

**SOSTENIBILIDAD DE LAS POLÍTICAS FISCALES,
EXOGENEIDAD Y CAUSALIDAD ENTRE INGRESOS Y GASTOS
PARA LAS PROVINCIAS ARGENTINAS ¹**

GUILLERMO J. VULETIN²

1. Introducción

La persistencia de déficits fiscales y la acumulación de deuda pública para la mayoría de las provincias argentinas ha sido fuente de recurrentes debates, especialmente durante los últimos años. Recientes ejemplos de esta creciente preocupación son la sanción de las leyes de Compromiso Fiscal (Ley 25.235), de Compromiso Federal para el Crecimiento y la Disciplina Fiscal (Ley 25.400) y la instalación de diversos proyectos como por ejemplo el SIGADE (Sistema de Gestión y Análisis de la Deuda Pública en Administraciones Subnacionales).

Existe una amplia discusión informal y empírica respecto de la performance fiscal en las provincias argentinas. El presente trabajo difiere principalmente de los anteriores análisis en dos aspectos: En primer lugar, en vez de descansar en estadísticos descriptivos para evaluar la performance fiscal, este trabajo define un concepto operativo de sostenibilidad de los procesos fiscales, dimensionando el compromiso de cada provincia con la restricción presupuestaria intertemporal. En segundo lugar, se hacen análisis de exogeneidad para aquellas provincias cuyas variables fiscales guardan una relación de largo plazo, mientras que para las que no muestran dicha relación se analiza la existencia de relaciones causal en sentido de Granger entre los ingresos y los gastos con el objetivo de encontrar alguna estrategia más adecuada o “eficiente” tendiente a lograr una reducción en los déficits fiscales³.

Más detalladamente, en primer lugar se analiza la sostenibilidad de los

¹ Clasificación JEL: C32, H71, H72.

² University of Maryland. e-mail: vuletin@econ.bsos.umd.edu. Agradezco a María Lorena Garegnani y a dos referees anónimos por sus valiosas sugerencias a anteriores versiones de este trabajo, como así también a los participantes del Sexto Seminario Internacional Sobre Federalismo Fiscal (Universidad Austral, 2001) por sus comentarios.

³ Nótese que en el desarrollo del trabajo el término eficiente se refiere a la estrategia más adecuada según la relación causal entre ingresos y gastos y no hace referencia respecto de la optimalidad bajo algún modelo en particular.

procesos fiscales para las provincias argentinas, dimensionando el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal a nivel subnacional. Para esto se utilizan tres categorías respecto del grado de compromiso de cada provincia con su restricción presupuestaria: sostenibilidad fuerte, sostenibilidad débil y no sostenibilidad. Asociadas a estas performances se sugieren diversas respuestas de políticas, pues mientras que en caso de observarse un proceso fiscal sostenible en sentido fuerte se infiere que la restricción presupuestaria se cumple en sentido “estricto” y que por lo tanto no habría futuros problemas de deuda, la posible presencia de problemas de deuda asociados a procesos débiles o no sostenibles sugerirían la necesidad de promover medidas tendientes a revertir el déficit público hacia su sendero sostenible. En segundo lugar, se indaga respecto de la exogeneidad para aquellas provincias con relación de largo plazo, intentando hallar un modelo condicionado uniecuacional válido que permita, por un lado, hacer referencia respecto de como lograr una mejora en la performance fiscal en el largo plazo para aquellas provincias con un proceso sostenible en sentido débil o no sostenible y, por otro lado, como reducir el tamaño del sector público en aquellas provincias que evidencian un proceso fiscal sostenible en sentido fuerte. Por otra parte, para aquellas provincias que no guardan una relación de largo plazo, se analizan las relaciones de causalidad en sentido de Granger entre gastos e ingresos con el objetivo de hallar una guía relevante sobre las medidas más eficientes tendientes a reducir de los déficits fiscales al menos en el corto plazo. El estudio analiza las 23 provincias argentinas para el período 1970-1995, excepto para Buenos Aires para la cual se estudia el período 1970-1997.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. La sección 2 versa sobre la sostenibilidad de la política fiscal. Trata la aritmética y teoría de los procesos presupuestarios y presenta los resultados alcanzados para las provincias argentinas. La sección 3 analiza la relación de exogeneidad débil e interdependencias entre gastos e ingresos. En primer lugar, se exponen las principales hipótesis teóricas que la literatura ofrece para explicar las diversas relaciones entre los ingresos y los gastos. En segundo lugar, se presentan algunos resultados alcanzados por diversos trabajos empíricos y, finalmente se muestran los resultados obtenidos para las provincias argentinas. En la sección 4 se presentan las conclusiones, donde se relacionan los resultados sobre los procesos de sostenibilidad y las relaciones entre gastos y recursos con las prescripciones de política.

2. Análisis de sostenibilidad

2.1 Marco teórico

Hacia inicio de los años 1920 y debido al problema de deuda pública evidenciado por Francia, Keynes (1923) ponía en aviso al gobierno sobre la necesidad de propender políticas fiscales sostenibles. Keynes sostuvo que la ausencia de sostenibilidad sería evidente cuando “las obligaciones a pagar por parte del Estado (...) hayan alcanzado una excesiva proporción del ingreso nacional” (Pág. 54); y que si esto ocurriera el Estado “debería establecer algún compromiso entre el aumento de los impuestos, la disminución de los gastos (...)” (Pág. 59). Análoga a esta idea Blanchard et al. (1990) señalan que “un buen indicador de la sostenibilidad es aquel que brinde señales claras y fácilmente interpretables cuando la política actual parece estar propendiendo un rápido crecimiento del cociente de deuda sobre PBI” (Pág. 8).

Consistentemente con lo expuesto anteriormente la definición de sostenibilidad usada en este trabajo hace referencia al cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal por parte del gobierno. En el período t la restricción presupuestaria puede expresarse de la siguiente forma⁴

$$\Delta B_{t+1} = r_t B_t + G_t - T_t$$

donde B_t es el stock de deuda en términos reales al final del período $t-1$, G_t es el gasto público real excluyendo el pago de intereses, T_t son los recursos públicos en términos reales y r_t es la tasa de interés real promedio de la deuda en el período $t-1$. Por lo tanto, el gasto público total es

$$G_t^R = r_t B_t + G_t$$

De manera que el déficit público se define como $D_t = G_t^R - T_t$. No obstante, estas últimas variables no son siguiendo a Hakkio y Rush (1991) las más apropiadas para un análisis de sostenibilidad en economías crecientes, pues serían pocos los resultados que podrían ser alcanzados para variables que muestren tendencias crecientes en un contexto donde la economía mostrara un comportamiento similar. Para estos autores dichas variables normalizadas en términos del PBI real son más apropiadas para economías crecientes. Teniendo en cuenta que las variables relevantes deben ser consideradas en relación al tamaño de la economía -las letras minúsculas indican los mismos conceptos como proporción del PBI-, la restricción presupuestaria y la definición de los

⁴ Para simplificar la exposición se supone que el gobierno emite títulos de un solo período de maduración.

gastos públicos quedan de la siguiente forma

$$\Delta b_{t+1} = \lambda_t b_t + g_t - t_t \quad (1)$$

$$g_t^R = \lambda_t b_t + g_t$$

donde $\lambda_t = \frac{r_t - h_t}{1 + h_t}$, el cual puede ser entendido como la adición a la

deuda neta debido al exceso de la tasa de interés real sobre h_t , la tasa de crecimiento del producto bruto real. Tomando el exceso de la tasa de interés real sobre la tasa de crecimiento de la economía como estacionario alrededor de un valor medio de λ , (1) puede ser expresado como

$$\Delta b_{t+1} = \lambda b_t + g x_t - t_t$$

(2)

donde $g x_t = g_t + (\lambda_t - \lambda) b_t$. Considerando que el gobierno está sujeto a la restricción (2) para $t+1, t+2, \dots$, se puede reescribir (2) resolviendo recursivamente hacia adelante, obteniendo

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (t_{t+j} - g x_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} b_{t+j+1} \quad (3)$$

donde $\gamma^{j+1} = (1 + \lambda)^{-(j+1)}$. Tomando valor esperado en la ecuación (3), la hipótesis que el gobierno se halla sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal puede expresarse como

$$b_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (t_{t+j} - g x_{t+j}) \quad (4)$$

la cual es matemáticamente equivalente a la condición de transversalidad $E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} b_{t+j+1} = 0$. Esta condición de transversalidad implica que, para que un proceso sea sostenible, la deuda actual debe igualar el valor presente esperado de los futuros superávits primarios. En otras palabras, dicha condición impide que el gobierno mediante un esquema Ponzi pueda financiar continuamente su déficit con nueva deuda y garantiza el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal.

Para facilitar el análisis empírico se puede reescribir la ecuación (3) en términos de la primera diferencia del stock de deuda pública Δb_t

$$g_t^R - t_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (\Delta t_{t+j} - \Delta g x_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} \Delta b_{t+j+1} \quad (5)$$

donde el lado izquierdo de (5) representa el déficit público. Análogamente a la restricción de endeudamiento intertemporal (4) sobre la ecuación (3), la condición de transversalidad para la ecuación expresada como en (5) queda como

$$E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} \Delta b_{t+j+1} = 0 \quad (6)$$

Los test de sostenibilidad usados en la literatura apuntan a verificar si se cumple esta condición de transversalidad en la restricción presupuestaria del gobierno. Con este propósito la literatura empírica ha recurrido usualmente a dos tipos de análisis. Algunos trabajos estudian el orden de integración del déficit y de la deuda pública, testeando la estacionariedad de Δb_t o, de $g_t^R - t_t$ si ambas son I(1). Otros estudios evalúan la existencia de cointegración entre los ingresos y gastos cuando el vector de cointegración es (1,-1) o, alternativamente, testean cointegración en

$$t_t = \alpha + \beta g_t^R + \varepsilon_t \quad (7)$$

contrastando adicionalmente la hipótesis nula $H_0 : \beta = 1$. Por ende, el déficit se dice no sostenible si Δb_t fuese no estacionario, o si la cointegración en (7) no se cumpliera con vectores de cointegración (1,-1).

No obstante como demuestra Quintos (1995), estos métodos sólo se refieren a condiciones suficientes pero no necesarias para la sostenibilidad. Es decir, la relación de cointegración entre ingresos y gastos es sólo una condición suficiente, pues la condición necesaria y suficiente es que la deuda crezca más despacio que el tipo de interés medio. Quintos demuestra que no es necesario que Δb_t sea I(0) para que la condición de transversalidad (6) se cumpla, sólo cuando Δb_t contenga raíces explosivas de suficiente magnitud el déficit será no sostenible. Es decir, que el déficit público total puede ser I(1) e incluso tener algún comportamiento explosivo, y a pesar de esto continuar siendo sostenible, siempre que la tasa de crecimiento del stock de deuda pública no sea mayor que la tasa de crecimiento de la economía⁵.

En este contexto ampliado, Quintos distingue entre condiciones fuertes y débiles que aseguren la sostenibilidad del proceso de déficit. La condición

⁵ El cumplimiento la restricción presupuestaria de esta forma no evita futuros inconvenientes de deuda en el largo plazo.

fuerte corresponde a la situación donde Δb_t es estacionario, es decir, donde (6) tiende a cero. Por otro lado, la condición débil se refiere a aquella situación donde Δb_t puede ser no estacionario o I(1) debido a que (6) tiende a cero a una tasa más pequeña que bajo la condición fuerte.

De lo anteriormente expuesto se infiere que sostenibilidad fuerte implica que no habría problemas futuros de acuerdo al estado actual de la situación, mientras que una performance fiscal sostenible en forma débil podría causar futuros problemas de deuda. Esto último sucedería si los agentes esperan que el gobierno continúe gastando más de lo que le “permiten” sus ingresos, lo cual llevaría a un incremento sustancial del riesgo de impago y, por lo tanto, a incrementos de los tipos de interés y de los pagos de intereses de la deuda. Debido a que este riesgo aparece solamente como respuesta al alto stock de deuda que implicaría una política fiscal sostenible en forma débil; en caso de que existiesen problemas de deuda, severas reformas fiscales deberían ser adoptadas.

En este contexto, Quintos muestra que la condición necesaria y suficiente para la sostenibilidad es que $0 < \beta \leq 1$ en (7), mientras que $\beta = 1$ y la existencia de cointegración son condiciones suficientes.

Para apreciar estos resultados se sustituye (7) en (1) obteniendo

$$b_{t+1} = (1 + \lambda_t(1 - \beta))b_t + (1 - \beta)g_t - \alpha - \varepsilon_t \quad (8)$$

o equivalentemente

$$\Delta b_t = \lambda_t(1 - \beta)b_t + (1 - \beta)g_t - \alpha - \varepsilon_t = (1 - \beta)g_t^R - \alpha - \varepsilon_t \quad (9)$$

De la ecuación (9) surgen varios resultados. Si g_t^R es I(1) y $0 < \beta < 1$ implica que Δb_t es I(1), independientemente que ε_t sea I(0) o I(1). En otras palabras, la cointegración en (7) no juega rol alguno, siendo el proceso de déficit sostenible sólo en sentido débil. Por el contrario, Δb_t será I(0) y por lo tanto el déficit sostenible en sentido fuerte, cuando simultáneamente $\beta = 1$ y ε_t sea I(0). Si se rechazara la cointegración en (7) y $\beta = 1$, el déficit sería sostenible en forma débil, porque de acuerdo a (9), Δb_t será I(1). Un resumen de todas las posibilidades del test propuesto por Quintos cuando g_t^R es I(1) se presentan en la Tabla 2-1.

Tabla 2-1: Test propuesto por Quintos (1995)

Valores para β y	Cointegración en (7)	produce Δb_t	\Rightarrow	Conclusión para sostenibilidad
$\beta = 1$	Si	I(0)		Sostenibilidad fuerte
$\beta = 1$	No	I(1)		Sostenibilidad débil
$0 < \beta < 1$	No juega rol	I(1)		Sostenibilidad débil
$\beta = 0$	No juega rol	I(1)		No sostenibilidad

De esta forma Quintos sugiere una estrategia o metodología que permita contrastar empíricamente la sostenibilidad de la política fiscal. En primer lugar propone analizar los órdenes de integración de las variables g_t^R y t_t , y probado que son I(1), estimar (7) y testear la hipótesis nula $H_0 : \beta = 0$ contra la alternativa $H_1 : \beta > 0$. Si H_0 es aceptado el déficit es no sostenible, mientras que si se rechaza la hipótesis nula propone testear $H_0 : \beta = 1$ contra la alternativa $H_1 : \beta < 1$. En caso de ser rechazada, el déficit sería sostenible en sentido débil. Por otra parte, si no se pudiera rechazar $H_0 : \beta = 1$, propone testear la posibilidad de cointegración en (7). En caso de que se acepte la presencia de cointegración, la condición de transversalidad implicaría sostenibilidad en sentido fuerte. Por el contrario si la cointegración se rechazara en (7), el proceso de déficit sería sostenible sólo en forma débil. Si bien este trabajo utiliza la clasificación propuesta por Quintos, la estrategia de contrastación empírica de la sostenibilidad de la política fiscal no sigue la metodología propuesta previamente por motivos que son expuestos en las subsecciones 2.2 y 2.3.

2.2 Análisis de estacionariedad y cointegración

Tanto para el análisis de sostenibilidad de las políticas fiscales como así también para los posteriores análisis exogeneidad débil e interdependencias entre gastos e ingresos resulta fundamental analizar el orden de integración de las series involucradas, y en caso que ambas series fiscales sean I(1) realizar el análisis de cointegración para establecer la existencia o no de una relación

lineal de largo plazo.

Los datos son anuales y abarcan el período 1970-1995, salvo para la provincia de Buenos Aires que se cuentan con datos hasta 1997. La fuente de datos es el Consejo Federal de Inversiones (CFI) para los años 1970-1992, Secretaría de Asistencia para la Reforma Económica Provincial (SAREP) para los años 1993-1995 y Dirección Nacional de Coordinación Fiscal con las Provincias para los años 1996-1997 para la provincia de Buenos Aires. Las series utilizadas son gastos e ingresos totales de los gobiernos provinciales y PBI de las provincias. Los gastos e ingresos totales excluyen la influencia de las empresas públicas y contemplan conceptos corrientes y de capital. Los gráficos de las series fiscales como proporción del PBI se presentan en el Apéndice A. Salvo expresa aclaración, en las secciones empíricas se hará referencia a los gastos e ingresos como proporción del PBI simplemente como gastos e ingresos⁶.

2.2.1 Estacionariedad de las variables

Para analizar el orden de integración de las variables se utilizó el test de Phillips Perron (1988). Los resultados se detallan en el Apéndice B. Los mismos muestran que para la mayoría de las provincias las variables fiscales como porcentaje del PBI son integradas de primer orden, salvo para los ingresos fiscales de Chaco, Corrientes, Jujuy, Río Negro, Santiago del Estero y Tierra del Fuego y, los gastos de Corrientes, Jujuy, Santiago del Estero y Tierra del Fuego que son integrados de orden cero.

2.2.2 Relaciones de cointegración

En el marco de este trabajo la existencia o no de cointegración entre los ingresos y los gastos resulta relevante por tres razones:

En primer lugar es importante para realizar un análisis apropiado del test de sostenibilidad propuesto por Quintos. Mientras que en caso de existir cointegración entre las variables fiscales resultaría correcto evaluar el coeficiente de dicha relación de largo plazo, si no hubiese cointegración entre ambas variables dicha estimación resultaría espúrea. Si esto último ocurriera y con el objeto de completar el test propuesto por Quintos, se estima (7) en

⁶ Debe notarse que la metodología utilizada en el trabajo requiere trabajar con muestras grandes, lo cual representa una limitación dado el tamaño de la muestra. Aunque dicha limitación tiende a compensarse si la variabilidad de los datos es suficientemente informativa. Por otra parte, el tamaño de la muestra también restringe la estructura de rezagos en los sistemas.

primeras diferencias (Hamilton, 1994) con variables instrumentales con el objeto de evitar problemas de estimación derivado de la posible endogeneidad de los regresores.

En segundo lugar, asociado a la segunda parte de este trabajo, resulta significativo al momento de analizar la relación causal en sentido de Granger entre los gastos y los recursos. Pues en caso que existiera una relación de cointegración, los residuos de la relación de equilibrio de largo plazo deberían ser incluidos en las especificaciones del sistema VAR. Si no se los incluyeran los resultados serían sesgados, pudiendo modificar los resultados de causalidad.

En tercer lugar, resulta importante saber si para aquellas provincias cuyas variables fiscales poseen una relación de largo plazo, es posible determinar un modelo condicional válido de gastos sobre recursos o de recursos sobre gastos. Con este objetivo se realiza un test de "exogeneidad débil" que permita determinar si alguna de las variables puede ser tratada como endógena.

Varios artículos de la literatura que analizan cuestiones de sostenibilidad fiscal evalúan cointegración mediante el análisis de los residuos de la ecuación (7), asumiendo que la variable ingresos es la endógena. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, no existen motivos teóricos evidentes que justifiquen dicha elección. Por este motivo, se utiliza la metodología sugerida por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) ya que permite testear el número de relaciones de cointegración y analizar modelos condicionados válidos. Debido a que el resultado del test de cointegración puede ser sensible ante la presencia de outliers se permitió el control por outliers. No se permitió la inclusión de una tendencia lineal determinística en los datos y si se permitió la inclusión del intercepto en el vector de cointegración. La no inclusión de una tendencia se debe por un lado a razones teóricas, pues como los gastos e ingresos están expresados como porcentajes del PBI no existen motivos teóricos que hagan esperar que en el largo plazo se observe una tendencia. Por otra parte, la observación de los datos no hace sospechar la necesidad de la inclusión de la misma⁷. De acuerdo a los resultados obtenidos, 9 de las 17 provincias analizadas no poseen una relación

⁷ En el presente trabajo no se evalúa la posible presencia de quiebres estructurales en la relación de cointegración debido a que la poca cantidad de observaciones no permitiría realizar test tales como el de Gregory y Hansen (1996), Seo (1998) o Hansen (2000). Aunque cuando la disponibilidad de datos así lo permita debería considerarse ya que es sabido que los test estándar de cointegración son sesgados hacia el no rechazo de no cointegración si la data está sujeta a un cambio estructural.

lineal de largo plazo. Las 8 provincias que poseen una relación de largo plazo entre ingresos y gastos son Buenos Aires, Córdoba, Formosa, Neuquén, San Juan, Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán. Por lo cual solamente estas 8 provincias poseen las condiciones necesarias pero no suficientes para poseer una performance sostenible en sentido fuerte.

2.3 Sostenibilidad de los procesos fiscales para las provincias

Como se señaló anteriormente, la estrategia para realizar el test propuesto por Quintos difiere según exista o no una relación de largo plazo. Para las 8 provincias cuyas variables fiscales se hallan cointegradas se realiza un test sobre el vector de cointegración normalizado en la variable recursos, donde β es el coeficiente asociado a la variable gastos, evaluando si $\beta=0$ y si $\beta= -1$. Para las restantes 15 provincias se complementa el análisis propuesto por Quintos estimándose un modelo como (7) en primeras diferencias con variables instrumentales con el objeto de evitar problemas de estimación derivado de la posible endogeneidad de los regresores. Si los errores de este modelo no cumplen con las propiedades requeridas se realizan dos tipos de correcciones: ante la presencia de errores con heterocedasticidad se utiliza la corrección propuesta por White (1980), mientras que ante la presencia de autocorrelación en el modelo contemporáneo se recurre a la metodología de general a particular. Los resultados de dicho análisis son expuestos en la Tabla 2-2.

Tabla 2-2: Sostenibilidad fiscal de las provincias argentinas

Provincia	Valor β	$H_0: \beta = 0$	$H_0: \beta = -I^a$ ó $H_0: \beta = I^b$	\Rightarrow	Sostenibilidad del proceso de déficit
Buenos Aires	-0.971	$\chi^2=12.29$ ***	$\chi^2=0.03$		Fuerte
Catamarca ^{GP}	0.194	$\chi^2=0.33$	$\chi^2=23.27$ ***		No sostenibilidad
Chaco	0.725	$\chi^2=7.72$ **	$\chi^2=1.15$		Débil
Chubut ^{GP}	0.522	$\chi^2=7.96$ **	$\chi^2=6.73$ *		Débil
Córdoba	-1.346	$\chi^2=1.04$ **	$\chi^2=0.86$		Fuerte
Corrientes	0.657	$\chi^2=3.08$	$\chi^2=0.84$		No sostenible-Débil
Entre Ríos	0.657	$\chi^2=2.43$	$\chi^2=0.66$		No sostenible-Débil
Formosa	-0.704	$\chi^2=24.296$ ***	$\chi^2=18.609$ ** *		Débil
Jujuy	0.317	$\chi^2=1.41$	$\chi^2=7.04$ **		No sostenible
La Pampa	1.172	$\chi^2=6.21$ **	$\chi^2=0.13$		Débil
La Rioja	0.076	$\chi^2=0.07$	$\chi^2=10.73$ ***		No sostenible
Mendoza	0.173	$\chi^2=0.31$	$\chi^2=7.09$ **		No sostenible
Misiones	0.256	$\chi^2=0.68$	$\chi^2=6.07$ **		No sostenible
Neuquén	-0.133	$\chi^2=0.031$	$\chi^2=6.784$ ***		No sostenible
Río Negro	1.351	$\chi^2=10.15$ ***	$\chi^2=0.68$		Débil
Salta ^H	0.998	$\chi^2=6.31$ **	$\chi^2=0$		Débil
San Juan	-1.742	$\chi^2=11.315$ ***	$\chi^2=9.923$ ***		Fuerte
San Luis	0.486	$\chi^2=14.81$ ***	$\chi^2=16.49$ ***		Débil
Santa Cruz	-0.896	$\chi^2=23.556$ ***	$\chi^2=2.498$		Fuerte
Santa Fe	-0.786	$\chi^2=24.253$ ***	$\chi^2=2.9$ *		Fuerte
Santiago del Estero	0.167	$\chi^2=0.27$	$\chi^2=6.82$ **		No sostenibilidad
Tierra del Fuego	0.50	$\chi^2=7.61$ **	$\chi^2=7.63$ **		Débil
Tucumán	-1.173	$\chi^2=44.291$ ***	$\chi^2=2.442$		Fuerte

Nota: *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

^{GP} indica que se estimó un modelo mediante la metodología general a particular.

^H indica que la estimación se realizó utilizando la corrección de White.

a se evalúa para las variables cointegradas, mientras que b se evalúa para las variables no cointegradas y evaluadas en un modelo en diferencias.

De la tabla precedente se puede observar que las provincias de Buenos Aires, Córdoba, San Juan, Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán poseen un proceso

sostenible en sentido fuerte, dado que de las 8 provincias con una relación de largo plazo, son las únicas con un coeficiente en el vector de cointegración asociado a los gastos no estadísticamente diferente de -1 o es menor que este; implicando que no habría futuros problemas de deuda de acuerdo al estado actual de la situación ⁸. Por el contrario, Formosa muestra un proceso sostenible en sentido débil ya que el coeficiente asociado a los gastos es mayor que -1 y menor que 0 , implicando que en promedio los gastos han crecido más rápido que los ingresos y que podría haber futuros problemas de deuda. Por otra parte, la provincia de Neuquén posee un proceso no sostenible ya que no se puede rechazar la hipótesis que su coeficiente sea igual a cero.

Para las provincias que no guardan una relación de largo plazo, 7 evidencian un proceso sostenible en sentido débil, 6 muestran un proceso no sostenible, mientras que para 2 de ellas no es posible diferenciar entre el proceso débil o el no sostenible.

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, resulta deseable para la mayoría de las provincias un proceso de reducción de los déficits fiscales tendientes a mejorar la performance evidenciada. La próxima sección indaga las relaciones de exogeneidad y causalidad en sentido de Granger como una posible guía relevante tendiente a lograrlo.

3. Análisis de exogeneidad y causalidad en sentido de Granger

Como se encontró anteriormente, la presencia de procesos fiscales no sostenibles o sostenibles en sentido débil ponen de manifiesto la necesidad de propender políticas fiscales tendientes a mejorar dicha performance. Por otra parte, para las provincias con procesos fiscales sostenibles en sentido fuerte resulta interesante establecer cual debería ser la estrategia a seguir en caso que se quisiera disminuir el tamaño del sector público. En este sentido el análisis de exogeneidad débil y el análisis de causalidad en sentido de Granger pueden proveer elementos importantes para lograrlo. Primeramente se hace referencia al marco teórico de la discusión y se presenta un breve resumen de la evidencia internacional. Luego se postulan más precisamente la técnica de análisis utilizada y se exponen los resultados hallados para las provincias argentinas.

⁸ La crisis de deuda reciente de la provincia de Buenos Aires, que es clasificada en este trabajo con “sostenibilidad fuerte”, presenta una ocasión perfecta para mostrar los alcances y limitaciones de la metodología utilizada. Para un análisis de esta cuestión ver Apéndice F.

3.1 Marco teórico y evidencia internacional

El impacto de un cambio no anticipado en los gastos e ingresos públicos sobre el tamaño y déficit del presupuesto depende de la forma compleja de las características del sistema impositivo y del modo mediante el cual el sistema político articula las demandas de gastos. La literatura ofrece diversas explicaciones económicas e institucionales en relación a los nexos causales entre los ingresos y gastos. Las mismas pueden ser agrupadas en cuatro según la dirección de causalidad que sostengan:

Independencia entre ingresos y gastos. Es consistente con el teorema de la equivalencia Ricardiana (Barro, 1974). Dado un sendero de gasto en el tiempo determinado exógenamente, existen infinitas distribuciones de cargas impositivas en el tiempo que satisfacen la restricción presupuestaria intertemporal. Es decir, aumentos corrientes en los gastos pueden ser financiados por impuestos corrientes o por deuda. De acuerdo a esta teoría no se debería encontrar una relación significativa entre los gastos e ingresos públicos contemporáneos. En una economía Ricardiana, cualquier plan tendiente a controlar el déficit resulta, a priori, igualmente efectivo mientras sea consistente con la restricción presupuestaria intertemporal.

Ingresos determinan gastos. Brennan y Buchanan (1980) y Friedman (1978) proponen un sentido causal de los ingresos hacia los gastos. Los primeros, explican la fuerte tendencia hacia el incremento del gasto público a través de la hipótesis del gobierno “leviathan”. Sostienen que salvo que se impongan límites constitucionales a la expansión del gobierno, este último intentará maximizar los ingresos de cualquier tipo de impuestos, permitiendo financiar un nivel mínimo de bienes y servicios para los ciudadanos, al mismo tiempo que aumenta el monto para usos discrecionales. Por otro lado, Friedman sostiene la hipótesis de “impuesto y gasto” según la cual debido a que los avances tecnológicos permiten incrementar la capacidad de aumentar los ingresos y como la actividad económica se ha ido focalizando en el mercado, la carga tributaria se incrementará y, consecuentemente, también lo hará el gasto del gobierno. En este escenario, cualquier intento de disminuir el déficit incrementando los impuestos reducirá el déficit sólo en el corto plazo, pues el posterior aumento del gasto público incrementará nuevamente el déficit al mismo tiempo que el tamaño del sector público. Por este motivo, el control del déficit debería basarse en el establecimiento de restricciones legales en el déficit o en el endeudamiento, combinada con cortes discrecionales en el gasto.

Gastos determinan ingresos. Barro (1979), Peacock y Wiseman (1979) sostienen que los gastos preceden a los ingresos. La teoría de Barro “tax

smoothing” predice que a un aumento no anticipado del gasto público como proporción del producto le seguirá un aumento de los ingresos públicos como proporción del producto, que será llevado a cabo por una tasa impositiva constante con el objeto de minimizar la distorsión de aumentar los ingresos en el tiempo por el monto necesario para balancear la restricción presupuestaria intertemporal. Peacock y Wiseman argumentan que incrementos en el gasto asociados con situaciones de crisis sociales o guerras puede cambiar la opinión pública en relación al tamaño deseado del sector público. Plantean que concluida la crisis motivadora del aumento del gasto, parte del incremento inicial puede consolidarse como permanente. Existen también explicaciones más generales relacionadas a cuestiones institucionales o políticas. En general esta literatura va más allá del típico modelo de agente representativo y gobierno benevolente. Consideran en general una sociedad dividida en diversos grupos de interés y un gobierno “débil”, fraccionado o propenso a gastar, a través de los cuales predicen mayores incrementos del déficit cuanto más laxas sean las reglas presupuestarias (von Hagen, 1992), cuanto más grupos controlen la política fiscal (Chari y Cole, 1993; Velasco, 1997) y cuando la autoridad fiscal descuenta los eventos después de un cierto momento en el tiempo a una tasa menor, por ejemplo ante la incertidumbre acerca de la reelección (Tornell y Velasco, 1995). Cuando la causalidad entre las variables fiscales ocurre desde los gastos hacia los ingresos el control del déficit puede lograrse a través de incrementos no anticipados de impuestos o mediante límites (legales) estrictos sobre el nivel de gasto público.

Interdependencia entre gastos e ingresos. Meltzer y Richard (1981) sostienen que cuando las decisiones de gasto e impuestos son elegidas y sufridas por el mismo grupo, las mismas son elegidas conjuntamente, resultando interdependientes. Cuando esto ocurre se sostiene que la acción debe ser tomada sobre ambos lados del presupuesto.

La literatura empírica sobre la dinámica entre los ingresos y gastos es amplia y ofrece diversos resultados. Para los Estados Unidos Anderson et al. (1986) hallaron que el gasto causa en sentido de Granger a los ingresos, mientras que Blackley (1986) encuentra un patrón de causalidad inverso. Por otra parte Miller y Russek (1990) hallan un sentido causal en ambas direcciones. Ram (1988) distingue entre los niveles de gobierno nacional y estatal, hallando dos sentidos causales opuestos. Mientras que a nivel de los estados los gastos causan a los ingresos, a nivel federal encuentra lo opuesto. Payne (1998) encuentra que a nivel estatal los ingresos causan a los gastos para 24 estados, una relación opuesta se hallan para 8 estados, mientras que una causalidad en ambos sentidos es sostenida para 11 estados.

La evidencia para otros países también ofrece resultados variados. Joulfaian y Mookerjee (1991) analizan la interdependencia de los gastos e ingresos para 22 países de la OECD, hallando que para 11 de ellos no se detecta causalidad alguna, en 8 el gasto causa a los ingresos, en 2 los ingresos causan al gasto y para 1 caso la causalidad es bidireccional. Owoye (1995) analiza los países pertenecientes al G7, encontrando causalidad en ambas direcciones en 5 de ellos y unidireccional de los ingresos a los gastos en el caso de Italia a Japón. Castro et al. (2001) identifican para España una causalidad bidireccional, al igual que Aka y Decaluwé (1999) para Benin, Côte d'Ivoire, Níger y Togo y Hatemi-J (1999) para Suecia. Finalmente, Baffes y Shah (1994) hallan una causalidad bidireccional entre los ingresos y los gastos para Argentina, Brasil y México.

3.2 Técnicas utilizadas y resultados alcanzados para las provincias

El marco teórico presentado anteriormente hace referencia a las posibles teorías que son consistentes con diferentes relaciones causales entre ingresos y gastos. Teniendo en cuenta esto, la contrastación empírica difiere según las variables estén o no cointegradas. Si los gastos y recursos presentan una relación de largo plazo se realiza un análisis de exogeneidad débil, para saber si existe un modelo condicional válido de gastos sobre recursos o de recursos sobre gastos. Es decir, si bien bajo cointegración existe -invocando el Teorema de Representación de Granger- un modelo corrector de errores, en este caso en un sistema, si el mecanismo corrector de errores opera a través de una sola variable, es posible expresar un modelo condicionado uniecuacional donde esa variable sea tratada como endógena. Si fuese posible hallar un modelo uniecuacional válido, esto generaría junto con la relación de largo plazo una restricción respecto de como mejorar la performance fiscal en el largo plazo, tal como se muestra el siguiente ejemplo: Si el análisis de cointegración obtuviese el siguiente vector de cointegración $(G, R)=(1, -1.3)$ y, el test de exogeneidad indicase que es posible expresar el sistema en un modelo uniecuacional donde los recursos es la variable exógena, existe una restricción respecto de como mejorar la performance en el largo plazo. Específicamente solo se lo podría mejorar la performance mediante la reducción de recursos ya que, por un lado, cualquier intento por aumentar los recursos aumentaría más que proporcionalmente los gastos en el largo plazo y, por otro lado, la disminución de los gastos resulta inconsistente con la necesidad de mantener la relación de largo plazo y la estructura de exogeneidad hallada.

Por otra parte cuando las variables no están cointegradas se utiliza el

análisis de sistemas VAR y se evalúa la causalidad en sentido de Granger entre ingresos y gastos con el objeto de brindar una guía relevante tendiente a mejorar la performance fiscal, al menos en el corto plazo.

3.2.1 Análisis de exogeneidad débil

Como se explico anteriormente los test de “exogeneidad” débil indagan la posibilidad de expresar el sistema multiecuacional -en el caso de este trabajo esta formado por dos ecuaciones-, en una sola ecuación mediante el análisis de la respuesta de las variables del sistema ante situaciones de “desequilibrio” respecto de la relación de largo plazo⁹. En este sentido, Johansen (1992) desarrollo un test basado en la noción que las variables que no responden a “desequilibrios” de largo plazo en el sistema del cual son parte pueden ser consideradas débilmente exógenas a ese sistema. Específicamente, el test de Johansen evalúa la significatividad estadística del coeficiente corrector de errores en cada ecuación del sistema¹⁰. De las 8 provincias con una relación de cointegración, solo para 2 no se rechaza la hipótesis que el termino corrector de errores se halle en la ecuación de recursos y si se rechaza la presencia del mismo en la ecuación de gastos, con lo cual se infiere que los recursos es la variable endógena dentro de un modelo uniecuacional. Esto sucede para las provincias de Buenos Aires y Santa Fe. Para las provincias de Córdoba, Formosa y San Juan la variable endógena es el gasto, mientras que para las provincias de Santa Cruz, Neuquén y Tucumán el ajuste ocurre simultáneamente por ambas ecuaciones por lo cual no es posible expresar el sistema en un modelo uniecuacional y consecuentemente existe endogeneidad en ambos sentidos. Las relaciones de exogeneidad se exponen en el Apéndice C y, junto con el tipo de sostenibilidad fiscal evaluado en la sección 2 se resumen en la Tabla3-1.

⁹ La noción de Engle, Hendry y Richard (1983) de “exogeneidad” débil en su forma general no hace referencia a ecuaciones o residuos. Se refiere a las condiciones bajo las cuales ciertos parámetros de una distribución conjunta de dos variables x e y pueden ser estimadas sin perdida de información de la distribución condicional de y | x solamente.

¹⁰ Para mayores detalles ver Apéndice C

Tabla 3-1 Relaciones de exogeneidad y sostenibilidad fiscal para las provincias argentinas con relación de largo plazo

		<i>(Endógena, Exógena)</i>		
		<i>(R, G)</i>	<i>(G,R)</i>	<i>(R y G, R y G)</i>
<i>Clase de sostenibilidad</i>	<i>Fuerte</i>	Buenos Aires, Santa Fe	Córdoba y San Juan	Santa Cruz y Tucumán
	<i>Débil</i>		Formosa	
	<i>No sostenible</i>			Neuquén

De acuerdo a las restricciones impuestas por la relación de largo plazo y la relación de exogeneidad halladas cualquier disminución del tamaño del sector público debe descansar en disminuciones del gasto para Buenos Aires y Santa Fe, en disminuciones de los recursos para Córdoba y San Juan y sobre ambas variables fiscales en el caso de Santa Cruz y Tucumán. Similarmente, una mejora en la performance fiscal en el largo plazo debería realizarse mediante la disminución de los recursos para Formosa y, a través de la disminución de recursos y del gasto en el caso de Neuquén.

3.2.2 Causalidad de Granger entre gastos e ingresos

El objetivo de esta sección es establecer la relación causal o, más apropiadamente, la precedencia temporal entre los ingresos y los gastos para aquellas provincias cuyos recursos y gastos no guardan una relación de largo plazo. Para lograrlo se recurre a sistemas VAR y se realizan test de causalidad de Granger (1969). Los resultados obtenidos de los test de causalidad en sentido de Granger junto con los signos involucrados en dicha causalidad se exponen en los Apéndices D y E y se resumen en la Tabla 3-2.

Tabla 3-2 Sentido causal en sentido de Granger y signo de la misma

<i>No causalidad</i>	<i>G → R</i>	<i>R → G</i>	<i>G → R y R → G</i>
Catamarca	San Luis (+)	Chubut (+)	Salta (+; -)
Chaco		Corrientes (-)	Tierra del Fuego (-; +)
Entre Ríos		La Rioja (+)	
Jujuy		Mendoza (+)	
La Pampa		Misiones (+)	
Río Negro		Santiago del Estero (+)	

Nota: Los signos entre paréntesis hacen referencia al signo del coeficiente x, en la relación de causalidad donde x precede temporalmente a y.

Del análisis de la Tabla 3-2 y de los sistemas VAR varios resultados se desprenden. En primer lugar, 6 de las 15 provincias analizadas no poseen causalidad alguna en sentido de Granger. Las mismas son Catamarca, Chaco, Entre Ríos, Jujuy, La Pampa y Río Negro. De las 14 provincias restantes, 7 evidencian una causalidad en un solo sentido -6 de ellas de recursos hacia gastos y 1 de gastos hacia recursos-, mientras que 2 muestran una causalidad bidireccional. En segundo lugar, se puede observar que aproximadamente el 20% de las provincias argentinas poseen una relación causal en el sentido de Granger según la cual incrementos pasados de ingresos preceden temporalmente a aumentos de los gastos. Los resultados hallados para estas provincias son consistentes con las teorías del gobierno “leviathan” propuestas por Brennan y Buchanan, como así también con la hipótesis de “impuesto y gasto” de Friedman. En tercer lugar, solamente San Luis muestra una causalidad con signo positivo de gastos hacia recursos. Por último, 2 provincias –Salta y Tierra del Fuego- evidencian una dinámica causal bidireccional, aunque con signos opuestos.

Según los análisis realizados hasta el momento resulta imposible hacer mayores precisiones respecto de la importancia relativa de cada una de las relaciones causales que gobiernan la dinámica fiscal para Salta y Tierra del Fuego. Con la intención de desentrañarla se realiza en la próxima subsección un análisis de descomposición de varianza.

3.2.3 Descomposición de varianza para provincias con relación causal bidireccional

En esta subsección se utiliza la descomposición de varianza para entender mejor la interdependencia entre gastos e ingresos para las 2 provincias –Salta y Tierra del Fuego- que muestran una relación causal bidireccional, específicamente tratando de dilucidar si existe algún sentido causal que predomine.

La descomposición de varianza indica qué parte de la varianza del error de pronóstico de una variable puede ser atribuida a innovaciones de otra luego de cierta cantidad de períodos. Si los errores del sistema VAR están contemporáneamente correlacionados (para la provincia de Salta dicha correlación es de 0.76 y para Tierra del Fuego es 0.47), no es posible atribuir los shocks a una única variable, por lo cual resulta necesaria la identificación del modelo. Para esto se recurre a la descomposición de Cholesky, según la cual el orden de las ecuaciones propuestas para el VAR no es trivial. Por este motivo se efectúan los análisis con los ordenes $(\Delta g^R, \Delta t)$, la cual significa que el componente común en el término de error se asigna totalmente a los gastos,

mientras que un shock sobre los ingresos sólo afecta a esta variable en forma contemporánea, y en el orden (Δt , Δg^R), implicando lo opuesto. Los resultados se exponen en la Tabla 3-3 y 3-4 para Salta y Tierra del Fuego respectivamente.

Tabla 3-3 Descomposición de la varianza del error de pronóstico para la provincia de Salta

Porcentaje del error de pronóstico en	Periodos	Explicado por shocks en			
		Orden Δg^R , Δt		Orden Δt , Δg^R	
		Δg^R	Δt	Δg^R	Δt
Δg^R	1	100	0	42.15	57.84
	2	91.37	8.62	49.88	50.11
	3	91.17	8.82	50.69	49.30
	4	91.14	8.85	50.67	49.32
	5	91.13	8.86	50.68	49.31
	10	91.13	8.86	50.68	49.31
Δt	1	57.84	42.15	0	100
	2	57.47	42.52	39.42	60.57
	3	58.57	41.42	40.19	59.80
	4	58.50	41.49	40.25	59.74
	5	58.51	41.48	40.28	59.71
	10	58.51	41.48	40.28	59.71

Tabla 3-4 Descomposición de la varianza del error de pronóstico para la provincia de Tierra del Fuego

Porcentaje del error de pronóstico en	Periodos	Explicado por shocks en			
		Orden Δg^R , Δt		Orden Δt , Δg^R	
		Δg^R	Δt	Δg^R	Δt
Δg^R	1	100	0	78.22	21.77
	2	84.31	15.68	86.82	13.17
	3	80.81	19.18	87.71	12.28
	4	80.02	19.97	87.85	12.14
	5	79.85	20.14	87.88	12.11
	10	79.80	20.19	87.89	12.10
Δt	1	21.77	78.22	0	100
	2	37.76	62.23	29.90	70.09
	3	39.98	60.01	37.06	62.93
	4	40.36	59.63	38.61	61.38
	5	40.43	59.56	38.95	61.04
	10	40.45	59.54	39.04	60.95

Los resultados muestran que el orden establecido en la realización de la descomposición de Cholesky hace diferir los resultados de los porcentajes del error de pronóstico en cada una de las variables fiscales explicadas por shocks en las mismas. No obstante, la diferencia cualitativa y cuantitativa

difiere según la provincia en cuestión. Para la provincia de Salta se observan en el largo plazo importantes diferencias, pues si bien para el orden $(\Delta g^R, \Delta t)$ un 8.86% de la variabilidad del error de pronóstico de la variación del gasto es explicado por la variación en los ingresos, para el orden $(\Delta t, \Delta g^R)$ dicho porcentaje alcanza el 49.31%. Similarmente ocurre para la variabilidad del error de pronóstico de la variación de los ingresos, donde para el orden $(\Delta g^R, \Delta t)$ un 58.51% es explicado por la variación en los gastos, mientras que para el orden $(\Delta t, \Delta g^R)$ se reduce a un 40.28%. Contrariamente ocurre con Tierra del Fuego, donde en el largo plazo las diferencias entre las variabilidades de los errores de pronóstico de la variación de una de las variables fiscales explicado por variaciones en la otra no difieren significativamente según el ordenamiento impuesto en la descomposición de Cholesky. Mientras que para el orden $(\Delta g^R, \Delta t)$ un 20.19% de la variabilidad del error de pronóstico de la variación del gasto es explicado por la variación en los ingresos, para el orden $(\Delta t, \Delta g^R)$ dicho porcentaje alcanza el 12.10%. Similarmente ocurre para la variabilidad del error de pronóstico de la variación de los ingresos, donde para el orden $(\Delta g^R, \Delta t)$ un 40.45% es explicado por la variación en los gastos, mientras que para el orden $(\Delta t, \Delta g^R)$ se reduce a un 39.04%.

Por lo anteriormente expuesto se infiere que si bien ambas provincias poseen una causalidad en sentido de Granger que opera en ambos sentidos, para la provincia de Tierra del Fuego y bajo ambos ordenamientos de las ecuaciones del sistema VAR, el efecto de los gastos sobre los ingresos parece ser más importante que el inverso, pues mientras que el porcentaje de la variación del gasto debido a variaciones pasadas de los ingresos es del 20%, el porcentaje de variación de los ingresos debido a variaciones pasadas de los gastos es del 40%.

Resumiendo, para las provincias que muestran una relación de largo plazo el análisis de exogeneidad provee un criterio respecto de como alcanzar una mejor en la performance fiscal en el largo plazo para provincias con procesos débiles o no sostenibles, al mismo tiempo que indica como reducir el tamaño del sector público en provincias con procesos sostenibles fuertes. En este sentido, mientras que para la provincia de Formosa, la cual posee un proceso fiscal débil, sus esfuerzos deberían basarse en la disminución de recursos, la provincia de Neuquén debería actuar sobre ambas variables fiscales, tanto disminuyendo recursos como gastos. Por otra parte, para las provincias que evidencian un proceso sostenible en sentido fuerte y que desearan disminuir el tamaño del sector público deberían basarse en la disminución del gasto, para Buenos Aires y Santa Fe, en la reducción de sus

recursos, para Córdoba y San Juan, o en ambas formas para las provincias de Santa Cruz y Tucumán.

En relación a las provincias que no guardan una relación de largo plazo, el análisis de causalidad de Granger, brinda una guía relevante respecto de como utilizar las diferentes causalidades involucradas en sentido temporal para alcanzar una mejora en la performance fiscal. Las provincias de Chubut, La Rioja, Mendoza, Misiones y Santiago del Estero poseen una causalidad de recursos hacia gastos con signo positivo, por lo cual una mejora en la performance fiscal debería basarse en el establecimiento de restricciones legales en el déficit o en el endeudamiento, combinada con cortes discrecionales en el gasto. La provincia de Corrientes muestra una causalidad de recursos hacia gastos, pero con signo negativo, por lo cual una mejora fiscal, al menos en el corto plazo, podría alcanzarse mediante el aumento de los recursos. Cuando la causalidad entre las variables fiscales ocurre desde los gastos hacia los ingresos en la forma en que ocurre para San Luis -si bien un aumento de gastos aumenta los recursos, lo hace menos que proporcionalmente- el control del déficit puede lograrse a través de incrementos no anticipados de impuestos o mediante límites (legales) estrictos sobre el nivel de gasto público. Asimismo, si bien la provincia de Tierra del Fuego posee una causalidad que opera en ambos sentidos, el efecto de los gastos sobre los recursos parece, de acuerdo a la descomposición de Cholesky, más importante. Por lo cual, teniendo en cuenta los signos involucrados en dicha relación el esfuerzo debería basarse principalmente en incrementos no anticipados de impuestos o mediante límites (legales) estrictos sobre el nivel de gasto público.

4. Conclusiones

Como resultado global del análisis se obtiene que la performance de no sostenibilidad o sostenibilidad débil es un fenómeno generalizado para las provincias argentinas, solo las provincias de Buenos Aires, Córdoba, San Juan, Santa Cruz, Santa Fe y Tucumán evidencian un proceso fiscal que contrasta con esta performance general. Por este motivo, se sostiene que estos procesos generales de acumulación de deuda pública y persistencia en los déficits fiscales deben ser revertidos hacia su sendero estable. En cuanto a las estrategias más eficientes para lograrlo, las relaciones exogeneidad para aquellas provincias con una relación de largo plazo entre gastos y recursos, como así también los vínculos de causalidad en sentido de Granger entre los ingresos y los gastos para aquellas provincias sin una relación de largo plazo ofrecen una guía relevante. El resultado general de las mismas sugiere que

para 6 provincias –Catamarca, Chaco, Entre Ríos, Jujuy, La Pampa y Río Negro- no es posible mediante este análisis establecer una estrategia más eficiente tendiente a lograr la disciplina fiscal. Para alcanzar en el largo plazo una mejor performance Formosa debería basarse en disminuciones de recursos, mientras que Neuquén debería hacerlo a través de ambas variables.

Respecto de las posibles mejoras en la performance fiscal, al menos en el corto plazo, para 5 provincias –Chubut, La Rioja, Mendoza, Misiones y Santiago del Estero- la estrategia eficiente debería basarse principalmente en restricciones legales al déficit o al endeudamiento y cortes discrecionales en el gasto. Para la provincia de Corrientes, y San Luis y Tierra del Fuego el control del déficit podría lograrse principalmente a través de incrementos no anticipados de recursos o mediante límites (legales) estrictos sobre el nivel de gasto público. Mientras que para la provincia de Salta se requeriría de acciones sobre ambos lados del presupuesto.

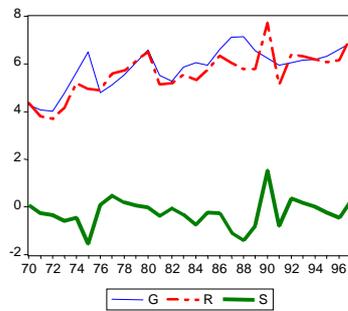
Por otra parte, las relaciones de exogeneidad halladas en aquellas provincias que muestran un proceso sostenible en sentido fuerte establecen una guía respecto de como podría alcanzarse una disminución del tamaño del sector público. En el caso de Buenos Aires y Santa Fe deberían basarse en la disminución del gasto, para Córdoba y San Juan en la reducción de los recursos, mientras que para Santa Cruz y Tucumán deberían hacerlo sobre ambas variables fiscales.

5. Apéndices

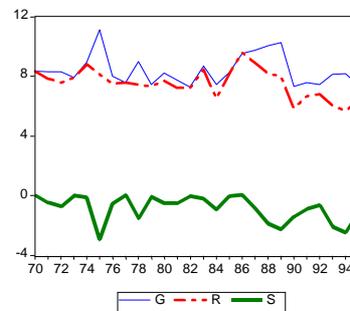
5.1 Apéndice A: Gráficos de series fiscales

Los gráficos muestran las series de gastos totales (G), ingresos o recursos totales (R) y superávit (S), todos como porcentaje del PBI provincial. Se considera el período 1970-1995, salvo para la provincia de Buenos Aires que abarca el período 1970-1997.

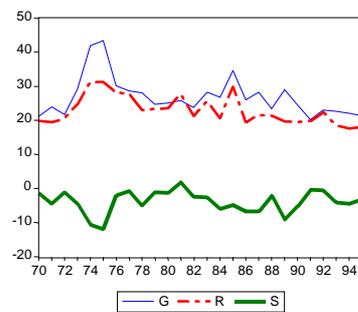
Buenos Aires



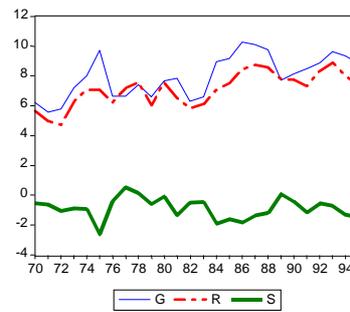
Chubut



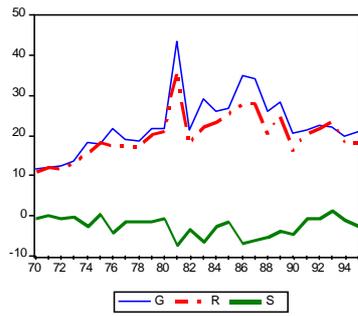
Catamarca



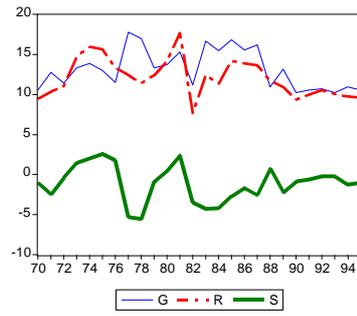
Córdoba



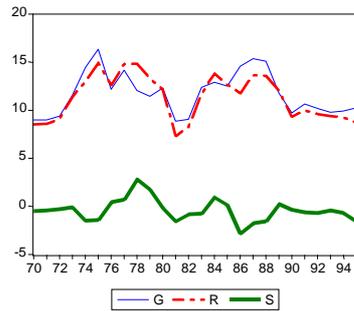
Chaco



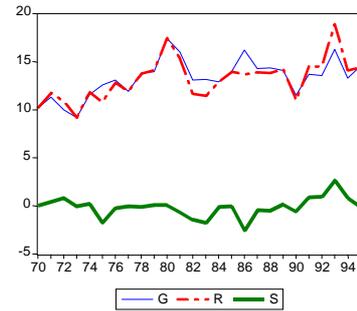
Corrientes



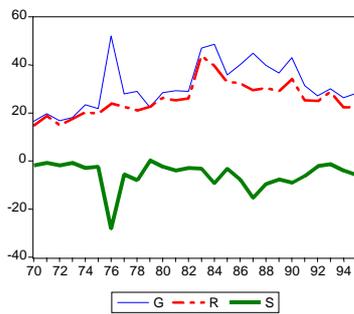
Entre Ríos



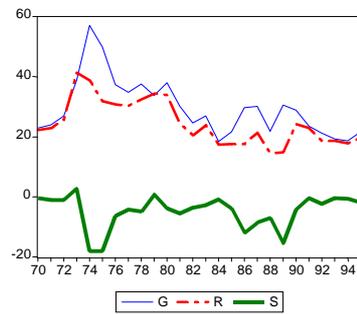
La Pampa



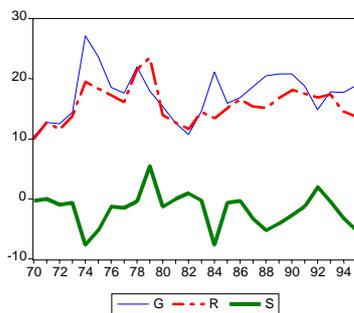
Formosa



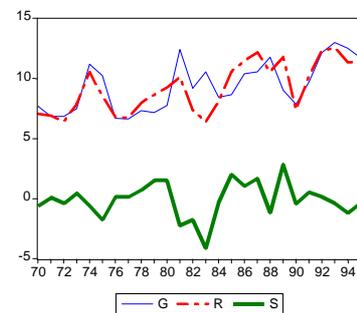
La Rioja



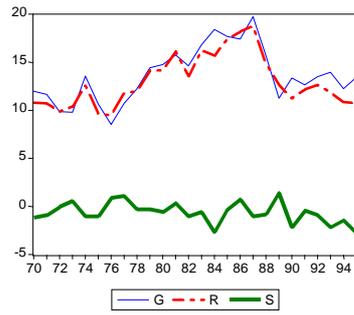
Jujuy



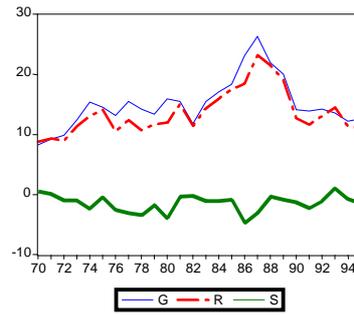
Mendoza



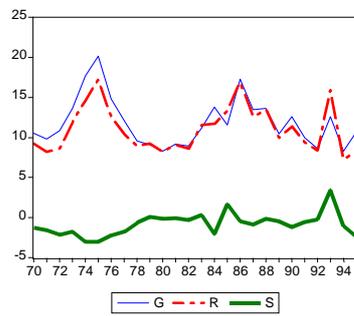
Misiones



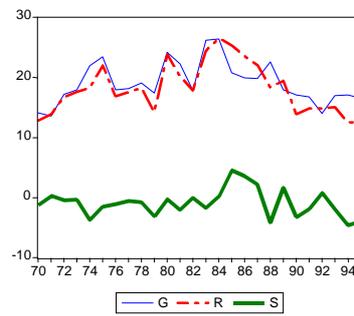
Salta



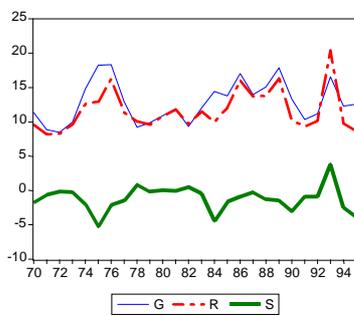
Neuquén



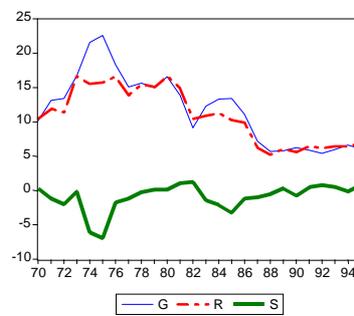
San Juan



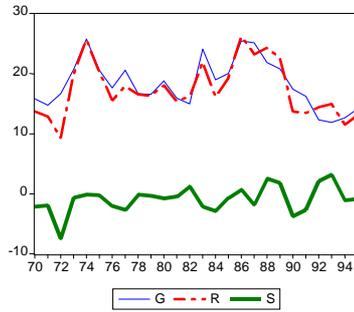
Río Negro



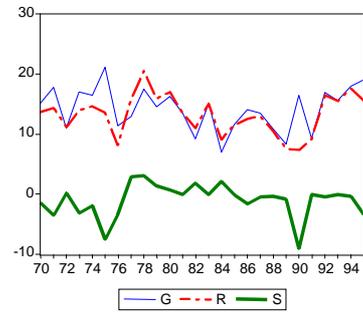
San Luis



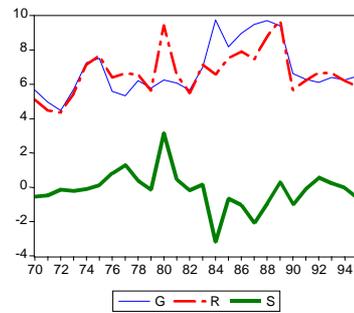
Santa Cruz



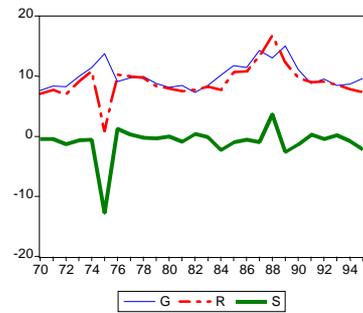
Tierra del Fuego



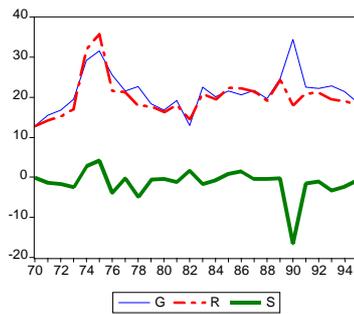
Santa Fe



Tucumán



Santiago del Estero



5.2 Apéndice B: Test de Raíces Unitarias

En las Tablas 5-1 se resumen los test de raíces unitarias Phillips y Perron (1988) para las variables usadas en el análisis. Para once variables fiscales se rechaza la hipótesis de la existencia de raíz unitaria al 5% de significatividad de acuerdo al test Phillips-Perron en favor de que las series son integradas de orden cero. Las mismas son: los ingresos fiscales para las provincias de Chaco, Corrientes, Jujuy, Río Negro, Santiago del Estero y Tierra del Fuego y, gastos para Corrientes, Jujuy, Río Negro, Santiago del Estero y Tierra del Fuego.

Tabla 5-1 Test de raíces unitarias

Provincia	Variable fiscal	$H_0 : I(1)$ vs. $H_1 : I(0)$			$H_0 : I(2)$ vs. $H_1 : I(1)$		
		$t_{\alpha=0.01}$	$t_{\alpha=0.05}$	$t_{\alpha=0.10}$	$t_{\alpha=0.01}$	$t_{\alpha=0.05}$	$t_{\alpha=0.10}$
Buenos Aires	g_t^R				•	•	•
	t_t				•	•	•
Chaco	g_t^R			•	•	•	•
	t_t		•	•	•	•	•
Catamarca	g_t^R				•	•	•
	t_t			•	•	•	•
Chubut	g_t^R			•	•	•	•
	t_t				•	•	•
Córdoba	g_t^R				•	•	•
	t_t				•	•	•
Corrientes	g_t^R		•	•	•	•	•
	t_t		•	•	•	•	•
Entre Ríos	g_t^R				•	•	•
	t_t				•	•	•
Formosa	g_t^R			•	•	•	•
	t_t				•	•	•
Jujuy	g_t^R		•	•	•	•	•
	t_t		•	•	•	•	•

La Pampa	g_i^R			•	•	•	•
	t_i			•	•	•	•
La Rioja	g_i^R				•	•	•
	t_i				•	•	•
Mendoza	g_i^R				•	•	•
	t_i				•	•	•
Misiones	g_i^R				•	•	•
	t_i				•	•	•
Neuquén	g_i^R			•	•	•	•
	t_i			•	•	•	•
Río Negro	g_i^R			•	•	•	•
	t_i	•	•	•	•	•	•
Salta	g_i^R				•	•	•
	t_i				•	•	•
San Juan	g_i^R			•	•	•	•
	t_i				•	•	•
San Luis	g_i^R					•	•
	t_i				•	•	•
Santa Cruz	g_i^R				•	•	•
	t_i				•	•	•
Santa Fe	g_i^R				•	•	•
	t_i			•	•	•	•
Santiago del Estero	g_i^R		•	•	•	•	•
	t_i		•	•	•	•	•
Tierra del Fuego	g_i^R	•	•	•	•	•	•
	t_i		•	•	•	•	•
Tucumán	g_i^R				•	•	•
	t_i			•	•	•	•

5.3 Apéndice C: Test de Cointegración y exogeneidad débil

La presente sección analiza, por un lado, la posible cointegración de las series fiscales para aquellas provincias cuyas series sean integradas de orden uno. Por otro lado, para las provincias que muestren una relación de largo plazo entre los gastos y recursos se realiza el test de exogeneidad débil propuesto por Johansen (1992), según el cual una variable del sistema es definida como exógena en sentido débil si la ecuación de dicha variable no responde ante desequilibrios de largo plazo. Por esto, el test propuesto por Johansen evalúa la significatividad estadística del coeficiente corrector de errores en cada ecuación del sistema. En este sentido, siguiendo a Ahumada y Garegnani (1999), partiendo de un sistema VAR en presencia de cointegración formado por un sistema de dos ecuaciones como:

$$\begin{aligned} y_t &= \Pi_{11} y_{t-1} + \Pi_{12} x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ x_t &= \Pi_{21} y_{t-1} + \Pi_{22} x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad \varepsilon_t \sim \text{IN}(0, \Omega)$$

donde $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ y $\Omega = (\omega_{ij})$, $i, j = 1, 2$

Es posible expresar este sistema en términos del mecanismo corrector de errores de esta forma:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_1 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \alpha_2 (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

donde α_1 y α_2 son los pesos que tienen el mecanismo corrector de errores respecto de la relación de largo plazo en cada ecuación y, δ es el coeficiente en la relación de largo plazo asociado a la variable x , dado que la normalización a 1 del coeficiente asociado a la variable y . Por los que el test de exogeneidad propuesto por Johansen no hace más que testear las hipótesis de que α_1 y α_2 son 0 en la forma descripta previamente.

Por cuestiones de exposición se presentan los resultados en dos tablas distintas según exista o no cointegración. La Tabla 5-2 muestran los estadísticos de los test de cointegración para aquellas provincias en las cuales no hay una relación de largo plazo. Mientras que la Tabla 5-3 muestra lo mismo, los resultados de los test de exogeneidad débil y el ajuste de la/las variables endógenas ante desvíos de la relación de largo plazo para las provincias en donde existe tal relación.

Tabla 5-2 Resultados del test de cointegración para provincias que no muestran una relación de largo plazo entre gastos e ingresos

	$\hat{\lambda}_i$	$H_0:r=p$	$Max \hat{\lambda}_i$			Tr		
Catamarca	0.398	p == 0	12.18	10.15	14.1	14.43	12.02	15.4
2 lags, const no restringida y d86	0.089	p <= 1	2.243	1.869	3.8	2.243	1.869	3.8
Chubut	0.296	p == 0	8.449	7.041	14.1	11.06	9.219	15.4
2 lags, const no restringida y d90	0.103	p <= 1	2.614	2.178	3.8	2.614	2.178	3.8
Entre Rios	0.377	p == 0	10.9	8.057	14.1	14.88	11	15.4
3 lags, const no restringida y d81	0.158	p <= 1	3.978*	2.94	3.8	3.978*	2.94	3.8
La Pampa	0.233	p == 0	6.38	5.317	14.1	11.18	9.316	15.4
2 lags, const no restringida	0.181	p <= 1	4.799*	3.999*	3.8	4.799*	3.999*	3.8
La Rioja	0.4	p == 0	12.26	10.22	14.1	13.85	11.54	15.4
2 lags, const no restringida y d73 d74 d81 d88 d90	0.064	p <= 1	1.592	1.327	3.8	1.592	1.327	3.8
Mendoza	0.35	p == 0	9.917	7.33	14.1	12.66	9.359	15.4
3 lags, const no restringida	0.112	p <= 1	2.745	2.029	3.8	2.745	2.029	3.8
Misiones	0.268	p == 0	7.506	6.255	14.1	9.499	7.916	15.4
2 lags, const no restringida	0.079	p <= 1	1.993	1.661	3.8	1.993	1.661	3.8
Salta	0.317	p == 0	9.185	7.654	14.1	12.51	10.42	15.4
2 lags, const no restringida	0.129	p <= 1	3.322	2.769	3.8	3.322	2.769	3.8
San Luis	0.302	p == 0	9.185	7.654	14.1	12.51	10.42	15.4
1 lags, const no restringida	0.129	p <= 1	3.322	2.769	3.8	3.322	2.769	3.8

Para cada provincia se indica:

1) la cantidad de lags necesarios y años en los que se consideran valores inusuales.

2) $Max \hat{\lambda}_i$ es el estadístico eigenvalue ($-\text{Tln}\hat{\lambda}_i$) y Tr es el estadístico Trace ($-\text{Tln}\sum(1-\hat{\lambda}_i)$). Para cada estadístico la segunda columna lo presenta ajustado por los grados de libertad y la tercera columna muestra los valores críticos al 95%.

Tabla 5-3 Resultados del test de cointegración y exogeneidad para provincias que muestran una relación de largo plazo entre gastos e ingresos

	λ_i	$H_0:r=p$	$Max \lambda_i$			Tr			
Buenos Aires (1 lag, const no restringida)	0.493	$p = 0$	18.35*	16.99*	14.1	22.18**	20.53**	15.4	
	0.132	$p <= 1$	3.833*	3.549	3.8	3.833*	3.549	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
	Ho: $\alpha_1=0$ $\chi^2 = 1.965$ [0.1609] Ho: $\alpha_2=0$ $\chi^2 = 6.831$ [0.0090] **			$\Delta R_t = -0.72 [R_{t-1} - 0.97G_{t-1}]$					
Córdoba (2 lags, const no restringida y d79 d90 d91)	λ_i	$H_0:r=p$	$Max \lambda_i$			Tr			
	0.361	$p = 0$	10.75	8.961	14.1	16.7*	13.91	15.4	
	0.219	$p <= 1$	5.945*	4.954*	3.8	5.945*	4.954*	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
Ho: $\alpha_1=0$ $\chi^2 = 4.102$ [0.0428] * Ho: $\alpha_2=0$ $\chi^2 = 0.797$ [0.3717]			$\Delta G_t = -0.97 [G_{t-1} - 0.74R_{t-1}]$						
Formosa (4 lags, const no restringida y d76 d83)	λ_i	$H_0:r=p$	$Max \lambda_i$			Tr			
	0.793	$p = 0$	34.7**	22.08**	14.1	38.95**	24.78**	15.4	
	0.175	$p <= 1$	4.246*	2.702	3.8	4.246*	2.702	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
Ho: $\alpha_1=0$ $\chi^2 = 8.053$ [0.0045] ** Ho: $\alpha_2=0$ $\chi^2 = 2.435$ [0.1186]			$\Delta G_t = -0.746 [G_{t-1} - 1.41R_{t-1}]$						
Neuquén (2 lags, const no restringida y d75 d86 d87 d93 d94)	λ_i	$H_0:r=p$	$Max \lambda_i$			Tr			
	0.407	$p = 0$	12.56	10.46	14.1	16.77*	13.97	15.4	
	0.160	$p <= 1$	4.208*	3.507	3.8	4.208*	3.507	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
Ho: $\alpha_1=0$ $\chi^2 = 7.858$ [0.0051] ** Ho: $\alpha_2=0$ $\chi^2 = 7.511$ [0.0061] **			$\Delta R_t = -0.67 [R_{t-1} - 0.13G_{t-1}]$ $\Delta G_t = -0.10 [G_{t-1} - 7.48R_{t-1}]$						
San Juan (2 lags, const no restringida)	λ_i	$H_0:r=p$	$Max \lambda_i$			Tr			
	0.474	$p = 0$	15.44*	12.87	14.1	17.86*	14.89	15.4	
	0.095	$p <= 1$	2.41	2.015	3.8	2.418	2.015	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
Ho: $\alpha_1=0$ $\chi^2 = 6.156$ [0.0131] * Ho: $\alpha_2=0$ $\chi^2 = 0.024$ [0.8759]			$\Delta G_t = -1 [G_{t-1} - 0.57R_{t-1}]$						

	λ_i	$Ho:r=p$	$Max \lambda_i$			Tr			
Santa Cruz (2 lags, const no restringida y d72 d82 d83)	0.76	$p = 0$	34.34**	28.61**	14.1	37.84**	31.54**	15.4	
	0.135	$p <= 1$	3.506	2.922	3.8	3.506	2.922	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
	$Ho: \alpha_1=0$	$\chi^2=4.460$ [0.0347] *	$\Delta R_t = -1[R_{t-1}-0.896G_{t-1}]$						
	$Ho: \alpha_2=0$	$\chi^2=21.878$ [0.0000] **							
Santa Fe (1 lag, const no restringida y d80 d84 d90)	0.701	$p = 0$	30.2**	27.78**	14.1	32.45**	29.85**	15.4	
	0.086	$p <= 1$	2.254	2.074	3.8	2.254	2.074	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
	$Ho: \alpha_1=0$	$\chi^2=0.353$ [0.5520]	$\Delta R_t = -0.744 [R_{t-1}-0.786G_{t-1}]$						
	$Ho: \alpha_2=0$	$\chi^2=14.554$ [0.0001] **							
Tucumán (1 lag, const no restringida y d75 d90)	0.904	$p = 0$	58.73**	54.03**	14.1	58.96**	54.24**	15.4	
	0.009	$p <= 1$	0.2304	0.212	3.8	0.2304	0.212	3.8	
	<i>LR test (r=1)</i>			<i>Equil correction term</i>					
	$Ho: \alpha_1=0$	$\chi^2=15.392$ [0.0001] **	$\Delta R_t = -0.75[R_{t-1}-1.19G_{t-1}]$						
	$Ho: \alpha_2=0$	$\chi^2=38.558$ [0.0000] **	$\Delta G_t = -0.43[G_{t-1}-0.85R_{t-1}]$						
<p>Para cada provincia se indica:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1) la cantidad de lags necesarios y años en los que se consideran valores inusuales. 2) los pesos α_1 y α_2 están asociados a los ajustes en las ecuaciones de gastos y recursos respectivamente. 3) $Max \lambda_i$ es el estadístico eigenvalue ($-T \ln \lambda_i$) y Tr es el estadístico Trace ($-T \ln \sum (1-\lambda_i)$). Para cada estadístico la segunda columna lo presenta ajustado por los grados de libertad y la tercera columna muestra los valores críticos al 95%. 4) LR test ($r=1$) es el estadístico likelihood ratio, asumiendo $rank=1$, que evalúa i) la hipótesis nula $\alpha_1=0$, es decir, que el peso del término corrector de errores es cero en la ecuación de gastos y, ii) la hipótesis nula $\alpha_2=0$, es decir, que el peso del término corrector de errores es cero en la ecuación de recursos. 5) el modelo corrector de errores y la variable a través de la cual se ajustan los desequilibrios respecto de la relación de largo plazo. 									

5.4 Apéndice D: Sistemas VAR

La Tabla 5-4 muestra los sistemas VAR hallados para las provincias sin relación de largo plazo. Los mismos consideran 1 y 2 lags.

Tabla 5-4 Sistemas VAR para provincias sin relación de largo plazo

Provincia	Variables independientes, R^2 y R^2 adj.	Variables dependientes			
		$K=1$		$K=2$	
		Δg_t	Δt_t	Δg_t	Δt_t
Catamarca	Δg_{t-1}	0.004	0.16	-0.13	0.14
	Δg_{t-2}			-0.44	0.01
	Δt_{t-1}	-0.22	-0.65**	0.13	-0.58*
	Δt_{t-2}			0.73	0.09
	R^2	0.03	0.28	0.16	0.29
	R^2 adj	-0.06	0.21	0.03	0.18
Chaco	Δg_{t-1}	-0.81	-0.27	-1.46**	-0.79
	Δg_{t-2}			-1.23*	-1.008*
	Δt_{t-1}	0.34	-0.21	1.05	0.28
	Δt_{t-2}			1.45*	1.06*
	R^2	0.32	0.29	0.44	0.43
	R^2 adj	0.29	0.26	0.35	0.34
Chubut	Δg_{t-1}	-0.56**	-0.32*	-0.81***	-0.27
	Δg_{t-2}			-0.50**	-0.05
	Δt_{t-1}	0.63**	-0.02	0.68**	-0.13
	Δt_{t-2}			0.67*	-0.14
	R^2	0.24	0.20	0.41	0.23
	R^2 adj	0.20	0.16	0.32	0.11
Corrientes	Δg_{t-1}	-0.29	-0.17	-0.37	-0.22
	Δg_{t-2}			-0.24	0.04
	Δt_{t-1}	-0.33	-0.30	-0.35	-0.31
	Δt_{t-2}			0.04	-0.09
	R^2	0.32	0.17	0.36	0.19
	R^2 adj	0.29	0.14	0.26	0.06
Entre Ríos	Δg_{t-1}	0.04	0.12	0.004	0.05
	Δg_{t-2}			-0.20	-0.04
	Δt_{t-1}	-0.08	0.01	-0.03	0.10
	Δt_{t-2}			0.09	-0.15
	R^2	0.002	0.02	0.02	0.05
	R^2 adj	-0.04	-0.02	-0.13	-0.09
Jujuy	Δg_{t-1}	-0.11	0.13	-0.14	0.19
	Δg_{t-2}			-0.31	0.06
	Δt_{t-1}	0.20	-0.09	0.28	-0.13

	Δt_{t-2}			-0.15	-0.40
	R^2	0.01	0.03	0.15	0.16
	$R^2 adj$	-0.03	-0.01	0.02	0.02
<i>La Pampa</i>	Δg_{t-1}	-0.17	0.15	-0.41	0.02
	Δg_{t-2}			-0.63	-0.47
	Δt_{t-1}	-0.10	-0.47	0.12	-0.37
	Δt_{t-2}			0.55	0.31
	R^2	0.09	0.14	0.17	0.17
	$R^2 adj$	0.05	0.10	0.04	0.03
<i>La Rioja</i>	Δg_{t-1}	-0.09	-0.02	-0.13	0.11
	Δg_{t-2}			-0.38	-0.06
	Δt_{t-1}	0.53	0.02	0.54	-0.06
	Δt_{t-2}			0.28	-0.36
	R^2	0.12	-0.0003	0.24	0.15
	$R^2 adj$	0.08	-0.04	0.12	0.01
<i>Mendoza</i>	Δg_{t-1}	-0.32	0.04	-0.46*	-0.08
	Δg_{t-2}			-0.35	-0.52**
	Δt_{t-1}	0.41	-0.11	0.51*	-0.04
	Δt_{t-2}			0.23	0.06
	R^2	0.12	-0.001	0.21	0.28
	$R^2 adj$	0.08	-0.04	0.08	0.16
<i>Misiones</i>	Δg_{t-1}	-0.48	-0.05	-0.73**	-0.22
	Δg_{t-2}			-0.63*	-0.19
	Δt_{t-1}	0.65*	-0.05	0.85**	0.10
	Δt_{t-2}			0.52	0.33
	R^2	0.14	0.012	0.31	0.05
	$R^2 adj$	0.11	-0.03	0.20	-0.10
<i>Río Negro</i>	Δg_{t-1}	0.29	0.30	0.62	0.75
	Δg_{t-2}			-0.21	0.06
	Δt_{t-1}	-0.27	-0.52	-0.63*	-1.04**
	Δt_{t-2}			-0.34	-0.71
	R^2	0.04	0.13	0.25	0.32
	$R^2 adj$	-0.002	0.09	0.13	0.22
<i>Salta</i>	Δg_{t-1}	0.61*	1.02***	0.59	1.08***
	Δg_{t-2}			-0.19	0.08
	Δt_{t-1}	-0.60*	-0.83***	-0.50	-0.91**
	Δt_{t-2}			0.29	0.10
	R^2	0.15	0.42	0.18	0.45
	$R^2 adj$	0.11	0.39	0.05	0.37

<i>San Luis</i>	Δg_{t-1}	0.32	0.36*	0.37	0.40*
	Δg_{t-2}			-0.52*	-0.03
	Δt_{t-1}	-0.07	-0.42	0.08	-0.43
	Δt_{t-2}			0.40	-0.03
	R^2	0.07	0.14	0.23	0.15
	$R^2 adj$	0.03	0.11	0.11	0.02
<i>Santiago del Estero</i>	Δg_{t-1}	-0.39*	0.023	-0.48*	0.17
	Δg_{t-2}			-0.21	0.18
	Δt_{t-1}	0.44**	-0.11	0.48*	-0.20
	Δt_{t-2}			0.06	-0.28
	R^2	0.19	0.009	0.23	0.06
	$R^2 adj$	0.16	-0.03	0.11	-0.09
<i>Tierra del Fuego</i>	Δg_{t-1}	-0.99***	-0.61***	-1.05***	-0.55**
	Δg_{t-2}			-0.19	0.12
	Δt_{t-1}	0.73**	0.37	0.64**	0.34
	Δt_{t-2}			0.02	-0.35
	R^2	0.53	0.40	0.54	0.45
	$R^2 adj$	0.50	0.37	0.47	0.37

Nota: *, ** y *** indican que se rechaza la hipótesis nula a niveles de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente. K es el número de lags utilizados en la estimación.

5.5 Apéndice E: Test de causalidad de Granger

El test propuesto por Granger (1969) evalúa si una variable x precede temporalmente a otra variable y . Se dice que “ x causa en sentido de Granger a y ” si x ayuda a la predicción de y . El test requiere la cantidad de lags que se desean usar, por esto se evalúa la causalidad en sentido de Granger con 1 y 2 lags alternativamente y sólo en caso que los resultados de las relaciones causales no coincidan bajo ambas estructuras de lags se realizan test de Likelihood Ratio (LR), Akaike Information Criteria (AIC) y Schwarz Criteria (SC) que sugieran la estructura de lags apropiada.

Provincia	Hipótesis	$K=1$	$K=2$	Conclusión
		χ^2	χ^2	
Catamarca	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.77	0.42	⇒ No hay causalidad
	<i>R no causa en sentido a G</i>	0.38	3.31	
Chaco	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.45	4.78*	⇒ No hay causalidad ¹¹
	<i>R no causa en sentido a G</i>	0.30	3.96	
Chubut	<i>G no causa en sentido a R</i>	3.75*	2.01	⇒ R→G (+) ¹²
	<i>R no causa en sentido a G</i>	4.33**	7.05**	
Corrientes	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.51	0.67	⇒ R→G (-) ¹³
	<i>R no causa en sentido a G</i>	2.76*	2.89	
Entre Ríos	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.13	0.03	⇒ No hay causalidad
	<i>R no causa en sentido a G</i>	0.05	0.05	
Jujuy	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.62	1.13	⇒ No hay causalidad
	<i>R no causa en sentido a G</i>	0.36	1.06	
La Pampa	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.10	0.83	⇒ No hay causalidad
	<i>R no causa en sentido a G</i>	0.11	2.27	

¹¹ El test LR y el SC favorecen la elección de 1 lags, mientras que el AIC es casi idéntico.

¹² El test LR y el AIC favorecen la elección de 2 lags, mientras que el SC favorece la elección de un modelo VAR con 1 lag.

¹³ El test LR, el AIC y el SC favorecen la elección de 1 lag.

<i>La Rioja</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.007	0.50	⇒ R→G (+) ¹⁴
	<i>R no causa en sentido a G</i>	2.86*	3.23	
<i>Mendoza</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.04	6.00**	⇒ R→G (+) ¹⁵
	<i>R no causa en sentido a G</i>	2.82*	3.67	
<i>Misiones</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.04	0.57	⇒ R→G (+)
	<i>R no causa en sentido a G</i>	3.57*	5.01*	
<i>Río Negro</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.51	2.80	⇒ No hay causalidad
	<i>R no causa en sentido a G</i>	0.99	3.87	
<i>Salta</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	15.98***	15.58***	⇒ Causalidad bidireccional ¹⁶ R→G (-) G→R (+)
	<i>R no causa en sentido a G</i>	3.50*	3.44	
<i>Santiago de Estero</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	0.009	0.54	⇒ R→G (+) ¹⁷
	<i>R no causa en sentido a G</i>	4.33**	4.19	
<i>Tierra del Fuego</i>	<i>G no causa en sentido a R</i>	12.58***	12.40***	⇒ Causalidad bidireccional ¹⁸ R→G (+) G→R (-)
	<i>R no causa en sentido a G</i>	6.38**	4.60	

¹⁴ El test LR y el SC favorecen la elección de 1 lag, mientras que el AIC favorece la elección de 2 lags.

¹⁵ El test LR y el SC favorecen la elección de 1 lag, mientras que el AIC favorece la elección de 2 lags.

¹⁶ El test LR, el AIC y el SC favorecen la elección de 1 lag.

¹⁷ El test LR, el AIC y el SC favorecen la elección de 1 lag.

¹⁸ El test LR, el AIC y el SC favorecen la elección de 1 lag.

5. 6 Apéndice F: Crisis de deuda reciente de la provincia de Buenos Aires

Este apéndice no tiene como propósito hacer un análisis de los determinantes de la reciente declaratoria de default de la provincia de Buenos Aires, sino remarcar los alcances y limitaciones de la metodología utilizada.

El análisis de sostenibilidad para que para la provincia de Buenos Aires halla una sostenibilidad fuerte en los procesos fiscales. Según se explica en la pagina 7 esta categoría implica que no habría problemas futuros de acuerdo al estado actual de la situación. Para poder comprender lo que a priori parecería ser una “falla” en el resultado del trabajo, dada la reciente crisis de deuda de la provincia de Buenos Aires, es necesario tener en cuenta el periodo de análisis y la evolución de ciertas variables provinciales con posterioridad a este periodo. Tal como muestra la Tabla 5-5, los indicadores de deuda provincial con posterioridad a 1997 fueron empeorando continuamente. El volumen de deuda, la deuda per cápita y como proporción del PBI crecieron más de un 200% entre 1996 y el 2000, con fuertes aumentos luego de 1998.

Tabla 5-5 Evolución de Deuda, Deuda per cápita y porcentaje de Deuda como proporción del PBI para la provincia de Buenos Aires

	1996	1997	1998	1999	2000
<i>Obligaciones de mediano y largo plazo (mill. de \$)</i>	1112	1212	1320	2036	3863
<i>Deuda per capita</i>	82.6	88.8	95.4	145.2	271.8
<i>Deuda/PBI</i>	1.2%	1.2%	1.3%	2.1%	3.9%

Fuente: Dirección de Política de Financiamiento y Crédito Público

Otro elemento a considerar para evaluar la performance presupuestaria y de deuda es la calificación de riesgo crediticio que diferentes calificadoras de riesgo calculan para los bonos de la provincia de Buenos Aires. En este sentido, la secuencia temporal de dichas calificaciones puede dar luz respecto de la performance provincial. La Tabla 5-6 muestra el notable empeoramiento de la calificación de la provincia desde 1999.

Tabla 5-6 Reportes de calificación de la provincia de Buenos Aires realizada por la calificadora Moody's

<i>Fecha</i>	<i>Reporte</i>
<i>Julio de 1998</i>	Aumenta (mejora) la calificación de B1 a Ba3
<i>Octubre de 1999</i>	Disminuye (empeora) la calificación de Ba3 a B1
<i>Junio de 2001</i>	Disminuye (empeora) la calificación de B1 a B2
<i>Julio de 2001</i>	Disminuye (empeora) la calificación de B2 a Caa1
<i>Noviembre de 2001</i>	Disminuye (empeora) la calificación de Caa1 a Caa3

Fuente: Moody's

Es decir, independientemente de las posibles limitaciones metodológicas señaladas en el texto principal se observa que la performance fiscal provincial ha evidenciado un notable cambio con posterioridad al periodo de análisis, haciendo que la calificación de sostenible en sentido fuerte obtenida en el trabajo no contradiga la reciente performance crediticia de la provincia de Buenos Aires.

Referencias

- Ahumada, H. y M. Garegnani (1999), "Default and devaluation risk in Argentina: Long-run and exogeneity in different systems", mimeo.
- Aka, F. y B. Decaluwé (1999), "Causality and comovement between tax rate and budget deficits: Further evidence from developing countries", Working Paper 9911, Laval University, Canada.
- Anderson, W., M. Wallace y J. Warner (1986), "Government spending and taxation: What causes what?", *Southern Economic Journal*, January, 630-639.
- Baffes, J. y A. Shah (1994), "Causality and comovement between taxes and expenditures: Historical evidence from Argentina, Brazil and Mexico", *Journal of Development Economics* 44, 311-331.
- Barro, J. (1974), "Are government bonds new wealth?", *Journal of Political Economy* 82, 1095-1117.
- Barro, J. (1979), "On the determination of Public Debt", *Journal of Political Economy* 87, 940-971.
- Blackley, P. (1986), "Causality between revenues and expenditures and the size of the federal budget", *Public Finance Quarterly* 14, 139-156.
- Blanchard, O., J. Chouraqui, R. Hagemann, N. Sartor (1990), "The sustainability of fiscal policy: New answers to an old question". *OECD Economic Studies* 15, Autumn: 7-36.
- Brennan, G. y J. Buchanan (1980), "The power to tax: Analytical foundations of the fiscal constitution", Cambridge University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Castro, F., J. Gonzalez-Páramo y P. Hernández de Cos (2001), "Evaluating the dynamics of fiscal policy in Spain: Patterns of interdependence and consistency of public expenditure and revenues", Documento de trabajo Banco de España N°0103.
- Chari, V. y H. Cole (1993), "A contribution to the theory of pork barrel spending", Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report N°156.
- Enders, W. (1995), "Applied econometric time series", John Wiley & Sons.

- Engle, R. y C. Granger (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Engle, R., D. F. Hendry, y J. Richard (1983), "Exogeneity" *Econometrica*, 51, 277-304.
- Friedman, M. (1978), "The limitations of tax limitations", *Policy Review*, summer, 7-14.
- Granger, C. (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica* 37, 424-438.
- Gregory, A. y B. Hansen (1996), "Residual-based test for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics* 70, 99-126.
- Hakkio, C. Y M. Rush (1991), "Is the budget deficit too large?", *Economic Inquiry* 24, 429-445.
- Hamilton, J. (1994), "Time series analysis", Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hansen, P. (2000), "Structural breaks in the cointegrated vector autoregressive model", mimeo, Dept. of Economics, University of California, San Diego.
- Hatemi-J, A. (1999), "Fiscal policy in Sweden: Effects of EMU criteria convergence", Lund University working paper N°1999:5.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autorregresive models", *Econometrica* 60, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992), "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", *Journal of Econometrics* 52, 389-402
- Johansen, S. (1995), "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models", Oxford University Press.
- Joulfaian, D. y R. Mookerjee (1991), "Dynamics of government revenues and expenditures in industrial economies", *Applied Economics* 23, 1839-1844.
- Keynes, J. (1923), "A tract on monetary reform", The Collected Writings of John Maynard Keynes Vol. IV, Macmillan, 1971.
- Meltzer, A. y S. Richard (1981), "A rational theory of the size of the government", *Journal of Political Economy* 89, 914-927.

Miller, S. y F. Russek (1990), "Co-integration and error correction models: The temporal causality between government taxes and spending", *Southern Economic Journal*, agosto, 221-229.

Owoye, O. (1995), "The causal relationship between taxes and expenditures in the G7 countries: cointegration and error-correction models", *Applied Economics Letters* 2, 19-22.

Payne, J. (1998), "The tax-spend debate: Time series evidence from state budgets", *Public Choice* 95, 307-320.

Peacock, A. y J. Wiseman (1979), "Approaches to the analysis of government expenditure growth", *Public Finance Quarterly* 7, 3-23.

Phillips, P. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, 335-346.

Quintos, C. (1995), "Sustainability of the deficit process with structural shifts", *Journal of Business & Economic Statistics* 13, 409-417.

Ram, R. (1988), "Additional evidence on causality between revenues and government expenditure", *Southern Economic Journal*, January, 763-769.

Roubini, N. y J. Sachs (1989), "Political and economic determinants of budget deficits in industrial democracies", *European Economic Review* 33, 903-938.

Seo, B. (1998), "Test for structural change in cointegrated systems", *Econometric Theory* 14, 409-417.

Trehan, B. y C. Walsh (1988), "Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 425-444.

Trehan, B. y C. Walsh (1991), "Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits", *Journal of Money, Credit and Banking* 23, 206-223.

Tornell, A. y A. Velasco (1995), "Fixed versus flexible exchange rates: Which provides more fiscal discipline?", NBER working paper N°5108.

Velasco, A. (1997), "A model of endogenous fiscal deficits and delayed fiscal reforms", NBER working paper N°6336.

Von Hagen, J. (1992), "Budgeting procedures and fiscal performance in the European Communities", Commission of the European Communities, *Economic Papers* 96, October.

White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica* 48, 817–838.

**SOSTENIBILIDAD DE LAS POLÍTICAS FISCALES, EXOGENEIDAD
Y CAUSALIDAD ENTRE INGRESOS Y GASTOS PARA LAS
PROVINCIAS ARGENTINAS**

GUILLERMO VÚLETIN

RESUMEN

Clasificación JEL: C32, H71, H72.

Este trabajo analiza primeramente la sostenibilidad de los procesos fiscales para las provincias argentinas. En segundo lugar indaga las relaciones de exogeneidad y causalidad en sentido de Granger entre gastos e ingresos, para brindar una guía relevante en la reducción de los déficits, como así también, para comprender como debería ser el ajuste para reducir el tamaño del sector público.

Los resultados revelan que la mayoría de las provincias muestran procesos fiscales débiles o no sostenibles y que las estrategias para mejorar dicha situación son variadas, al igual que las estrategias que reducirían el tamaño del sector público.

**SUSTAINABILITY OF FISCAL POLICIES, EXOGENEITY AND
CAUSALITY BETWEEN REVENUES AND EXPENDITURES FOR
THE ARGENTINE PROVINCES**

GUILLERMO VÚLETIN

SUMMARY

JEL Classification: C32, H71, H72.

This paper analyzes firstly the sustainability of fiscal processes for the Argentine provinces. Secondly it inquires about the exogeneity and Granger causality between revenues and expenditures, not only to offer a relevant guide to achieve a reduction in fiscal deficits, but also to understand what the adjustment should be like to reduce the size of the public sector.

The results show that most provinces have weak or unsustainable fiscal processes and that the strategies to improve such situation are diverse, just as the strategies that would reduce the size of the public sector.