

FACULTAD  
DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS



Universidad  
Nacional  
de Córdoba

## **El resultado estructural en la Argentina: una estimación VECM (1993-2017)**

**MICAEL SÁNCHEZ**

Universidad Nacional de Córdoba

Facultad de Ciencias Económicas

Trabajo Final de la Licenciatura en Economía

Director: Dr. Ricardo Luis Descalzi

Fecha de presentación: mayo de 2018



El resultado estructural en la Argentina: una estimación VECM (1993-2017) by Sánchez, Micael Alejandro is licensed under a [Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional License](https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/).

## **El resultado estructural en la Argentina: una estimación VECM (1993-2017)**

Micael Sánchez

micaeleconomia@gmail.com

### **Resumen**

*Se estiman las elasticidades PIB de los recursos y de los gastos públicos mediante un modelo de corrección del error (VECM) con quiebres en el vector de cointegración. Se obtuvo una elasticidad PIB de la recaudación de 1.40 y una elasticidad PIB del gasto de 0.91. Sumado a estos resultados, se estimó la brecha del PIB para calcular el resultado fiscal estructural para Argentina en el período 1993-2017 como un indicador del desempeño de la política fiscal. Este indicador, sumado a una medición del impulso fiscal, reportan un adecuado manejo de las cuentas públicas solamente para la segunda mitad de los '90. Finalmente se considera una política de superávit estructural.*

*Palabras claves: resultado fiscal estructural, elasticidades, brecha del producto, Argentina.*

*Clasificación JEL: H62 E62 E32*

### **Abstract**

*Elasticities of resources and public expenditures are estimated using a vector error correction model (VECM) with breaks in the cointegrating space. An elasticity of the revenues of 1.40 and of the expenditure of 0.91 was obtained. In addition to these results, the output gap was estimated to calculate the structural budget balance for Argentina during 1993 to 2017 as an indicator of the performance of fiscal policy. This indicator, added to a measure of the fiscal stance, reports an adequate management of public accounts only for the second half of the 90s. Finally, a structural balance policy is considered.*

*Key words: structural budget balance, elasticities, cointegration, output gap, Argentina.*

*JEL Classification: H62 E62 E32*

## Índice General

Resumen .....	1
1. Introducción .....	4
2. Interpretando el resultado estructural.....	6
3. Aspectos metodológicos para el caso argentino .....	9
4. El producto potencial .....	10
5. Evidencia empírica.....	12
5.1 Obtención de las variables para el caso argentino.....	12
5.2 Análisis de la estacionariedad de las series .....	13
5.3 El modelo VAR cointegrado .....	14
5.4 Especificaciones del modelo .....	15
5.5 Resultados de la cointegración .....	21
5.6 Análisis de las elasticidades .....	22
5.7 Análisis de los quiebres de tendencia.....	22
5.8 Estabilidad del modelo .....	24
5.9 Análisis de corto plazo .....	25
6. El resultado estructural en Argentina.....	30
6.1 La brecha del producto .....	31
6.2 La medida del impulso fiscal.....	32
7. Hechos estilizados para el caso argentino.....	33
8. Hacia una regla de política fiscal .....	36
9. Conclusión .....	37
Bibliografía.....	38
Apéndice I .....	40

Apéndice II.....	42
Apéndice III.....	42

## **Índice de Tablas**

Tabla 1. Elasticidades de los ingresos y gastos públicos obtenidas por otros trabajos empíricos .....	10
Tabla 2. Análisis de estacionariedad de las variables endógenas .....	13
Tabla 3. Prueba de exclusión de las variables .....	16
Tabla 4. Pruebas de cointegración.....	18
Tabla 5. Pruebas multivariadas .....	19
Tabla 6. Pruebas univariadas.....	20
Tabla 7. Estimación del modelo.....	21
Tabla 8. Matriz de ponderadores.....	26
Tabla 9. Efecto en el gasto y los recursos ante un shock en el PIB a lo largo del tiempo .....	28
Tabla 10. Variables determinísticas .....	42
Tabla 11. Matrices de impacto de corto y largo plazo .....	42

## **Índice de Gráficos**

Gráfico 1. Evolución de los autovalores recursivos .....	24
Gráfico 2. Análisis de impulso respuesta de R y G ante un shock en el PIB del 1%.....	29
Gráfico 3. Resultado primario estructural .....	31
Gráfico 4. Brecha del producto .....	32
Gráfico 5. Impulso fiscal.....	33

## 1. Introducción

Pueden identificarse numerosos problemas económicos vinculados al mal desempeño de la política fiscal. En particular, el déficit fiscal ha sido determinante como el componente excluyente en más de la mitad de los años en los que la Argentina enfrentó crisis macroeconómicas en sus dos siglos de historia (Amado, Cerro, & Meloni, 2006). Además, los desequilibrios fiscales se han plasmado en una excesiva volatilidad macroeconómica tornando más riesgosas las actividades de inversión, reduciendo el crecimiento económico de largo plazo y perjudicando a los sectores menos favorecidos (Perry, 2003). Por otro lado, excesivos desahorros fiscales impactan negativamente en el tipo de cambio real de equilibrio volviendo menos competitiva a la economía (De Gregorio, 2007). Por último, la inestabilidad generada por una política fiscal de pobre desempeño limita el efecto positivo de los esfuerzos bien direccionados que se realizan en términos de otras políticas (Gay & Escudero, 2010).

Prevenir los desmanejos fiscales es clave no solo para prevenir sus cuantiosos problemas sino para sentar las bases para un crecimiento sostenible. Por ello, el análisis de la política fiscal es un instrumento importante para la evaluación del manejo de la política fiscal en términos de su contribución al crecimiento de la economía nacional en el mediano y largo plazo.

El resultado fiscal refleja simultáneamente la influencia de factores transitorios y permanentes. Los factores transitorios son provocados por cambios en las condiciones macroeconómicas mientras que los permanentes están asociados a acciones de política del tipo discrecional. La imposibilidad de distinguir entre ambos factores vuelve inadecuado al resultado fiscal observado como un indicador para evaluar o formular políticas fiscales. Para distinguir entre ambos efectos se desarrolló la técnica del resultado estructural ya que permite filtrar los cambios macroeconómicos temporales tanto de la actividad económica como de los precios de los *commodities* comercializados internacionalmente.

Este trabajo utiliza el resultado estructural como una herramienta para evaluar el desempeño de la política fiscal en Argentina para el período que va de enero de 1993 hasta diciembre de 2017. Con este fin se utiliza un modelo de corrección del error. La contribución del presente trabajo es presentar un análisis actualizado de la política fiscal que reconoce las relaciones de cointegración. Debido a ello, se hace posible evaluar de forma integral el desempeño de políticas fiscales mayormente enfocadas a maximizar el consumo de la economía nacional financiando el déficit fiscal mayormente con emisión monetaria (2003-2015). Estos resultados se comparan con la política fiscal mayormente enfocada a equilibrar gradualmente las cuentas fiscales financiando el déficit principalmente con deuda externa (2015-2017) en un contexto de reformas tributarias, previsionales e institucionales.

Las secciones de este trabajo obedecen la siguiente estructura. Primero se realiza una descripción del resultado estructural, en segundo lugar se presenta un breve relevamiento de la literatura sobre dicho tema y en la tercera sección se describe la metodología a utilizar para su cálculo. En la cuarta parte se describe la medida del producto potencial utilizada. En quinto lugar se procede a la estimación empírica de las elasticidades de recursos y gastos con respecto al producto real de la economía. En el sexto apartado se presenta la estimación del resultado estructural junto a una evaluación de la medida de impulso fiscal. En séptimo lugar se realiza una descripción sucinta de la política fiscal para el caso argentino, mientras que en la octava sección se discute la posibilidad práctica de introducir una regla de resultado estructural para Argentina. En el último apartado se resumen las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Interpretando el resultado estructural

Resulta intuitivo pensar que el ciclo de la actividad económica de un país impacta positivamente en el resultado fiscal. Por ello, el cálculo del resultado estructural resulta útil debido a que representa el resultado fiscal hipotético que debería observarse si la economía estuviese en pleno empleo, eliminando el efecto del ciclo económico del resultado observado. Por ende, esta medida no contabiliza los recursos adicionales que se recaudan en períodos de expansión o las pérdidas temporales por recesión. Lo mismo ocurre con los aumentos y reducciones del gasto público como resultado del ciclo. Esto lo vuelve un indicador de la política fiscal más adecuado que el resultado fiscal observado.

El cálculo del mismo requiere de dos etapas. La primera consiste en eliminar el ciclo económico del resultado fiscal y la segunda en depurar del saldo presupuestario los ingresos extraordinarios producto de las mejoras y pérdidas transitorias debido a las variaciones en los términos de intercambio.

Para la primera etapa se sigue la metodología del Fondo Monetario Internacional (FMI) propuesta por Hagemann (1999). Esta metodología sugiere que el resultado fiscal está formado por dos componentes. El primero es el resultado cíclico y refleja las desviaciones transitorias del saldo presupuestario como consecuencia del ciclo económico. Este componente asumirá valores positivos siempre que el PIB esté por encima de su nivel potencial y negativos cuando ocurra lo contrario. El segundo componente es el resultado cíclicamente ajustado y se obtiene al ajustar los ingresos y gastos observados para quitar el efecto producido por el ciclo económico.

Expresado más concretamente:

$$RF_t = RF_{ca,t} + RF_{c,t} \quad (1)$$



Donde  $RF_t$  es el resultado fiscal observado en el período  $t$ ,  $RF_{ca,t}$  es el resultado cíclicamente ajustado y  $RF_{c,t}$  es el resultado cíclico en  $t$ .

Para obtener el resultado cíclicamente ajustado es necesario estimar los componentes del resultado fiscal corregidos del ciclo, para lo cual se estiman los ingresos y gastos cíclicamente ajustados. Para ello se realizan los siguientes cálculos:

$$R_{ca,t} = R_t \left( \frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\xi_R} \quad (2)$$

$$G_{ca,t} = G_t \left( \frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\xi_G} \quad (3)$$

Donde  $R_t$  y  $G_t$  los ingresos y gastos percibidos respectivamente,  $R_{ca,t}$  y  $G_{ca,t}$  los ingresos y gastos fiscales cíclicamente ajustados,  $Y_t^*$  el producto potencial en el período  $t$ ,  $Y_t$  el producto observado en el mismo período y  $\xi_R$  y  $\xi_G$  las elasticidades de los recursos y gastos fiscales ambos con respecto al producto observado.

En concreto, el resultado fiscal cíclicamente ajustado resulta ser la diferencia entre los recursos y gastos ajustados:

$$RF_{ca,t} = R_{ca,t} - G_{ca,t} = R_t \left( \frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\xi_R} - G_t \left( \frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^{\xi_G} \quad (4)$$

Para la segunda etapa del cálculo del superávit estructural se sigue el procedimiento utilizado por Vladkova-Hollar (2008). Este procedimiento consiste en ajustar los recursos asociados a la exportación de *commodities* utilizando como referencia el precio internacional de la soja. Esto se realiza debido a que en Argentina, un elevado porcentaje de la recaudación de los derechos de

exportación proviene del comercio internacional de esta *commoditie* y sus derivados (Gay et al, 2010).

Los ingresos estructurales asociados a los derechos de exportación pueden ser definidos como:

$$Tx_{ca,t} = Tx_t \left( \frac{P_t^*}{P_t} \right)^\gamma \quad (5)$$

Donde  $Tx_{ca,t}$  son los recursos obtenidos por los derechos de exportación cíclicamente ajustados,  $Tx_t$  los mismos recursos sin ajustar,  $P_t^*$  un precio de la soja de referencia en el largo plazo en el período  $t$ ,  $P_t$  el precio de la soja en el mismo período y  $\gamma$  la elasticidad de los derechos por exportación con respecto al precio de la *commoditie*. Siguiendo a Vladkova et al (2008), se define el valor de  $\gamma$  igual a la unidad. Esto implica suponer que los ingresos estructurales asociados a los *commodities* son proporcionales a la relación del precio de la soja de corto y largo plazo. El paso siguiente consiste en obtener el componente cíclico de los derechos de exportación con el fin de restarlo al resultado fiscal cíclicamente ajustado. Para ello se realiza la siguiente operación:

$$Tx_{c,t} = Tx_t - Tx_{ca,t} \quad (6)$$

Donde  $Tx_{c,t}$  son los recursos cíclicos obtenidos por derechos de exportación.

El resultado estructural se obtiene como sigue:

$$RE_t = RF_{ca,t} - Tx_{c,t} \quad (7)$$

Donde  $RE_t$  es el resultado estructural para el período  $t$ .

Puede concluirse que el resultado estructural es un indicador adecuado de la política fiscal debido a que es capaz de eliminar el efecto del ciclo económico sobre la recaudación y el gasto público.

### 3. Aspectos metodológicos para el caso argentino

Una metodología utilizada es la estimación mediante métodos uniecuacionales como la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para el gasto y los recursos con respecto al producto en forma separada. Como crítica a estos trabajos se puede marcar que no consideran la posible interrelación existente entre el gasto y los recursos públicos.

Un método que resuelve este problema es el cálculo de las elasticidades mediante la aplicación de vectores autorregresivos (VAR) en primeras diferencias. El problema de esta metodología es que ignora la posibilidad de que las variables compartan tendencias estocásticas o determinísticas. De esta manera no quedan explícitas las relaciones de largo plazo entre las variables.

A los fines de considerar la potencial existencia de relaciones de largo plazo entre el producto, la recaudación y el gasto público, se considera un esquema de cointegración, más precisamente un modelo de corrección del error (VECM). De esta manera se realiza la estimación de las elasticidades de las variables en forma simultánea y se permiten distinguir las relaciones de largo plazo.

Teniendo en cuenta la no comparabilidad directa entre las estimaciones de los métodos uniecuacionales y los métodos por sistemas de ecuaciones, se tomarán estos últimos como *benchmark* para el caso argentino.

En la Tabla 1 puede apreciarse la ausencia de trabajos que abarquen integralmente el período 2003-2015, donde la política fiscal financió el déficit mayormente con emisión monetaria, y el desempeño de la política fiscal con financiamiento del déficit principalmente con deuda externa (2015-2017) ya que el trabajo más actualizado, en lo concerniente al conocimiento del autor, corresponde a Gay y Escudero para datos que llegan hasta el año 2010.

Tabla 1. Elasticidades de los ingresos y gastos públicos obtenidas por otros trabajos empíricos

<b>Autores</b>	$\xi_G$	$\xi_R$	<b>Período</b>
Gay y Escudero (2010)	0.43	1.14	1983-2010
Castillo (2009)	0.87	--	1980-2006
Perry y Serven (2003)	--	1.14	1994-2001
Vladkova et al (2008)	--	0.80-1.35	1980-2007

#### **4. El producto potencial**

A los efectos de estimar el resultado estructural es necesario contar, juntamente con las elasticidades, con una medida del producto potencial.

El producto potencial es una estimación del nivel de producción consistente con una tasa de inflación estable. No es el máximo nivel de producción alcanzable por la economía sino más bien un nivel de producción sostenible en el tiempo. La producción puede exceder su nivel potencial pero solo a riesgo de aumentar las presiones inflacionarias. De igual manera, cuando la economía sufre una desaceleración que impulse la producción por debajo de su nivel potencial, las presiones inflacionarias generalmente retrocederán (Congragassional Budget Office, 1995).

Esencialmente existen dos métodos para calcular el producto potencial. Uno estadístico que lo estima como la tendencia del producto, calculado mediante la suavización del PIB real, y otro estructural que reconoce al producto potencial como una función de los factores de producción.

Una técnica prominente del primer tipo es el método de filtrado Hodrick-Prescott (HP), el cual descompone la serie de tiempo en su tendencia y su ciclo, siendo la tendencia la estimación del producto potencial. Esto se realiza minimizando simultáneamente un promedio ponderado de la

diferencia entre el producto observado y su tendencia por un lado y la tasa de cambio en la tendencia del producto por otro. Más concretamente, la tendencia del producto  $\bar{Y}_t$  es estimada minimizando:

$$\sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\ln \bar{Y}_{t-1} - \ln \bar{Y}_t) - (\ln \bar{Y}_t - \ln \bar{Y}_{t-1})]^2 \quad (8)$$

Donde  $\lambda$  es un parámetro que indica el grado de suavización. Si bien su valor es arbitrario, es comúnmente aceptado utilizar los valores 100, 1600 y 14400 para datos anuales, trimestrales y mensuales respectivamente. Una dificultad del filtro HP es el llamado problema del punto final, el cual surge del hecho de que el filtro HP se vuelve asimétrico en los extremos de la serie. La elección de este método obedece mayormente a su simplicidad.

Dentro de los métodos estructurales se destaca la técnica de la función de producción la cual reconoce la existencia de una relación funcional entre el producto y la mano de obra ( $L_t$ ), el capital ( $K_t$ ) y un factor de productividad total de los factores ( $PTF_t$ ) de la siguiente manera:

$$\ln Y_t = \alpha \ln L_t + (1 - \alpha) \ln K_t + \ln PTF_t \quad (9)$$

Donde  $\alpha$  es el parámetro promedio de la mano de obra y generalmente es estimado por un VECM. Por otra parte, y como una de sus limitaciones, el  $PTF_t$  debe ser estimado como un residuo utilizando métodos como el de HP. A su vez, la función de producción es elegida discrecionalmente y la disponibilidad de información, especialmente para la serie del capital, es cuestionable. Esto representa dificultades para este método.

En el presente trabajo se estima el producto potencial por medio del método de filtrado HP.

## **5. Evidencia empírica**

### **5.1 Obtención de las variables para el caso argentino**

A los efectos de la elaboración del presente trabajo se toman entre las variables endógenas los recursos netos de privatizaciones y los gastos primarios del Sector Público Nacional no Financiero obtenidas de la Secretaría de Política Económica del Ministerio de Economía. Se ha decidido buscar la mayor homogeneidad metodológica en los datos. Para ello se procedió a homogenizar la serie, hacia atrás y hacia adelante, según la metodología propuesta por el ministro de economía Alfonso Prat Gay para las cuentas públicas en 2016. La misma consiste en descontar de las Rentas de la Propiedad las Rentas Públicas percibidas por el Fondo de Garantía de Sustentabilidad (FGS) de la ANSES y las Rentas Percibidas del Banco Central de la República Argentina (BCRA). Por otra parte, esta metodología continúa con el procedimiento de descontar tanto del gasto como de los ingresos públicos los Recursos Coparticipados y las Leyes Especiales pertenecientes a las transferencias corrientes y de capital implementado en 2007. A su vez, en 2017 el ministro de economía Nicolás Dujovne incorporó a las cuentas públicas los montos del FGS pertenecientes a entidades extra-estatales. Estos montos fueron incorporados solo para el período posterior a 2015, por lo que se procedió a eliminarlos con el fin de homogenizar la serie. El resultado fue una serie homogénea con datos trimestrales para el período que va desde el primer trimestre de 1993 hasta el último trimestre de 2017.

Por otra parte se utiliza el PIB trimestral obtenido de la sección de Cuentas Nacionales del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) para el período correspondiente.

Las tres series fueron tomadas en valores nominales y se procedió a deflactarlas con el Índice de Precios del Consumidor (IPC), obtenido del INDEC para el período 1993-2005 y de la Dirección de

Estadísticas y Censos de la Provincia de San Luis para 2005-2017, ante los graves cuestionamientos metodológicos de la serie de inflación publicada desde 2005 por el INDEC. A los efectos de obtener una serie única para todo el período se procedió a empalmar ambos índices y se tomó el promedio de los tres meses correspondientes a cada trimestre para conseguir una serie trimestral. Como es habitual en la literatura se trabajó con las variables expresadas en logaritmos.

## 5.2 Análisis de la estacionariedad de las series

En estos estudios es necesario analizar la estacionariedad de las variables. Para ello se prueba si las variables son no estacionarias en niveles por un lado y si son estacionarias en diferencias por otro. De corroborarse dicha hipótesis, se concluirá que las series son integradas de orden uno,  $I(1)$ .

Se realizarán dos pruebas con hipótesis nulas opuestas con el fin de brindar mayor potencia a las conclusiones obtenidas. Por un lado se realizará la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), cuya hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria, y la prueba de Kwiatowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS), con la hipótesis nula de que la serie es estacionaria.

Tabla 2. Análisis de estacionariedad de las variables endógenas

Variable	ADF			KPSS	
	Ninguno	Intercepto	Tendencia e intercepto	Intercepto	Tendencia e intercepto
Y	1.19 [0.94]	-0.78 [0.82]	-3.02 [0.13]	1.08 {0.46}*	0.11 {0.15}
R	1.47 [0.96]	-0.81 [0.81]	-1.48 [0.83]	1.11 {0.46}*	1.14 {0.15}
G	2.20 [0.99]	-0.26 [0.93]	-1.56 [0.80]	1.13 {0.46}*	1.24 {0.15}
dY	-2.63 [0.01]*	--	--	0.07 {0.46}	--
dR	-4.54 [0.00]*	--	--	0.17 {0.46}	--
dG	-2.73 [0.01]*	--	--	0.10 {0.46}	--

\* Se rechaza la hipótesis nula (de existencia de raíz unitaria en ADF y de estacionariedad en KPSS) con un nivel de confianza del 95%. P-valor entre corchetes y valor crítico entre llaves.

Se concluye para todos los casos que las variables son I(1). Se destaca que todas las variables presentan evidencias de estacionariedad en tendencia según la prueba de KPSS, hecho que será importante al momento de especificar el modelo de cointegración.

### 5.3 El modelo VAR cointegrado

Con el fin de estimar las elasticidades de recursos y gastos respecto del producto observado se define el siguiente vector:

$$X_t = (\ln Y_t, \ln R_t, \ln G_t)' \quad (10)$$

A partir de este vector es posible definir un modelo VAR(k) I(1) de dimensión  $p=3$  del tipo:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde  $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$ ,  $D_t$  es un vector de variables determinísticas que puede incluir una constante y/o variables *dummies* y  $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos.

Si se toman primeras diferencias, se puede expresar el modelo VAR como un VEC:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Donde  $\Pi = -(I_p - A_1 - \dots - A_k)$  y  $\Gamma_i = I_p - A_{i+1} - \dots - A_k$ .

Esta última expresión es particularmente interesante debido a que permite distinguir entre los impactos de largo y corto plazo que produce un *shock* en el vector  $X_t$ . La información de largo plazo está contenida en la matriz  $\Pi$  y la de corto por las matrices  $\Gamma_i$ . Por otra parte, la matriz de largo plazo es de rango reducido siempre que se obtenga que  $r < p$ , donde  $r$  son la cantidad de relaciones de cointegración. Por ello, la matriz  $\Pi$  puede ser descompuesta como  $\Pi = \alpha \beta'$ . Resulta importante destacar que  $\alpha$ , es conocida como la matriz de ponderadores y representa la velocidad de convergencia al equilibrio y  $\beta$  contiene los vectores de cointegración.



## 5.4 Especificaciones del modelo

A los fines de especificar el modelo, se sigue a Gay et al (2010) añadiendo ciertos componentes determinísticos. Para ello se redefine el VECM de la siguiente manera:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' Z_t + \mu Q_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Donde  $Z_t = (X_{t-1}, D_{t-1}^R)$  y  $Q_t = (\{\Delta X_{t-1}\}_{i=1}^{k-1}, D_t^{NR})$ . De acuerdo a esta especificación,  $D_{t-1}^R$  es un vector que contiene los componentes determinísticos restringidos al espacio de cointegración y  $D_t^{NR}$  contiene los que no están restringidos a dicho espacio.

La especificación que se utiliza en el presente trabajo incluye un *drift* restringido al vector de cointegración, permitiendo que el modelo posea ordenada al origen distinta de cero. Esto se debe a que la ausencia de un intercepto puede justificarse en el excepcional caso en el que las variables comienzan la serie asumiendo valores nulos (Joseluis, 2006). Debido a que las variables endógenas del presente estudio asumen valores mayores que cero, se incluye una constante  $c$  restringida al espacio de cointegración  $D_t^R$ .

Por otro lado, siguiendo a Joseluis (2006), se incluye una tendencia en el espacio de cointegración debido a que se encontró evidencia a favor de que las variables sean estacionarias en tendencia, según la prueba ADF con tendencia (ver Tabla 2). Por ello el modelo se especifica con la inclusión de una tendencia en el espacio de cointegración  $D_t^R$ .

Debido a que se trabaja con variables trimestrales, se incluyen *dummies* estacionales centradas dentro de los componentes no restringidos al espacio de cointegración  $D_t^{NR}$  con el fin de corregir las variables endógenas por los efectos provocados por la estacionalidad.

La muestra correspondiente a este trabajo (1993-2017) está comprendida por profundas crisis macroeconómicas y *shocks* externos. Tales eventos se traducen en cambios en la tendencia de las variables macroeconómicas y fiscales que es necesario controlar al momento de especificar el modelo (Gay et al, 2010). Por ello, se introducen quiebres de tendencia mediante variables *dummies* del tipo (0, ...,0; 1,2,3,...) que posteriormente serán testeados. Los quiebres de tendencia incorporados al modelo tienen lugar en los trimestres 1995:4, 1999:4 y 2002:2. Los dos primeros corresponden a *shocks* externos que impactaron en la economía argentina. El primero pertenece al “Efecto Tequila” precipitado por la devaluación mexicana y el segundo al “Efecto Caipirinha” causado por la devaluación de Brasil. El tercer quiebre corresponde al colapso de la Convertibilidad. Debido a que estos quiebres se producen sobre la tendencia y dado a que esta última se encuentra presente en las variables en niveles, las cuales están dentro del espacio de cointegración, los quiebres deben estar también incluidos en el vector de cointegración  $D_t^R$  junto con la tendencia.

A los efectos de validar la introducción de los quiebres de tendencia y de cada una de las variables, se realiza la prueba de exclusión de variables.

Tabla 3. Prueba de exclusión de las variables

<b>r</b>	<b>G.L.</b>	<b>Y</b>	<b>R</b>	<b>G</b>	<b>1995: 4</b>	<b>1999: 4</b>	<b>2002: 2</b>	<b>CONST</b>	<b>TREND</b>
2	2	621.25	1115.13	238.30	74.09	12.76	9.35	134.99	84.05
		[0.00]*	[0.00]*	[0.00]*	[0.00]*	[0.00]*	[0.01]*	[0.00]*	[0.00]*

\* Se rechaza la hipótesis nula con un 95% de confianza. P-valor entre corchetes.

Bajo la hipótesis nula que sostiene la posibilidad de excluir una determinada variable, esta prueba se distribuye asintóticamente como una Chi-cuadrado con r grados de libertad. Bajo el supuesto de que existen dos relaciones de cointegración ( $r = 2$ ), lo cual se corrobora a continuación, y con un nivel

de confianza del 95%, es posible observar que la hipótesis nula se rechaza para todos los quiebres propuestos y, por tanto, es apropiada la inclusión de los mismos en la especificación del modelo. Además se verifica lo mismo para las variables endógenas.

Por otro lado, los años correspondientes a la muestra son caracterizados por cambios estructurales de direccionamiento de la política fiscal. Para captar el efecto de de estos cambios se incluyen *dummies* binarias del tipo  $(0, \dots, 0; 1, \dots, 1; 0, \dots, 0)$  para los períodos pertinentes. Los períodos considerados en este trabajo son el de la convertibilidad (1993:1; 2002:2), los años en los que la política fiscal se enfocó mayormente al consumo (2003:2-2015:4) y al intento de la política fiscal de sanear las cuentas públicas con minimizando la emisión monetaria (2016:1-2017:4), dejando fuera el período de la maxi-devaluación correspondiente a 2002:3-2003:1 para evitar la *multicolinealidad* entre dichas variables. Dichas variables se colocan fuera del vector de cointegración ( $D_t^{NR}$ ) junto con las variables *dummies* centradas. Todas las variables fueron sometidas a prueba siendo todas significativas al menos para una de las variables endógenas.

A los efectos de obtener la cantidad óptima de rezagos de las variables endógenas, se estima un VAR en niveles para deducirlos mediante criterios de información. Las pruebas de reducción LR, Hannan-Quinn, Schwarz, Akaike y Final Prediction arrojan todas dos rezagos óptimos en el modelo VAR. Así mismo, tal como menciona Joselius (2006), es extraño que los modelos bien especificados requieran más de dos rezagos para describir la dinámica del sistema. Debido a esto se trabaja con un modelo VAR(2), lo cual implica un VECM(1).

La estimación del modelo fue realizada siguiendo el procedimiento de Johansen. Las pruebas de la traza de Johansen y lambda max sugieren la evidencia de dos relaciones de cointegración, como se aprecia en la Tabla 4.

Tabla 4. Pruebas de cointegración

r	Prueba de la traza		Prueba de lambda max	
	Estadístico	p-valor	Estadístico	p-valor
0*	130.61*	0.00	79.95*	0.00
1*	53.66*	0.00	53.04*	0.00
2	0.61	0.50	0.61	0.50

\* Se rechaza la hipótesis nula con un 95% de confianza.

La presencia de dos relaciones de cointegración permite la obtención de las elasticidades debido a que es posible restringir de manera exacta la identificación del modelo. Esto ocurre ya que la matriz  $\Pi = \alpha\beta'$  de largo plazo no es de rango completo. Siguiendo a Lütkepohl & Krätzig (2004), los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  no son únicos por lo que es necesario identificar el modelo. Esto puede realizarse como sigue:

$$\Pi = \alpha\Phi(\beta\Phi'^{-1})' = \tilde{\alpha}\tilde{\beta}' \quad (14)$$

Donde  $\Phi = \beta'_1$  de dimensión  $r \times r$  y  $\beta' = [\beta'_1 \ \beta'_2]$ . Operando convenientemente:

$$\Pi = \tilde{\alpha}[I_R, \tilde{\beta}'] \quad (15)$$

De esta manera se obtienen las elasticidades del gasto y de los recursos normalizando los coeficientes de la primera y segunda relación en términos del producto

La primera estimación arrojó la presencia de cinco *outliers* correspondientes al descuento en el mercado de pagarés de la moratoria impositiva y previsional a fines de 1995, la pesificación asimétrica a finales de 2001, el salto en la recaudación impositiva por el aumento de ingresos por IVA, ganancias y retenciones registradas a partir del segundo semestre de 2004, la contabilización de recursos discrecionalmente incorporados a los registros oficiales en 2009 (Gay et al, 2010) siendo detectado su impacto a fines de ese año y el ingreso por el Blanqueo de Capitales junto con el costeo

de la Reparación Histórica a los Jubilados a finales de 2016. Todos los *outliers*. Siguiendo la especificación estándar de la literatura fueron incorporadas variables *dummies* puntuales para dichos trimestres fuera del espacio restringido de cointegración  $D_t^{NR}$ . Posteriormente se sometieron a prueba siendo todas significativas al menos para una de las variables endógenas.

En cuanto a la bondad de ajuste se obtuvo buen un comportamiento de los residuos como se muestra a continuación:

Tabla 5. Pruebas multivariadas

<b>Prueba</b>	<b>Estadístico observado</b>	<b>p-valor</b>
<b>Autocorrelación en los residuos</b>		
LM(1)	$\chi^2(9) = 6.673$	0.67
LM(2)	$\chi^2(18) = 20.733$	0.29
LM(3)	$\chi^2(27) = 26.828$	0.47
LM(4)	$\chi^2(36) = 43.245$	0.19
<b>Normalidad de los residuos</b>		
Prueba Conjunta	$\chi^2(6) = 3.422$	0.75
Solo Curtosis	$\chi^2(6) = 2.497$	0.46
Solo Simetría	$\chi^2(6) = 0.925$	0.82
<b>Efectos ARCH</b>		
LM(1)	$\chi^2(36) = 21.286$	0.97
LM(2)	$\chi^2(72) = 49.22$	0.98
LM(3)	$\chi^2(108) = 89.834$	0.90
LM(4)	$\chi^2(144) = 132.193$	0.75

Ninguna de las pruebas multivariadas arroja problemas al no ser rechazada ninguna de las hipótesis nulas. Puede decirse entonces, con un 95% de confianza, que los residuos no presentan autocorrelación ni heteroscedasticidad (ausencia de efectos ARCH) y que se distribuyen de forma normal.

Tabla 6. Pruebas univariadas

<b>Prueba</b>	<b>Y</b>	<b>R</b>	<b>G</b>
ARCH(1)	0.632 [0.43]	1.464 [0.23]	0.034 [0.85]
ARCH(2)	1.032 [0.60]	1.708 [0.43]	1.857 [0.40]
ARCH(3)	1.281 [0.73]	2.961 [0.40]	2.683 [0.44]
ARCH(4)	2.60 [0.63]	7.088 [0.13]	4.194 [0.38]
Normalidad	4.567 [0.10]	2.223 [0.33]	0.064 [0.97]
Curtosis	3.753	2.437	2.874
Simetría	0.371	0.238	0.000

P-valor entre corchetes.

A nivel de los residuos de las ecuaciones individuales es posible encontrar evidencia a favor de la bondad de ajuste del modelo. En todos los casos no es posible rechazar las hipótesis nulas referidas a la ausencia de efectos ARCH ni normalidad con un nivel de confianza del 95%. Por otro lado no se observan efectos de asimetría ni de exceso de curtosis importantes. En el Apéndice se presenta el gráfico de los residuos del proceso.

Por último, aunque no se reporta, se cumple con la condición de estabilidad del VECM en el cual los módulos de estabilidad de los autovalores de la inversa de la ecuación característica deberán tener

una raíz unitaria (diferencia entre las tres variables endógenas y las dos relaciones de cointegración) y las demás raíces deberán estar por fuera del círculo unitario.

En suma, puede concluirse que el modelo no solamente está bien especificado sino que además es estable por lo cual será relevante interpretar sus resultados.

### 5.5 Resultados de la cointegración

Los resultados obtenidos a partir de la estimación del modelo VEC con la presencia de dos relaciones de cointegración se presentan en la Tabla 7. En el Apéndice II se presenta la Tabla 10 con los valores de las variables determinísticas, siendo todas significativas para al menos una de las variables endógenas para un nivel de confianza del 95%.

Tabla 7. Estimación del modelo

	<b>PIB</b>	<b>Recursos</b>	<b>Gastos</b>	<b>Tequila</b>	<b>Caipirinha</b>	<b>Colapso</b>	<b>Constante</b>	<b>Tendencia</b>
	Y	R	G	1995: 4	1999: 4	2002: 2	CONST	TREND
<b><math>\beta(1)</math></b>	-0.912 (0.105) [0.000]*	0.000	1.000	0.009 (0.007) [0.225]	0.003 (0.007) [0.679]	-0.016 (0.006) [0.003]*	1.309 (1.203) [0.277]	-0.010 (0.006) [0.082]
<b><math>\beta(2)</math></b>	-1.405 (0.060) [0.000]*	1.000	0.000	-0.024 (0.004) [0.000]*	0.012 (0.004) [0.003]*	-0.008 (0.003) [0.011]*	6.556 (0.687) [0.000]*	0.018 (0.003) [0.000]*

\* Se rechaza la hipótesis nula de no significatividad con un 95% de confianza. Desviación estándar entra paréntesis, p-valor entre corchetes.

Se obtuvo un valor de la elasticidad para los recursos y los gastos superior a la más alta en consonancia con los trabajos; hecho que resulta intuitivo en razón de que el período que abarca el

presente trabajo comprende al menos siete años más que los trabajos más actuales considerados. Las elasticidades fueron significativas, con un nivel de confianza del 95%.

## **5.6 Análisis de las elasticidades**

Como es de esperar para una economía en vías de desarrollo, la elasticidad del gasto es positiva, lo cual es consecuencia mayormente de la prociclicidad del gasto y de la ausencia de un seguro de desempleo, opuesto a lo que ocurre en países desarrollados. Por ello, en países de la OCDE se obtienen elasticidades del gasto con signo opuesto (Giorno, 1995).

En cuanto al trabajo más reciente realizado para el resultado estructural en Argentina mediante una estimación VECM, hasta donde concierne al conocimiento del autor, fue realizado en 2010 por Gay y Escudero. Estos autores estimaron una elasticidad para el gasto de 0.43 y de 1.14 para la recaudación. Es posible decir que entre 2010-2017 el gasto creció significativamente. Este crecimiento tomó mayormente la forma de subsidios destinados a los sectores de “Energía, Combustibles y Minería” (2.2% del PIB) y “Transporte” (1.1% del PIB) con el fin de atenuar el ajuste de precios y tarifas de servicios públicos (Cetrángolo, Sabaíni, & Morán, 2014). Debido a ello, la estimación de una elasticidad del gasto mayor en el presente trabajo es evidencia del crecimiento de las erogaciones públicas. En cuanto a los ingresos, a partir de 2003 se incrementó la carga tributaria año tras año hasta alcanzar un valor del 30% con respecto al producto en 2013 (Cetrángolo et al, 2014). Esto se manifestó en una elasticidad de los recursos mayor para el período analizado en este trabajo.

## **5.7 Análisis de los quiebres de tendencia**

Un elemento importante a tener en cuenta es el valor obtenido en los quiebres de tendencia. Resalta que el único quiebre significativo para el gasto fue el correspondiente al período posterior al colapso



de la convertibilidad, el cual también resultó ser significativo para la recaudación. Hay cuatro aspectos importantes a tener en cuenta con estos resultados. El primero es el hecho de que solo este quiebre del gasto haya resultado significativo, lo cual evidencia la dificultad para modificar la tendencia del gasto público en Argentina. La segunda es que el único cambio en la tendencia del gasto es positivo (0.016), implicando un aumento de la misma. Esto pone de manifiesto el fuerte aumento en el gasto provocado mayormente por las transferencias a las familias y al sector privado registrando un valor equivalente a 3.7% del PIB en 2012 (Cetrángolo et al, 2014). En tercer lugar se pone en evidencia la discrecionalidad de la política del gasto en la Argentina, la cual obliga a introducir quiebres de tendencia en el modelo (Gay et al, 2010). Por último puede notarse que el quiebre de tendencia en la recaudación también resultó ser positivo (0.008). Puede pensarse que dicho cambio de tendencia en la recaudación fue provocado por la reintroducción de las retenciones a las exportaciones y por el aumento sostenido de la presión tributaria. A su vez, pone en evidencia el constante crecimiento de la presión tributaria para el período correspondiente al “Modelo Productivo” (2002-2015), en comparación a la Convertibilidad donde la misma se mostró estancada (Cetrángolo et al, 2014).

En cuanto al “Efecto Tequila” se evidenció un quiebre positivo de tendencia para los recursos tributarios (0.024). Este resultado es coherente con la evidencia ya que en 1995 se produjeron una serie de paquetazos impositivos cuyo resultado final fue un aumento de la tasa del IVA del 18 al 21%, un aumento de la tasa del Impuesto a las Ganancias de las Empresas del 33 al 35%, un aumento de la tasa de Bienes Personales del 0,5 al 0,75%, aumentos importantes en las alícuotas de impuestos internos y en los impuestos a las naftas y el gasoil (Teijeiro, 2001).

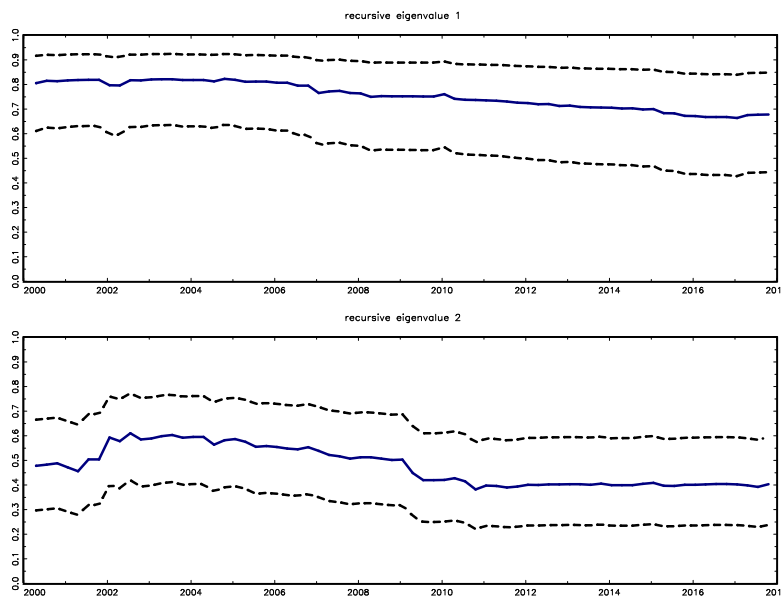
Así mismo hay evidencia de un cambio negativo en la tendencia de la recaudación a partir de 1999 (-0.012). Esto puede deberse a que en este período el impacto de la recesión económica sobre la

recaudación ha sido tal que los paquetazos impositivos de 1998 y luego en el 2000 fueron apenas suficientes para mantener la recaudación en términos nominales. A partir del 2000 la política fiscal volvió a la idea ofertista de que las bajas impositivas son claves para el crecimiento, comenzándose por la reducción del Impuesto a los Intereses y la aceleración de las devoluciones de IVA sobre bienes de capital (Teijeiro, 2001).

## 5.8 Estabilidad del modelo

Con el fin de evaluar cuán apropiados son los vectores  $\beta$ , se debe verificar si los parámetros obtenidos en dichos vectores estimados son constantes. Para ello se realiza la prueba de los autovalores recursivos que plantean la hipótesis nula de que  $\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_0$  para  $t = 1, \dots, T$ .

Gráfico 1. Evolución de los autovalores recursivos



El análisis de los autovalores recursivos concluye con un 95% de confianza, representado en dos bandas de líneas de puntos, que no hay evidencias de quiebre estructural en el período para ninguna de las ecuaciones de cointegración. Esto indica que los parámetros obtenidos en los vectores  $\beta$  son constantes.

## 5.9 Análisis de corto plazo

Resulta particularmente interesante analizar cómo impacta la variación en el PIB en la obtención de recursos y en la ejecución de gastos dentro de un marco temporal de corto y mediano plazo. Para esto es necesario determinar los impactos de corto plazo. Debido a ello se plantea un análisis de impulso-respuesta para lo cual se establece previamente una identificación estructural del VEC estimado, llamado SVEC, en el que se pueden imponer restricciones de corto y largo plazo.

A los efectos de este análisis se elige identificar ambas matrices y se utiliza la identificación de ordenamiento ortogonal, las cuales consisten en triangularizar una matriz de residuos. De esta manera se permite que una variable afecte a las demás de forma instantánea y que solo sea afectada por el rezago de las otras, al mismo tiempo que una segunda variable afecta a las demás de forma instantánea y solo es afectada por las otras con rezagos pero omitiendo la primera variable, y así recursivamente hasta obtener una variable que no afecta a ninguna de forma simultánea, aunque sí con rezagos, pero que es afectada por todas de forma simultánea (Castiglione, 2017). Por ello, se debe establecer un determinado orden de las variables.

A los fines de establecer una identificación estructural del SVEC, se realiza la prueba de exogeneidad débil de las variables endógenas. Esta prueba consiste en analizar la significatividad de los coeficientes de los elementos constituyentes de la matriz de ponderadores. Esto se debe a que los ponderadores revelan la velocidad de convergencia hacia el equilibrio de largo plazo de las variables. La prueba de endogeneidad débil plantea la hipótesis de existencia de una fila de ceros en matriz de ponderadores (Gay et al, 2010).

Tabla 8. Matriz de ponderadores

	$\Delta Y$	$\Delta R$	$\Delta G$
$\alpha(1)$	-0.067 (0.055) [0.228]	0.124 (0.075) [0.099] <sup>†</sup>	-0.687 (0.096) [0.000]*
$\alpha(2)$	0.072 (0.063) [0.249]	-0.930 (0.085) [0.000]*	0.070 (0.108) [0.516]

\* Se rechaza la hipótesis nula de no significatividad con un 95% de confianza. <sup>†</sup> Se rechaza la hipótesis nula de no significatividad con un 90% de confianza. Desviación estándar entra paréntesis, p-valor entre corchetes.

Puede observarse que ningún ponderador del producto es significativamente distinto de cero al 90% de confianza. Para el gasto, el segundo ponderador no es significativamente diferente de cero para el mismo nivel de confianza. Por último, todos los ponderadores son distintos de cero para un nivel de confianza del 90%. De ello se puede deducir que dichos resultados aporta información al momento de identificar el SVEC.

Al momento de establecer un ordenamiento de las variables, se pueden realizar inferencias a partir de la matriz de ponderadores. Para esto, siguiendo a Lütkepohl y Krätzig (2004), se parte de señalar que el modelo restringido puede expresarse de la siguiente forma:

$$\Pi \begin{bmatrix} Y_t \\ R_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}_{11} & \tilde{\alpha}_{12} \\ \tilde{\alpha}_{21} & \tilde{\alpha}_{22} \\ \tilde{\alpha}_{31} & \tilde{\alpha}_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{\beta}_{11} & 0 & 1 \\ \tilde{\beta}_{12} & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ R_{t-1} \\ G_{t-1} \end{bmatrix} \quad (16)$$

Ordenando convenientemente:

$$\Pi \begin{bmatrix} Y_t \\ R_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (\tilde{\alpha}_{11}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{12}\tilde{\beta}_{12}) & \tilde{\alpha}_{12} & \tilde{\alpha}_{11} \\ (\tilde{\alpha}_{21}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{22}\tilde{\beta}_{12}) & \tilde{\alpha}_{22} & \tilde{\alpha}_{21} \\ (\tilde{\alpha}_{31}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{32}\tilde{\beta}_{12}) & \tilde{\alpha}_{32} & \tilde{\alpha}_{31} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ R_{t-1} \\ G_{t-1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

Tal que:

$$\Pi \begin{bmatrix} Y_t \\ R_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_{t-1} * (\tilde{\alpha}_{11}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{12}\tilde{\beta}_{12}) & R_{t-1} * \tilde{\alpha}_{12} & G_{t-1} * \tilde{\alpha}_{11} \\ Y_{t-1} * (\tilde{\alpha}_{21}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{22}\tilde{\beta}_{12}) & R_{t-1} * \tilde{\alpha}_{22} & G_{t-1} * \tilde{\alpha}_{21} \\ Y_{t-1} * (\tilde{\alpha}_{31}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{32}\tilde{\beta}_{12}) & R_{t-1} * \tilde{\alpha}_{32} & G_{t-1} * \tilde{\alpha}_{31} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Siendo que los primeros elementos de  $\tilde{\alpha}(1)$  ( $\tilde{\alpha}_{11}$ ) y  $\tilde{\alpha}(2)$  ( $\tilde{\alpha}_{12}$ ), correspondientes al producto, junto con el último elemento de  $\tilde{\alpha}(2)$  ( $\tilde{\alpha}_{32}$ ), correspondiente al gasto público, no son significativamente distintos de cero al 90% de confianza. Reemplazando se tiene que:

$$\Pi \begin{bmatrix} Y_t \\ R_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ Y_{t-1} * (\tilde{\alpha}_{21}\tilde{\beta}_{11} + \tilde{\alpha}_{22}\tilde{\beta}_{12}) & R_{t-1} * \tilde{\alpha}_{22} & G_{t-1} * \tilde{\alpha}_{21} \\ Y_{t-1} * (\tilde{\alpha}_{31}\tilde{\beta}_{11}) & 0 & G_{t-1} * \tilde{\alpha}_{31} \end{bmatrix} \quad (19)$$

De todo ello, siguiendo a Joselius, Framroze, & Tarp (2013), se puede deducir que el producto es exógeno en el largo plazo y que la recaudación tributaria es completamente endógena en el sistema. Esto implica que el producto no se ve afectado por desviaciones en el largo plazo tanto en el gasto público como en los recursos aunque si puede ser afectado por desviaciones en el corto plazo. Por otro lado, el producto sí afecta tanto a los gastos como a los recursos públicos en el largo y corto plazo.

Por otra parte, puede advertirse que el gasto público no es afectado en el largo plazo ante variaciones en el largo plazo de la recaudación pero que sí lo es ante variaciones en el largo plazo del producto.

Para identificar el SVEC, siguiendo a Lütkepohl et al (2004), se debe establecer un determinado orden de las variables, como sigue:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ R_t \\ G_t \end{bmatrix} = \Xi \sum_{i=1}^t \mu_{t-1} + \Xi^*(L)\mu_t + \begin{bmatrix} Y_0 \\ R_0 \\ G_0 \end{bmatrix}^* \quad (20)$$

Para identificar el *shock*, se imponen dos restricciones nulas en la matriz que refleja las respuestas de largo plazo, dadas por  $\Xi\mathbf{B}$ . Dado que:

$$\varepsilon_{t-1} = [\varepsilon_{t-1}^Y \quad \varepsilon_{t-1}^R \quad \varepsilon_{t-1}^G] \quad (21)$$

En base a los resultados obtenidos se sugiere la siguiente estructura:

$$\Xi\mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & * & * \\ * & * & * \\ 0 & 0 & * \end{bmatrix} \quad (22)$$

Donde  $\mu_{t-1} = \Xi\mathbf{B}\varepsilon_{t-1}$ .

En cuanto a la identificación de corto plazo, se impone una restricción nula en la matriz que refleja las respuestas de corto plazo, dadas por  $\mathbf{B}$ . Teniendo en cuenta la ecuación 21 se tiene que:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & 0 & * \\ * & * & * \\ * & * & * \end{bmatrix} \quad (23)$$

Donde  $\mu_{t-1} = \mathbf{B}\varepsilon_{t-1}$ .

Se impuso dos restricciones de largo plazo y una de corto plazo ya que hay dos relaciones de cointegración y, por ende, dos relaciones de corto plazo (cantidad de relaciones de cointegración) y una sola relación de largo plazo (numero de variables endógenas menos la cantidad de relaciones de cointegración).

Tabla 9. Efecto en el gasto y los recursos ante un *shock* en el PIB a lo largo del tiempo

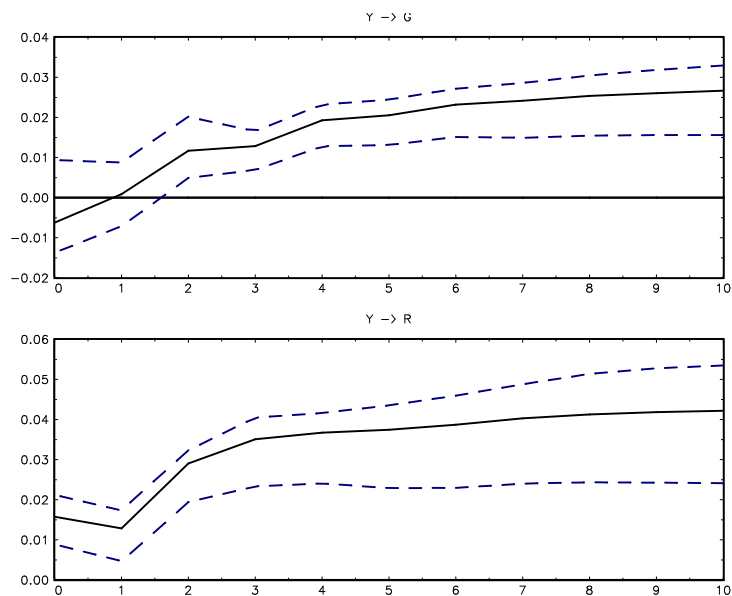
	3 meses	6 meses	12 meses	18 meses	24 meses	30 meses	45 meses
$\mathbf{Y} \rightarrow \mathbf{G}$	0.04*	0.44*	0.70*	0.79*	0.84*	0.88*	0.90*
$\mathbf{Y} \rightarrow \mathbf{R}$	0.44*	1.09*	1.32*	1.32*	1.37*	1.39*	1.40*

\* Ambos impulso-respuesta son significativamente distintos de cero con un *bootstrap* del percentil de Hall y un 95% de confianza.

En la Tabla 9 se muestra la evolución dinámica del impacto del producto en el gasto público y en los recursos a lo largo del tiempo. Como se trabaja en logaritmos, es suficiente con aplicar para cada  $t$  el cociente entre  $G$  e  $Y$  y  $R$  e  $Y$  entre tras un *shock* del 1% de  $Y$  en  $t_0$ .

Puede observarse que un aumento del producto provoca un aumento en los gasto en aproximadamente 44% de dicho aumento en seis meses, 70% en un año, alcanzando su valor de largo plazo tras 45 meses. Mientras que el mismo aumento del producto provoca un aumento en los recursos de aproximadamente 109% de dicho aumento en seis meses, 132% en un año, alcanzando su valor de largo plazo luego 45 meses al igual que los gastos.

Gráfico 2. Análisis de impulso respuesta de R y G ante un *shock* en el PIB del 1%



El Gráfico 2 muestra los gráficos de impulso-respuesta del gasto y los recursos tras un *shock* en el producto. Los intervalos de confianza se construyeron bajo un *bootstrap* del percentil de Hall al 95% de confianza representado en dos bandas de líneas de puntos. Resulta claro que los impactos son significativos para ambos impulso-respuesta en todo el período en consideración. En el Apéndice III se muestran los resultados del SVEC.

## 6. El resultado estructural en Argentina

Una vez que se tienen los elementos necesarios para estimar el resultado cíclicamente ajustado se procede a obtener el elemento faltante del resultado estructural, esto es, restar del resultado cíclicamente ajustado el componente cíclico de la recaudación por derechos de exportación, que se asocia a la diferencia entre el precio observado de la soja y un precio de referencia de largo plazo de la *commoditie*.

Siguiendo a Gay y Escudero (2010), el precio  $P_t^*$  de largo plazo en cada momento  $t$  se calcula como el promedio móvil centrado de diez años en base a la serie de precios observados. Para los cinco años previos y posteriores al comienzo de la serie se toma el promedio simple de la muestra.

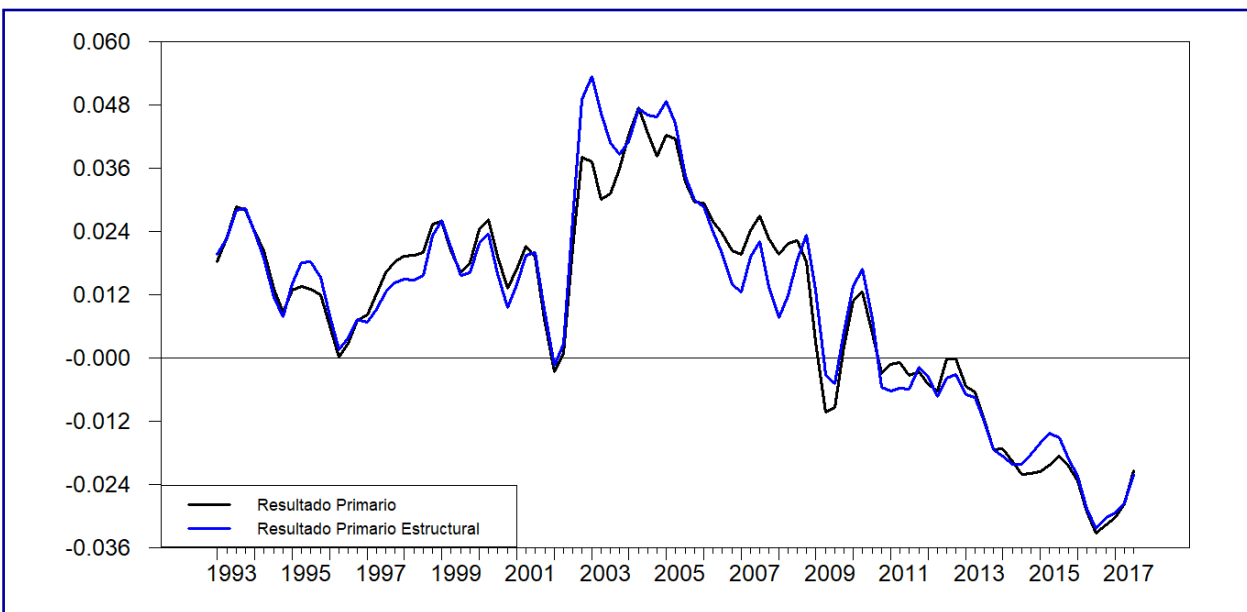
Es importante aclarar que el ajuste solo se realiza para el período 2002-2017 puesto que los ingresos por derechos de exportación durante el régimen de la Convertibilidad fueron prácticamente nulos. Por otro lado, en cuanto a la consideración del precio de la soja como único producto fue tomado siguiendo a Gay y Escudero (2010), quienes argumentan que no solo obedece a razones de simplicidad sino a que la incorporación de otros productos ponderados por su participación en las exportaciones poco cambiaría con el resultado obtenido por la soja.

Una vez obtenidos todos los insumos correspondientes al resultado estructural se estima el mismo.

En el Gráfico 3 se muestra el resultado estructural en la línea azul y el observado en la de color negro, ambos en términos del PIB.



Gráfico 3. Resultado primario estructural



## 6.1 La brecha del producto

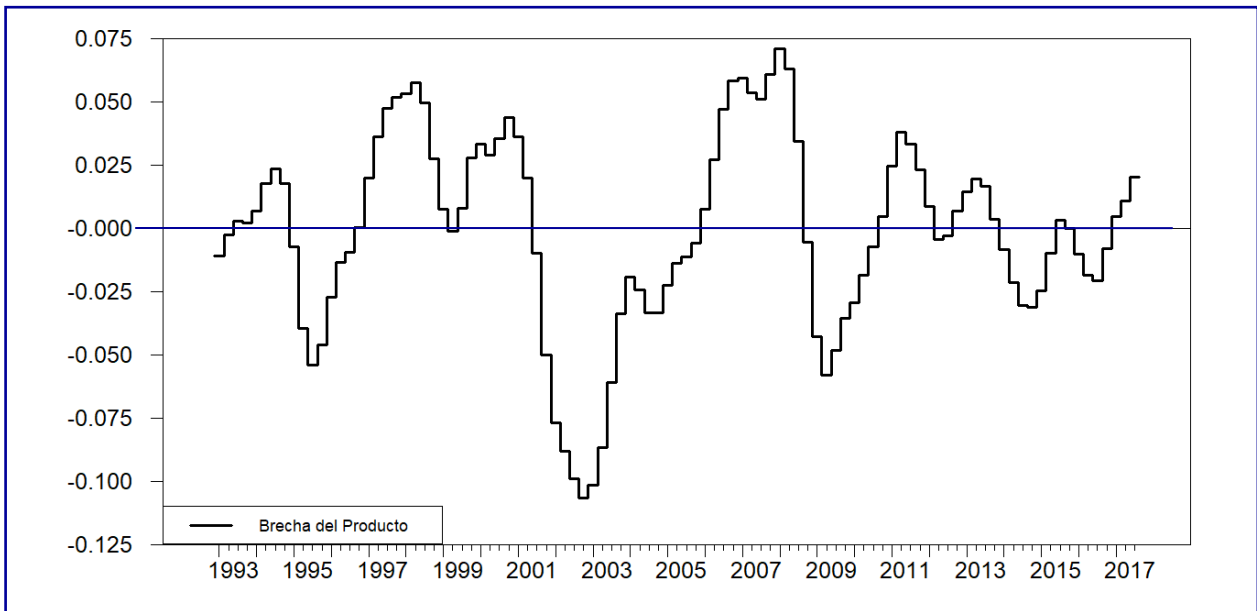
Con el fin de analizar el desempeño de la política fiscal mediante la evolución del resultado fiscal, es necesario definir la denominada “brecha del producto” o GAP, la cual es la diferencia entre el producto observado y el producto potencial en términos del potencial. Expresado más concretamente se tiene:

$$GAP_t = \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} \quad (23)$$

En el gráfico 4 puede observarse como algunos hechos aislados que durante el “Efecto Tequila” el GAP fue negativo. El pico mínimo corresponde a la crisis del colapso del régimen de la Convertibilidad en el que el producto se ubicó 10% por debajo del potencial comenzado a recuperarse a partir de 2003 hasta alcanzar una brecha superior al 5% en 2008.

La brecha obtenida puede observarse en la figura.

Gráfico 4. Brecha del producto



## 6.2 La medida del impulso fiscal

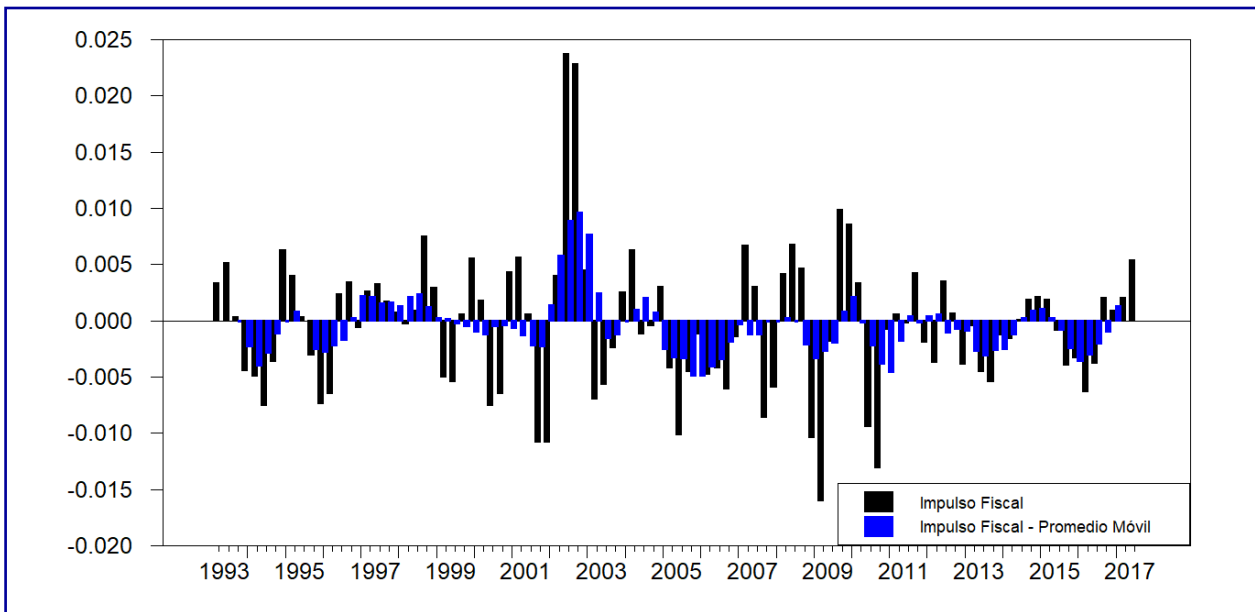
Otra herramienta necesaria para estudiar el manejo de la política fiscal es la medida del impulso fiscal. El mismo se define como el cambio del resultado estructural entre dos períodos. Concretamente:

$$IF_t = RE_t - RE_{t-1} \quad (24)$$

Este indicador se utiliza para evaluar la dirección y magnitud del efecto de la política fiscal en la demanda agregada. De manera que una mejora del resultado estructural se puede interpretar como un fortalecimiento de la posición fiscal asociado a una menor presión sobre la demanda agregada (Gay et al, 2010).

El Gráfico 5 muestra el impulso fiscal en color negro y el promedio móvil centrado de cuatro trimestres de la variable impulso fiscal, lo cual permite obtener la tendencia del indicador.

Gráfico 5. Impulso fiscal



## 7. Hechos estilizados para el caso argentino

El período correspondiente a la Convertibilidad abarcado por este trabajo denota una caída sistemática tanto del superávit primario observado como del estructural hasta virtualmente desaparecer en 1996. Asimismo, el análisis del impulso fiscal muestra que las barras se extienden sobre el cuadrante negativo, denotando un sistemático deterioro de la política fiscal para 1993-1996. Tanto el indicador del resultado estructural como el análisis del impulso fiscal muestran un desacertado manejo de la política fiscal durante la primera etapa de la Convertibilidad que llevó a un deterioro continuo del resultado primario durante esta etapa producto de una expansión vertiginosa del gasto público.

El Gráfico 5 muestra barras sistemáticamente positivas del impulso fiscal a partir de 1996. Esto indica un esfuerzo constante por mejorar las cuentas fiscales. Si se analiza el resultado primario observado, puede verse que estos esfuerzos por mejorar la política fiscal no se traducen en un

crecimiento vertiginoso del mismo debido a que la recaudación cae al ritmo del producto, de ahí que el resultado observado no es un estimador adecuado de la política fiscal. Ejemplos de estos esfuerzos fueron los ya mencionados paquetazos impositivos a partir de la segunda mitad de la década. Por otra parte, el resultado primario estructural muestra un crecimiento sostenido para 1996-2001 lo que permite concluir para esta etapa, siguiendo a Gay y Escudero (2010), que el problema de la Convertibilidad no residió en el mal manejo de la política fiscal de la segunda mitad de la década sino en el atraso cambiario y en la dinámica macroeconómica que impidieron materializar los esfuerzos fiscales por mejorar las cuentas públicas.

La salida de la Convertibilidad se caracteriza por una bonanza fiscal observándose superávits primarios alrededor del 4% del PIB durante varios años. Sin embargo, en términos del resultado estructural, se puede apreciar un pico para el primer trimestre de 2003 del 5% del PIB pero a partir del segundo trimestre de dicho año, a partir del cual comienza la política fiscal enfocada en el consumo y cuyo déficit se financió mayormente con emisión monetaria, se aprecia un continuo deterioro hasta llegar al déficit estructural del 3,2% del PIB. En el tercer trimestre de 2016 se aprecia un repunte, año correspondiente al comienzo de la política fiscal cuyo déficit se financió mayormente con deuda externa. Esto mismo puede observarse con las barras predominando ampliamente en el cuadrante negativo del impulso fiscal. Puede concluirse en una primera instancia que se evidencia un mal manejo de la política fiscal para los años 2003-2015 (déficit financiado con emisión) y un resultado ambiguo para los últimos dos años (déficit financiado con deuda externa). No obstante, la metodología de suavizado HP empleada en este trabajo para obtener la brecha del producto no permite obtener colusiones robustas para el segundo y tercer trimestre de 2017 por los inconvenientes ya mencionados de este método.

En suma, en la etapa de la Pos-Convertibilidad se observa un comportamiento de la política fiscal muy similar al de la primera mitad de la década de los '90 debido a que en ambos períodos se produce un aumento irresponsablemente acelerado y sostenido del gasto público. En el caso de los primeros años de la salida de la Convertibilidad este mal comportamiento se ocultó del resultado primario por un crecimiento continuo del producto por encima del potencial, lo que permitió un gran nivel de recaudación pero que no era sostenible en el tiempo. Este hecho se evidenció notoriamente para los años 2008 y 2009, tanto en términos estructurales como observados con un PIB en constante caída. Si se observa el impulso fiscal se advierte un cambio negativo en el signo del manejo de la política fiscal a partir de 2005, lo que no se materializó en el resultado observado debido a que en ese año la economía se ubicó en el pleno empleo.

Se pueden notar sucesivos cambios de signo en este indicador a partir de 2011 sin materializarse en un cambio rotundo hasta volverse negativo de manera prolongada en 2013. Puede advertirse que esto es un reflejo de la mayor recaudación obtenida por el Impuesto a las Ganancias como resultado del congelamiento de la base imponible en un contexto altamente inflacionario. A esto se suma el aumento en los Aportes y Contribuciones en la Seguridad Social en 2012 como resultado del atraso del mínimo no imponible, del crecimiento del sector formal y la eliminación de los topes a partir de los cuales no se contribuye a la seguridad social (Jueguen, 2012).

En el 2013 el impulso fiscal se volvió negativo como una manifestación del fuerte aumento del gasto público en este año como consecuencia de las elecciones legislativas. En los últimos dos trimestres de 2014 y los dos primeros trimestres de 2015 el impulso fiscal muestra una mejora como resultado de la devaluación llevada a cabo a comienzos del 2014 provocó una reactivación temporal del sector exportador con una consecuente mejora en la recaudación por derechos de exportación y, por lo tanto, en los ingresos tributarios. Esta mejora se revertió en el tercer trimestre de 2015

producto de un dólar real en caída debido a la inflación y a un tipo de cambio nominal cuasi fijo en un contexto en el que el gasto público continuaba en un vigoroso aumento.

Este indicador volvió a ser positivo en el último trimestre de 2016 producto de diversas medidas. Entre ellas pueden enumerarse una disminución del gasto en términos del PIB, como resultado de un recorte en los subsidios económicos y la congelación en términos reales del resto de las partidas del gasto con excepción de las erogaciones en seguridad social, acorde a la iniciativa de la meta de reducción gradual del déficit. No obstante, los ingresos por el Blanqueo de Capitales representaron el 21% de la recaudación pública en el último trimestre de 2016 y el 8% en el primer trimestre de 2017. Es posible advertir, por tanto, que esta mejora revelada por el impulso fiscal podría ser transitoria.

## **8. Hacia una regla de política fiscal**

Una regla de política fiscal es una restricción permanente o duradera sobre la política fiscal en términos de un indicador o conjunto de indicadores de desempeño (Kopits & Symansky, 1998). Como se ha señalado anteriormente, el resultado estructural es un indicador de la política fiscal más adecuado que el resultado observado. Es por esto que se propone una regla de superávit estructural, la cual consiste en fijar dicho indicador en un determinado porcentaje y que el gasto se adecúe a los ingresos fiscales y a la brecha del producto. Nótese que esta regla implica que el resultado observado sea flexible permitiendo ahorrar o desahorrar según fluctúen la actividad económica y los recursos públicos. Debido a ello, una regla de política fiscal de este tipo es una regla contracíclica.

La fijación de un resultado estructural acota los déficits fiscales, lo cual disminuye ampliamente la probabilidad de crisis macroeconómicas (Amado et al, 2006). A su vez, incrementa los superávits de

las cuentas públicas, lo que lleva a un aumento del tipo de cambio de equilibrio con su consecuente impacto positivo en la competitividad de la economía (De Gregorio, 2007). También permite focalizar el gasto en los sectores con ingresos más bajos de la economía, los cuales son los más afectados con estas variaciones del PIB (Perry, 2003). Por otro lado, una regla de este tipo acota la volatilidad de las cuentas públicas mejorando el efecto positivo de los esfuerzos que se llevan a cabo en términos de otras políticas (Gay et al, 2010).

Considerando la deuda argentina, resultaría adecuado proponer una regla de resultado primario estructural del 2% para establecer una leve tendencia al desendeudamiento de la economía argentina (Gay et al, 2010). Este valor se adecúa al superávit primario requerido para mantener constante la deuda pública en término del producto (Albrieu & Fanelli, 2008).

## **9. Conclusión**

En el presente trabajo se calculó el resultado primario estructural para Argentina abarcando las últimas tres décadas. Esto se llevó a cabo mediante la estimación simultánea de las elasticidades de los recursos y gastos del sector público nacional obtenidas mediante un modelo VEC, obteniéndose una elasticidad de los recursos de 1.40 y de 0.91 para los gastos.

El trabajo muestra evidencias a favor de que solo existió un desempeño adecuado de la política fiscal para la etapa final de la Convertibilidad arrojando un resultado ambiguo para los últimos dos años (2015-2017) en los cuales la política fiscal financió su déficit con deuda externa.

Finalmente se propuso una regla de resultado estructural del 2% del PIB, basada en consideraciones históricas con el fin de llevar a la Argentina a una tendencia de desendeudamiento y una correcta administración de los fondos públicos.

## **Bibliografía**

Albrieu, R., & Fanelli, J. M. (2008). Diagnóstico de crecimiento para la argentina. *Serie Red Mercosur* .

Amado, Cerro, & Meloni. (2006). Cócteles Explosivos.

Artana, D. (2015). El sistema tributario argentino. Análisis y evaluación de propuestas para reformarlo. *FIEL* .

Castiglione, B. (2017). El traspaso a precios de las depreciaciones cambiarias: una estimación VECM para el caso argentino (2005-2017). *Universidad Nacional de Córdoba* .

Castillo, R. R. (2009). Sobre la Evolución del Gasto Público en América Latina y su Papel para la Estabilización Económica. *Revista de Economía y Estadística* .

Cedillo, E. (2016). Causalidad entre ingresos y gastos públicos en México (1982-2015). *Universidad Nacional Autónoma de México* .

Cetrángolo, O., Sabaíni, J., & Morán, D. (2014). Argentina: reformas fiscales, crecimiento e inversión (2000-2014). *CEPAL* .

Damill, M., Frenkel, R., & Simpson, M. (2010). Regulaciones financieras y macroeconomía: la experiencia paradigmática de la Argentina en los años noventa. *Buenos Aires: CEDES*.

Darbán, T. (2011). Strengthening Chile's Rule-based Fiscal Framework. *Fondo Monetario Internacional, Working Paper WP/11/17* .

De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía Teoría y Políticas*. Pearson-Educación.

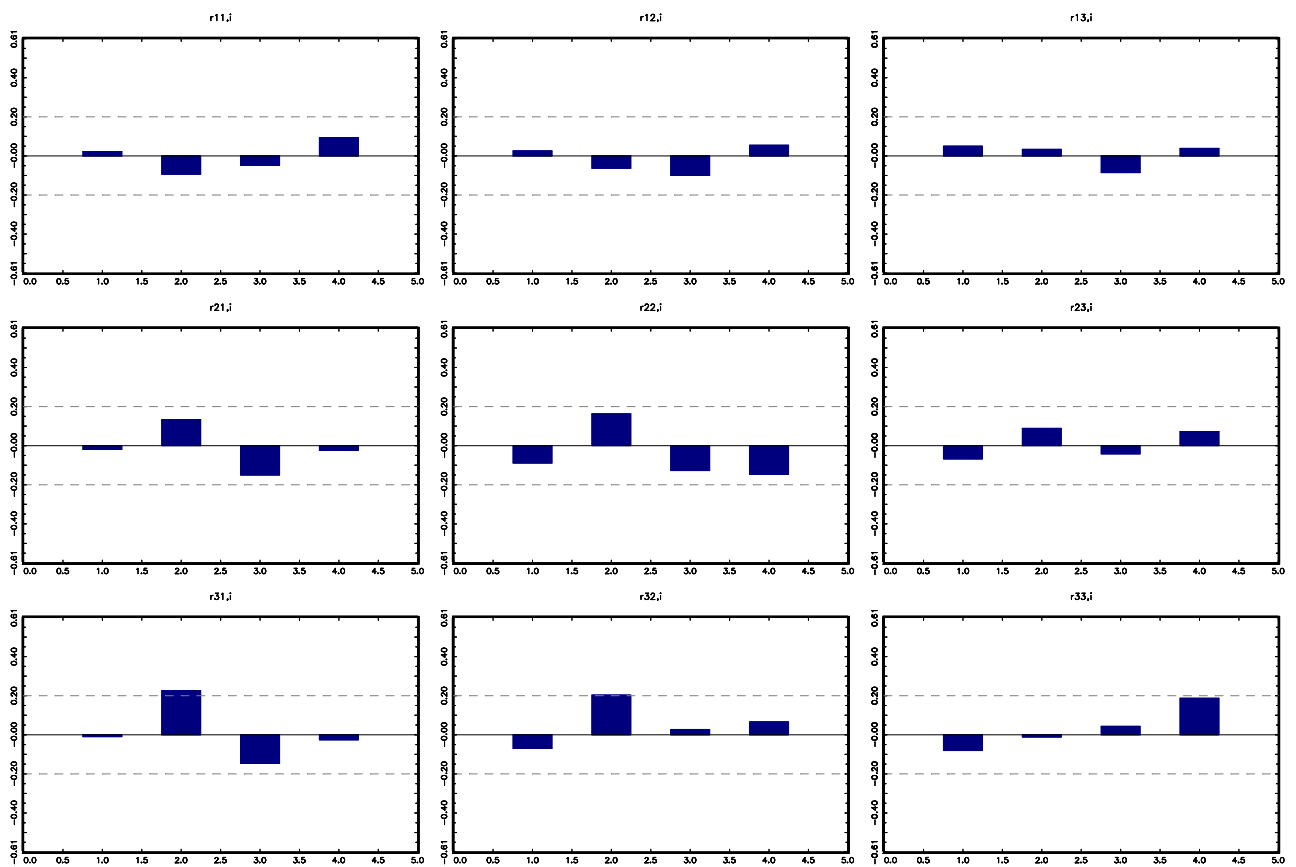


- Friedman, M. (1978). The limitations of tax limitations. *Policy Review* .
- Gay, & Escudero. (2010). El resultado estructural en la Argentina: 1983-2010.
- Giorno, R. R. (1995). Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. *OECD Economics Department Working Papers* .
- Hagemann, R. (1999). The Structural Budget Balance The IFM's Methodology.
- Joseluis, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford.
- Jueguen, F. (18 de Marzo de 2012). El salario es un puntal para el fisco. *La Nación* .
- Kopits, G., & Symansky, S. (1998). Fiscal policy rules. *IMF Occasional Papers* .
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. New York: Cambridge University Press.
- Office, C. B. (1995). CBO'S Method for estimating. *CBO Memorandum* .
- Perry. (2003). Can fiscal rules help reduce macroeconomic volatility in the Latin America and Caribbean region? *Policy Research Working Paper Series, 3080* .
- Serven, P. y. (2003). The Anatomy of a Multiple Crisis. Why was Argentina Special and What Can We Learn from It? *The World Bank Latin America and the Caribbean Region* .
- Teijeiro. (2001). Una vez más, la política fiscal...
- Vladkova-Hollar, Z. (2008). Fiscal Positions in Latin America: Have They Really Improved? . *IMF Working Paper* .

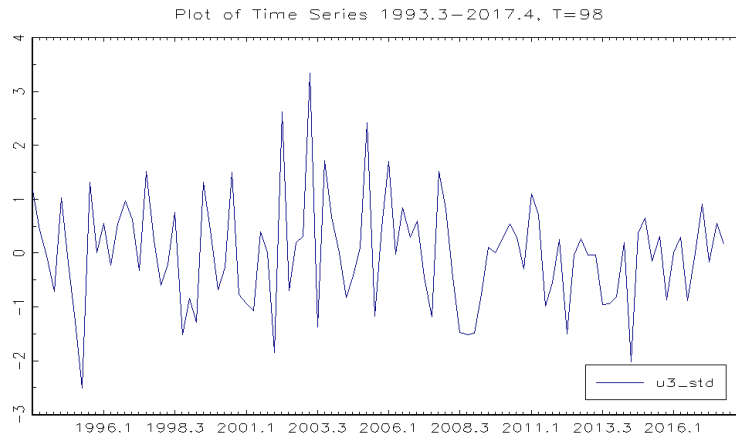
# Apéndice I

- Los residuos del proceso

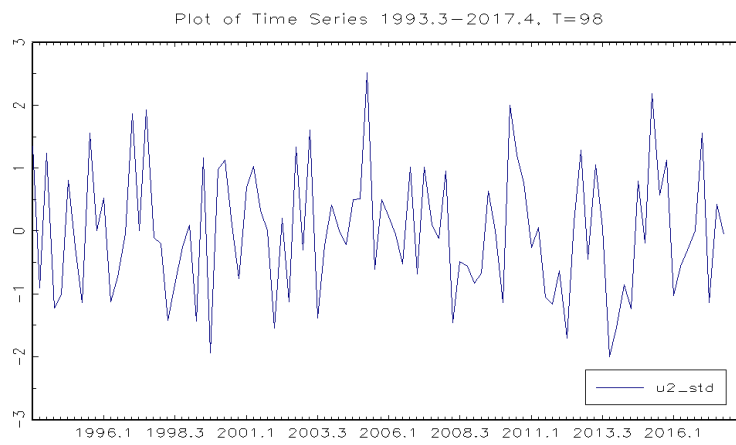
## Crosscorrelations



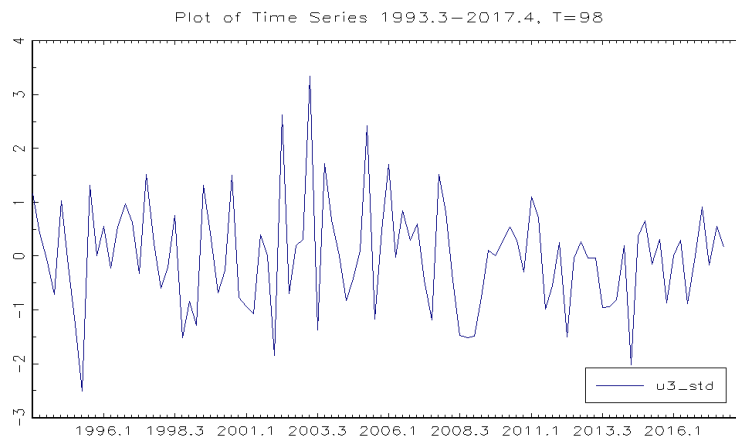
- Y



- R



- G



## Apéndice II

Tabla 10. Variables determinísticas

	D(Y)	DR	D(G)
CONVERTIBILIDAD	0.016 [0.000]*	-0.104 [0.000]*	0.086 [0.000]*
CONSUMO	0.002 [0.780]	0.135 [0.000]*	0.097 [0.000]*
DEUDA	-0.005 [0.643]	0.067 [0.000]*	-0.031 [0.104]
1995Q4	-0.005 [0.840]	0.257 [0.000]*	0.033 [0.461]
2001Q4	-0.075 [0.003]*	-0.181 [0.000]*	-0.201 [0.000]*
2004Q2	0.023 [0.353]	0.135 [0.000]*	-0.061 [0.158]
2009Q4	0.018 [0.478]	0.184 [0.000]*	0.099 [0.026]*
2016Q4	0.010 [0.709]	0.229 [0.000]*	0.199 [0.000]*

\* Se rechaza la hipótesis nula de no significatividad con un 95% de confianza. P-valor entre corchetes.

## Apéndice III

Tabla 11. Matrices de impacto de corto y largo plazo

<b>B</b>	<b><math>\Xi</math> B</b>	<b><math>\sigma U \sim *100</math></b>
Estimated B matrix 0.0412 0.0000 -0.0063 0.0124 0.0259 0.0158 0.0026 -0.0018 0.0239  Bootstrap standard errors: 0.0048 0.0000 0.0076 0.0041 0.0027 0.0039 0.0033 0.0017 0.0031  Bootstrap t-values: 8.5074 0.0000 -0.8241 3.0401 9.4394 4.0910 0.7869 -1.0812 7.7796	Estimated long run impact matrix 0.0000 0.0000 0.0281 0.0000 0.0000 0.0433 0.0000 0.0000 0.0308  Bootstrap standard errors: 0.0000 0.0000 0.0069 0.0000 0.0000 0.0106 0.0000 0.0000 0.0075  Bootstrap t-values: -0.6726 0.7526 4.0861 -0.6655 0.7207 4.0861 0.0000 0.0000 4.0861	SigmaU~*100 0.1735 0.0413 -0.0043 0.0413 0.1072 0.0361 -0.0043 0.0361 0.0580 end of ML estimation