

El Impacto del Gasto Público En La Actividad Económica Real: Un Análisis a Través del Tiempo

Resumen

La presente investigación estudia los efectos del gasto público en la actividad económica real a través del tiempo. Se emplea un modelo VAR con parámetros cambiantes y volatilidad estocástica, el cual es identificado mediante restricciones de signo agnósticas. El análisis de los resultados se divide en dos partes. Primero, se evalúan los efectos de los choques de gasto público en el PBI. Segundo, se calculan tres tipos de multiplicadores de gasto y se procede a estudiar sus determinantes. En cuanto a la primera parte, los resultados muestran que el impacto del gasto público en la actividad económica no ha permanecido constante en el tiempo. Además, se observa que el gasto público ha perdido potencia para impulsar la actividad económica luego de 1999. No obstante, al estudiar los determinantes del multiplicador de gasto, se estima que el ratio de deuda sobre PBI, que representa la estabilidad fiscal en el modelo, es el factor más importante. La implicancia de política de este resultado es que el Estado puede incrementar la potencia del gasto público controlando los niveles de deuda pública.

Por otro lado, para contrastar la existencia de parámetros cambiantes en el modelo, se calcularon tres pruebas: el test de Cogley y Sargent, el test de Kolmogorov y Smirnov y el t-test. Los resultados de los test muestran evidencia de que los parámetros en la dinámica del modelo no se han mantenido constantes en el tiempo. Asimismo, para evaluar la robustez de los resultados se emplearon múltiples análisis de sensibilidad. En particular, se estima el modelo con diferentes especificaciones de las priors. Luego, se estima el modelo con más rezagos y se emplean diferentes especificaciones para las condiciones externas. En todos los casos se verifica la robustez de los resultados estimados por el modelo principal.

Palabras Clave: Gasto público, multiplicador de gasto público, restricciones de signo, TVP-VAR-SV, econometría bayesiana.

Tabla de contenido

- 1. Introducción**
- 2. Revisión de la Literatura Relevante**
- 3. Metodología Propuesta**
 - 3.1. Modelo Econométrico**
 - 3.2. Esquema de Identificación**
- 4. Discusión de los datos**
- 5. Resultados**
 - 5.1. Evidencia de Parámetros Cambiantes**
 - 5.2. Volatilidad Estocástica y Funciones de Impulso Respuesta**
 - 5.3. Multiplicadores de Gastos y Sus Determinantes**
 - 5.4. Análisis de Sensibilidad**
- 6. Conclusiones**
- 7. Bibliografía**
- 8. Anexos**

1. Introducción

En las últimas décadas la economía peruana ha sido impactada por múltiples acontecimientos tales como la crisis rusa-asiática de 1997 (Velarde y Rodríguez, 2001), el Fenómeno del Niño de 1998 (Cepal, 1999), o la crisis financiera internacional del 2008 (Yamada y Castro, 2010). En ese mismo escenario, la política fiscal en el Perú ha estado sujeta a varios cambios tales como la implementación de una regla fiscal elaborada a partir de variables observables en 1999, la aplicación de una regla fiscal estructural en el 2013¹ (Ganiko y Montoro, 2017). En ese sentido, tanto los acontecimientos como las modificaciones de política ponen en manifiesto que, el impacto de la política fiscal sobre la actividad económica puede no haber permanecido constante en el tiempo.

En efecto, Mendoza y Melgarejo (2006) detectan que el impacto del gasto fiscal sobre el PBI ha sido mayor en el periodo 1990-2006 que en la década de 1980 en respuesta a una mayor estabilidad de las finanzas públicas. Otros trabajos, como por ejemplo Sánchez y Galindo (2013), Salinas y Chuquilín (2013) estiman que el efecto del gasto público es mayor en un escenario de recesión que uno de auge. De los autores mencionados, los únicos que abordan la evolución del efecto del gasto público son Mendoza y Melgarejo (2006). No obstante, el trabajo de Mendoza y Melgarejo (2006) emplea una estimación por submuestras de modo que su análisis solo implica un resultado parcial.

En este contexto, Qin (2013) sugiere que la metodología econométrica empleada debe permitir que los parámetros varíen en el tiempo. Asimismo, Sims (2001) y Stock (2001) enfatizan que, en un contexto de parámetros cambiantes, se requiere que la varianza de los choques sea cambiante en el tiempo.

Por lo tanto, la presente investigación busca incorporar dichos elementos al estudio del

¹ En 1999, se implementó Ley de Prudencia y Transparencia Fiscal. Luego, en el 2003, la regla fue sustituida por la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal. Ambas reglas se basaron en componentes observables. Por esta razón, en el 2013, se implementó la Ley de Fortalecimiento de la Responsabilidad y Transparencia Fiscal, la cual se basaba en componentes estructurales. Sin embargo, dada la complejidad de la estimación de los componentes estructurales, en el 2016, el gobierno instauró el Marco de la Responsabilidad y Transparencia Fiscal del SPNF, la cual vuelve a regirse por componentes observables, como en el caso de las dos primeras reglas.

impacto de la política fiscal sobre la actividad económica. En ese sentido, el principal objetivo es estudiar la evolución y la efectividad del gasto público en la economía peruana a través del tiempo. Particularmente, se busca responder las siguientes preguntas: ¿Cómo ha evolucionado el choque de gasto público en el Perú? ¿Qué factores determinan la evolución en el tiempo del multiplicador de gasto?

La metodología empleada consiste en la estimación de un modelo de VAR con Parámetros Cambiantes y Volatilidad Estocástica (TVP-VAR-SV por sus siglas en inglés) propuesto por Primiceri (2005). Los modelos TVP-VAR-SV proveen una estimación más general que supera a los modelos de umbrales LST-VAR o los modelos de cadenas de Markov MS-VAR, ya que no restringe a estimación a dos o tres regímenes (Kirchner, Cimadomo y Hauptmeier, 2010) y permite capturar cambios suaves y permanentes (Berg, 2014). La identificación de los choques estructurales se formulará a través de restricciones de signo. Fry y Pagan (2007) argumentan que la metodología de restricciones de signo es superior a otros métodos de identificación. Sin embargo, la implementación de las restricciones puede generar impulsos respuesta que no ajusten a la data. En ese sentido, siguiendo a Mountford y Uhlig (2009) se emplearán restricciones de signo agnósticas para estimar la respuesta genuina de las variables a los choques. Por otro lado, se estudiarán los factores económicos que determinan el tamaño del multiplicador de gasto calculado del modelo, los cuales serán elegidos acorde la literatura.

Existe poca literatura que aborda el estudio de la política fiscal empleando modelos con parámetros cambiantes como el que se propone en esta investigación: Kirchner et al. (2010), Pereira y Lopes (2010), Berg (2014) y Glocker et al. (2017) entre otros. Asimismo, la literatura citada emplea esquemas de identificación recursivos, por lo que la presente investigación es uno de los primeros trabajos en emplear un TVP-VAR-SV identificado con restricciones de signo para el estudio de la política fiscal.

El presente artículo se organizará de la siguiente manera. En la Sección 2 se discute la literatura teórica y empírica. En la Sección 3 se describe la metodología. En la Sección 4 se analizan los datos empleados para la estimación. En la Sección 5 se discuten y analizan los principales resultados. Finalmente, en la Sección 6 se detallan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

Una primera aproximación al estudio teórico de los efectos del gasto público sobre la actividad económica y del multiplicador del gasto fue provista por la teoría keynesiana. Dicha teoría asume precios rígidos y que el consumo depende del ingreso corriente. En este contexto, se plantea que un aumento del gasto público eleva directamente la demanda y por lo tanto aumenta el producto. El incremento del producto eleva el ingreso disponible, lo que a su vez incrementa el consumo. Esto se traduce en un nuevo aumento del producto. Este canal implica que el efecto del gasto sobre el producto es mayor a la unidad, lo que se conoce como multiplicador del gasto (Céspedes y Galí, 2013).

Sin embargo, Barro (1974) critica el supuesto de que el consumo depende del ingreso corriente y plantea un modelo donde los agentes son ricardianos. Asumiendo que no hay restricciones de liquidez, Barro propone que un mayor gasto público implicará que el gobierno eleve los impuestos en el futuro, lo que generará que el ingreso permanente quede inalterado y el consumo no cambie.

Por otro lado, rompiendo el supuesto de rigideces nominales, Aiyagari et al. (1992) y Baxter y King (1993) argumentan que un aumento del gasto público genera un efecto riqueza negativo en los individuos lo que los obliga a elevar su oferta de trabajo. En consecuencia, el salario real disminuye y aumenta el producto. Los autores plantean que un mayor gasto de capital financiado con impuestos de suma alzada generará un multiplicador más alto, mientras que un mayor gasto corriente con el mismo tipo de impuestos producirá un multiplicador menor a la unidad.

En cambio, introduciendo rigideces nominales, los modelos neokeynesianos² caracterizan otros canales de transmisión. Linnemann y Schabert (2003) postulan que el aumento del gasto público incrementa la cantidad demanda del mercado. Por esta razón, las firmas producen más, lo que las lleva a demandar más mano de obra. El exceso de demanda de mano de obra eleva el salario real, por lo tanto, el consumo se eleva, esto deriva en un efecto multiplicador positivo.

En esa misma línea, Devereux et al. (1996) y Bilbiie et al. (2005) plantean que un aumento del gasto del gobierno incrementa el número de firmas en el equilibrio de mercado de bienes intermedios. A su vez, el mayor gasto eleva la productividad de dichas firmas y, consecuentemente, aumenta el salario real, lo que genera un multiplicador positivo. No obstante, Galí, López-Salido y Vallés (2007) argumentan que incluir solamente rigideces nominales producirá un efecto multiplicador positivo pero mínimo. Por esta razón, proponen que debe introducirse restricciones de liquidez en el modelo. Mediante esta especificación, los autores encuentran que el multiplicador es muy cercano a uno.

Asimismo, Caballero y Pyndick (1996) plantean que el signo del multiplicador puede variar dependiendo de la estabilidad macroeconómica de la economía. En un escenario de incertidumbre y de actitud de precaución por parte de los agentes, el multiplicador fiscal puede reducirse e incluso puede ser negativo. Esto se da en respuesta a que los hogares buscarán ahorrar sus ingresos disponibles y las firmas evitarán invertir.

En cuanto a la literatura empírica, uno de los primeros análisis de los efectos del gasto fue provisto por Barro (1981). El autor emplea un modelo en forma reducida para cuantificar los efectos del gasto público en el PBI de EEUU. De esta forma, detecta que el gasto tiene un comportamiento amortiguador contrario al efecto multiplicador.

En cambio, Ramey y Shapiro (1997) emplean un “aproximación narrativa” y utilizan la

² En los modelos neokeynesianos pueden existir rigideces en los salarios y en los precios, así como rigideces en los precios y flexibilidad en los salarios (Goodfriend y King, 1997). Dependiendo de la rigidez, el multiplicador puede cambiar.

exogeneidad del gasto militar. En su análisis, un aumento del gasto de gobierno conlleva a un incremento del producto, sin embargo, el consumo de bienes duraderos y no duraderos disminuye, lo que refuerza los resultados de Barro (1981).

Sin embargo, Blanchard y Perotti (2002) proponen un modelo estructural. Los autores estiman las elasticidades de impuestos y gasto relacionadas al PBI, e introducen estas relaciones en las ecuaciones de los residuos del modelo reducido. De esa manera, los autores estiman el modelo estructural y encuentran que un choque positivo de gasto público expande el producto, pero genera caída significativa en la inversión.

Del mismo modo, Perotti (2005) encuentra similares resultados para múltiples países de la OCDE. No obstante, el autor advierte sobre la inestabilidad de los parámetros en submuestras. Al respecto, el autor encuentra que el efecto del gasto público sobre el PBI es positivo en la mayoría de países, sin embargo, dicho efecto es mayor en el periodo anterior a 1980. En periodos posteriores el efecto se reduce considerablemente.

Los esquemas de identificación mencionados anteriormente se construyen a partir de supuestos sobre la exogeneidad de las variables. Mountford y Uhlig (2009) critican este supuesto y plantea estudiar los efectos de la política fiscal mediante un modelo SVAR identificado con restricciones de signo agnósticas. Los autores estiman el modelo por técnicas bayesianas y encuentran que una política fiscal expansiva reduce la inversión tanto local como extranjera, lo que produce un efecto multiplicador menor a la unidad.

Por otro lado, Auerbach y Gorodnichenko (2012) plantean una nueva crítica a los modelos estimados. Los autores argumentan que los modelos SVAR y modelos DSGE no son capaces de calcular multiplicadores que cambien en función del ciclo económico. En ese sentido, los autores estiman un modelo VAR con transición suave, el cual presenta una naturaleza no lineal. Asimismo, definen dos estados: recesión y expansión, e identifican los choques estructurales siguiendo a Blanchard y Perotti (2002). De esta forma, estiman

que el efecto multiplicador es mayor en un régimen de auge que en uno de recesión.

La literatura citada hasta el momento se enfoca en estimar el efecto multiplicador y discutir el signo del efecto, mas no en explicar los cambios presentes en dicho efecto, los cuales fueron enfatizados por Perotti (2005). En ese sentido, Kirchner, Cimadomo y Hauptmeier (2010) critican que los modelos SVAR no permiten capturar la dinámica cambiante de los choques de gasto. Los autores argumentan que los cambios estructurales generan que el impacto de los choques no sea constante. Asimismo, critican que los modelos STVAR dependen de la cantidad de regímenes que imponga el investigador. En esa misma línea, Pereira y Lopes (2010) critican que las regresiones por sub-muestras carecen de un criterio formal y están sujetas a la elección del investigador. Para superar estas debilidades, Kirchner, Cimadomo y Hauptmeier (2010) estiman un modelo de vectores autoregresivos con parámetros cambiantes y volatilidad estocástica TVP-VAR-SV identificado mediante el esquema de Blanchard y Perotti (2002). De esta manera calculan la evolución de los choques fiscales a través del tiempo, lo que les permite estudiar los determinantes del multiplicador. Las estimaciones indican que el multiplicador fiscal es positivo, pero con una tendencia decreciente, y que mayores ratios de crédito y deuda sobre PBI contribuyen a disminuir el multiplicador.

En contraposición al modelo que Kirchner, Cimadomo y Hauptmeier (2010) plantean, Berg (2014) enfatiza que el modelo empleado captura solo choques inesperados, cuando la política fiscal es de naturaleza anticipada debido a que las autoridades anuncian las políticas. En ese sentido, introduce series de tiempo de proyecciones realizadas por instituciones al modelo. El autor estima que el determinante más importante de la variabilidad del multiplicador es la sostenibilidad fiscal. Pero a diferencia de los resultados anteriores, el autor enfatiza que el multiplicador no manifiesta una tendencia clara. Lo cual es reforzado por los resultados de Glocker et al. (2017) quienes estiman un

TVP-VAR con bloque de exogeneidad.

En el caso peruano, la literatura relacionada al estudio de los efectos del gasto público sobre la actividad económica es limitada. Una primera aproximación es propuesta por Mendoza y Melgarejo (2006) quienes estiman un SVAR identificado a través del esquema de Blanchard y Perotti (2002). Los autores estiman que una expansión del gasto público incrementa la actividad económica. Por otro lado, Sanchez y Galindo (2013), enfatizan la naturaleza no lineal de la producción y estiman un modelo STVAR logístico. Los autores detectan que el multiplicador de gasto es mayor en un escenario de bajo crecimiento que uno de alto crecimiento. Por otro lado, Salinas y Chuquilín (2013) complementan el análisis de Sanchez y Galindo (2013) desagregando el gasto público en gasto corriente y gasto de capital. Los autores encuentran que el gasto de capital es más potente que el gasto corriente. No obstante, solo el trabajo de Mendoza y Melgarejo (2006) realiza una estimación por sub-muestras y documenta que el estímulo fiscal del gasto asociado al periodo de 1990-2006 es mayor que en el periodo de 1980-1990, debido que los años más recientes se registra a una mayor estabilidad macroeconómica.

3. Metodología Propuesta

En línea con los recientes hallazgos de la literatura empírica (Kirchner et al. 2010; Pereira y Lopes 2010; Berg 2014; Glocker et al. 2017) y los resultados previos de Mendoza y Melgarejo (2006), se propone la estimación de un modelo TVP-VAR-SV para estudiar el efecto del gasto público a través del tiempo. Los choques estructurales se identificarán a través de restricciones de signo agnósticas en base al trabajo de Mountford y Uhlig (2009). Asimismo, el modelo se estimará a través de técnicas bayesianas.

A continuación, se procede a detallar el procedimiento de la metodología:

- a) Primero, para una mejor caracterización de la evolución de los resultados en el tiempo, se estimarán las recesiones en la economía a través del modelo de

componentes no observables de Perron y Wada (2009). Al respecto, Rodríguez y Guillén (2014) argumentan que este modelo es el más apropiado para estimar los ciclos económicos en Perú. Asimismo, se presentan los resultados de otros filtros. Dichas estimaciones se presentan en el Anexo 2.

- b) Segundo, se estimará el modelo TVP-VAR-SV y se identificarán los choques estructurales mediante restricciones de signo. Asimismo, se empleará un procedimiento similar a Bijsterbosch y Falagiarda (2015) para contrastar si los parámetros son cambiantes en el tiempo.
- c) Tercero, se estimarán los multiplicadores de gasto de impacto, valor presente y acumulado. Luego se realizarán análisis de regresión para estudiar los determinantes de los multiplicadores. Las variables dependientes serán los tres multiplicadores estimados y las explicativas serán variables determinadas en base a la literatura.

A partir de las funciones impulso respuesta estimadas, se procederá a estimar 3 tipos de multiplicadores. La notación general será de la siguiente forma, $y_{h,t}$ representará el valor de la respuesta del PBI al choque de gasto en el horizonte $h = 1,2,..20$ y en el periodo $t = 1993T3,..,2017T2$, $g_{h,t}$ representará el valor de la respuesta de gasto público al choque de gasto en el horizonte h y en el periodo t , Y_t representará el PBI real en el periodo t y G_t el gasto público real en el periodo t .

- a. Multiplicador de Impacto: Este tipo de multiplicador mide cuántos soles más genera cada sol de gasto público introducido en la economía en el periodo inicial:

$$MG_{h,t} = \frac{y_{h,t}}{g_{0,t}} \times \frac{Y_t}{G_t} \quad (1)$$

- b. Multiplicador Acumulado: Este multiplicador mide el impacto de largo plazo. Su interpretación es, cuántos soles más han generado cada sol de gasto público introducido hasta el periodo h :

$$MA_{k,t} = \frac{\sum_{j=0}^k y_{j,t}}{\sum_{j=0}^k g_{j,t}} \times \frac{Y_t}{G_t} \quad (2)$$

- c. Multiplicador en valor presente: Este multiplicador mide el impacto de largo plazo en términos de soles de hoy. La interpretación es similar al multiplicador anterior:

$$MA_{k,t} = \frac{\sum_{j=0}^k (1+i)^{-j} y_{j,t}}{\sum_{j=0}^k (1+i)^{-j} g_{j,t}} \times \frac{Y_t}{G_t} \quad (3)$$

donde i es la tasa de interés promedio de toda la muestra.

3.1. Modelo Econométrico

El modelo econométrico propuesto es un TVP-VAR-SV. Dicha metodología fue desarrollada por Cogley y Sargent (2005) y Primiceri (2005), cuya forma reducida es:

$$Y_t = B_{0,t} + \sum_{i=1}^L B_{i,t} Y_{t-i} + u_t,$$

donde $E[u_t] = 0$, $E[u_t u_t'] = \sigma_{t,i} \forall i = j$ y $E[u_t u_t'] \neq 0 \forall i \neq j$, e $i, j = 1, 2, 3, 4, 5$ y 6 , y Y_t es el vector de variables endógenas las cuales se discutirán en en la Sección 4.

En el modelo, tanto los parámetros β , los coeficientes contemporáneos α como las desviaciones estándar $\ln(\sigma)$ son cambiantes en el tiempo. Asimismo, la ley de movimiento de dichos coeficientes está descrita por un paseo aleatorio:

$$\beta_t = \beta_t + \xi_t \sim N(0, \Sigma_\beta), \quad \alpha_t = \alpha_t + \zeta_t \sim N(0, \Sigma_\alpha), \quad \ln(\sigma_t) = \ln(\sigma_t) + \eta_t \sim N(0, \Sigma_\sigma).$$

Primiceri (2005) argumenta que esta estructura es lo suficientemente flexible para capturar cambios suaves y estructurales en los parámetros.

El proceso de estimación se realizará a través de técnicas bayesianas. Frente a la alta dimensionalidad del espacio de parámetros y no linealidad en los choques, Bijsterbosch y Falagiarda (2015) argumentan que la aproximación bayesiana es la más apropiada.

Los parámetros a ser estimados son β_t , α_t , $\ln(\sigma_t)$, Σ_β , Σ_α y Σ_σ . Las distribuciones prior asumidas para estos parámetros son:

$$\beta_0 \sim N(\hat{\beta}, \hat{V}_\beta), \quad \alpha_0 \sim N(\hat{\alpha}, \hat{V}_\alpha), \quad \ln(\sigma_0) \sim N(\ln(\hat{\sigma}_0), I_n),$$

$$\Sigma_{\beta} \sim W(s_1 k_1 \hat{V}_{\beta}, s_1), \quad \Sigma_{\alpha} \sim W(s_2 k_2 \hat{V}_{\alpha}, s_2), \quad \Sigma_{\sigma} \sim W(s_3 k_3 I_n, s_3).$$

Donde $N(x, y)$ representa la distribución normal y $W(R, h)$ representa la distribución de Wishart. Las priors son calibradas mediante una estimación MCO de $\hat{\beta}_0$, $\hat{\alpha}_0$, $\ln(\hat{\sigma}_0)$, \hat{V}_{β} y \hat{V}_{α} . Los parámetros s_1 , s_2 y s_3 son los grados de libertad de las innovaciones en β , α y $\ln(\sigma)$, respectivamente, los cuales equivalen al número de coeficientes de cada matriz en el VAR. Por otro lado, los parámetros k_1 , k_2 y k_3 representan el peso de la prior en la distribución posterior. En el modelo TVP-VAR-SV, estos parámetros representan la variación en el tiempo que el investigador sospecha a priori. En la presente investigación, se emplean priors conservativos: $k_1 = 0.0005$, $k_2 = 0.05$ y $k_3 = 0.05$.

El número de rezagos elegido es $L = 1$. En el contexto de parámetros cambiantes, no existe pruebas de especificación del número de rezagos. Sin embargo, al estimar un VAR con coeficientes constantes empleando las mismas variables los criterios proponen entre uno y dos rezagos. Por esta razón, los resultados serán presentados con 1 rezago.

El modelo se simulará con 10 000 iteraciones de Gibbs y se desecharán las primeras 5000. El procedimiento será de forma tal que, de cada 10 simulaciones, 1 será almacenada. De esta forma se controlará la autocorrelación en las cadenas de Markov.

3.2. Esquema de Identificación

Los choques estructurales serán identificados mediante restricciones de signo. En particular, se empleará el procedimiento agnóstico propuesto por Mountford y Uhlig (2009), donde el signo de la respuesta de las variables de interés no está restringido, esto permite identificar la respuesta genuina de las variables a los choques. No obstante, los autores solo identifican cuatro choques: choque de ciclos, choque de política monetaria, choque de ingresos públicos y choque de gasto público. Dicho esquema ignora los choques de oferta, por lo que estos choques serán identificados en el modelo.

Asimismo, se ha documentado que los choques externos son unos de los factores más

importantes en la dinámica de ciclos económicos en Perú (Mendoza y Collantes, 2017). Por esta razón se introducen dichos choques. En particular, se emplea el índice S&P GSCI (Standard & Poor's Goldman Sachs Commodity Index), el cual captura el movimiento de los precios de múltiples commodities comercializados a nivel mundial y puede capturar efectos más generales en el sector externo que los términos de intercambio. En ese sentido, los choques identificados serán choque de demanda agregada, choque de oferta agregada, choque de política monetaria, choque de ingresos fiscales, choque de gastos fiscales y choque externo.

La identificación se detalla a continuación. En el primer caso, un choque positivo de demanda agregada genera, en respuesta al exceso de demanda, un incremento en la producción y el nivel de precios. Por otro lado, un choque de oferta positivo incrementa la producción, pero disminuye los precios debido al exceso de oferta. En el caso de la política monetaria, un choque expansivo disminuye la tasa de interés de corto plazo, lo cual eleva la producción y el nivel de precios.

Tabla 1. Restricciones de signo

| | PBI | Ingreso Fiscal | Gasto Fiscal | Inflación | Tasa de Interés | S&P GSCI |
|-----------------------------|-----|----------------|--------------|-----------|-----------------|----------|
| Shock de Demanda | + | | | | | |
| Shock de Oferta | + | | | - | | |
| Shock de Impuestos | | + | | | | |
| Shock de Gastos fiscales | | | + | | | |
| Shock de Política monetaria | + | | | + | - | |
| Shock de Índice Global | | | | | | + |

Las restricciones son implementadas sobre los Impulsos-Respuesta simulados a partir de la matriz de rotación. Asimismo, la restricción solo se impone en el momento del impacto. El símbolo (+) implica que la respuesta de dicha variable (columnas) es positiva a un determinado choque (filas), mientras que el símbolo (-) significa que la respuesta de la variable es negativa frente a un determinado choque. Los espacios vacíos implican que no se ha impuesto una restricción.

Por otro lado, en cuanto a los choques fiscales, donde el choque de gasto es el principal interés de esta investigación, se restringe solamente la respuesta de la variable asociada, más no la respuesta de las demás variables. Esto permitirá capturar el signo genuino de la respuesta del PBI y las otras variables a este choque. El mismo procedimiento se aplica

para el caso del choque de impuestos, donde solamente se restringe que la respuesta de los ingresos públicos sea positiva. Este procedimiento es compatible con Mountford y Uhlig (2009) y los resultados que presenta Perotti (2005) acerca de la respuesta de las variables frente a los choques de gasto. Finalmente, el mismo esquema es aplicado a los choques externos. La Tabla 1 resume el esquema de identificación propuesto.

Las restricciones de signo propuestas son implementadas sobre las funciones de impulso respuesta para cada momento del tiempo. Asimismo, las restricciones son impuestas solamente en el momento del impacto, los siguientes periodos son determinados por la data. Por otro lado, se determinó un horizonte temporal de 20 trimestres.

4. Discusión de los datos

Las variables empleadas serán el PBI en millones de soles del 2007, el gasto público no financiero del gobierno central, los ingresos tributarios del gobierno central, el índice de precios del consumidor con base 2009=100, el índice S&P GSCI (abreviado como SPGSCI) y la tasa de interés interbancaria para el periodo de 1992-T2 a 2017-T2. Dichas variables son presentadas en Anexo 1-Figura1.

Las variables de gasto público e ingresos tributarios son deflactadas empleando el IPC con base 2009=100. Luego, se procede a desestacionalizar el PBI y las nuevas variables de gasto e ingresos fiscales reales empleando el método Census-X13.

Por otro lado, en el caso de la tasa de interés, esta variable se encuentra solamente disponible para el periodo 1995-T4 al 2017-T2. Para realizar las estimaciones desde 1992-T2, se realiza un empalme entre esta variable y la tasa de certificados de depósitos del BCRP disponible desde 1992-T2. Dicha tasa era el instrumento mediante el cual la autoridad monetaria regulaba la liquidez del mercado, por lo que los choques de política monetaria se veían capturados en esta variable al igual que en caso de la tasa interbancaria en la actualidad. Asimismo, dado que se estima el modelo con técnicas bayesianas, los

posibles errores estadísticos del empalme son capturados.

Tabla 2. Test de Raíz Unitaria: Series en Niveles

| | DF^{GLS} | PP | Ng-Perron | ERS | Zivot-Andrews |
|-----------------|------------|--------|-----------|------|---------------|
| PBI | -1.16 | -1.43 | -1.54 | 18.9 | -3.93 |
| Ingresos | -1.37 | -1.38 | -1.34 | 18.6 | -3.31 |
| Gasto | -2.08 | -4.25 | -1.99 | 11.8 | -3.50 |
| IPC | -1.68 | -16.22 | -0.16 | 1381 | -5.04 |
| SPGSCI | -1.85 | -1.94 | -1.78 | 12.9 | -3.75 |
| Tasa de Interés | -0.82 | -5.37 | -0.79 | 79.9 | -6.86 |

Nota: Todos los test fueron calculados con una constante y una tendencia. En el caso de test DF^{GLS} , los valores críticos al 1%, 5% y 10% son -3.52, -2.98 y -2.69, respectivamente. En el caso del test PP , dichos valores corresponden a -4.02, -3.44 y -3.14. El test Ng-Perron presentado corresponde al test MZ_t , cuyos valores críticos son -3.42, -2.91 y -2.62. En el caso del test de Elliott, Rothenberg y Stock, los valores críticos son 4.25, 5.64 y 6.79. El test de Zivot-Andrews fue calculado especificando quiebre en intercepto y tendencia. El punto de quiebre no es presentado. Los valores críticos en este test son -5.57, -5.08 y -4.82.

La estacionariedad de las series es evaluada empleando los test DF^{GLS} , PP , $Ng-Perron$, ERS y, finalmente, el test de Zivot-Andrews con quiebres estructurales. Los resultados son presentados en la Tabla 4. La evidencia presentada por los test sugiere que la mayoría de las series son no estacionarias. En base a este resultado se procede a diferenciar las series. Sin embargo, no se diferencia la tasa de interés principalmente porque el test PP y el test de Zivot-Andrews rechazan la hipótesis nula de no estacionariedad y porque esta variable es de naturaleza estacionaria ya que el banco central fija su trayectoria.

Tabla 3. Test de Raíz Unitaria: Series en Diferencias

| | DF^{GLS} | PP | Ng-Perron | ERS | Zivot-Andrews |
|-------------------|------------|-------|-----------|------|---------------|
| Δ PBI | -2.53 | -3.75 | -2.06 | 2.91 | -3.51 |
| Δ Ingresos | -3.17 | -3.23 | -2.87 | 1.59 | -3.58 |
| Δ Gasto | -3.15 | -7.18 | -3.18 | 0.77 | -4.46 |
| Δ IPC | -1.13 | -7.06 | -0.59 | 208 | -5.45 |
| Δ SPGSCI | -4.93 | -3.68 | -4.69 | 0.56 | -4.17 |

Nota: Todos los test fueron calculados con una constante. En el caso de la inflación se incluyó una tendencia y una constante en todos los test, para este caso los valores críticos son presentados en la Tabla 2. En el test DF^{GLS} , los valores críticos al 1%, 5% y 10% son -2.58, -1.94 y -1.61, respectivamente. En el test PP , dichos valores son -3.47, -2.88 y -2.57. El test Ng-Perron presentado corresponde al test MZ_t , cuyos valores críticos son -2.58, -1.98 y -1.62. En el caso del test de Elliott, Rothenberg y Stock, los valores críticos son 1.94, 3.10 y 4.15. El test de Zivot-Andrews fue calculado especificando quiebre en intercepto. El punto de quiebre no es presentado. Los valores críticos en este test son -5.34, -4.93 y -4.58.

Las variables en diferencias son presentadas en la Anexo 1 – Figura 2. Para evaluar la presencia de raíz unitaria en las series diferenciadas se procedió de manera similar que en

el caso anterior. En particular, se calculan los test para las tasas de crecimiento del PBI, los ingresos, los gastos, SPGSCI y la inflación. Los resultados de las estimaciones son presentados en la Tabla 3. En todos los casos se verifica que las series son $I(0)$. En ese sentido, ya que estas series cumplen la condición de estacionariedad, se introducirán dichas series junto a la tasa de interés interbancaria en el modelo.

Tabla 4. Test de Quiebres Estructurales de Perron y Bai (2003): Series en Diferencias

| | Δ PBI | Δ Ingreso | Δ Gasto | Δ IPC | Δ SPGSCI | Tasa de Interés |
|-----------------|--------------|------------------|----------------|--------------|-----------------|-----------------|
| $SupF_p(1 0)$ | 8.7* | 35.7* | 1.9 | 28.9* | 9.7* | 93.2* |
| $SupF_p(2 1)$ | 22.2* | | | 27.6* | 11.1* | 10.4* |
| $SupF_p(3 2)$ | 36.9* | | | 17.4* | 4.8 | 7.8 |
| $SupF_p(4 3)$ | 9.4 | | | | | |
| $UD \max(5\%)$ | 3 | 1 | 0 | 1 | 5 | 2 |
| $WD \max(5\%)$ | 5 | 5 | 0 | 3 | 5 | 2 |
| BIC | 3 | 4 | 0 | 1 | 2 | 2 |
| LWZ | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 2 |
| \hat{T}_1 | 1998-T1 | 2014-T1 | | 1996-T4 | 1999-T3 | 1996-T1 |
| \hat{T}_2 | 2001-T4 | | | 2000-T2 | 2009-T1 | 2001-T3 |
| \hat{T}_3 | 2014-T1 | | | 2007-T4 | | |

Nota: El test fue implementado sobre las tasas anuales de las series. El resultado asociado al Log SPGSCI fue omitido de la tabla debido a que no presenta quiebres estructurales significativos. En todos los casos los test fueron implementados especificando solo intercepto. Asimismo, en todos los test se empleó un *Trimming* de 0.15 y un número límite de 5 quiebres en las series. El símbolo (*) equivale a que dicho Supremun es mayor que el valor crítico al 5%.

Por otro lado, resulta pertinente evaluar si las variables que se introducirán al modelo presentan algún quiebre estructural. Al respecto, Mendoza y Melgarejo (2006) emplean el procedimiento de Vogelsang (1997) y detectan que las series de tasa de crecimiento del PBI, del gasto y de los ingresos registran un quiebre estructural entre finales de la década de 1989 y 1990. Sanchez y Galindo (2013) estiman similares resultados empleando de test de raíz unitaria con quiebre. No obstante, la economía peruana ha estado sujeta a múltiples choques y diversas reformas, por lo que es plausible la existencia de varios quiebres estructurales. En ese sentido, para evaluar la existencia de múltiples quiebres se emplea la metodología propuesta por Perron y Bai (2003), que admite la posibilidad de que las series tengan más de un quiebre estructural. El procedimiento de dichos autores consiste en evaluar los resultados de distintos criterios: el $SupF_p$, el $UD \max$ y el

WD max, el BIC y el LWZ. Las estimaciones de estos criterios son recopiladas en la Tabla 4. Los resultados sugieren que existe más de un quiebre estructural significativo en la tasa de crecimiento del PBI, en la inflación, en el crecimiento del SPGSCI y en la tasa de interés. Dichos resultados son corroborados entre los distintos criterios. Solo en el caso de la inflación los criterios difieren del número mínimo de quiebres estructurales calculados por el modelo. De igual forma, puede observarse que las fechas de los quiebres estructurales difieren considerablemente entre las variables. En ese sentido, el modelo TVP-VAR-SV propuesto puede ser una especificación apropiada para estudiar dichas variables ya que permite que los parámetros cambien a través del tiempo por lo que los cambios permanentes y transitorios en la dinámica de las variables pueden ser capturados.

5. Resultados

5.1. Evidencia de Parámetros Cambiantes

Siguiendo a Bijsterbosch y Falagiarda (2015), con el objetivo de evaluar la presencia de parámetros cambiantes en el modelo, se emplearán tres tipos de test³. El primero es el test de Traza de Cogley y Sargent (2005) que realiza un contraste entre la traza de la matriz de innovaciones y los percentiles de la posterior, si la traza es menor que los percentiles indica evidencia de que los parámetros no se han mantenido constantes. El segundo es el test de Kolmogorov-Smirnov que permite contrastar si dos muestras aleatorias pertenecen a la misma distribución. El tercero es el t-test que permite contrastar si la diferencia entre la media de dos muestras es significativa. Para el caso de los dos últimos test, se evaluarán las distribuciones de los parámetros en dos ocasiones para dos fechas distintas. Primero, se contrasta la distribución de los parámetros de 1994T1 vs 2005T1, luego se contrasta 2005T1 vs 2015T1.

En el caso del primer test, se estima que la traza es 0.05, que es menor que los percentiles

³ En la metodología bayesiana cada parámetro tiene su propia densidad. Asimismo, en el modelo TVP-VAR-SV estimado con técnicas bayesianas cada parámetro tiene su propia densidad para cada momento el tiempo. Se emplea esta relación para contrastar diferencias entre dichas densidades a través del tiempo.

de la posterior. Esto indica que los choques en los parámetros generan variación en el tiempo significativa. En el caso del test de Kolmogorov-Smirnov, los resultados indican que más de la mitad de parámetros (elementos de A) han cambiado significativamente en ambos casos 1994T1 vs 2005T1 y 2005T1 vs 2015T1. Se verifican los mismos resultados para los elementos de H y B . Estos resultados son corroborados por el t-test. A partir de evidencia puede concluirse que los parámetros que describen la dinámica entre las variables estudiadas muestran evidencia de parámetros cambiantes, lo que sustenta el uso de un modelo TVP-VAR-SV.

Tabla 2. Test de Parámetros Cambiantes en Coeficiente y Volatilidad

| Test de Traza | | Test de Kolmogorov-Smirnov | | | t-test | |
|---------------|------|----------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Traza | 0.05 | | 1994T1-2005T1 | 2005T1-2015T1 | 1994T1-2005T1 | 2005T1-2015T1 |
| 16% | 0.91 | A | 42/42 | 28/42 | 41/42 | 29/42 |
| 50% | 1.51 | H | 5/6 | 6/6 | 6/6 | 6/6 |
| 84% | 2.72 | B | 14/15 | 11/15 | 13/15 | 15/15 |

El test de Kolmogorov-Smirnov se aplica para dos muestras. Se realiza el test para cada elemento de A , H y B . El numerador indica la cantidad de parámetros que cambiaron en las sub-muestras de acuerdo con la prueba al 0.01%. El denominador indica el número total de parámetros de cada matriz. De la misma forma, el t-test se aplica para dos muestras. Se realiza el test para cada elemento de A , H y B . El numerador indica la cantidad de parámetros que cambiaron en las sub-muestras de acuerdo con la prueba al 0.01%.

5.2. Volatilidad Estocástica y Funciones de Impulso Respuesta

En esta sección se discutirán los resultados de la volatilidad estocástica. Luego, se procederá a analizar los impulsos respuesta promedio del choque de gasto. Adicionalmente, se presentará un breve análisis del choque de impuestos. Finalmente, se estudiará la evolución del choque de gasto público a través del tiempo.

Los resultados de la volatilidad estocástica (Anexo 3.A) indican una evolución distinta para todas las variables. En el caso de PBI, mostrado en el Panel(a), se registra baja volatilidad al inicio de la muestra. Luego, en el periodo 1997-2002, se eleva considerablemente hasta ubicarse alrededor de 10%. Este comportamiento responde a dos eventos entre 1997 y 1998: el fenómeno de "El Niño" que dañó la infraestructura y las tierras agrícolas, y la crisis de los países asiáticos que generó incertidumbre global y un

movimiento masivo de capital a corto plazo. En el primer trimestre de 1999, la volatilidad alcanzó su punto más alto en toda la muestra (10.1%), luego de haberse consolidado los choques negativos. En los años siguientes, la volatilidad revierte a una tendencia negativa. Un resultado interesante es que, en el año de la crisis financiera mundial, la volatilidad del PIB registra un ligero aumento (de 1% en 2006 a 4% en 2008). Este resultado es pequeño en comparación con la volatilidad asociada a la crisis de 1998-2000. Además, cabe destacar que la volatilidad registrada en dicho periodo es menor para el caso peruano que la volatilidad estimada para países desarrollados como lo documentan Gambetti y Musso (2016). Este resultado respondería a tres factores. En primer lugar, debido a las bajas tasas de interés en EEUU y la UE, hubo un flujo enorme de capital a corto y largo plazo que arribó a Perú y otros países de América Latina, esto impulsó la inversión privada en la región. En segundo lugar, la demanda de importaciones de China se mantuvo constante durante la crisis financiera, lo que permitió a las exportaciones peruanas seguir creciendo. En tercer lugar, durante 2008 se aplicaron políticas contracíclicas que permitieron amortiguar el shock externo negativo. Después de la crisis financiera, la volatilidad del PIB mantiene su tendencia a la baja.

Por otro lado, la volatilidad de las variables fiscales (Panel b y Panel c) registra una evolución más asimétrica. En cuanto a los ingresos fiscales, en el periodo 1994-2003 se registra relativa estabilidad donde la volatilidad se encontraba oscilando alrededor del 30%, luego de este periodo empieza a elevarse considerablemente. El inicio del súper ciclo de commodities en el 2003 (Radetzki, 2006) explicaría dicho resultado. Con la mayor demanda de minerales en el mundo, las empresas mineras registraron mayores ingresos, en consecuencia, el nivel de recaudación del gobierno peruano aumentó, lo que elevó la volatilidad de los ingresos. Por otro lado, la volatilidad del gasto se comporta de una forma similar al ingreso, pero registra una mayor magnitud. A inicios de la muestra,

la volatilidad del gasto oscilaba alrededor de 80%. Sin embargo, en el año 2008, la volatilidad alcanza un pico de 210%. Este incremento respondería a las medidas de política aplicadas por el gobierno para evitar los efectos de la crisis financiera internacional (Yamada y Castro, 2010). Luego, se registra una tendencia decreciente, explicada en parte por el periodo de estabilidad post-crisis y también por implementación de Ley de Fortalecimiento de la Responsabilidad y Transparencia Fiscal que contribuyó a disciplinar del gasto público en el país.

A diferencia de las variables anteriores, la volatilidad de la inflación (panel d) muestra una clara tendencia decreciente. Este comportamiento estaría explicado por las medidas implementadas para controlar la hiperinflación de los años 1980-1990 y la implementación del esquema de metas explícitas de inflación en el año 2002.

Por otro lado, el índice S&P GSCI (Panel e) registra mucha más volatilidad que el resto de variables. Asimismo, se puede observar que los mayores picos de volatilidad se alcanzan en escenarios de crisis globales. Por ejemplo, durante la crisis rusa-asiática, la volatilidad del índice aumento de 100% a 300%, mientras que durante la crisis financiera internacional la volatilidad se elevó considerablemente hasta 1100%.

Con respecto a la tasa de interés de corto plazo, los resultados indican la existencia de dos fases. La primera se relaciona a la etapa donde el banco central controlaba la liquidez del mercado, en dicho periodo la volatilidad de la tasa de interés se mantuvo encima del 5%. La segunda etapa corresponde al periodo donde el banco central implementó el esquema de metas explícitas de inflación y comenzó a fijar la tasa de interés. Durante este régimen de política, la volatilidad de la tasa se redujo hasta valores por debajo de 1%.

En cuanto a las funciones de impulso respuesta, dado que se empleó un TVP-VAR-SV, entonces se estiman resultados para cada momento del tiempo. En particular, como la muestra se compone de 96 observaciones comprendidas en el periodo 1993T3-2017T2,

entonces existen 96 impulsos con su correspondiente evolución de $h=1$ hasta $h=20$. En ese sentido, para mejorar la interpretación de cómo evoluciona el impacto de la política fiscal en el tiempo, las funciones de impulso respuesta son normalizadas respecto a la magnitud del choque de gasto. De esta forma, se simula que el choque de gasto es 1% en todos los periodos (lo cual puede apreciarse en el Panel c del Anexo 3.C).

Los resultados de la identificación agnóstica indican que un choque positivo de gasto público (Figura 5 - Anexo 3.B) genera una respuesta positiva en la actividad económica (Panel a). En promedio, un aumento del gasto público en 1% eleva el PBI en 0.18% al momento del impacto. Según las bandas de confianza al 68%, la respuesta del producto es significativa hasta dos trimestres después del choque. Por otro lado, la respuesta de los ingresos al choque de gasto no es significativa, lo que sugiere que, si bien el gasto expande la actividad económica, esto no se verá traducido en una mayor recaudación fiscal. Esto responde al alto grado de informalidad en el país que genera múltiples obstáculos para la recaudación de impuestos, dicha informalidad asciende al 69% de la PEA según BCRP (2017c). Por otro lado, puede observarse que el choque fiscal no tiene un impacto significativo en la inflación (Panel d).

Por otro lado, también se presentan los resultados de un choque positivo de ingresos fiscales (Figura 6 - Anexo 3B). Los resultados indican que un incremento de los ingresos eleva la producción. Dicho resultado contradice la teoría macroeconómica estándar donde se plantea que un aumento de los ingresos o impuestos reduce el consumo, por lo tanto, disminuye el producto. Además, las bandas de confianza indican que este resultado es significativo, al menos en el momento del impacto. Asimismo, dado que el esquema de identificación fue agnóstico, dicho comportamiento es propio de las variables empleadas⁴. La respuesta a este comportamiento en el caso peruano estaría explicada por el bajo nivel

⁴ Al respecto, Perroti (2005) encuentra similares resultados para Australia, Reino Unido y Alemania, donde un choque de impuestos positivo genera una respuesta positiva en el PBI.

de recaudación fiscal, que asciende al 17.1% del PBI en comparación al 34.3% que registran, en promedio, los países más desarrollados (OECD, 2015). En ese sentido, frente a un mayor nivel de impuestos, el gobierno puede recaudar más recursos, por lo que puede aumentar el gasto público de modo que este efecto es más fuerte que el choque negativo. Sin embargo, las implicancias de este efecto no son analizadas con rigor en el presente trabajo, por lo que se plantea dicho análisis para futuras investigaciones.

La evolución del impacto del choque de gasto público a través del tiempo se presenta en el Anexo 3C. El proceso de normalización permitirá comparar el efecto de un aumento de gasto público de 1% en 1993T1 con el efecto del mismo choque en los siguientes periodos. Los resultados indican que el impacto del gasto público sobre PBI no se ha mantenido constante en el tiempo (Panel a). En el inicio de la muestra, se registra una breve disminución en el efecto del gasto público sobre producto, lo cual correspondería a la alta volatilidad generada por las reformas estructurales de 1990-1993. En los siguientes periodos, la efectividad del gasto público aumentó y mantuvo su tendencia creciente hasta finales de 1998, donde ascendió hasta 0.44%. Esta mejora en la potencia del gasto público para impulsar el producto estaría explicada por una mayor estabilidad fiscal entre los años 1991 y 1998. En dicho periodo, por ejemplo, el nivel de deuda pública como porcentaje del PBI disminuyó de 73% en 1989 a 33% en 1998.

La tendencia positiva del efecto del gasto público se vio revertida en 1999. Luego de este año, el impacto del gasto público empezó a disminuir hasta ubicarse en valores cercanos al 0.1% en años recientes. Este cambio estructural en el efecto del gasto respondería a la consolidación de las reformas neoliberales implementadas a inicios de la década de 1990 que contribuyeron a reducir el papel del gobierno en la economía. En particular, en el plano comercial se redujeron los aranceles y se eliminaron las restricciones cuantitativas (Saavedra, 1997), mientras que en el sector financiero se eliminaron los controles en las

tasas activas y se permitió el libre flujo de capitales externos (Ledesma, 2001). Dichas reformas se consolidaron hacia finales década de 1990 y comienzos del 2000, precisamente cuando la tendencia se hizo negativa.

En ese sentido, si bien el impacto del gasto aumentó paulatinamente de 1995 a 1998, el gasto fiscal como instrumento de la política fiscal ha perdido potencia desde 1999, lo cual contrasta con los resultados de Mendoza y Melgarejo (2006), quienes estiman que la política fiscal ha ganado potencia en el periodo 1990-2006. Sin embargo, los resultados de Mendoza y Melgarejo (2006) podrían responder a un efecto promedio.

En líneas anteriores se presentaron las funciones de impulso respuesta promedio, donde se estimó que el efecto de la política fiscal sobre el producto es aproximadamente 0.18%. Sin embargo, al observar la evolución del impulso respuesta al momento del impacto, se puede detectar que en años recientes el efecto es cercano a 0.1%. Lo que implica que el impacto promedio de 0.18% sobre el PBI es generado por los picos altos entre 1996-1998. En ese sentido, si se toma promedio al efecto en el mismo periodo que estimaron Mendoza y Melgarejo (2006), el resultado es 0.22%, que es igual al valor estimado por dichos autores. Sin embargo, el método que emplearon no captura la caída a partir de 1999. Este análisis explica los resultados de Mendoza y Melgarejo (2006) y de porqué encontraron una mayor potencia de la política fiscal, cuando los resultados presentados en esta investigación muestran que, a partir de 1999, la potencia comienza a disminuir. Por otro lado, este resultado va en línea con otros trabajos que estiman una reducción de la efectividad de la política fiscal, por ejemplo, Kirchner et al. (2010).

5.3. Multiplicadores de Gastos y Sus Determinantes

En esta sección se presentará un breve análisis de los resultados de los multiplicadores. Luego, se procederá a discutir los determinantes de los multiplicadores de gasto propuestos por la literatura. Finalmente, se estimarán los efectos de dichos determinantes

mediante análisis de regresión.

Las estimaciones de la evolución de los multiplicadores de gasto son presentadas en el Anexo 4. En el Panel(a) puede observarse que la trayectoria de multiplicador de impacto a través del tiempo es similar al impulso respuesta reportado en el Anexo 3.C, tal como es esperado. Los mayores valores del multiplicador de impacto se encuentran en el periodo 1997-2000, donde el efecto multiplicador del gasto oscilaba alrededor de 2 unidades monetarias, en otras palabras, por cada sol de gasto público que el gobierno introducía en la economía, se generaban 2 soles durante dicho periodo. No obstante, este efecto pierde potencia en los años siguientes. A partir 2005, el efecto multiplicador disminuye hasta valores menores que la unidad y en los años siguientes se mantiene oscilando alrededor de 0.68 soles.

El Panel(b) y el Panel(c) presentan los resultados del multiplicador de gasto acumulado y valor presente, respectivamente. En ambos casos se presenta el resultado para 1 año después del choque, para la mitad y para el final del horizonte del impulso respuesta. En cuanto al multiplicador acumulado, se registra una alta volatilidad en los periodos después del choque, lo que indicaría que en el mediano y largo plazo hay más incertidumbre acerca de los efectos de la política fiscal. En cuanto al multiplicador en valor presente, las estimaciones indican menor volatilidad. No obstante, en ambos casos, puede apreciarse que el efecto de mediano y largo plazo es mayor que el efecto de corto plazo. Esto sugeriría que si bien el gasto público ha perdido potencia para incentivar la actividad económica, este resultado correspondería principalmente al corto plazo, mientras que en el mediano y largo plazo el gasto no ha perdido tanto poder para impulsar el PBI. Además, puede observarse que en el periodo 2005-2017, el valor de dichos multiplicadores se encuentra oscilando alrededor de 1.5 soles.

¿Cuáles son los factores que determinan el comportamiento del multiplicador de gasto?

Para brindar una respuesta cuantitativa a esta pregunta se empleará análisis de regresión donde el multiplicador de gasto estimado será la variable endógena y las variables exógenas serán determinadas por la literatura económica. De esta forma, se podrán contrastar hipótesis propuestas acerca los factores que explican el multiplicador.

La primera hipótesis planteada sigue a Auerbach y Gorodnichenko (2012) quienes postulan que, en un escenario de expansión, el multiplicador de gasto es menor que en un periodo de recesión. En ese sentido, se introducirá el ciclo estimado del modelo de Perron y Wada (2009) como determinante del multiplicador para evaluar dicho planteamiento. Por otro lado, Berg, (2014) argumenta que el efecto de gasto tiende a ser mayor en periodos de estrés financiero debido a que las restricciones de liquidez aumentan. Para evaluar este efecto se emplea el spread entre la tasa activa y pasiva. En particular, un mayor spread puede representar situaciones de estrés financiero, ya que los bancos elevan la tasa activa en respuesta a la mayor incertidumbre y reducen la tasa pasiva debido a los menores ingresos de los créditos no pagados.

Asimismo, de acuerdo a Galí, López-Salido, y Vallés (2007), el tamaño del multiplicador puede variar dependiendo del grado de restricciones crediticias en la economía. Un mercado crediticio en expansión implicará menos restricciones para los hogares, esto se traducirá en una mayor magnitud de agentes ricardianos en la economía por lo que el efecto de la política fiscal disminuirá. En línea con este planteamiento, se introducirá el crecimiento del crédito⁵ como determinante del multiplicador. Por otra parte, la literatura plantea que la estabilidad de las finanzas públicas tiene efectos en la credibilidad y confianza de los agentes, y por ende en los efectos que pueda tener la política fiscal en el PBI (Ilzetzki et al.,2013). Al respecto, se plantea que una mayor estabilidad conlleva a un

⁵ Se emplea el crecimiento del crédito en vez del ratio de crédito sobre PBI, ya que si bien el ratio crédito sobre PBI mide el nivel de desarrollo financiero, no necesariamente captura el restricciones crediticias que enfrentan los agentes periodo a periodo. En ese sentido, el crecimiento del crédito puede medir cómo evolucionan las restricciones crediticias. En particular, si el crecimiento del crédito es mayor, las restricciones crediticias serán menores, por lo que el efecto multiplicador será menor.

efecto multiplicador mayor. Para evaluar este efecto, se introducirá el ratio de deuda pública sobre PBI como determinante del multiplicador.

Asimismo, el modelo keynesiano plantea que el tamaño del multiplicador puede ser afectado por el grado de apertura comercial y la tasa de ahorro (Kirchner et al., 2010). En el primer caso, cuando la economía está abierta al comercio, el ingreso adicional de los hogares, puede ser distribuido entre bienes nacionales o importados. Si la economía es más abierta, una mayor parte del ingreso se destinará a los bienes importados y el efecto del multiplicador será menor. Del mismo modo, si el nivel de ahorro de los hogares es elevado, al recibir ingresos adicionales, los hogares destinarán este a su ahorro y su consumo adicional será bajo. En ese sentido, un mayor ahorro generará que el efecto multiplicador sea menor. Para analizar las implicancias de estas hipótesis, se incluirán el ratio de exportaciones más importaciones sobre PBI y la tasa de ahorro.

El análisis de regresión distinguirá los efectos de corto y largo plazo. Para estudiar las implicancias de corto plazo se empleará como variable endógena el multiplicador de impacto (Anexo 4 - Panel a), mientras que para estudiar el largo plazo se emplearán el multiplicador acumulado (Anexo 4 - Panel b - línea amarilla) y multiplicador en valor presente (Anexo 4 - Panel c - línea amarilla) ambos al final del horizonte del impulso. Debido a la naturaleza del multiplicador de gasto público, este puede influenciar el valor de los determinantes mediante distintos canales. En ese sentido, para controlar la posibilidad de causalidad inversa en la regresión, se emplean los determinantes rezagados un periodo. Asimismo, se introduce una constante y una tendencia en modelo. Por otro lado, se emplea el método de Newey-West para controlar la heterocedasticidad y la autocorrelación en los residuos. Finalmente, con el objetivo de comparar los efectos de los factores y determinar que variables tienen un efecto más fuerte sobre los multiplicadores, se presentan los coeficientes estandarizados.

Tabla 4. Determinantes del Variación del Multiplicador del Gasto

| | Multiplicador de Impacto | Multiplicador Acumulado | Multiplicador en Valor Presente |
|-------------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------------------|
| Ciclo Económico | -0.08 (1.78) | -0.51*** (1.63) | -0.51*** (1.70) |
| Spread de Tasas | 0.20 (0.86) | 0.11 (0.94) | 0.15 (0.89) |
| Crecimiento del Crédito | -0.30** (0.31) | -0.44** (0.44) | -0.41* (0.48) |
| Ratio de Deuda/PBI | -1.61** (2.55) | -1.56** (1.50) | -1.90*** (1.21) |
| Expo. e Imp sobre PBI | -0.94*** (1.93) | -0.24 (1.65) | -0.43* (1.62) |
| Tasa de Ahorro | -0.07*** (0.35) | 0.06 (0.79) | 0.02** (0.65) |
| Constante | 8.80*** (2.03) | 5.54*** (1.05) | 6.17*** (0.97) |
| Tendencia | -0.02*** (0.01) | -0.02*** (0.01) | -0.02*** (0.01) |
| R-ajustado | 0.73 | 0.59 | 0.63 |

Notas: La estimación se realizó controlando por heterocedasticidad y autocorrelación en los residuos empujando la metodología de Newey-West. Los rezagos de la autocorrelación de los errores fueron seleccionados en base al criterio AIC. Todas las variables entran rezagadas un periodo. Los coeficientes presentados en la tabla son los coeficientes estandarizados. Entre paréntesis se presentan los errores estándar. Los símbolos ***, ** y * representan el nivel de significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Las estimaciones son presentadas en la Tabla 4. En cuanto a los determinantes del multiplicador de impacto, se estima que el efecto de la posición del ciclo económico es efectivamente negativo, pero no es significativo. Esto implica que, si bien el efecto del gasto público es menor en periodos de expansión, la diferencia con el efecto multiplicador en épocas de recesión es poco relevante, al menos en el momento del impacto. Esta evidencia contrasta con los resultados presentados por Sánchez y Galindo (2013), quienes estiman que el efecto multiplicador es mayor en periodos de recesión⁶.

⁶ Dichos autores estiman que en periodos de alto crecimiento el multiplicador oscila entre 0.48–0.62, mientras que en épocas de bajo crecimiento se encuentra entre 1.25–1.35. Al respecto, si bien los autores estudian las no linealidades en el multiplicador con un modelo LSTVAR, no evalúan la posibilidad de cambios en los parámetros como lo detectaron tempranamente Mendoza y Melgarejo (2006). Asimismo, el análisis de sensibilidad presentado por los autores muestra que la diferencia entre los multiplicadores de auge y expansión es muy sensible a la especificación del parámetro de suavizamiento. Estos elementos sugieren que los resultados de Sánchez y Galindo (2013) pueden no ser plausibles.

Con el objetivo de evaluar la robustez de este resultado, se procedió a emplear las distintas metodologías de estimación del ciclo económico reportadas en el Anexo 2 – Panel(c) como variables exógenas sustitutas del ciclo calculado por modelo UC. Los resultados de las estimaciones indican los mismos resultados. No obstante, si bien en el corto plazo la fase de ciclo no juega un papel en el tamaño del multiplicador, los resultados indican que en el largo plazo la fase del ciclo sí tiene un efecto significativo, lo cual puede observarse en los resultados de multiplicador acumulado y multiplicador en valor presente. Dichos resultados son similares a lo reportado por Kirchner et al. (2010).

Por otro lado, se estima que el efecto de la estabilidad financiera, medido a través del spread de tasas, es positivo en el tamaño del multiplicador, lo cual sugeriría que, en periodos de estrés financiero, el multiplicador de gasto es efectivamente mayor tal como lo sugiere la literatura. Sin embargo, este efecto no es significativo tanto en el corto como en el largo plazo.

En cuanto al grado de restricciones crediticias, se estima que un aumento en la tasa de crecimiento del crédito, que implica menores restricciones crediticias para los agentes, conlleva a una reducción de -0.33 desviaciones estándar del multiplicador de gasto. En particular, si el crédito registra una mayor expansión, más agentes seguirán un comportamiento ricardiano y el efecto multiplicador será menor. Esta dinámica es compatible con el caso peruano según las estimaciones. Asimismo, se presenta evidencia de que este efecto es significativo en el largo plazo.

Por otra parte, los resultados indican que un aumento en la magnitud de la deuda pública respecto del PBI tiene un impacto negativo y significativo en el multiplicador de gasto público tanto en el corto y en el largo plazo. Además, se estima que, de los determinantes analizados, el ratio de deuda sobre PBI es el principal determinante del multiplicador de gasto, ya que el impacto de esta variable equivale -1.61 desviaciones estándar en el

multiplicador, que es mayor a todos los demás casos. Una importante implicancia de política derivada de este resultado es que el gobierno puede elevar la potencia del gasto fiscal para impulsar la actividad económica mediante la reducción y control del nivel de deuda con respecto al PBI. Esta medida no solo permitiría elevar la potencia de la política fiscal en el corto plazo si no también en el largo plazo, según las estimaciones realizadas en el presente trabajo.

En cuanto al nivel de apertura comercial, medida a través del ratio de exportaciones más importaciones sobre el PBI, se estima que un aumento en dicha variable disminuye el multiplicador de gasto, lo que estaría en línea con la teoría keynesiana estándar. Además, se registra que dicho efecto es significativo al 1%. Asimismo, los resultados indican que una mayor tasa de ahorro genera un impacto negativo significativo en el multiplicador de gasto, tal como lo sugiere la teoría keynesiana. No obstante, los resultados tanto para el grado de apertura como para la tasa de ahorro no son significativos en el largo plazo.

5.4. Análisis de Sensibilidad

Con el objetivo de estudiar la robustez de los resultados presentados en las anteriores secciones, se implementarán modificaciones al modelo principal. Primero, se procederá a estimar el modelo con diferentes especificaciones de las priors. Segundo, se procederá a estimar el modelo con $L=2$ y luego reemplazando el índice SPGSCI con los términos de intercambio. Se presentarán los resultados de la volatilidad estocástica, la función de impulso respuesta promedio, la evolución del impulso respuesta al momento del impacto normalizada y el multiplicador de gasto, todos para el caso del PBI.

En cuanto al primer caso, se empleará la especificación de Primiceri (2005): $k_1 = 0.01$, $k_2 = 0.01$ y $k_3 = 0.1$. La segunda especificación se basará en Castillo, Montoya y Quinache (2016) quienes estiman un TVP-VAR-SV para Perú: $k_1 = 0.01$, $k_2 = 1$ y $k_3 = 0.1$. Las estimaciones se presentan en el Anexo 5 – Figura 10. En general, los resultados

indican que no existen diferencias sustanciales cuando se modifican las priors. En cuanto al segundo caso, se estima el modelo empleando 2 rezagos y luego se estima el modelo sustituyendo el SPGSCI con los términos de intercambio. La estimación de los modelos se presenta en el Anexo 5 – Figura 11. En el caso de la volatilidad, se registran ciertas diferencias al principio de la muestra, pero el patrón que sigue de volatilidad se mantiene en todos los casos. En cuanto los impulsos respuesta promedio y la evolución del impulso respuesta se verifica que las diferentes especificaciones muestran resultados equivalentes. En suma, el análisis de sensibilidad sugiere que las estimaciones del modelo principal son robustas frente a las distintas especificaciones.

6. Conclusiones

La presente investigación estudia los efectos del gasto público en la actividad económica real a través del tiempo. Se emplea un modelo TVP-VAR-SV, el cual es identificado mediante restricciones de signo agnósticas. Para contrastar la existencia de parámetros cambiantes en el modelo, se calcularon tres pruebas: el test de Cogley y Sargent, el test de Kolmogorov y Smirnov y el t-test. Los resultados de los test sugieren que los parámetros no se han mantenido constantes, lo que respalda el uso del modelo TVP-VAR-SV. Los resultados muestran que el gasto público ha perdido potencia para impulsar la actividad económica luego de 1999. No obstante, al estudiar los determinantes del multiplicador de gasto, se estima que el ratio de deuda sobre PBI, que representa la estabilidad fiscal en el modelo, es el factor más importante. La implicancia de política de este resultado es que el Estado puede incrementar la potencia del gasto público controlando los niveles de deuda pública.

7. Bibliografía

- [1] Aiyagari, S. R., Christiano, L. J., & Eichenbaum, M. (1992). "The output, employment, and interest rate effects of government consumption". *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 73-86.
- [2] Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). "Measuring the output responses to fiscal policy". *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
- [3] Barro, R. J. (1974). "Are government bonds net wealth?". *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.
- [4] Barro, R. J. (1981). "Output effects of government purchases". *Journal of political Economy*, 89(6), 1086-1121.
- [5] Baxter, M., & King, R. G. (1993). "Fiscal policy in general equilibrium". *The American Economic Review*, 315-334.
- [6] Berg, T. O. (2015). "Time varying fiscal multipliers in Germany". *Review of Economics*, 66(1), 13-46.
- [7] Bijsterbosch, M., & Falagiarda, M. (2015). "The macroeconomic impact of financial fragmentation in the euro area: Which role for credit supply?". *Journal of International Money and Finance*, 54, 93-115.
- [8] Bilbiie, F., Ghironi, F., & Melitz, M. J. (2005). "Business cycles and firm dynamics". In *2005 meeting papers* (Vol. 842). Society for Economic Dynamics.
- [9] Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output". *The Quarterly Journal of economics*, 117(4), 1329-1368.
- [10] Caballero, R. J., & Pindyck, R. S. (1996). "Uncertainty, Investment, and Industry Evolution". *International Economic Review*, 37(3), 641-662.
- [11] Castillo, P., Montoya, J., & Quineche, R. (2016). "From the "Great Inflation" to the "Great Moderation" in Peru: A Time Varying Structural Vector Autoregressions Analysis". Working paper No. 2016-003. Banco Central de Reserva del Perú.
- [12] CEPAL, N. (1999). "Efectos macroeconómicos del fenómeno El Niño de 1997-1998: su impacto en las economías andinas".
- [13] Céspedes, L. F., & Galí, J. (2013). "*Fiscal Policy and Macroeconomic Performance*". Central Bank of Chile.
- [14] Cogley, T., & Sargent, T. J. (2005). "Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US". *Review of Economic dynamics*, 8(2), 262-302.
- [15] Devereux, M. B., Head, A. C., & Lapham, B. J. (1996). "Monopolistic competition,

- increasing returns, and the effects of government spending”. *Journal of Money, credit and Banking*, 28(2), 233-254.
- [16] Fatás, A., & Mihov, I. (2001). “The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence”.
- [17] Fry, R., & Pagan, A. (2007). “Some issues in using sign restrictions for identifying structural VARs”. National Centre for Econometric Research Working Paper, 14, 2007
- [18] Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). “Understanding the effects of government spending on consumption”. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- [19] Gambetti, L., & Musso, A. (2017). “Loan supply shocks and the business cycle”. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 764-782.
- [20] Ganiko, G., & Montoro, J. (2017). “Reglas fiscales para exportadores de commodities: Una aplicación para Perú”. Documento de Investigación N° 001-2017. Consejo Fiscal.
- [21] Glocker, C., Sestieri, G., & Towbin, P. (2017). “Time-varying fiscal spending multipliers in the UK”. Banque de France.
- [22] Guillén, Á., & Rodríguez, G. (2014). “Trend-cycle decomposition for Peruvian GDP: application of an alternative method”. *Latin American Economic Review*, 23(1), 5.
- [23] Yamada, G., & Castro, J. (2010). “La economía peruana en la última década: mejor desempeño y mayor resiliencia a las crisis”. Universidad del Pacífico – CIUP.
- [24] Ilzetzki, E., Mendoza, M. E. G., & Gramont, M. C. A. V. (2011). *How big (small?) are fiscal multipliers?* (No. 11-52). International Monetary Fund.
- [25] Kirchner, M., & Cimadomo, J. Hauptmeier (2010) “Transmission of government spending shocks in the euro area: time variation and driving forces”. ECB Working Paper Series 1219, European Central Bank.
- [26] Liébana, P. L. (2001). The peruvian experience with financial liberalization, 1990–1999. *Manuscript*. Chicago: Northwestern University.
- [27] Linnemann, L., & Schabert, A. (2003). “Fiscal policy in the new neoclassical synthesis”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(6), 911-929.
- [28] Mendoza, W., & Goicochea, E. C. (2017). “La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa”. Departamento de Economía PUCP - DDD440.
- [29] Mendoza, W., & Melgarejo, K. (2008). “La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006”. Departamento de Economía PUCP - DDD262.
- [30] Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). “What are the effects of fiscal policy shocks?”. *Journal of applied econometrics*, 24(6), 960-992.

- [31] OECD, et al. (2015). “*Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean 2015*”. OECD Publishing, Paris.
- [32] Pereira, M. C., & Lopes, A. S. (2010). “Time-varying fiscal policy in the US”. Working Papers w201021, Banco de Portugal. Economics and Research Department.
- [33] Perotti, R. (2005). “Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries”.
- [34] Perron, P., & Wada, T. (2009). “Let's take a break: Trends and cycles in US real GDP”. *Journal of monetary Economics*, 56(6), 749-765.
- [35] Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- [36] Primiceri, G. E. (2005). “Time varying structural vector autoregressions and monetary policy”. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.
- [37] Qin, D. (2013). “A history of econometrics: the reformation from the 1970s”. Oxford University Press.
- [38] Radetzki, M. (2006). “The anatomy of three commodity booms”. *Resources Policy*, 31(1), 56-64.
- [39] Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1998, June). “Costly capital reallocation and the effects of government spending”. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 48, pp. 145-194). North-Holland.
- [40] Saavedra, J. (2003). “*Liberalización comercial e industria manufacturera en el Perú*”. Grupo de Análisis para el Desarrollo y Consorcio de Investigación Económica y Social.
- [41] Salinas, C. & Chuquilín, M. (2013). “Las asimetrías de la política fiscal en una economía emergente: el caso del Perú, 1992-2013”. Fondo Editorial, Universidad del Pacífico.
- [42] Sanchez, W., & Galindo, H. (2013). “Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos en el Perú”. Documento de trabajo, Ministerio de Economía y Finanzas.
- [43] Sims, C. A. (2001). “Evolving Post-World War II US Inflation Dynamics”: Comment. NBER macroeconomics annual, 16, 373-379.
- [44] Stock, J. H. (2001). “Evolving Post-World War II US Inflation Dynamics”: Comment. NBER macroeconomics annual, 16, 379-387.
- [45] Velarde, J., & Rodríguez, M. (2001). “Efectos de la crisis financiera internacional en la economía peruana 1997-1998”. Universidad del Pacífico y CIES.

8. Bibliografía

Anexo 1

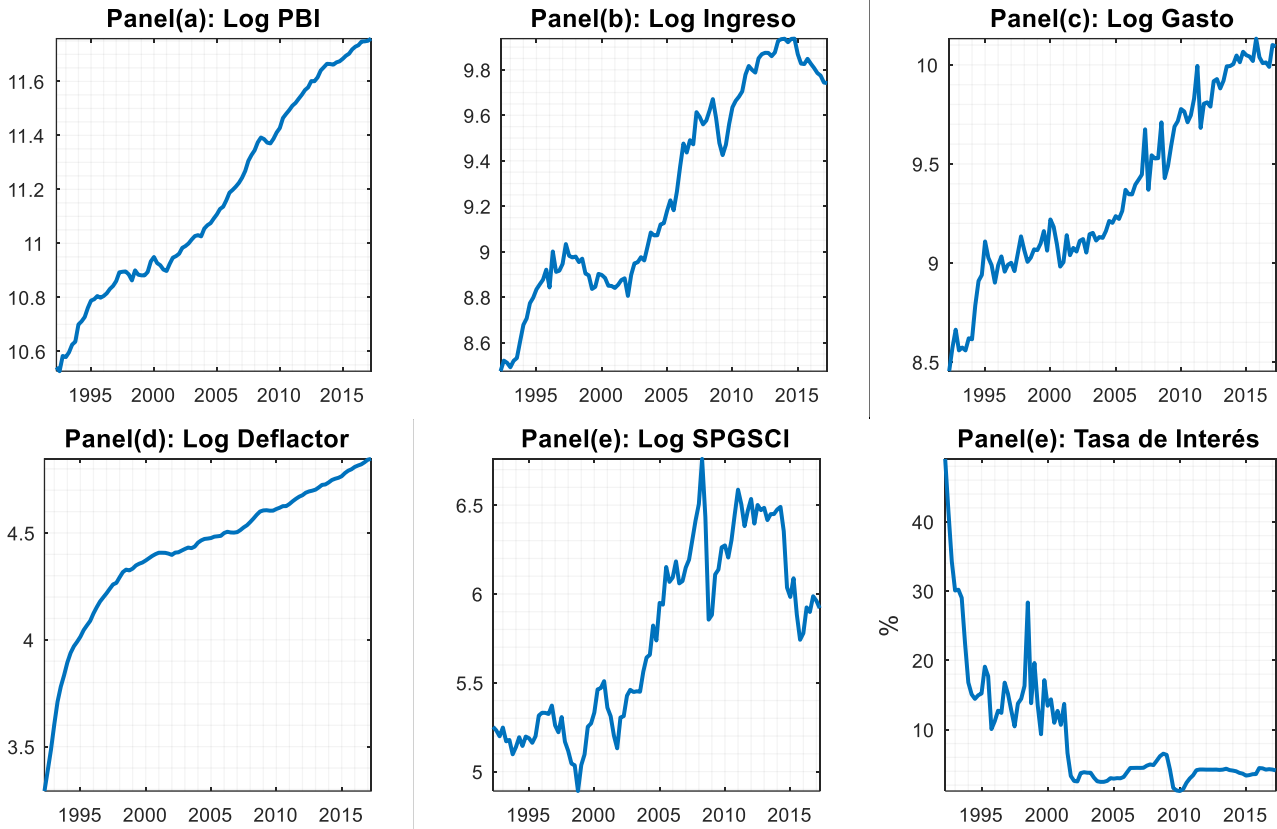


Figura 1: Series en Niveles. El PBI, el Gasto, el Ingreso, fueron desestacionalizadas mediante el CENSUS X13. En el caso de la tasa de interés no se ha tomado logaritmo. Fuente: BCRP.

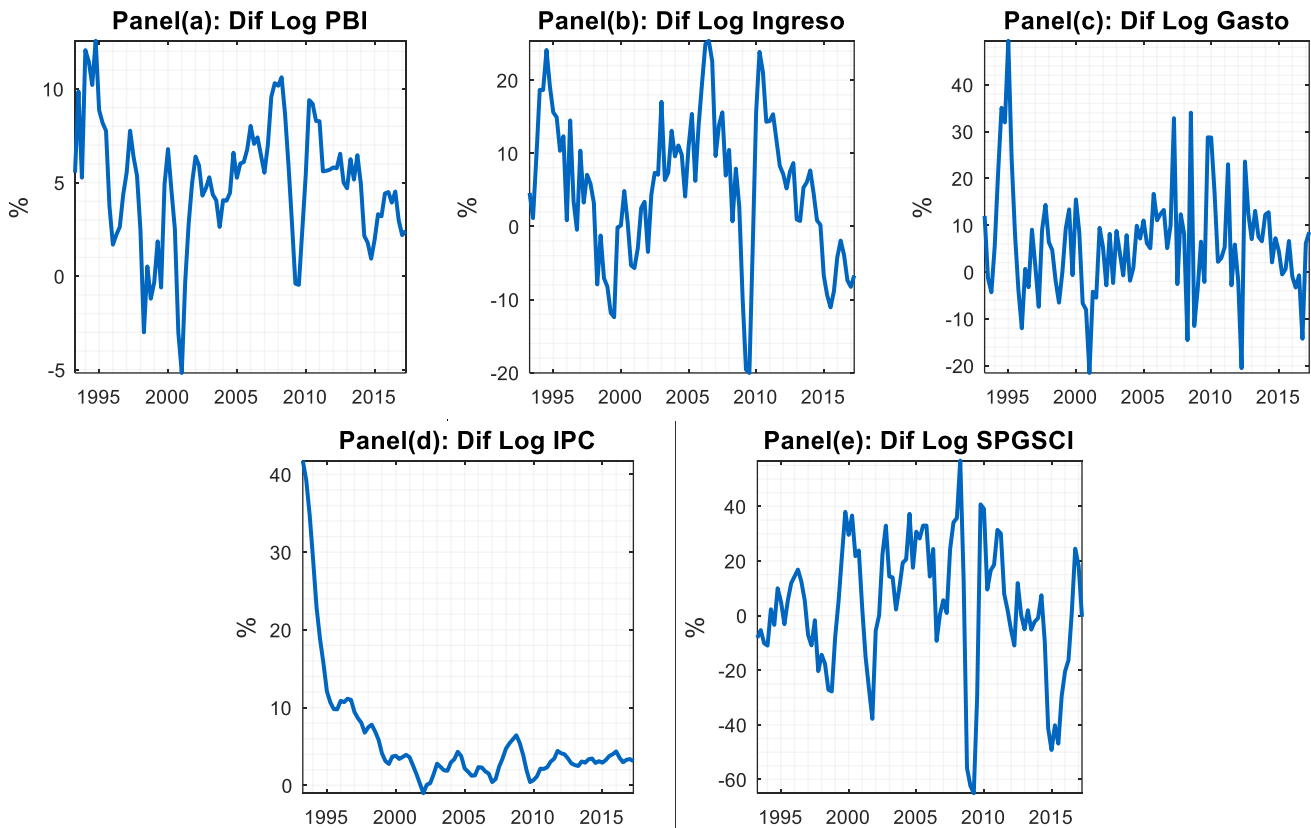


Figura 2: Series en diferencias. Se ha tomado la diferencia anual, es decir respecto al mismo trimestre del año anterior. La tasa de interés no ha sido diferenciada. Fuente: BCRP.

Anexo 2

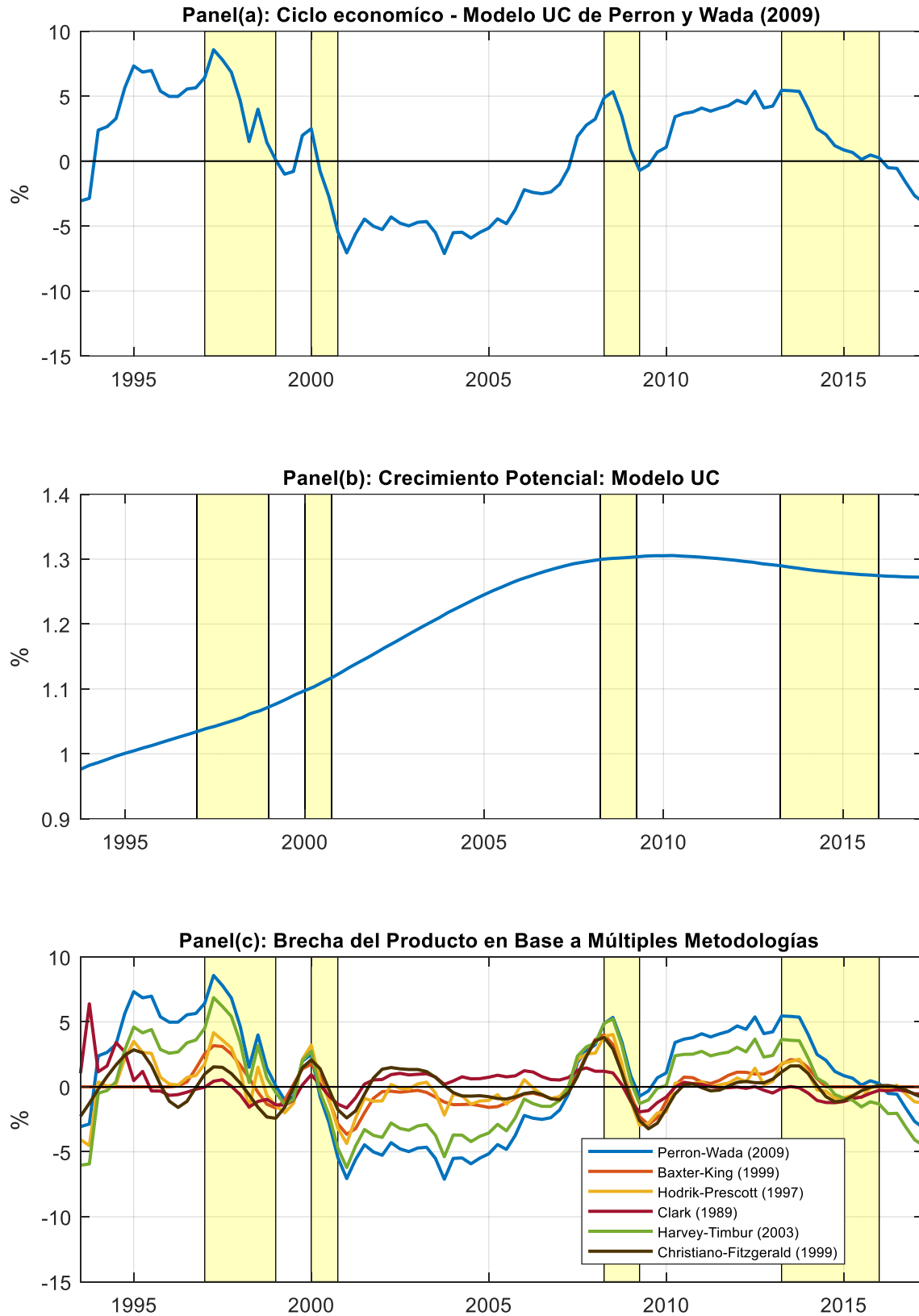


Figura 3: Ciclo Económicos. El primer gráfico: ciclo estimado del modelo UC asumiendo quiebre endógeno y mixture de normales en la tendencia y el ciclo. El segundo gráfico: crecimiento de la tendencia estimada del modelo UC. El tercer gráfico compara la estimación del modelo UC con otros filtros usualmente empedados en macroeconomía. En todos los casos, el área sombreada representa los periodos de recesión identificados por el Modelo de Componentes no Observables (UC).

Anexo 3.A

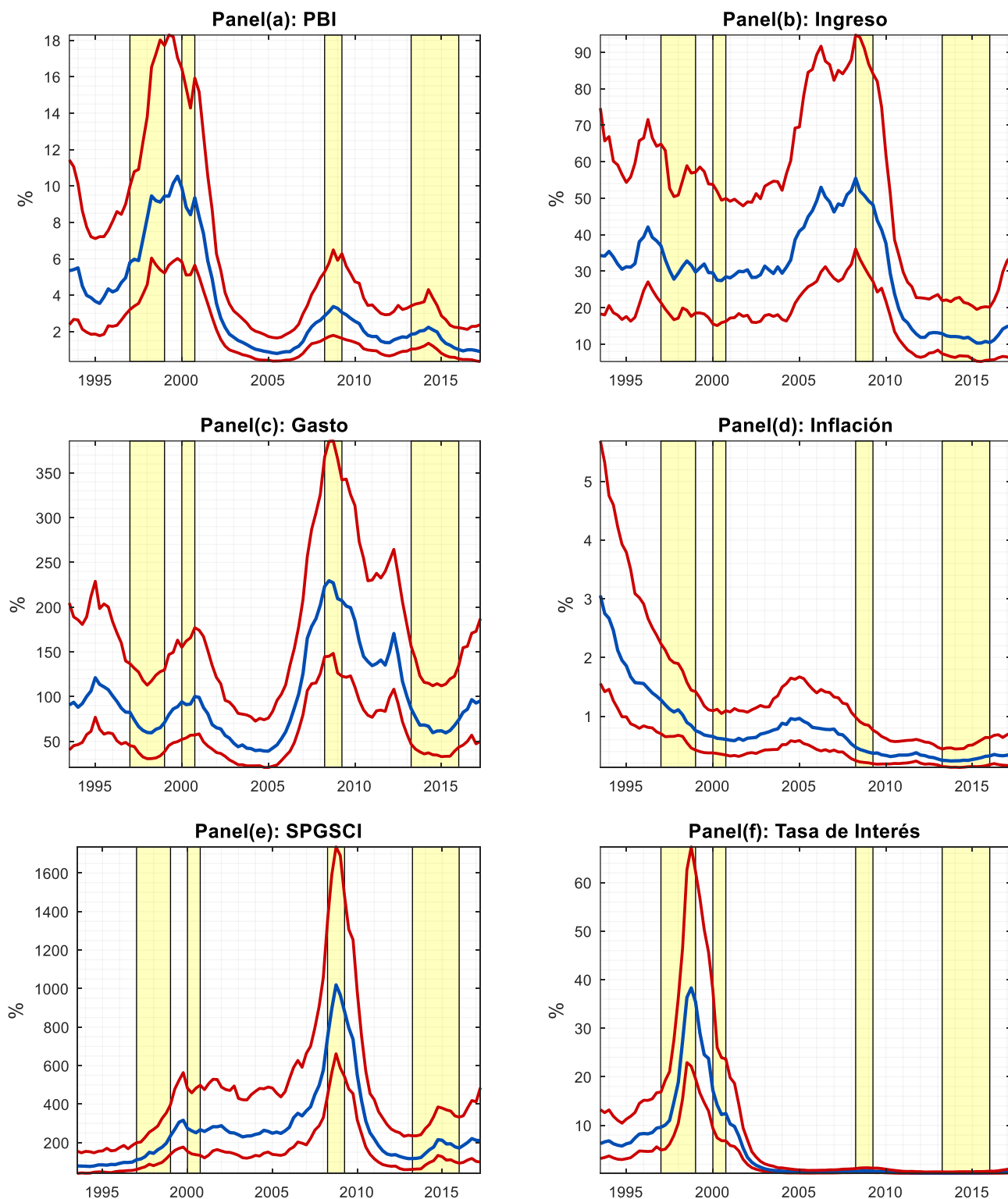


Figure 4: Volatilidad Estocástica. Las líneas rojas representan las bandas de confianza al 68%. La línea roja superior y la línea roja inferior representan los percentiles 84% y 16% de la distribución posterior. Asimismo, la línea azul representa el percentil 50%. El área sombreada representa los periodos de recesión identificados por el modelo UC.

Anexo 3.B

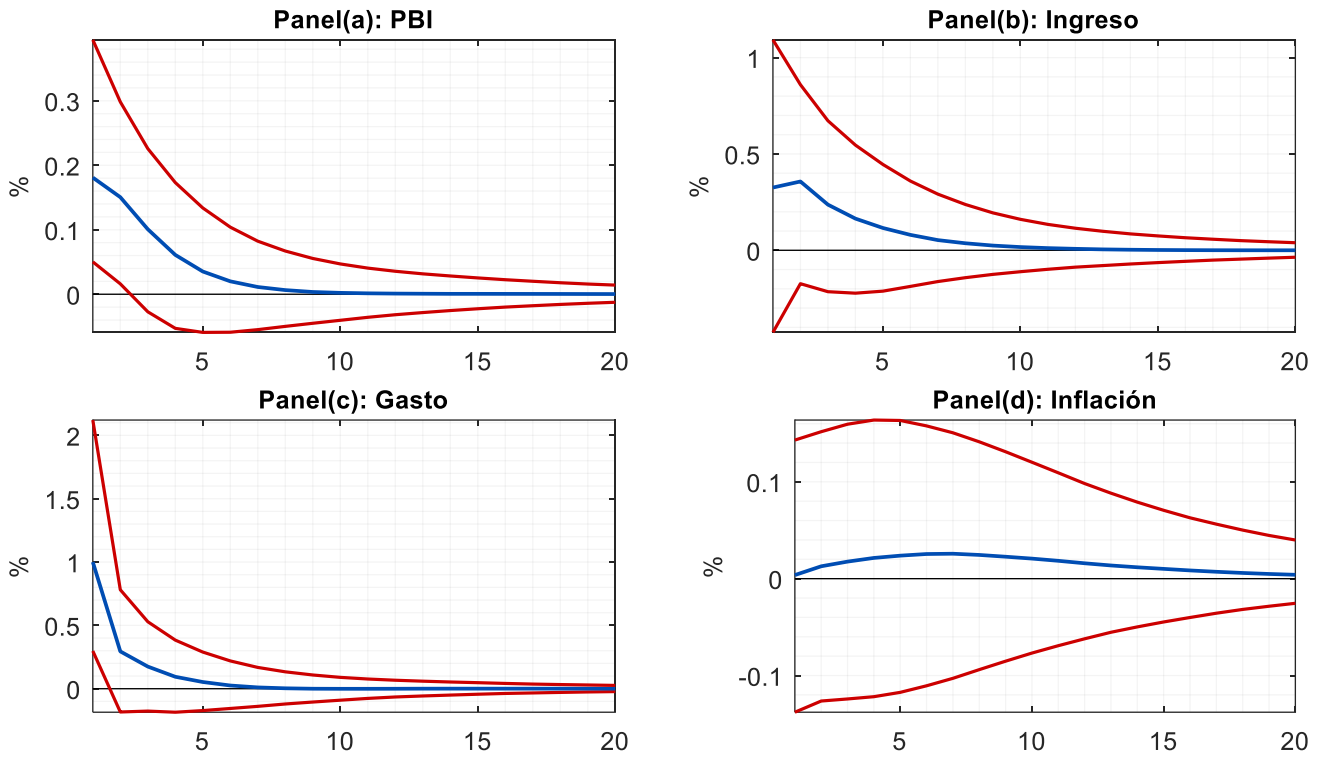


Figura 5: Choque de Gastos. La línea roja superior y la línea roja inferior representan los percentiles 84% y 16%, respectivamente. Asimismo, la línea azul representa el percentil 50%. El horizonte de análisis se de 20 trimestres.

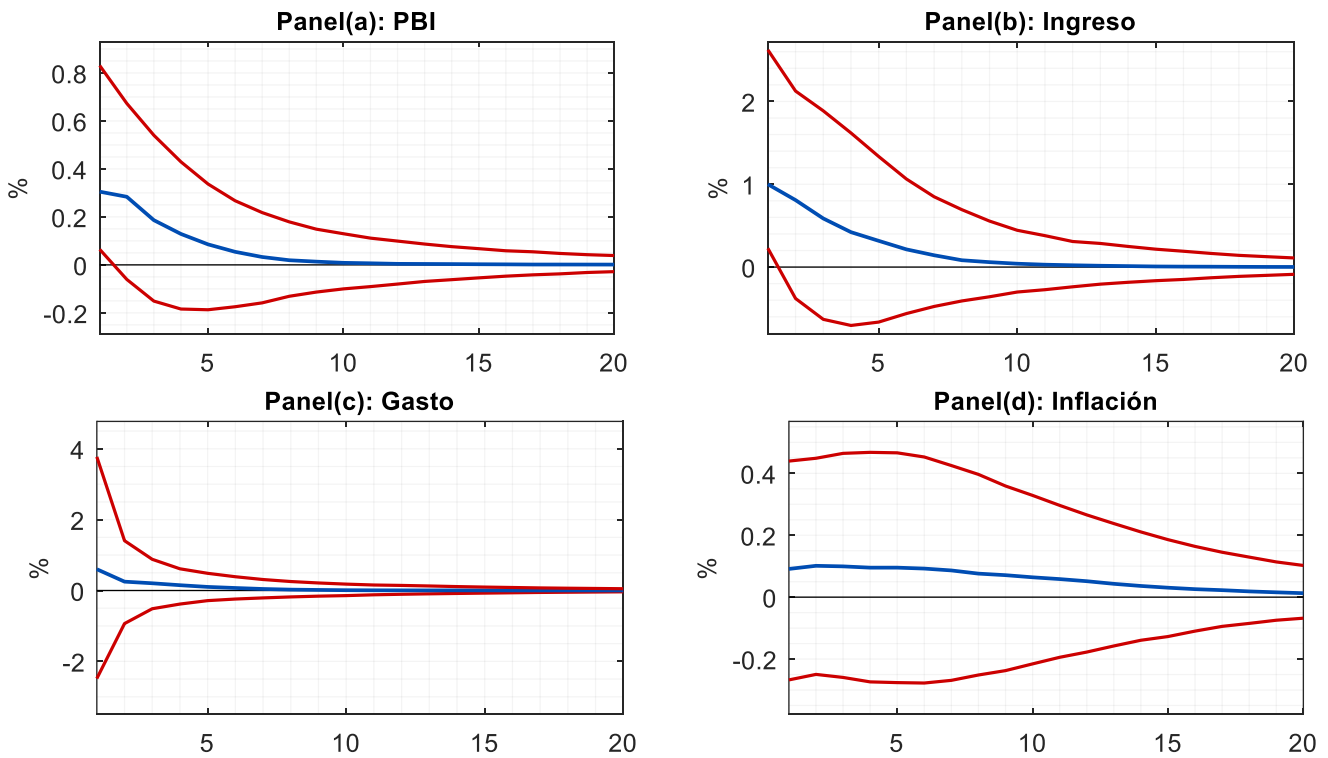


Figure 6: Choque de Impuestos. La línea roja superior y la línea roja inferior representan los percentiles 84% y 16%, respectivamente. Asimismo, la línea azul representa el percentil 50%. El horizonte de análisis se de 20 trimestres.

Anexo 3.C

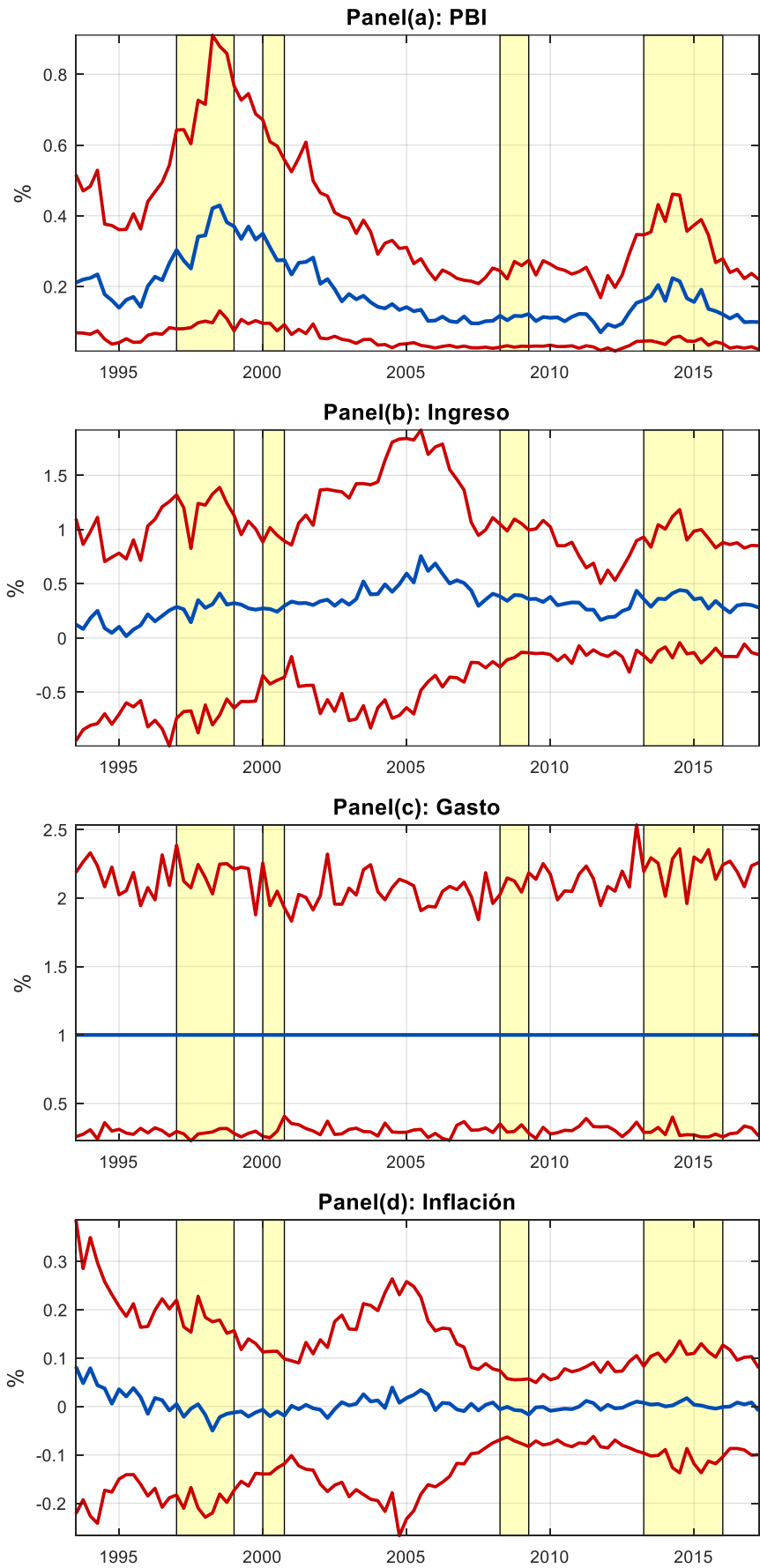


Figura 7: Choque de Gastos al momento del impacto normalizado. Las líneas rojas representan los percentiles 84% y 16%, respectivamente. Asimismo, la línea azul representa el percentil 50%. El choque de gasto fue normalizado a 1%. El área sombreada representa los periodos de recesión identificados por el modelo UC.

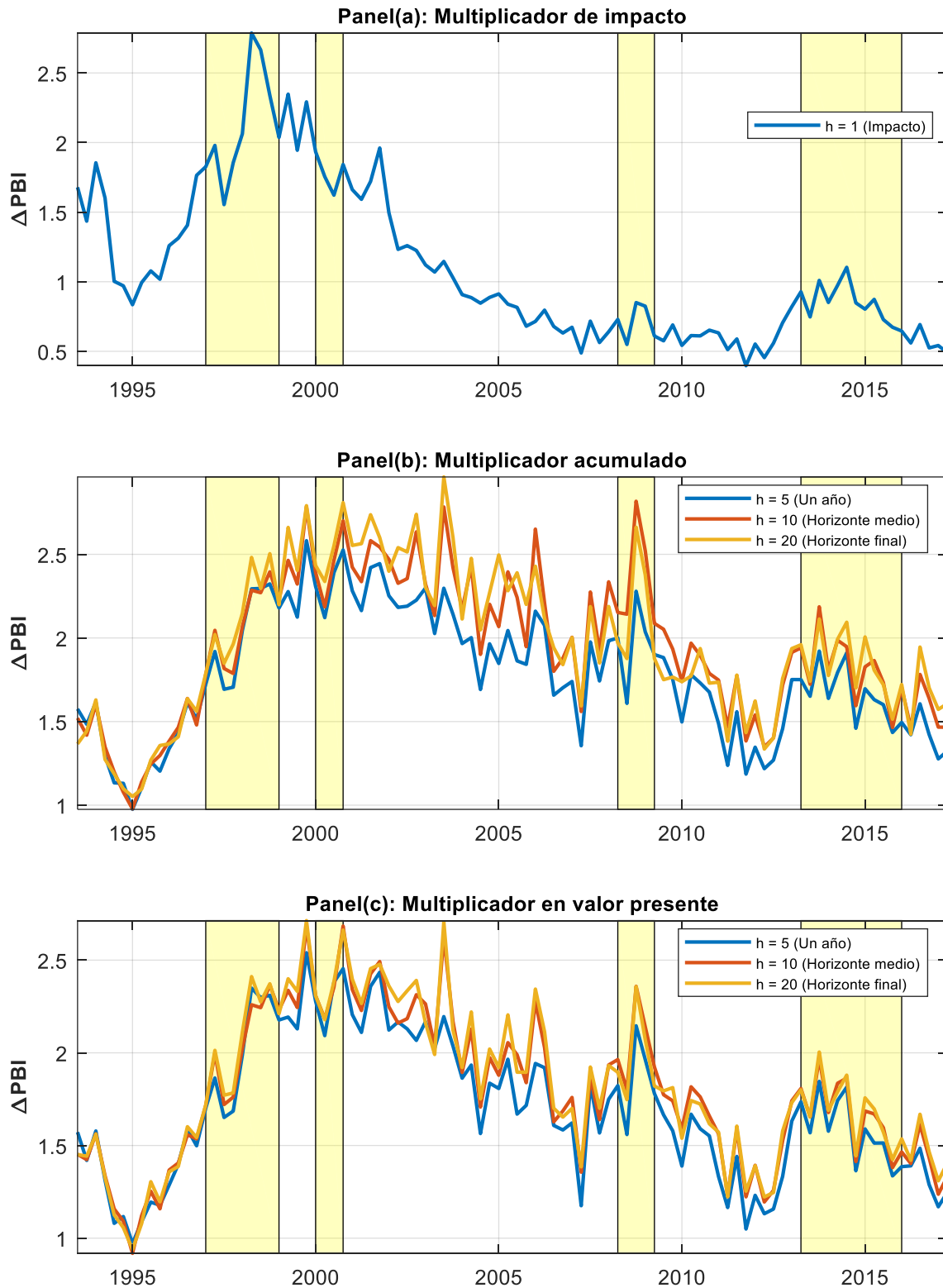


Figura 8: Multiplicadores de Gasto. El Panel(a) muestra el multiplicador de impacto en $h=1$ calculado empleando la fórmula (1) de la Sección 3. La línea azul representa la mediana de las simulaciones. El Panel(b) y el Panel(c) muestran el multiplicador acumulado y el multiplicador en valor presente, respectivamente. En ambos casos se presenta la mediana de las simulaciones en tres periodos distintos, en $h=5$ es decir 1 año luego del impacto, en $h=10$ lo que equivale a la mitad del horizonte y en $h=20$ que el final del horizonte del impulso respuesta. El multiplicador acumulado y el multiplicador en valor presente son calculados con las fórmulas (2) y (3) de la Sección 3, respectivamente. El área sombreada representa los periodos de recesión identificados por el modelo UC.

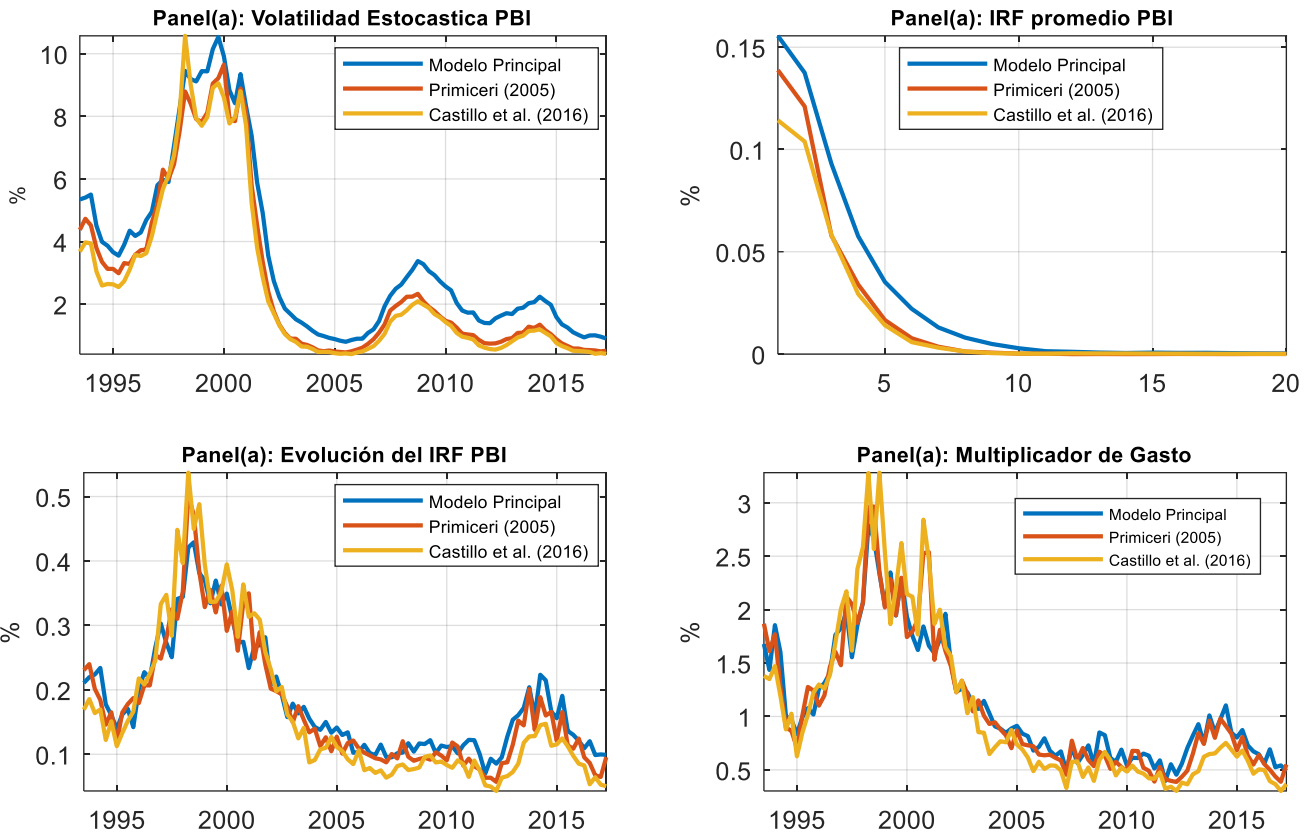


Figura 10: Análisis de sensibilidad 1. Se presenta la volatilidad estocástica, la función de impulso respuesta promedio, la evolución del impulso respuesta al momento del impacto normalizada y el multiplicador de gasto. Todo para para el caso del PBI. Se muestran los resultados del modelo principal y los resultados de la estimación usando los priors de Primiceri (2005) y Castillo et al. (2016).

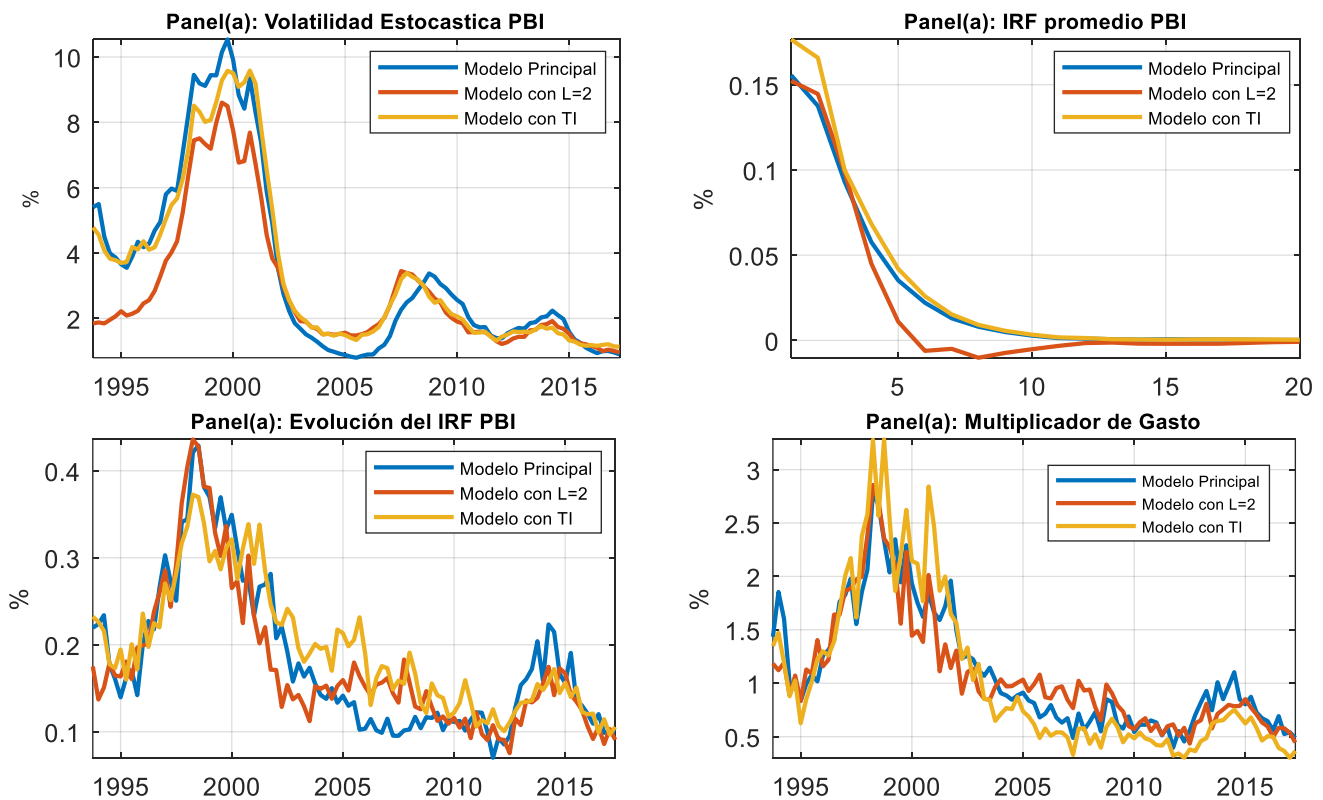


Figura 11: Análisis de sensibilidad 2. Se presenta la volatilidad estocástica, la función de impulso respuesta promedio, la evolución del impulso respuesta al momento del impacto normalizada y el multiplicador de gasto. Todo para para el caso del PBI. Se muestran los resultados del modelo principal y los resultados de la estimación usando dos rezagos y los resultados del modelo reemplazando el SPGSCI con los términos de intercambio.