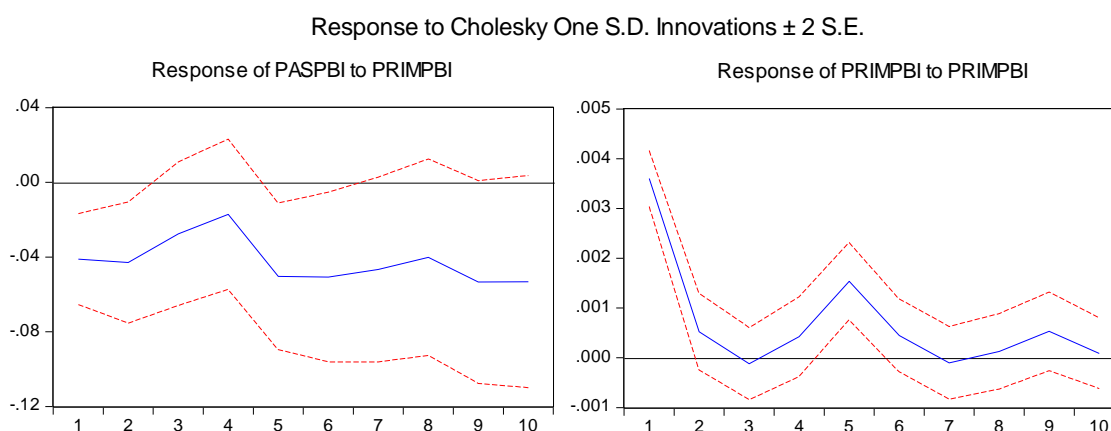
Ahora bien, ¿qué tipo de respuestas deberíamos esperar en un esquema No Ricardiano? Si las innovaciones en s_t no están correlacionadas con los superávits subsiguientes, b_{t+1} no debería verse afectado por el shock. En oposición, si las innovaciones de s_t están correlacionados de manera positiva, b_{t+1} debería incrementarse. Un caso paradójico podría observarse en caso de que las innovaciones estén negativamente correlacionadas con los superávits futuros, en donde b_{t+1} podría caer tanto en regímenes Ricardianos como No Ricardianos, presentándose problemas de identificación. En principio, las respuestas

parecerían ser acordes a la primera descripción, pero para validar un régimen de dominancia fiscal es necesario alterar el ordenamiento de las variables.

En efecto, si consideramos primero al superávit en términos del producto, admitimos efectos contemporáneos en los pasivos públicos, siendo esta una especificación más acorde a un régimen No Ricardiano (en ingreso nominal “salta” para hacer que el stock de deuda iguale al valor presente esperado de los superávits). Como puede observarse, la respuesta de los pasivos netos frente a las innovaciones del superávit primario es negativa y significativa, lo que en principio parece coincidente con un régimen Ricardiano (esta condición se cumple incluso en el mediano plazo). Sin embargo, como se aclaró previamente, una segunda condición debería cumplirse para validar el mismo, y es que la respuesta de s_{t+i} frente a shocks positivos de s_t sea positiva y significativa, patrón que no se observa claramente en el segundo panel.

Gráfico 7: Funciones de Impulso Respuesta para los Pasivos Netos y el Superávit

Primario con ordenamiento invertido



Fuente: Estimaciones del autor

Respecto a la segunda condición mencionada, se esperaría que la respuesta positiva de s_{t+i} perdure en el tiempo, esto es, que se presente una autocorrelación positiva en el resultado primario para que ante la innovación positiva en el mismo, aumente su valor presente (Lozano y Herrera 2008). En la siguiente tabla se muestran los coeficientes de autocorrelación, autocorrelación parcial y el estadístico Q para 30 rezagos (7,5 años).

Tabla 4

AC	PAC	Q-Stat	P-valor
0.53	0.53	25.007	0.000
0.373	0.129	37.567	0.000
0.419	0.253	53.6	0.000
0.526	0.313	79.09	0.000
0.414	0.027	95.089	0.000
0.261	-0.1	101.56	0.000
0.25	-0.034	107.55	0.000
0.328	0.064	118	0.000
0.248	-0.057	124.07	0.000
0.059	-0.194	124.42	0.000
0.109	0.054	125.61	0.000
0.164	0.02	128.37	0.000
0.032	-0.16	128.48	0.000
-0.08	-0.066	129.14	0.000
0.029	0.159	129.24	0.000
0.029	-0.058	129.33	0.000
-0.071	-0.091	129.89	0.000
-0.195	-0.082	134.13	0.000
-0.116	0.036	135.64	0.000
-0.034	0.009	135.78	0.000
-0.169	-0.124	139.1	0.000
-0.301	-0.083	149.79	0.000
-0.274	-0.116	158.78	0.000
-0.145	0.02	161.34	0.000
-0.309	-0.168	173.17	0.000
-0.4	-0.071	193.34	0.000
-0.304	0.067	205.2	0.000
-0.166	0.116	208.8	0.000
-0.255	-0.012	217.45	0.000
-0.356	-0.037	234.57	0.000

Fuente: Estimaciones del autor

En este caso, los estadísticos incluidos confirman lo que se desprende de la aproximación gráfica dado que si en el largo plazo predominan las respuestas negativas de s_{t+i} , no es posible concluir que las innovaciones positivas del saldo presupuestario aumenten el valor presente del balance primario. En este caso, la preponderancia de efectos negativos podría sugerir que el valor presente podría reducirse y que aumente el nivel de precios para que se cumpla la condición de solvencia, como predice la Teoría Fiscal del Nivel de Precios.

En definitiva, la respuesta de los pasivos públicos no permiten arribar a resultados concluyentes, puesto que no es claro lo que sucede con la segunda condición que vincula s_t con s_{t+i} . Dicho esto, en la sección 2.3.2, se incorporarán las estimaciones del resultado cíclico y estructural para intentar determinar que tipo de régimen se ajusta mejor a las observaciones, aunque previamente se ensayarán algunos ejercicios de robustez del modelo.

2.3.1 Robustez del Modelo

De la sección previa, los resultados obtenidos no permiten validar un régimen de dominancia monetaria porque la segunda condición muestra resultados poco concluyentes y las impulso respuesta difieren en el patrón presentado de acuerdo al ordenamiento de las variables en el VAR. En esta sección, se incorporarán algunas variantes a las series utilizadas y se dividirá la muestra considerada, para ver si los resultados previos continúan presentándose.

VAR Bivariado en submuestras

Un supuesto importante bajo el cual se operó en la sección precedente es que no hay un cambio de régimen fiscal a lo largo de la muestra considerada. Sin embargo, el esquema

tributario nacional se vio significativamente modificado tras la brusca devaluación de 2001, momento a partir del cual se incluyeron nuevos impuestos al comercio exterior. Asimismo, la presión tributaria mostró un notable incremento, pasando del 25,1% del PBI que representaba en 1999 (a nivel consolidado) hasta ubicarse en el 38,8% en la actualidad. En efecto, la dinámica del gasto público se ha alterado notablemente; si consideramos exclusivamente las erogaciones del Sector Público No Financiero, estas promediaron el 14,3% del PBI durante el período en que estuvo vigente el régimen de Convertibilidad, pero actualmente, dichas erogaciones ascienden hasta el 28,4%.

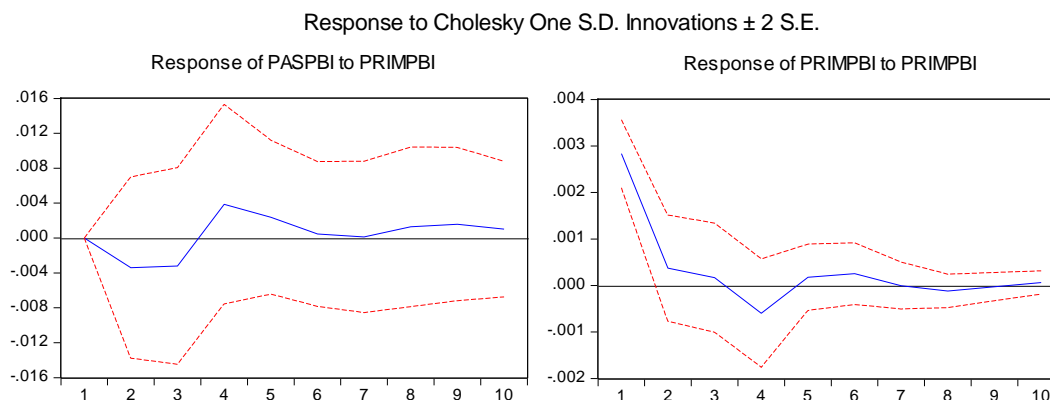
En primer lugar, se considera solamente la información entre 1993:1 y 1999:4 para evitar que las oscilaciones en el nivel de deuda para excluir anomalías en los datos. Como puede observarse en el panel contiguo, y al igual a lo sucedido en la muestra completa, la respuesta de los pasivos públicos ante un shock en s_t es negativa en los primeros períodos pero las propias no son significativas estadísticamente. Asimismo, no hay correlación entre el impulso inicial y los valores posteriores para el superávit descontando el pago de intereses, dificultando una interpretación coincidente con un régimen Ricardiano.

Asimismo, un resultado similar puede apreciarse si se permiten efectos contemporáneos en los pasivos invirtiendo el ordenamiento.

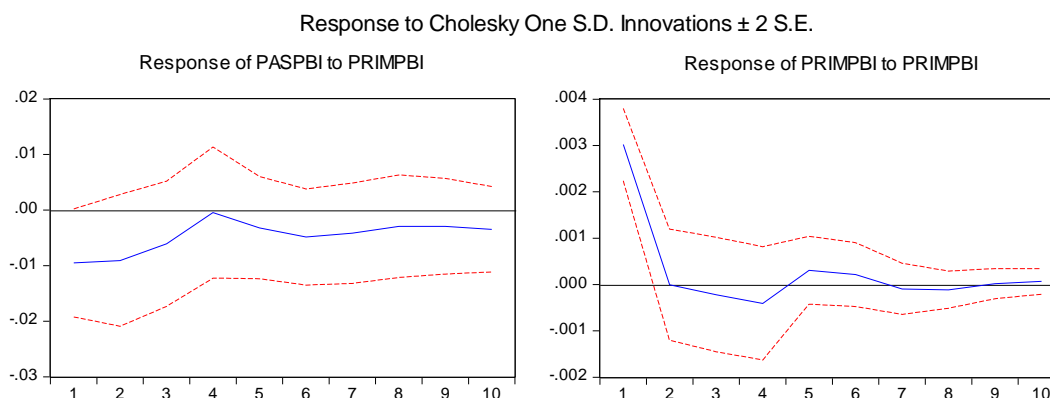
Gráfico 8: Funciones de Impulso Respuesta para los Pasivos Netos y el Superávit

Primario 1993:1 – 1999:4

Sin efectos contemporáneos



Con efectos contemporáneos



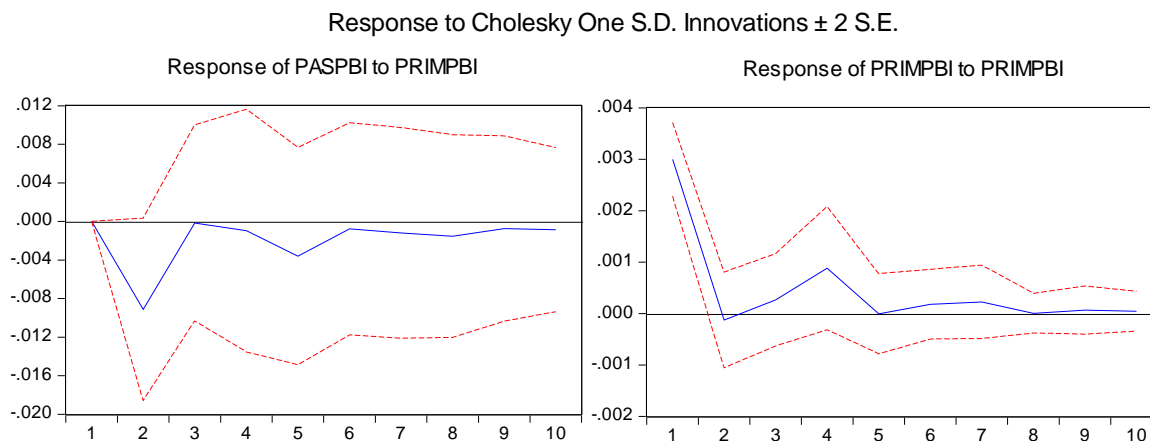
Fuente: Estimaciones del autor

Como segundo período de interés, se consideraron datos desde 2005:4 hasta 2014:2, con el fin de excluir de la muestra el impacto del canje de deuda efectuado en abril de 2005. Nuevamente, los resultados son similares a los del modelo base, presentándose una ambigüedad con los signos del superávit primario para los períodos posteriores al shock que no nos permite concluir la presencia de un régimen de dominancia monetaria.

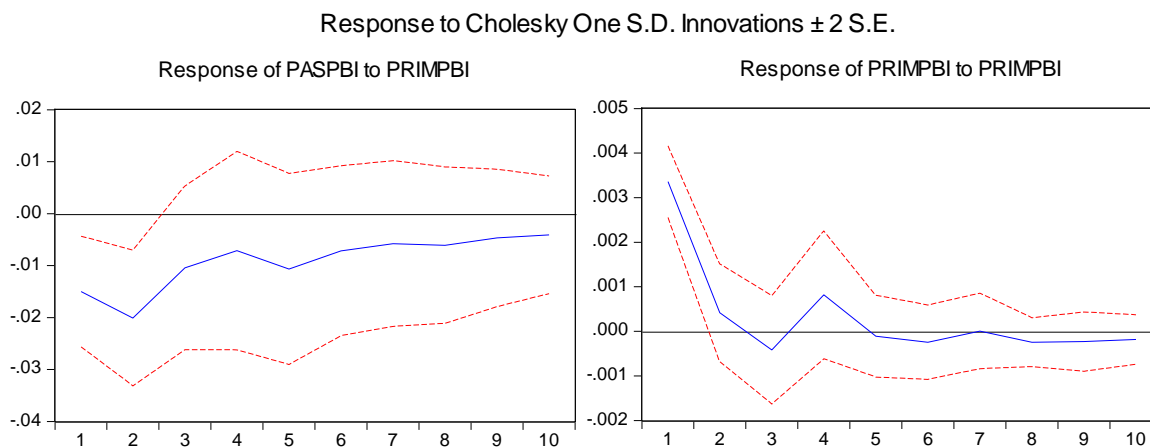
Gráfico 9: Funciones de Impulso Respuesta para los Pasivos Netos y el Superávit

Primario 2005:4 – 2014:2

Sin efectos contemporáneos



Con efectos contemporáneos



Fuente: Estimaciones del autor

VAR Bivariado considerando deuda neta y pasivos monetarios

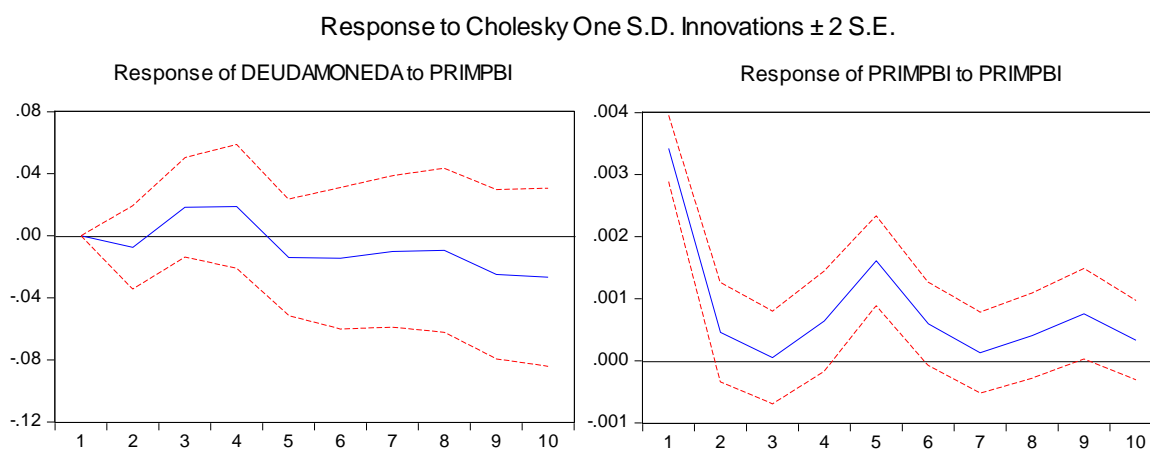
Asimismo, de acuerdo a las recomendaciones de Canzoneri, Cumby y Diba (2001), las estimaciones para el modelo general se realizan empleando únicamente la deuda neta, esto es, excluyendo los pasivos con otras agencias del sector público, y los pasivos monetarios.

Nuevamente, podemos ver que las interpretaciones del modelo base se sostienen, sin poder confirmar un régimen de DM como tampoco así un régimen de dominancia fiscal con claridad, dadas las diferencias existentes que surgen cuando se invierte el orden de estimación o la debilidad de la segunda condición referida a la evolución de s_{t+i} .

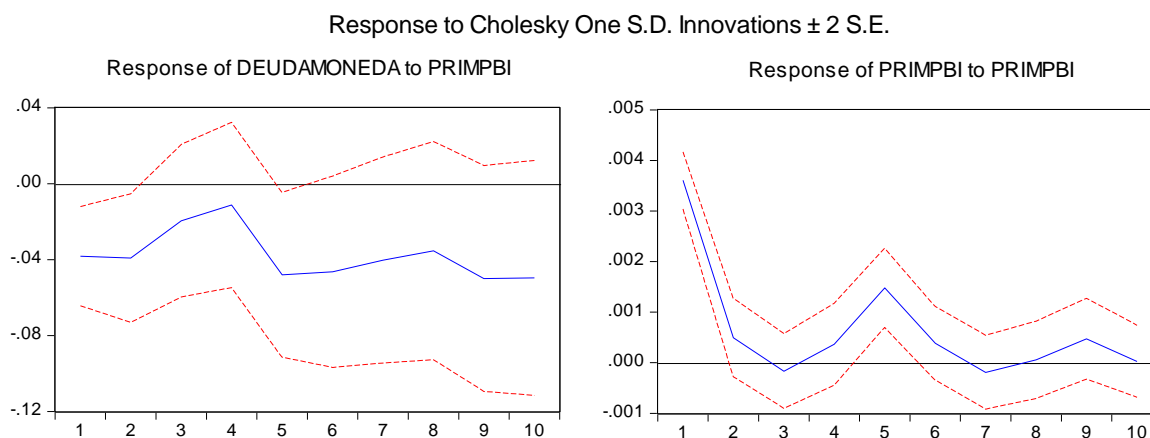
Gráfico 10: Funciones de Impulso Respuesta para los Pasivos Brutos y el Superávit

Primario 1993:1 – 2014:2

Sin efectos contemporáneos



Con efectos contemporáneos



Fuente: Estimaciones del autor

2.3.2 Incorporación del superávit primario cíclicamente ajustado

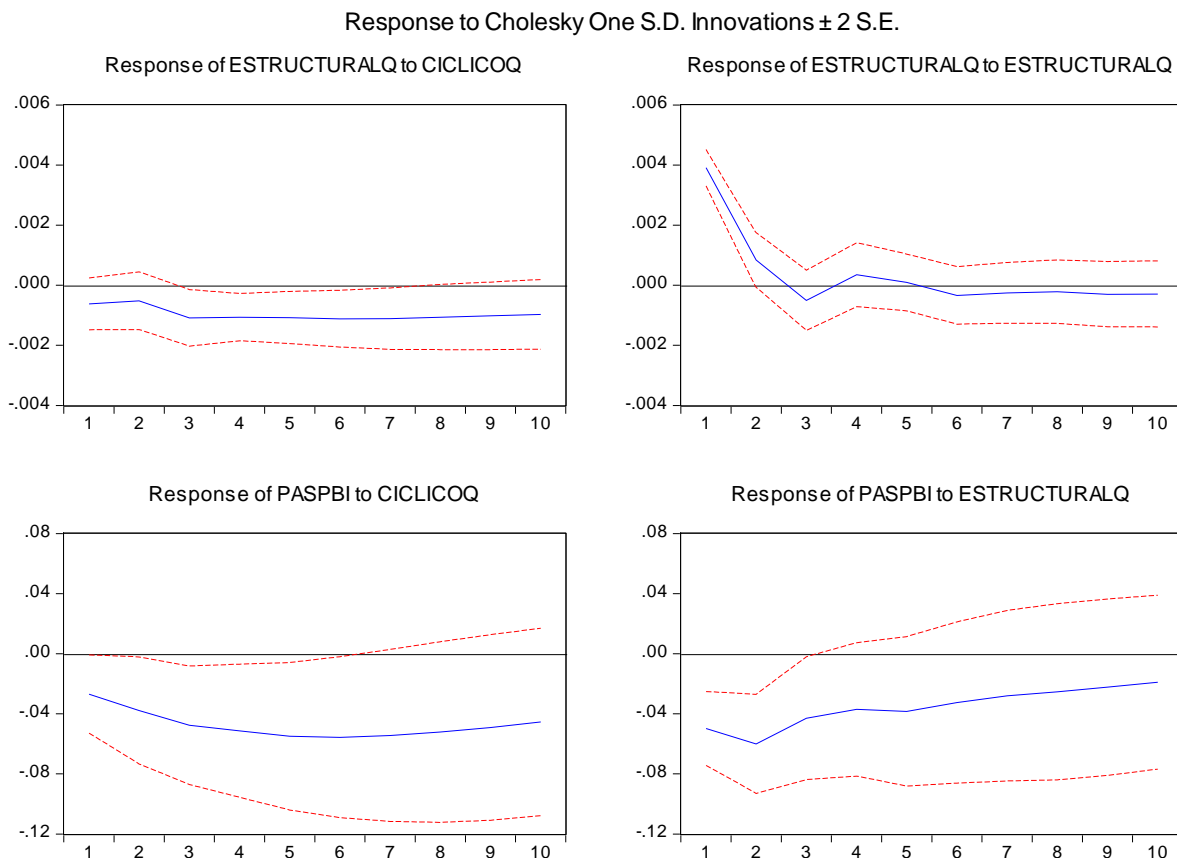
Como se mencionó previamente, la incorporación de los resultados fiscales estructurales y cíclicos en la metodología empírica aquí empleada es fundamental, puesto que la influencia de los vaivenes económicos en las variables presupuestarias podría estar contaminando los resultados puesto que no estaríamos capturando la verdadera postura fiscal del gobierno.

Como se resalta en Creel y Le Bihan (2001) y se explicó en la teoría de referencia, bajo los regímenes No Ricardianos se asume que el componente estructural o discrecional del resultado primario es más persistente que el cíclico (es decir, el resultado estructural determina mayormente el resultado efectivamente observado). Asimismo, se asume que hay una correlación negativa muy elevada entre los dos componentes.

Si se cumplen estos dos supuestos relevantes para poder validar un régimen de DF, la primera condición que se intentó analizar en los modelos VAR precedentes se vuelve controversial. En efecto, a pesar de que la respuesta del pasivo sea negativa y significativa luego de un shock en s_t , dado que hay una correlación negativa entre los componentes estructurales y cíclicos, podría observarse una reacción negativa del primero ante innovaciones del segundo. Asimismo, dada la mayor persistencia del componente estructural, los efectos negativos serán más perdurables, implicando una reducción del valor presente del resultado primario, por lo que los pasivos deberán caer (mediante un salto en el nivel de precios) para que la condición de solvencia se sostenga.

A continuación, se observan las funciones impulso respuesta del modelo VAR trivariado de acuerdo a las especificaciones de Creel y Le Bihan (2001), quien recomienda incorporar los efectos contemporáneos al modelo para realizar la prueba.

**Gráfico 11: Funciones de Impulso Respuesta incorporando los datos del superávit
cíclicamente ajustado**



Fuente: Estimaciones del autor

Si analizamos los resultados, observaremos que las respuesta de los pasivos a las innovaciones en el resultado estructural y cíclico son negativas y significativas (para 6 y 4 períodos), lo que a priori es más plausible en un régimen de DM, pero podría ser perfectamente compatible con un esquema de DF, tal como señala el ejemplo de equivalencia observacional de Cochrane (1998) que fuera detallado previamente.

Si bien podemos notar que ante un choque en $s_{c,t}$ el resultado estructural muestra una clara respuesta negativa, vale preguntarse si se verifican las condiciones para que este tipo de función de reacción sea compatible con un régimen de DF.

Para dar cuenta de esto, en primer lugar se modela el componente cíclico y estructural como procesos AR. Respecto al primero, se encuentra que la mejor descripción para este es un proceso AR(1), mientras que el componente discrecional tiene una trayectoria acorde a un AR(4). Al igual que lo sucedido en Lozano y Herrera (2008) y Creel y Le Bihan (2001), el resultado cíclico presenta una persistencia mayor (aunque marginal), dado que el parámetro autorregresivo es de 0,95 en el caso del componente cíclico, mientras que en la especificación AR(4) los mismos (y significativos) son de 0,419, 0,272 y 0,245. En este caso, puede ver una persistencia muy similar entre los procesos e incluso no se cumple uno de los supuestos que deberían verificarse para validar las observaciones de acuerdo a la Teoría Fiscal del Nivel de Precios. Más aún, la correlación entre las innovaciones de los procesos es negativa, pero no muy elevada (-0,327).

Dados estos resultados, las observaciones parecen indicar que el esquema más probable para caracterizar las interacciones entre la política fiscal y monetaria en Argentina es uno de DM o Régimen Ricardiano.

3. Conclusiones

La primera conclusión que puede extraerse de esta breve caracterización macroeconómica de la política fiscal local de los últimos 23 años nos sugiere que la misma que mostrado un claro sesgo procíclico, siendo un aspecto sobre el que deberá trabajarse a futuro si se quiere evitar este tipo de acciones continúen exacerbando las fluctuaciones de la economía, provocando períodos de alta inflación, seguido de bruscos ajustes macroeconómicos, lo que necesariamente reduce las posibilidades de crecimiento de largo plazo.

Muchos autores han argumentado que este tipo de accionar es consecuencia de que los países menos desarrollados suelen ser excluidos de los mercados de capitales en sus fases recesivas, lo que los obliga a reducir gastos y elevar impuestos, mientras que otros han destacada la incompletitud de los mercados entre sus argumentos. Si bien puede ser que estos factores ayuden a entender el caso nacional, la raíz fundamental subyacente parecería ser que está en la debilidad de las instituciones, que hacen dificultoso que el sector público pueda ahorrar en períodos de bonanza, y desahorrar en fases contractivas.

Ahora bien, ¿cómo podemos superar esto? La noción de balance estructural es mucho más que una herramienta de análisis, y puede asumir el rol de una Regla Fiscal, tal como se ha realizado en Chile, donde ha tenido un éxito notable. Ciertamente, bajo el amparo de una "ley", podría limitarse los problemas de cooperación entre los diversos grupos de interés (nación, provincias, el sector privado), además de que se darían señales claras en los mercados internacionales sobre la solvencia pública.

En este sentido, podría fijarse un meta superavitaria para el resultado ajustado (es decir, fijar un nivel de ahorro acorde a la estructura local), lo que posibilitaría que la reacción del fisco pueda ser acorde a las prescripciones de política habituales, permitiendo los déficits

fiscales solamente en aquellos momentos que la actividad económica así lo reclame. De acuerdo a sus características, una regla de este tipo es una versión superadora de las leyes de responsabilidad fiscal convencionales, dado que posee "flexibilidad" ante los shocks externos o internos que puedan ocurrir.

Si bien el diseño de reglas fiscales no está exento de críticas, comenzar a pensar en estos aspectos sería un paso hacia delante en la forma de concebir el rol de estado en la macroeconomía, aunque el camino seguramente será sinuoso. En efecto, no solamente se deberán superar las cuestiones técnicas vinculadas a la aplicación, sino que necesariamente se deberá lidiar con voluntades políticas no siempre propensas a actuar en línea con el sentido común, además de que demandará un nivel de transparencia e institucionalidad no habitual, y sin lo cual, cualquier intento estará destinado al fracaso.

En segunda instancia, el análisis de la sostenibilidad de la deuda y la RPI mostró que, a pesar del fuerte incremento del déficit público que se ha producido en los últimos años, no es posible identificar con claridad un régimen de DF mediante el análisis ofrecido por los Vectores Autorregresivos, siendo un esquema de DM el que se presenta como el más probable. En efecto, si bien la plausibilidad de la identificación de los Regímenes Ricardianos y No Ricardianos es un tema de debate en la profesión, en el presente trabajo se incorporó la información del balance cíclicamente ajustado para poder capturar de la mejor posible las críticas realizadas por los diversos autores. En este sentido, la identificación de un régimen Ricardiano como el esquema más factible para la explicar las interacciones entre política fiscal y monetaria no resulta sorprendente puesto que el BCRA se ha convertido en un apéndice del tesoro en los últimos años y el señoreaje ha sido el mecanismo de fondeo por excelencia para poder costear el exceso de gastos sobre los

ingresos públicos. De esta forma, los resultados aquí obtenidos no parecen abalar la noción de que la política fiscal pudo haber actuado de manera independiente en la determinación del nivel de precios (como sugiere la Teoría Fiscal del Nivel de Precios), pero parece claro que la propia ha influenciado la misma por los canales monetarios usuales.

Referencias

Allub, L. (2007): " Déficit Estructural y Cíclico en Argentina para el período 1980-2006". A.A.E.P.

Barro, R.J (1979): "On The Determination of the Public Debt". Journal of Political Economy 87 (5): 940-971

Basso, Martín (2006): " El Balance Estructural: Metodología y Estimación para Argentina". A.A.E.P.

Baxter, M. & King, R. (1993): "Fiscal Policy in General Equilibrium" The American Economic Review. Vol. 83, No. 3, pp. 315-334.

Bohn, H. (1998): "The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits". The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, Vol 113(3), pp 949-963.

Bohn, H. (2007): "Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?". Journal of Monetary Economics, Elsevier, Vol. 54(7), pp. 1837-1847.

Blanchard, O. (2004): "Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil", NBER Working Paper 10389.

Buiter, W.H. (1999): "The Fallacy of the Fiscal Theory of the Price Level", NBER Working Paper 7302.

Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby, & Behzad T. Diba. (2001): "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?" American Economic Review, 91(5): 1221-1238.

Cochrane, J. (1998): "Long-term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level", CRSP working papers 478, Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, University of Chicago.

Cochrane, J. (2005): "Money as Stock". Journal of Monetary Economics 52: 501-528.

Creel, J. & Le Bihan, H. (2001): " Using structural balance data to test the fiscal theory of the price level: Some international evidence" Journal of Macroeconomics. V.28: 338-360.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S (2011): "When Is The Government Spending Multiplier Large? Journal of Political Economy, Vol. 119, No 1 – pp. 78-121.

Eichenbaum, M. & Fisher, J. (2004): "Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11" Working Paper Series. WP-04-06, Federal Reserve Bank of Chicago.

Fan, J., Minford, P. & Ou, Z. (2013): "The Fiscal Theory of the Price Level - Identification and testing for the UK in the 1970s". Cardiff Economics Working Papers.

Farhi, E. & Werning, I. (2013): "Fiscal Multipliers: Liquidity Traps and Currency Unions". NBER Working Paper No. 18381

Fuentes, R., Gredig, F. & Larraín, M. (2007): "The Output Gap and the Growth Rate of Potential Output". Banco Central de Chile.

Galí, J. (2010): "Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspectives". The MIT Press.

Gavin, M. & Perotti, R. (1997): "Fiscal Policy in Latin America". NBER Macroeconomics Annual 1997, Vol 12.

Gay, A. & Escudero, M. (2010): "El Resultado Fiscal Estructural en la Argentina: 1983-2010". CEPAL.

Gerlach, S. & Yiu, M (2002): "Unobservable-Component Estimates of Output Gaps in Five Asian Economies". HKIMR. Working Paper No.5/2002.

Hagemann, R. (1999): "The Structural Budget Balance: The IMF's Methodology". IMF Working Paper No. 99/95.

Harvey, A. (1993): "Time Series Models (2nd Ed.)". Hemel Hempstead.

Kaminsky, G., Reinhart, C. & Vegh, C. (2004): "When it Rains, it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies" NBER Working Paper No. 10780.

Kuttner, K.N. (1994): "Estimating Potential Output as a Latent Variable". Journal of Business and Economics Statistics, Vol. 12, No. 3- pp. 361-368.

Leeper, E. (1991): "Equilibria Under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies". Journal of Monetary Economics, Vol. 27, pp. 129-147.

Lozano, I. (2009): "Caracterización de la Política Fiscal en Colombia y Análisis de su Postura a la Crisis Internacional", Banco Central de Colombia.

Lozano, I. & Herrera, M. (2008): "Dominancia Fiscal versus Dominancia Monetaria. Evidencia para Colombia", Banco Central de Colombia.

Machado, R. & Zuloeta, J. (2012): "The Impact of the Business Cycle on Elasticities of Tax Revenue in Latin America". IDB Working Paper Series No.IDB-WP-340.

Quintos, C. (1995): "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts". Journal of Business and Economic Statistics, pp 409-417.

Ramey, V. (2011): "Can Government Purchase Stimulate the Economy?". Journal of Economic Literature, Vol. 49, No. 3.

Rincón, H., Berthel, J. & Gómez, M. (2003): "Balance Fiscal Estructural y Cíclico del Gobierno Nacional Central de Colombia, 1980-2002". Banco Central de Colombia.

Rubio, O., Roldán, C., & Esteve, V. (2007): "Deficit Sustainability and Inflation in EMU: An Analysis from The Fiscal Theory of the Price Level" Instituto de Estudios Fiscales.

Sargent, T. y Wallace, N. (1981): "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review.

Sims, Christopher A (1994): "A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy", Economic Theory 43(3), 381-399.

Talvi, E. & Vegh, C. (2005): "Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy". Journal of Economic Development 78 (1).

Tanner, E. & Ramos, A. (2002): "Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil 1991-2000", IMF.

Treham, B. & Walsh, C. (1998): "Is the Budget Deficit Too Large: Some Further Evidence". Economic Inquiry 32, 511-518.

Vanitcharearnthum, V. (2012): "Model-based Measures of Output Gap: Application to the Thai Economy". Applied Economics Journal Vol.19 No.2: 50-65.

Watson, M.(1986): "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends". Journal of Monetary Economics 18. 49-75.

Woodford, M. (2001): "Fiscal Requirements for Price Stability", Journal of Money, Credit and Banking, 33, 669-728.

ANEXO

Pruebas de Estacionariedad

Pasivos Netos

Null Hypothesis: PASPBI has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.840681	0.3587
Test critical values: 1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

Null Hypothesis: D(PASPBI) has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.18086	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

Ingresos del Sector Público no Financiero (sin Utilidades del BCRA)

Null Hypothesis: INGRESOSPBI has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.218318	0.9723
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

Null Hypothesis: D(INGRESOSPBI) has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.01872	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

Gasto Primario del Sector Público no Financiero

Null Hypothesis: GASTOPBI has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.055575	0.9999
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

Null Hypothesis: D(GASTOPBI) has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.384150	0.1494
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

Null Hypothesis: D(GASTOPBI,2) has a unit root

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.21476	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

VAR BIVARIADO – Modelo Base**Prueba de Portmanteau**

Sample: 1993Q1 2014Q2
Included observations: 82

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
5	6.603312	0.1584	6.955919	0.1382	4
6	9.242896	0.3222	9.803891	0.2791	8
7	9.709001	0.6415	10.31350	0.5885	12
8	11.75181	0.7609	12.57715	0.7034	16
9	15.67380	0.7366	16.98267	0.6541	20
10	17.47428	0.8277	19.03322	0.7502	24
11	20.55068	0.8436	22.58625	0.7535	28
12	25.50508	0.7851	28.38998	0.6499	32

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Prueba de Normalidad Conjunta

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3106.574	2	0.0000
2	3.906813	2	0.1418
Joint	3110.481	4	0.0000

Prueba de Homocedasticidad

Sin terminos Cruzados

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
48.85765	48	0.4384

Con términos Cruzados

Joint test:

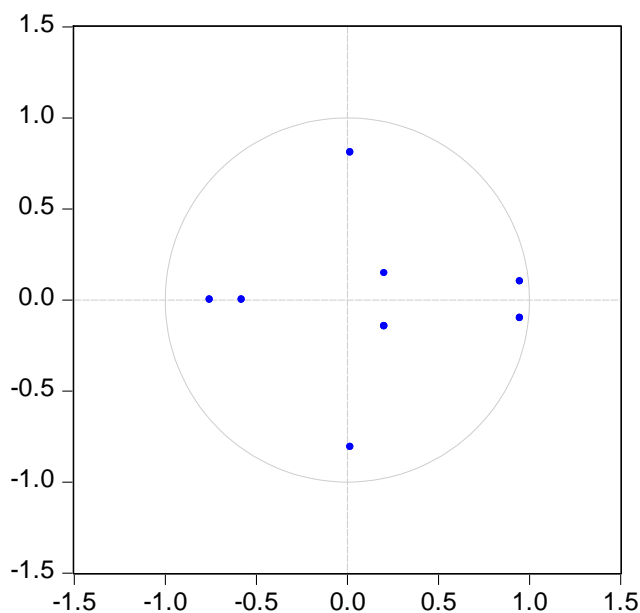
Chi-sq	df	Prob.
117.1110	132	0.8242

Selección del Orden del VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	250.3274	NA	3.14e-06	-6.995137	-6.931400	-6.969791
1	340.4988	172.7227	2.77e-07	-9.422501	-9.231289*	-9.346462
2	343.8461	6.223237	2.83e-07	-9.404116	-9.085429	-9.277384
3	352.1804	15.02519	2.50e-07	-9.526209	-9.080047	-9.348784
4	360.5543	14.62488*	2.22e-07*	-9.649418*	-9.075781	-9.421301*
5	362.0380	2.507595	2.38e-07	-9.578535	-8.877423	-9.299725
6	364.2065	3.542870	2.52e-07	-9.526943	-8.698356	-9.197440
7	365.6353	2.253928	2.72e-07	-9.454516	-8.498454	-9.074320
8	366.4294	1.207910	3.00e-07	-9.364208	-8.280671	-8.933320
9	366.7151	0.418553	3.35e-07	-9.259581	-8.048570	-8.778000
10	369.2237	3.533181	3.53e-07	-9.217569	-7.879082	-8.685295
11	371.3410	2.862833	3.77e-07	-9.164535	-7.698574	-8.581569
12	377.6607	8.188913	3.58e-07	-9.229879	-7.636442	-8.596220
13	380.9917	4.128505	3.71e-07	-9.211033	-7.490121	-8.526681
14	385.2113	4.992263	3.77e-07	-9.217220	-7.368834	-8.482175
15	388.0312	3.177340	3.99e-07	-9.183977	-7.208116	-8.398240

Estabilidad del Modelo

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Caracterización de los Procesos AR

Componente Cíclico			
Orden	Coeficiente	Std. Error	T-Statistic
AR (1)	0.956847	0.032801	0.032801
Rsq	0.9098		
Adj - Rsq	0.9076		
DW	1.914		

Componente Estructural			
Orden	Coeficiente	Std. Error	T-Statistic
AR(1)	3.644085	0.409076	3.644085
AR(2)	0.034323	0.115079	0.034323
AR(3)	2.188757	0.121041	2.188757
AR(4)	2.034899	0.124379	2.034899
Rsq	0.7424		
Adj - Rsq	0.7311		
DW	1.9564		