

Informe Final

Mateo Marzano

April 2022

Resumen

En este trabajo analizaremos los efectos dinámicos del gasto público y los impuestos sobre la actividad económica en Argentina luego del 2004. Utilizaremos un modelo VAR estructural para identificar las funciones de impulso respuesta. La información empleada proviene del ministerio de hacienda y del Instituto Nacional de Estadística y Censos.

Los resultados muestran un efecto negativo sobre el producto bruto interno tanto de los shocks provenientes del gasto público, como de los impuestos. También muestran la no independencia dentro de la política fiscal.

Contents

1	Introducción	4
2	Metodología	5
2.1	El modelo VAR	5
2.2	Identificación	7
2.3	Impulso respuesta	8
3	Datos	9
3.1	Gasto publico	9
3.2	Presión tributaria	10
3.3	Estacionariedad y estabilidad	11
3.4	Causalidad de Granger	11
4	Dinámica	12
4.1	Efectos de un shock en impuestos	12
4.2	Efectos de un shock en el gasto	13
5	Comentarios finales	14
6	Anexo	14
6.1	Estabilidad	14
6.2	Anexo estadístico	15

1 Introducción

En este trabajo analizaremos los efectos dinámicos del gasto publico y los impuestos sobre la actividad económica en Argentina luego del 2004. Utilizaremos un modelo VAR estructural para identificar las funciones de impulso respuesta. La información empleada proviene del ministerio de hacienda y del Instituto Nacional de Estadística y Censos.

Si bien los modelos VAR son utilizados hace ya mucho tiempo, en un principio fueron empleados para evaluar los efectos de la política monetaria, en trabajos como Dulcich (2015) y Bernanke y Mihov (1998). Aunque, luego comenzaron a ser aplicados en la política fiscal, dentro de los primeros trabajos podemos mencionar a Blanchard y Perotti (2002), Perotti (2004), Giordano et al.(2007) y Mountford y Uhlig (2009). Por ultimo, devinieron trabajos donde se utilizan los modelos VAR para evaluar políticas de austeridad, donde podemos citar a Alesina et al.(2020), que reúne algunos de sus trabajos previos.

Los modelos VAR tienen principalmente dos ventajas para ser utilizados en la evaluación de políticas fiscales a diferencia de sus pares monetarias. En primer lugar, las variables dentro del presupuesto se mueven por diversas razones, no solamente por movimientos en el producto. Por eso mismo, las podemos tomar como variables exógenas. En segundo lugar, las respuestas de la política fiscal a los movimientos en el producto suelen ser automáticas y con menor tiempo entre su implementación e impacto, con respecto a la política monetaria.

A su vez, existe una gran diferencia en cuanto a los resultados dependiendo la región o país, en el cual se implemente dicho modelo. Por su parte, en los países de la OCDE suelen presentarse respuestas positivas del producto ante un shock en el gasto y un efecto negativo ante un incremento de los impuestos. Esto se puede ver tanto en Auerbach y Gorodnichenko (2010) como en Alesina et el.(2015). En cuanto a Argentina, los resultados obtenidos concuerdan, en gran parte, con los de Rezk et al.(2006), donde vemos un efecto muy suave de la política fiscal sobre el producto, pero en particular vemos que un crecimiento del gasto reduce el nivel de actividad.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 explicamos la metodología a utilizar, con la identificación de un modelo VAR en forma reducida y su transformación hacia una estructural. También, explicamos como interpretar los errores de pronostico y como emplearlos para que nos sean útiles en el caso de las funciones impulso respuesta. En la sección 3 analizamos los datos, observamos la serie histórica de gasto e impuestos sobre producto y ensayamos algunas conclusiones. En la seccion 4 desarrollamos el modelo y vemos su dinamica con los datos explicitados anteriormente. En la seccion 5 evaluamos algunas conclusiones. Y por ultimo, en la seccion 6 se encuentra un anexo con algunos resultados sobre los datos utilizados y demostraciones.

2 Metodología

Las variables endógenas que utilizaremos en nuestro modelo, serán el gasto corriente, el ingreso corriente y el producto bruto interno a precios corrientes con base en 2004. Dado que los efectos del gasto y de los ingresos en el producto son presumiblemente no independientes, tal como señalan Blanchard y Perotti (2002)¹, es necesario incluir a ambas para evaluar políticas fiscales.

De este modo, definimos al gasto corriente como el total de erogaciones realizadas por el gobierno, incluyendo compra de bienes y servicios, gasto de capital y para consumo, dentro de un año. Además, los ingresos corrientes corresponden al total de lo recaudado por el gobierno dentro de un año, menos las transferencias.

Para la siguiente sección, desarrollaremos el modelo VAR, en forma reducida, para explicar sus inconvenientes a la hora de evaluar los shocks de políticas fiscales. Luego, por medio de la descomposición de Cholesky² transformaremos el VAR a su forma estructural, pudiendo identificar la naturaleza del shock. Cabe aclarar que, en términos de practicidad, realizaremos la descomposición de Cholesky para un VAR con dos ecuaciones simultaneas, pero luego en la identificación utilizaremos el modelo en sí, que contiene un sistema de tres ecuaciones.

2.1 El modelo VAR

Un modelo VAR, en forma estructural, de dos ecuaciones se puede expresar de la siguiente forma:

$$y_t = -b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (1)$$

$$z_t = -b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (2)$$

Donde, y_t se ve afectada por los valores presentes y pasados de y_t y z_t , y lo mismo corre para la segunda ecuación que define a z_t . Este sistema permite el feedback entre las variables, $-b_{12}$ es el efecto contemporáneo³ de un cambio de una unidad de z_t en y_t . A su vez tanto ϵ_{yt} como ϵ_{zt} son shocks incorporados a y_t y z_t . Cabe destacar que, si $-b_{12}$ no es cero, ϵ_{zt} tiene un efecto indirecto sobre y_t y, si $-b_{21}$ no es cero, ϵ_{yt} tiene un efecto indirecto sobre z_t .

Este modelo nos presenta una dificultad a la hora de estimarlo ya que como z_t tiene un efecto contemporáneo sobre y_t , y viceversa, no es posible estimarlo por mínimos cuadrados ordinarios. De hecho, la estimación por mínimos cuadrados

¹Tanto en este paper, como en Puig (2014) muestran que los resultados del multiplicador del gasto público suelen ser pequeños. Y además, tienen un impacto negativo sobre la inversión del sector privado. Por eso mismo, es un concepto con el cual es difícil evaluar política económica

²Uno de los primeros trabajos en aplicar esta descomposición a la economía fue Sims (1980).

³Los cambios contemporáneos nos sirven para diferenciar una variable endógena de una exógena. Por ejemplo, para considerar a z_t como exógena no debería estar afectada por el valor contemporáneo de y_t .

no es posible debido a que los residuos estarían correlacionados. Para solucionar este inconveniente, y poder estimar el VAR estructural, comenzaremos por llevarlo a su forma reducida. Entonces, teniendo en cuenta que podemos expresar el anterior sistema en una sola ecuación:

$$AX_t = A_1X_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Siendo,

$$A = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, X_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, A_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \\ X_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Con lo cual si ahora multiplicamos por A^{-1} y obtenemos el VAR en su forma reducida:

$$X_t = B_1X_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Donde $B_1 = A^{-1}A_1$ y $e_t = A^{-1}\epsilon_t$.

Con el motivo de llevarlo a un sistema de ecuaciones, podemos decir que a_{ij} es el elemento de la fila i y la columna j de la matriz A_1 , y también definimos a e_{it} como el elemento i del vector e_t . Asimismo, podemos reescribir (4) como:

$$y_t = a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (5)$$

$$z_t = a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (6)$$

Acá podemos distinguir la principal diferencia entre las ecuaciones (1) y (2) con respecto a (5) y (6), las primeras se denominan VAR estructural mientras que las segundas VAR reducido. Aquí la diferencia se encuentra en los términos de los residuos debido a que, en la segunda forma, e_{1t} y e_{2t} están compuestos de los dos shocks ϵ_{yt} y ϵ_{zt} . Dado que $e_t = B^{-1}\epsilon_t$ podemos llegar a la siguiente expresión de e_{1t} y e_{2t} :

$$e_{1t} = (\epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21})$$

$$e_{2t} = (\epsilon_{zt} - b_{21}\epsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21})$$

o lo que es lo mismo:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1 - b_{12}b_{21})} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (7)$$

En este caso, llegamos a los errores de pronóstico, que son útiles en caso de querer utilizar el VAR para examinar el valor futuro de las variables endógenas mientras el entorno sigue constante⁴. Aunque, si queremos examinar distintos

⁴Notar la diferencia entre pronóstico y predicción. El pronóstico nos indica el valor futuro, en caso de que todo permanezca como antes. Mientras que una predicción es un enunciado condicional, del tipo "si sucede esto, entonces pasara esto otro".

tipos de shocks tenemos que hallar una forma de identificar ϵ_{yt} y ϵ_{zt} . Para esto podemos utilizar la teoría económica ⁵ o la descomposición de Cholesky. Para alcanzar el objetivo de esta sección utilizaremos la descomposición de Cholesky, aunque para identificar nuestro modelo utilizaremos intuición económica.

Entonces, para este caso debemos asumir que $b_{12} = 0$, que es similar a tomar como supuesto que z_t no tiene ningún efecto contemporáneo sobre y_t . De este modo, llegamos a que:

$$\begin{aligned} e_{1t} &= \epsilon_{yt} \\ e_{2t} &= -b_{21}\epsilon_{yt} + \epsilon_{zt} \end{aligned}$$

Despejamos ϵ_{yt} y ϵ_{zt} :

$$\begin{aligned} \epsilon_{yt} &= e_{1t} \\ \epsilon_{zt} &= e_{2t} + b_{21}e_{1t} \end{aligned}$$

Como se puede ver en Enders (2015), el numero de restricciones que debemos aplicarle a los errores de pronóstico es igual a $(n^2 - n)/2$. Esto es equivalente a igualar todos los elementos por encima de la diagonal principal a cero ⁶.

2.2 Identificación

Como señalamos previamente, nuestro modelo consta de tres variables endógenas, el logaritmo natural del gasto corriente, el ingreso corriente y el producto bruto interno a precios corrientes en base 2004. Entonces, para resolver nuestro modelo debemos hacer algunos supuestos. En este caso, tal como señala Perotti (2004) tomaremos que el gasto corriente no tiene efectos contemporáneos sobre el producto bruto interno, como así tampoco lo tendrá en la recaudación. También, supondremos que el gasto público no tiene efectos corrientes sobre los ingresos corrientes.

De este modo, nos queda el siguiente modelo VAR estructural:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{11}y_{t-1} + a_{12}g_{t-1} + a_{13}t_{t-1} + \epsilon_{yt} \\ t_t &= b_{21}y_t + a_{21}y_{t-1} + a_{22}g_{t-1} + a_{23}t_{t-1} + \epsilon_{tt} \\ g_t &= b_{31}y_t + b_{32}t_t + a_{31}y_{t-1} + a_{32}g_{t-1} + a_{33}t_{t-1} + \epsilon_{gt} \end{aligned} \tag{8}$$

Con lo cual la matriz A, queda de la siguiente forma:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -b_{21} & 1 & 0 \\ -b_{31} & -b_{32} & 1 \end{pmatrix} \tag{9}$$

⁵Esto equivale a asumir que una variable endógena no tiene efectos contemporáneos sobre otra.

⁶En este sentido, nuestros grados de libertad son limitados, esencialmente queda en el investigador en que orden coloca las variables para que las restricciones tengan sentido económico.

Y su inversa es:

$$A^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ c_{21} & 1 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

Por lo que sabemos de la demostración en la sección anterior,

$$e_t = A^{-1}\epsilon_t \quad (11)$$

Siendo e_t los residuos en su forma reducida, A contiene la matriz inversa de los efectos contemporáneos de las variables endógenas y ϵ_t es un vector que incluye los shocks estructurales, los cuales buscamos estimar.

Podemos llevar la expresión previa al siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} e_{yt} &= \epsilon_t^y \\ e_{tt} &= c_{21}\epsilon_t^y + \epsilon_t^t \\ e_{gt} &= c_{31}\epsilon_t^y + c_{32}\epsilon_t^t + \epsilon_t^g \end{aligned} \quad (12)$$

La forma reducida de los residuos e_{yt} , e_{gt} y e_{tt} no tiene por si misma un sentido económico, sino que son combinaciones lineales de los shocks estructurales del gasto corriente, de la recaudación y del producto bruto interno.

La primera ecuación nos indica que los movimientos inesperados del PBI pueden deberse a shocks imprevistos en el PBI o en los ingresos corrientes. En cuanto a la segunda, la interpretación es similar, solo que también esta atado a shocks estructurales del gasto corriente. Y por ultimo, los movimientos inesperados en la recaudación deben estar ligados a la respuesta a un shock estructural en el PBI o en la recaudación misma.

2.3 Impulso respuesta

Como asumimos al principio de esta sección, el gasto y el ingreso corrientes no son variables independientes, con lo cual sus errores e_{gt} y e_{tt} están colacionados. En este sentido, analizar la respuesta a un impulso que viene dado por los errores de pronostico no seria muy preciso ya que un shock en una variable estará acompañado por un shock en otra variable. Para evitar esto, realizamos la descomposición de Cholesky y de esto modo podremos ver los shocks estructurales de forma aislada.

Con el fin de ser mas precisos, las funciones estructurales de impulso respuesta muestran la dinámica de una variable endógena ante un shock inesperado en alguna otra variable. Este shock estructural afecta a cada una de las variables del modelo, incluyéndose a ella misma.

Con el objetivo de implementar esta metodología primero estimaremos un VAR en su forma reducida para obtener el vector e_t , que contiene los errores de ruido blanco. Posteriormente, haremos la descomposición para obtener la matriz A , en base al modelo reducido, y de esta manera construiremos los shocks estructurales en ϵ_t . A partir de aquí, aislaremos cada uno de estos shocks y los incorporaremos al VAR reducido para determinar las variables endógenas. Así podremos ver los efectos aislados ya sea de un incremento en el gasto corriente o en la recaudación por medio de la función de impulso respuesta.

3 Datos

Para el caso argentino, nuestras 3 variables macroeconómicas de interés son: el gasto publico corriente, los ingresos corrientes y el producto bruto interno. Abarcando desde el año 2004 hasta la actualidad, medido en trimestres y en términos reales. El uso de trimestres nos ayuda a disminuir el tiempo que transcurre entre la definición de una política y su implementación, como así poder diferenciar un shock de un movimiento estacional.

Definimos al gasto corriente como el conjunto de erogaciones del Estado que incluye a los salarios públicos, las compras de bienes y servicios por parte del gobierno, transferencias al sector privado y el gasto en capital. De este modo, no tomamos en cuenta los pagos de deuda ya que su efecto en el PBI no es relevante para este trabajo.

Por otro lado, los ingresos corrientes contienen a los impuestos recaudados por el gobierno nacional, como los impuestos sobre la renta, el consumo, la propiedad y los aportes a la seguridad social. Y también a los impuestos recaudados por las provincias.

Los datos sobre estas variables macroeconómicas fueron extraídos del ministerio de hacienda. Mientras que, el índice de precios al consumidor (IPC) es el publicado por Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), el cual utilizamos para pasar las variables a términos reales.

3.1 Gasto publico

La figura 1 nos muestra el comportamiento del gasto público consolidado entre los años 1991 y 2021, de forma anual. Aunque, para el modelo utilizaremos datos cuatrimestrales y nos limitaremos a utilizar del año 2004 en adelante, es interesante observar algunas particularidades de la serie.

A nuestros fines, podemos identificar tres periodos en función del comportamiento del gasto público. El primero tiene lugar en la década del 90', donde permanece estable en torno a los 30 puntos del PIB, aunque luego sufre una caída de 6 puntos en el año 2001. Como muestra el segundo gráfico de la figura

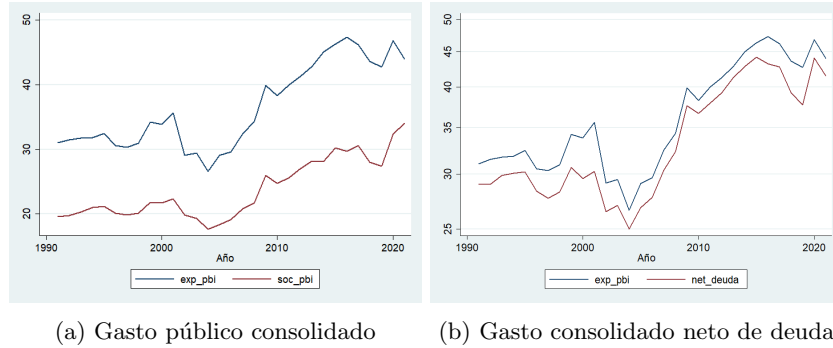


Figure 1: Gasto público

1, la mitad de la caída es explicada por la licuación de los servicios de deuda pública.

A partir de aquí comienza un nuevo período, que como muestran los gráficos, pierde relevancia los servicios de deuda y hay un incremento sustancial del gasto social. Sin embargo, hacia fines de este período en el año 2015, el gasto social comienza a tener un crecimiento marginalmente decreciente, mientras el gasto consolidado aumenta a un ritmo mayor.

Por último, de 2016 en adelante el gasto tiene un período decreciente y otro creciente, donde la principal variable afectada fue el gasto social. Asimismo, otra tendencia puede ser vista dentro del gasto, donde hay una mayor predominancia del gasto social, que es explicado por la pandemia.

3.2 Presión tributaria

La figura 2 nos muestra la serie de la presión fiscal, que mide la recaudación sobre PIB, desde 1991 hasta 2021, en términos anuales. Aquí vale la misma aclaración realizada en el punto previo. También se pueden observar los mismos tres períodos, que mencionamos mas arriba, aunque la caída del 2001 no se vio reflejada en esta variable con semejante magnitud.

En este sentido, es importante recalcar que esta similitud demuestra un punto que hemos mencionado anteriormente, la no independencia entre estas variables. La política fiscal no puede basarse únicamente en una de las dos variables ya que siempre generará un efecto alterno en la otra parte.

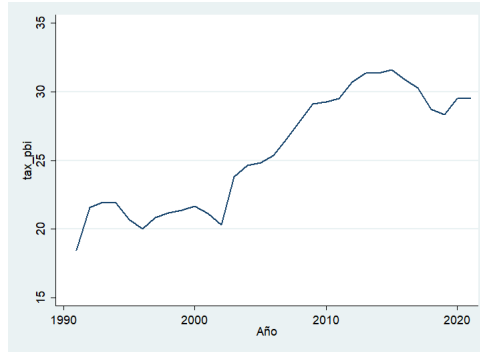


Figure 2: Presión tributaria

3.3 Estacionariedad y estabilidad

Al utilizar series de tiempo es importante que las variables sean estacionarias, lo cual nos sirve para afirmar que las propiedades de la variable son las mismas a lo largo del tiempo. Esto nos permite asumir que la variable convergerá a un determinado valor. Para corroborar este punto, tenemos el test de Dickey-Fuller que nos indica si nuestra muestra posee raíces unitarias.

Como vemos en la figura 5, el test de Dickey-Fuller rechaza la existencia de raíces unitarias al 3% de significatividad para cualquiera de las tres variables. Cabe destacar que esto se cumple para las variables únicamente si les aplicamos logaritmo natural.

También podemos asegurar la estacionariedad del VAR por medio de la estabilidad debido a que si el VAR es estable, entonces también es estacionario⁷. Para esto deberíamos ver que en (4), cada valor propio la matriz A_1 sea menor a 1. Para eso STATA tiene una función, cuyo resultado puede verse en la figura 6 y nos indica que todos los valores propios son menores al modulo de uno, con lo cual podemos asumir que todas las variables del VAR son estables.

3.4 Causalidad de Granger

El sentido de un test de causalidad es identificar si los rezagos de una variable (y_t) afectan a la otra (x_t). Entonces, en caso de que los coeficientes de esos rezagos sean iguales a cero, dicha variable endógena (y_t) no explica a la otra (x_t).

En caso de que todas las variables del modelo VAR sean estacionarias (como vimos anteriormente, lo son), la forma directa de realizar el test de Granger es por medio de un test chi-Cuadrado. Y observar que los valores empíricos no rechacen la hipótesis nula.

⁷Mirar Anexo.

Para este caso, STATA lo realiza con el test de Wald, el cual es una prueba de chi-cuadrado realizado para todas las ecuaciones. En nuestro caso, lo que podemos ver en la figura 7 es que los rezagos de los ingresos corrientes no explican el producto bruto interno, con lo que sacaremos los rezagos de la recaudación en la ecuación del PIB. Lo mismo corre para el gasto publico con el PIB, aunque en este caso se rechaza al 10%.

4 Dinámica

En los cuadros que mostraremos en esta sección, tendremos que tener en cuenta algunas particularidades sobre su configuración. En primer lugar, la línea representa el movimiento de la variable ante un shock de una unidad monetaria de otra variable. Por ende, tanto en el caso de los impuestos como en el del gasto tendremos el efecto de ambas variables sobre las otras dos restantes, y también sobre si mismas. En segundo lugar, el área sombreada especifica un desvío estándar sobre la línea gris, que esta basado en una simulación de Monte Carlo con 100 repeticiones. Por último, cabe destacar que en el eje horizontal veremos los efectos durante 20 trimestres.

4.1 Efectos de un shock en impuestos

Bajo tendencia estocástica, la figura 3 nos muestra que ante un incremento en la recaudación, es inminente un incremento del gasto público, por eso puede verse que en el momento cero tiene un impacto elevado. En este sentido, se puede interpretar que un aumento en los ingresos corrientes es parcialmente utilizado para financiar un mayor gasto, por ende no es posible asemejar una suba de impuestos con una política de austeridad.

En otro aspecto, el efecto de un shock en impuestos es significativo sobre el producto bruto interno, el cual tiene una variación menor al 0.5 negativo al cabo de un período. Esto mismo puede deberse a lo que mencionábamos previamente, que un incremento en los impuestos este neteado por un crecimiento del gasto, con lo cual el efecto sobre la actividad estaría limitado. Cabe destacar que dichos resultados concuerdan con lo hallado para Argentina por Rezk et al.(2006).

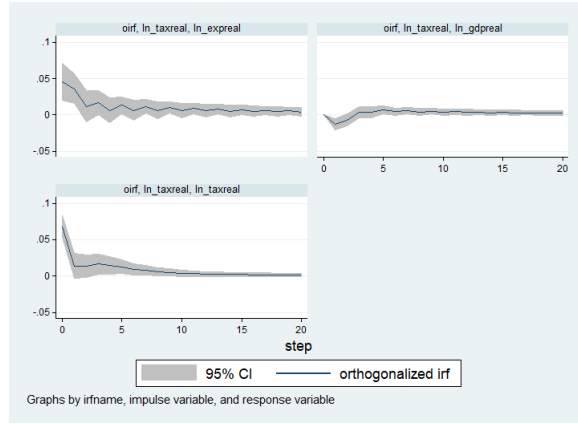


Figure 3: Impulso-Respuesta Impuestos

4.2 Efectos de un shock en el gasto

Al igual que Rezk et al.(2006) encontramos que un shock en el gasto produce un efecto poco significativo sobre los ingresos en el corto plazo. Aunque, en su trabajo a medida que suceden los periodos el efecto es cada vez mayor y termina por reducir la recaudación. De todas formas, aquí podemos ver que si bien el efecto es poco significativo, hay una reducción de la recaudación.

Por otro lado, los efectos sobre el nivel de actividad también es poco significativo pero, en principio, reduce el PBI en el corto plazo. Mientras que en el largo plazo, tiene efectos nulos. Esto es totalmente contrapuesto a lo hallado por Blanchard y Perotti (2002) para la economía de Estados Unidos, donde el efecto en el corto plazo era positivo pero en el largo se volvía negativo.

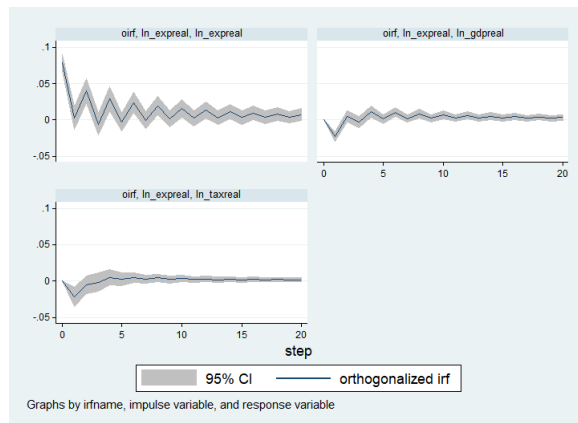


Figure 4: Impulso-Respuesta Gasto

Con lo encontrado en este punto, es posible observar que un incremento del gasto no viene atado a una mejora en los niveles de actividad debido a que los agentes perciben que en el futuro deberán reponer ese incremento del gasto con mayores impuestos. Por eso mismo, prefieren ahorrar y no les genera incentivos a producir e invertir, al tener estas expectativas.

5 Comentarios finales

Los resultados obtenidos resultan ser paradójicos a nivel global, pero concuerdan en gran parte con lo aseverado en estudios locales como Puig (2014)⁸ y Rezk et al.(2006). En este sentido, podemos ver que los resultados coinciden dando un impacto negativo sobre el producto en el corto plazo, tanto por un incremento de los impuestos como del gasto. A su vez, hemos tenido resultados significativos que se derivan de un desvío estándar bajo, pero que aun así no nos permite ver el impacto en el largo plazo. Esto podría ser una temática a analizar en próximos estudios, dado que los resultados son poco concluyentes y irrelevantes.

Por otra parte, tal como mencionábamos, en estudios elaborados para países de la OCDE, como Perotti (2004) y Alesina et al.(2012), los resultados son similares a países como Gran Bretaña, Australia o Canadá. Pero difieren en torno a la mayoría de los miembros, donde se observa una respuesta positiva del producto bruto interno ante una suba del gasto y una reducción un tanto más severa ante incrementos en la recaudación.

Por ultimo, podría avanzarse en torno a aspectos como diferencias dentro del gasto público que componentes tienen una mayor relevancia e impacto sobre el producto bruto interno, como así también para los impuestos. También podría evaluarse políticas fiscales anticipadas y compararlas con otras no anticipadas, para evaluar sus efectos en torno a la generación de expectativas.

6 Anexo

6.1 Estabilidad

Partamos del siguiente modelo VAR reducido:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (13)$$

Donde x_t es un vector con dos variables endógenas, A_0 una matriz de constantes, A_1 una matriz de coeficientes y e_t es el error de pronóstico.

⁸Puig menciona un mutiplicador positivo de 0.18, aunque cabe aclarar que es muy pequeño.

Ahora podemos iterar hacia atrás infinitas veces:

$$\begin{aligned}
x_t &= A_0 + A_1(A_0 + A_1x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\
&= A_0(1 + A_1) + A_1^2x_{t-2} + e_t + A_1e_{t-1} \\
&\dots \\
&= \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i(A_0 + e_{t-i}) \\
&= \frac{A_0}{1 - A_1} + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}
\end{aligned} \tag{14}$$

Esto únicamente se cumple si A_1 en valor absoluto es menor a 1. De lo contrario, no tendríamos una solución finita y no convergería la serie.

Ahora podemos calcular la esperanza:

$$E[x_t] = E\left[\frac{A_0}{1 - A_1} + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}\right]$$

Dado que, e_{t-i} es un ruido blanco, con lo cual tiene esperanza 0 y varianza igual a σ_e^2 , podemos llegar a la siguiente forma:

$$E[x_t] = \frac{A_0}{1 - A_1} = \mu \tag{15}$$

Ahora para probar que la estabilidad implica estacionariedad, definamos este segundo concepto como:

$$E[x_t] = E[x_{t-1}] = \dots = E[x_{t-n}] = E[\bar{x}]$$

Entonces, volviendo a (13) y aplicándole el operador esperanza:

$$E[x_t] = E[A_0 + A_1x_{t-1} + e_t]$$

Con lo cual,

$$\begin{aligned}
E[\bar{x}] &= A_0 + A_1E[\bar{x}] \\
E[\bar{x}] &= \frac{A_0}{1 - A_1}
\end{aligned}$$

Así queda demostrado que estabilidad implica estacionariedad.

6.2 Anexo estadístico

Presentamos a

Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	71
Test	Interpolated Dickey-Fuller			1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value			Value	Value	Value
Z(t)	-3.141	-3.551	-2.913	-2.592		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0236						
Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	71
Test	Interpolated Dickey-Fuller			1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value			Value	Value	Value
Z(t)	-4.139	-3.551	-2.913	-2.592		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0008						
Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	71
Test	Interpolated Dickey-Fuller			1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value			Value	Value	Value
Z(t)	-3.208	-3.551	-2.913	-2.592		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0195						

Figure 5: Test Dickey-Fuller

Eigenvalue stability condition	
Eigenvalue	Modulus
.9508424	.950842
-.867355	.867355
.7073051	.707305
.3143984 + .2038648i	.374709
.3143984 - .2038648i	.374709
-.05788156	.057882
All the eigenvalues lie inside the unit circle. VAR satisfies stability condition.	

Figure 6: Estabilidad

References

- [1] Alberto Alesina, Carlo Favero, and Francesco Giavazzi. *Austerity: When it Works and when it Doesn't*. Princeton University Press, 2020.
- [2] Alberto Alesina, Carlo Favero, and Francesco Giavazzi. “The output effect of fiscal consolidation plans”. In: *Journal of International Economics* 96 (2015), S19–S42.
- [3] Alan J Auerbach and Yuriy Gorodnichenko. “Measuring the output responses to fiscal policy”. In: *American Economic Journal: Economic Policy* 4.2 (2012), pp. 1–27.
- [4] Ben S Bernanke and Ilhan Mihov. “Measuring monetary policy”. In: *The quarterly journal of economics* 113.3 (1998), pp. 869–902.
- [5] Olivier Blanchard and Roberto Perotti. “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”. In: *the Quarterly Journal of economics* 117.4 (2002), pp. 1329–1368.

Granger causality Wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
ln_gdpreal	ln_taxreal	3.2932	2	0.193
ln_gdpreal	ln_expreal	76.584	2	0.000
ln_gdpreal	ALL	80.42	4	0.000
ln_taxreal	ln_gdpreal	11.072	2	0.004
ln_taxreal	ln_expreal	13.56	2	0.001
ln_taxreal	ALL	19.844	4	0.001
ln_expreal	ln_gdpreal	9.2963	2	0.010
ln_expreal	ln_taxreal	10.64	2	0.005
ln_expreal	ALL	23.397	4	0.000

Figure 7: Test de Granger

- [6] Federico Dulcich. “Los fundamentos de la inflación en la Argentina de la postconvertibilidad: un análisis a partir de un modelo VAR estructural”. In: *Cuadernos del CIMBAGE* 18 (2016), pp. 135–167.
- [7] Walter Enders. *Applied econometric time series fourth edition*. 2015.
- [8] Raffaella Giordano et al. “The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model”. In: *European Journal of Political Economy* 23.3 (2007), pp. 707–733.
- [9] Ethan Ilzetzki, Enrique G Mendoza, and Carlos A Végh. *How big (small?) are fiscal multipliers?* Tech. rep. National Bureau of Economic Research, 2010.
- [10] Andrew Mountford and Harald Uhlig. “What are the effects of fiscal policy shocks?” In: *Journal of applied econometrics* 24.6 (2009), pp. 960–992.
- [11] Roberto Perotti. “Public investment: another (different) look”. In: (2004).
- [12] Roberto Perotti. “The effects of tax shocks on output: not so large, but not small either”. In: *American Economic Journal: Economic Policy* 4.2 (2012), pp. 214–37.
- [13] Jorge Pablo Puig. “Multiplicador del gasto público en Argentina”. PhD thesis. Universidad Nacional de La Plata, 2014.
- [14] Ernesto Rezk, Maria Cecilia Avramovich, and Martin Basso. “Dynamic effects of fiscal shocks upon diverse macroeconomic variables: a structural VAR analysis for Argentina”. In: *Available at SSRN 2005159* (2006).
- [15] Christopher A Sims. “Macroeconomics and reality”. In: *Econometrica: journal of the Econometric Society* (1980), pp. 1–48.