



**IDENTIFICACIÓN DE CHOQUES FISCALES ESTRUCTURALES
SEGÚN UMBRALES DE VOLATILIDAD DE CRECIMIENTO EN
EL PERÚ**

Tesis presentada para optar al Título profesional de Licenciado en Economía

Presentado por

Rodrigo Alonso Eyzaguirre Miraglia

Martín Valencia Rivera

Asesor: Silvana Rosario Huanqui Valcárcel

[0000-0002-6100-7981](tel:0000-0002-6100-7981)

Lima, agosto 2020

RESUMEN

La presente investigación busca cuantificar los efectos de los choques de ingresos tributarios y del gasto público sobre el crecimiento económico del Perú durante las últimas décadas, considerando respuestas no lineales en función de la volatilidad de crecimiento del producto. Para ello, se utilizó una metodología de Vectores Autorregresivos con umbrales (TVAR) con identificación estructural para el periodo 1980 I – 2018 IV en frecuencia trimestral. Se encontró que el choque del gasto de gobierno sobre el PBI es mayor en impacto durante períodos de alta volatilidad de crecimiento que en aquellos de baja volatilidad. En el caso de impuestos, el choque es no significativo sobre el producto, lo cual puede reflejar la alta informalidad y el bajo número de contribuyentes en el Perú. Asimismo, se estimaron modelos que desagregan el gasto público entre corriente y de capital. Se halló que, durante períodos de alta volatilidad, los multiplicadores de gasto de capital son mayores que los de gasto corriente, mientras que, en períodos de baja volatilidad, el impacto de ambos tipos de gasto es no significativo. Los resultados de la investigación podrían explicarse por la falta de programación del gasto público bajo una visión de mediano y largo plazo, una baja capacidad del Estado para ejecutar el presupuesto público de forma multianual y la necesidad de una reforma sustantiva en la recaudación tributaria.

ABSTRACT

This paper estimates the effects of changes in expenditures and revenue on Peruvian economic growth over the last four decades, considering non-linearity in relation to the volatility of GDP growth in each period. A structural Threshold Vector Autoregression (T-VAR) model is employed in quarterly frequency over the period from 1980 to 2018. The results show that expenditure shocks are larger during periods of high volatility in economic growth than in periods of low volatility. On the contrary, revenue shocks are not statistically significant in any of the samples, which may reflect the large informal economy in Peru and the small base of taxpayers. Furthermore, models that disaggregate public expenditures in current and capital purchases were estimated. Overall, capital spending multipliers are larger than current spending multipliers in high volatility growth periods, whereas multipliers for both types of expenditures are not statistically significant in low volatility periods. This paper's findings could be explained by a lack of long-term fiscal planning, low public budget execution and the absence of reforms to increase tax collection.

TABLA DE CONTENIDOS

INTRODUCCIÓN	1
CAPÍTULO I. REVISIÓN DE LITERATURA.....	3
CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA	7
2.1 Marco teórico	7
2.2 Metodología	11
2.3 Modelo T-VAR	13
2.4 Identificación estructural.....	14
CAPÍTULO III. DATA Y ESTIMACIÓN	15
CAPÍTULO IV. DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y ROBUSTEZ.....	17
4.1 Resultados	17
4.2 Robustez.....	21
4.2.1. Definición de volatilidad.....	21
4.2.2. Sensibilidad respecto a la relación ingresos tributarios-PBI.....	22
4.2.3. Período de la muestra	24
4.2.4. Variable de control.....	25
4.2.5. Modelos con dos tipos de gasto	25
CONCLUSIONES	26
BIBLIOGRAFÍA	28
ANEXOS	30

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Perú: Resultado Económico del Sector Público, 1980 – 2018.....	2
Gráfico 2. Perú: Crecimiento del PBI y desviación estándar* del crecimiento,	8
Gráfico 3. Perú: Crecimiento del PBI y desviación estándar* del crecimiento,	9
Gráfico 4. Crecimiento del PBI según regímenes de volatilidad del modelo,	16
Gráfico 5. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI.....	19
Gráfico 6. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto corriente sobre el PBI	20
Gráfico 7. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto de capital sobre el PBI ...	20
Gráfico 8. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI.....	22
Gráfico 9. Función Impulso-Respuesta para periodos de alta volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de α_1	23
Gráfico 10. Función Impulso-Respuesta para periodos de baja volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de α_1	23
Gráfico 11. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI para la muestra 1T 92 – 4T 2018	24
Gráfico 12. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI con control de precios de exportación	25

ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo 1. Resultados de los principales estudios reseñados sobre multiplicadores fiscales	30
Anexo 2. Crecimiento* trimestral de los ingresos tributarios y el gasto público del gobierno central, 1T 81 – 4T 18.....	32
Anexo 3. Regresión de mínimos cuadrado ordinarios en dos etapas entre los ingresos públicos y el producto.....	33
Anexo 4. Especificación del modelo T-VAR para dos tipos de gasto	34
Anexo 5. Pruebas de raíz unitaria	36
Anexo 6. Resultados de la función Impulso-Respuesta según periodos	37
Anexo 7. Resultados del choque estructural de impuestos sobre el PBI.....	38
Anexo 8. Análisis de sensibilidad del choque de impuestos sobre el producto	39
Anexo 9. Análisis de sensibilidad del choque de gastos sobre el producto	43
Anexo 10. Análisis de sensibilidad para el modelo con gasto público desagregado	48

INTRODUCCIÓN

¿Cuál es el efecto de la política fiscal sobre la actividad económica? La respuesta a esta pregunta dependerá de la manera y el momento en que la autoridad decide utilizar los instrumentos fiscales. Ante ello, surgen otras interrogantes, ¿la potencia de la política fiscal depende de la volatilidad del ciclo económico? Asimismo, ¿cuál de los instrumentos de política fiscal tiene mayor impacto sobre el PBI y en qué contexto?

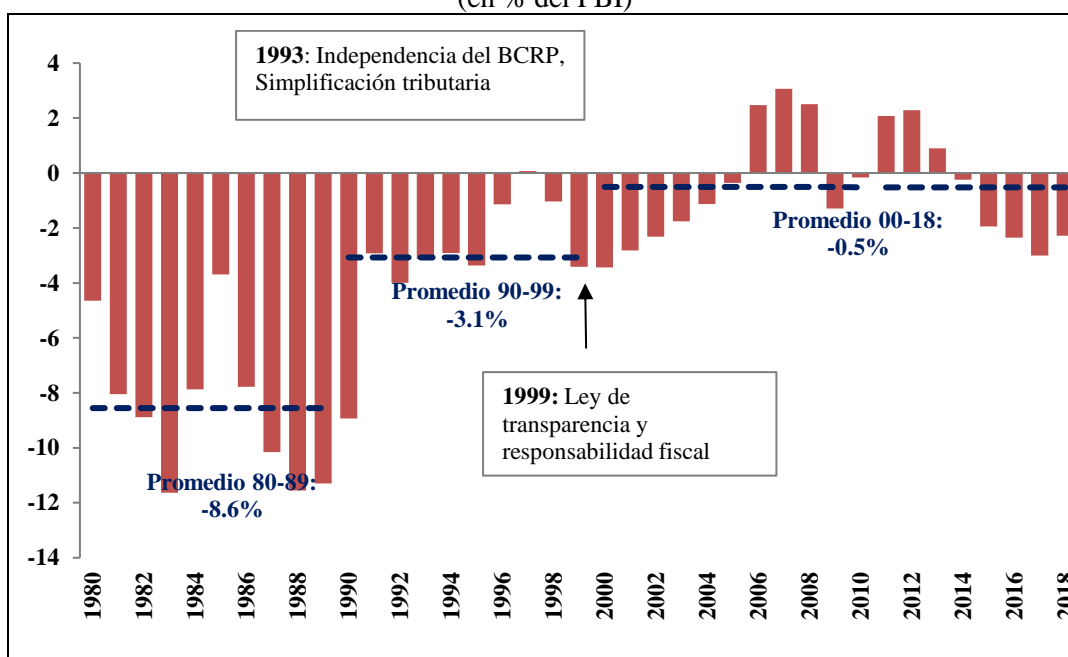
La relevancia de la efectividad de la política fiscal para contribuir al crecimiento recobró importancia a partir de la crisis financiera internacional del 2008. Las restricciones sobre la política monetaria tradicional llevaron a la búsqueda de medidas de estímulo fiscal en un contexto económico desfavorable. Por ejemplo, en Estados Unidos se implementó el ARRA¹ en 2009, el cual expandía el gasto público en más de US\$ 830 mil millones (5.6% del PBI aproximadamente). Asimismo, la Unión Europea (UE) aprobó el Plan Europeo de Recuperación Económica que acordó un aumento del presupuesto público de más de EUR 200 mil millones (1.2% del PBI de la UE). Ante la incertidumbre respecto al verdadero impacto de estas políticas fiscales bajo un contexto económico internacional desfavorable, en los últimos años ha crecido el interés en responder a esta interrogante para diversos países en todo el mundo.

En el Perú, la llegada de la crisis en 2009 provocó la primera caída observada trimestral del ciclo económico desde 2001. En materia fiscal, el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) lanzó el Plan de Estímulo Económico (PEE). Según Santa María et. al (2009), el 60% de este plan se concentraba en gasto en infraestructura con el objetivo de compensar la menor demanda privada y reducir la brecha en infraestructura. La ejecución de este plan fue lenta y no tuvo impacto en el corto plazo. Por ello, el MEF apostó por impulsar el gasto corriente al ser una medida más veloz de implementar. En términos tributarios, la política fiscal frente a la crisis no incluyó cambios significativos o distorsiones en la estructura tributaria.

Este paquete de estímulo fue financiado con el ahorro de años anteriores, lo cual demuestra la importancia de mantener una política fiscal sostenible y responsable. No obstante, esta responsabilidad no ha sido constante en la historia económica del Perú. Los años ochenta se caracterizaron por ingresos tributarios decrecientes y una política fiscal inestable, que evidenciaba la falta de objetivos claros y que terminó por agravar los desequilibrios inexistentes (Santa María et. al, 2009). Como resultado, durante esta década, el sector público tuvo un déficit promedio de 8.6% (Gráfico 1) y la deuda pública del gobierno central alcanzó casi 190% del PBI en 1990.

¹ American Recovery and Reinvestment Act of 2009

Gráfico 1. Perú: Resultado Económico del Sector Público, 1980 – 2018
(en % del PBI)



Fuente: BCRP.

En respuesta a estas experiencias desfavorables, durante los últimos veinte años, las finanzas públicas en el Perú se manejan en el marco de las “reglas fiscales” contenidas en la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal implementada en 1999. El objetivo general de la ley es la acumulación de superávits fiscales en períodos de alto crecimiento económico y permitir déficits fiscales moderados y no recurrentes en los períodos de bajo crecimiento (Parodi, 2014). Su implementación también tiene como propósito que la política fiscal adopte un comportamiento contra-cíclico, lo que corresponde con el objetivo de reducir la volatilidad de la actividad económica.

En los últimos cuarenta años, el ciclo económico peruano ha mostrado períodos de alta volatilidad asociados principalmente con etapas de crisis –finales de la década de 1980, inicio de la década del 2000, crisis financiera internacional-, así como períodos de baja volatilidad, vinculados con los años de crecimiento económico sostenido a partir del año 2002. Para cada uno de estos períodos, la política fiscal ha seguido objetivos distintos en su relación con influir sobre el crecimiento del producto. Durante períodos de alta volatilidad, se han tomado medidas de corte fiscal para estabilizar y reactivar el producto en el corto plazo, mientras que, en aquellos de baja volatilidad, las decisiones de política fiscal han apuntado hacia una consolidación fiscal que no genere riesgos sobre el crecimiento económico de largo plazo. Ante estos diferentes contextos, resulta relevante estudiar cómo la volatilidad del producto influye sobre la potencia de la política fiscal como determinante del crecimiento económico. Más aún, la crisis económica sin precedentes originada por la pandemia del COVID-19 pone en discusión la necesidad de implementar medidas efectivas de política fiscal para reactivar la producción nacional.

Para ello, la primera hipótesis que plantea este estudio es que el impacto del gasto sobre el producto es mayor que el de los impuestos, por lo tanto, las políticas de gasto público son más efectivas para influir sobre la actividad económica. Esta se explicaría porque el impacto de las medidas tributarias está limitado por la alta informalidad y la fragmentación del sistema tributario y porque estas medidas dependen de la propensión a consumir de los agentes económicos. Por el contrario, el gasto público tiene una relación más directa con el producto, por ejemplo, a través de compras del Estado y gasto en inversión.

Una segunda hipótesis plantea que, en periodos de alta volatilidad, el impacto de los instrumentos de política fiscal es mayor que en periodos de baja volatilidad debido a que, en periodos de alta volatilidad, la alta incertidumbre y las limitaciones que enfrentaría el sector privado impulsarían una labor más activa por parte del sector público. Por último, se espera que el impacto del gasto de capital sea mayor que el del gasto corriente, independientemente de la volatilidad del crecimiento. Ello debido a que el gasto de capital genera mayores encadenamientos con el sector privado e impulsa la productividad de la economía, principalmente a través de una mejora en la infraestructura nacional. Estas hipótesis serán comprobadas a través de una metodología de Vectores Autorregresivos con umbral (T-VAR en adelante), que permite la identificación del choque estructural en frecuencia trimestral, durante el período de 1980 I – 2018 IV.

El documento se organiza de la siguiente manera. En el primer capítulo se presenta la literatura teórica y empírica acerca del impacto de las variables fiscales sobre el producto. En el segundo capítulo se describe el marco teórico y la metodología T-VAR empleada. El tercer capítulo presenta los datos utilizados y describe la estimación del modelo. En el cuarto capítulo, se analizan los resultados obtenidos, lo cual incluye pruebas de robustez respecto a los parámetros del modelo. Finalmente, en la última sección, se presentan las conclusiones del estudio.

CAPÍTULO I. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura no es concluyente respecto a los efectos cuantitativos de la política fiscal². Los resultados son variados según los supuestos teóricos detrás de los modelos empleados y las variables de política incluidas en las estimaciones. Barro (1981) sigue un enfoque de modelos uniecuacionales para estimar los efectos del gasto público sobre el producto; encuentra que cambios temporales en el gasto tienen mayor impacto en el producto que cambios permanentes. Por el contrario, Baxter y King (1993) y Barro y Redlick (2009) concluyen que el efecto sobre el producto del cambio en el gasto permanente es mayor al temporal y genera un efecto negativo sobre el consumo. Por otro lado, Galí et. al (2007) utilizan un modelo dinámico de equilibrio general, en el cual incorporan consumidores no ricardianos y rigideces en precios. Según los

² Ver Anexo 1 para un resumen de los principales resultados.

autores, estos factores neo-keynesianos resultan en mayores multiplicadores del gasto que en modelos con especificación neoclásica. Asimismo, Woodford (2010) desarrolla un modelo neo-keynesiano, donde demuestra que las rigideces en la tasa de interés real resultan en multiplicadores fiscales elevados.

Como se mencionó previamente, la discusión respecto a la potencia de la política fiscal para expandir el producto ha incrementado a partir de la crisis económica internacional. Romer y Bernstein (2009) utilizaron modelos keynesianos para predecir el impacto del ARRA en EEUU en 2009 previamente a la implementación de este paquete de estímulo. Sus resultados arrojaban que el incremento del gasto público en 1% impactaría positivamente en el producto en 1.6%. Por su parte, Taylor (2011) estimó el impacto de ARRA y otros dos paquetes fiscales de la década de los 2000³. Los resultados de este último estudio indican que el incremento del gasto público del ARRA no tuvo impacto significativo en la economía. Por otro lado, las reducciones de impuesto, implementadas para incrementar el ingreso disponible, lo cual expandiría el consumo y así el producto, no actuaron bajo este mecanismo de transmisión. Taylor encuentra que estos incrementos temporales de ingreso no tuvieron efecto permanente, lo que demuestra que los agentes habrían actuado según la teoría de ingreso permanente de Friedman.

En años recientes, se ha popularizado el uso de modelos de Vectores Autoregresivos Estructurales (S-VAR). La referencia principal de esta metodología fue desarrollada por Blanchard y Perotti (2002), quienes identifican estos choques estructurales de gasto público e impuestos sobre la actividad económica de los Estados Unidos y encuentran multiplicadores positivos para el incremento del gasto y negativos para un alza de los impuestos. Perotti (2004) sigue la misma metodología para el caso de 5 países de la OECD y halla que (i) los efectos del gasto público sobre el crecimiento tienden a ser débiles; y (ii) no existe evidencia de que un recorte en los impuestos sea más efectivo para impulsar la actividad económica.

Caldara y Kamps (2008) también utilizan la metodología S-VAR para identificar choques estructurales de política fiscal en EEUU, especificando cuatro distintas aproximaciones a la identificación, entre las cuales se encuentran la descomposición de Cholesky y el enfoque propuesto por Blanchard y Perotti (2002). Para estos dos casos, los resultados de choques estructurales de gasto público son muy similares, por lo que el valor y la dirección de este efecto no parecen depender del enfoque de identificación. Por el contrario, en el caso de choques de impuestos los resultados son distintos debido al tamaño estimado de los estabilizadores automáticos⁴, cuya magnitud difiere para cada aproximación.

³ El primero: Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act of 2001; el segundo: Economic Stimulus Act of 2008.

⁴ Los estabilizadores automáticos se entienden por aquella parte de los ingresos y los gastos que no constituyen decisiones discrecionales y que se ajustan de manera “automática” y anti-cíclica. (Baunsgaard & Symansky, 2009)

Para el caso peruano, Mendoza y Melgarejo (2008) utilizan la especificación sugerida por Blanchard y Perotti (2002) para poder identificar los choques estructurales del gasto público y los impuestos. Los autores asumen que el gasto público no reacciona contemporáneamente a movimientos en el PBI y estiman el efecto del PBI sobre la recaudación tributaria a través Mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas (MC2E). Los resultados sugieren un débil efecto positivo sobre el producto de un incremento del gasto y negativo de un alza de impuestos entre 1980-I y 1990-I; la potencia de estos efectos es mayor entre 1990-I y 2006-IV.

Las principales críticas a la metodología planteada por Blanchard y Perotti (2002) cuestionan la exogeneidad de las variables fiscales y la no existencia de componentes anticipados en los choques identificados. Ramey (2009) instrumentaliza el gasto público a través del gasto militar dado que este último explica la mayor parte de la variabilidad en el gasto de gobierno y no depende directamente de la actividad económica. En cuanto al anticipo del choque, la autora sostiene que el efecto riqueza se genera cuando ocurre un cambio en el valor presente de las compras gubernamentales, no cuando se ejecuta efectivamente el gasto. Por ende, construye una variable que recoge los cambios en el valor presente con información de anuncios públicos de incremento de gasto en la revista *Business Week* y otras noticias.

Otros autores también han estudiado el efecto de choques anticipados. Yang (2004) sostiene que el rezago “legislativo” implica que los anuncios sobre el aumento en las tasas impositivas tienen un efecto sobre el producto anterior que aquel del cambio efectivo. A través del uso de un modelo de Real Business Cycle (RBC), la autora comprueba que existen diferencias sobre el consumo y la inversión entre no anticipar el alza de impuestos o adelantarse a este un trimestre. Asimismo, Taylor (1993) estudia los efectos sobre el PBI, precios y otras variables, anticipando dos años el aumento del gasto público e identifica un retroceso en el producto en los trimestres previos al choque, y un aumento significativo cuando este realmente ocurre.

Por otro lado, el impacto de la política fiscal dependería también de las características de la economía. Ilzetzki et. al (2011) estiman multiplicadores fiscales para 44 países según nivel de desarrollo económico, régimen de tipo de cambio, apertura comercial y deuda pública. Para ello, estiman un S-VAR bajo la especificación de Blanchard y Perotti (2002) y encuentran que el efecto del gasto de gobierno es mayor en economías con esquemas de tipo de cambio fijo, con barreras al comercio exterior o con bajos niveles de deuda.

A pesar del extenso uso de la metodología S-VAR para abordar este problema, no está exenta de críticas. El carácter lineal de este tipo de modelos considera que los efectos de las variables fiscales sobre el producto son simétricos, es decir, que no dependen del tamaño y signo del choque, como tampoco de la etapa del ciclo en que se encuentra la economía. Dada la posibilidad de que las características de la economía estudiada resulten en choques asimétricos de la política

fiscal, surge nueva literatura que, a través de modelos no lineales, incorpora de manera endógena la fase del ciclo económico en la cual se encuentra el producto.

Dentro de los modelos no lineales utilizados para estimar choques asimétricos de política fiscal, destaca la metodología de VAR con umbrales (T-VAR). Batini et. al (2012) utilizan este modelo para el caso de un grupo de economías de la OCDE y encuentran que el efecto negativo de una consolidación fiscal sobre el producto es significativamente mayor en períodos de recesión económica que en expansión. Por su parte, Baum y Koester (2011) utilizan un T-VAR para la economía alemana y hallan un multiplicador de gasto igual a 1.04 en periodos recesivos y 0.36 en periodos expansivos, lo cual indica un mayor efecto en años de brecha de producto negativa. Asimismo, encuentran un limitado efecto de las políticas de impuesto sobre el producto tanto en periodos recesivos como expansivos.

También se han empleado metodologías no lineales para medir el impacto de la política fiscal según características distintas a la posición del ciclo económico. Berg (2014) analiza los determinantes de la magnitud de los multiplicadores fiscales en Alemania utilizando un modelo VAR con parámetros cambiantes en el tiempo (TVP-VAR). El autor encuentra que la potencia de la política fiscal es mayor en periodos de incertidumbre empresarial, pero menor en periodos de estrés financiero. Por su parte, Kirchner et. al (2010) estiman un TVP-VAR con técnicas bayesianas para calcular los multiplicadores del gasto público en la Euro zona. Así, encuentran que las economías con un mayor nivel de crédito en los hogares y una mayor participación del gasto público corriente -remuneraciones- sobre el gasto público total presentan menores multiplicadores.

Para evaluar el impacto de la política fiscal en la economía peruana, el Banco Central de Reserva del Perú (2012) y Sánchez y Galindo (2013) han utilizado modelos T-VAR. En el primer caso, se identifican regímenes del ciclo económico a través de la diferencia entre el crecimiento anual del PBI observado y el crecimiento anual del PBI potencial; si dicha diferencia es negativa, la economía se encuentra en bajo crecimiento, mientras que si es positiva, se encuentra en alto crecimiento. Los resultados muestran que los multiplicadores del gasto son mayores en la fase de menor crecimiento. Sánchez y Galindo (2013) utilizan la brecha de producto como umbral y también encuentran que incrementos del gasto público tienen un impacto mayor sobre el producto durante periodos de brecha de producto negativa; además, una reducción de impuestos tiene un efecto positivo pequeño durante estos períodos de bajo crecimiento.

Asimismo, Salinas y Chuquilin (2014) estudian la política fiscal desagregando por tipos de gasto e ingresos empleando modelos con umbrales. Los autores encuentran que el efecto del gasto de capital explica más de la mitad del efecto total del gasto público en etapas recesivas. Además,

concluyen que los ingresos tienen un efecto poco relevante para atenuar las fases del ciclo económico.

Por otro lado, también se han empleado metodologías alternativas para cuantificar el impacto de choques exógenos de política fiscal en la economía peruana. Lahura y Castillo (2016) identifican cambios tributarios exógenos sobre la base de registros históricos o narrativos asociados a cambios tributarios legislados. Estos cambios exógenos se definen como medidas tributarias empleadas para enfrentar un déficit fiscal heredado o para alcanzar un objetivo de largo plazo - por ejemplo, aumentar la equidad, reducir el tamaño del gobierno, entre otros-. De esta manera, entre los años 1991 y 2015, identificaron 12 cambios exógenos que corresponden, principalmente, al impuesto a la renta, impuesto al patrimonio y a los dividendos. Los autores encuentran que un aumento de impuestos tiene un efecto negativo y significativo sobre el PBI real: la elasticidad del PBI respecto de la presión tributaria es aproximadamente -0.11 el mismo trimestre en que se produce el cambio tributario y -0.22 luego de seis trimestres. Además, en el caso de medidas que disminuyen tasas impositivas, los autores mencionan que el efecto positivo sobre la actividad económica no es suficiente para recuperar la recaudación que se sacrificaría inicialmente.

A partir de los estudios revisados, se observa que la metodología más utilizada recientemente es aquella que modela las relaciones entre las variables fiscales y el producto a través de Vectores Autorregresivos. Dentro de esta metodología, destacan los modelos T-VAR que estiman multiplicadores fiscales desde una perspectiva no lineal respecto a la posición de la actividad económica. Sin embargo, para el caso peruano, los estudios no lineales realizados no consideran información desde 1980, lo cual no permite analizar el efecto de la política fiscal sobre el producto en tiempos de alta incertidumbre. Asimismo, las estimaciones con T-VAR sólo han definido umbrales según la brecha de producto. La presente investigación amplía el periodo de análisis y explora nuevas definiciones de umbrales, tanto para el gasto público agregado, como para sus componentes principales (corriente y capital).

CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

2.1 Marco teórico

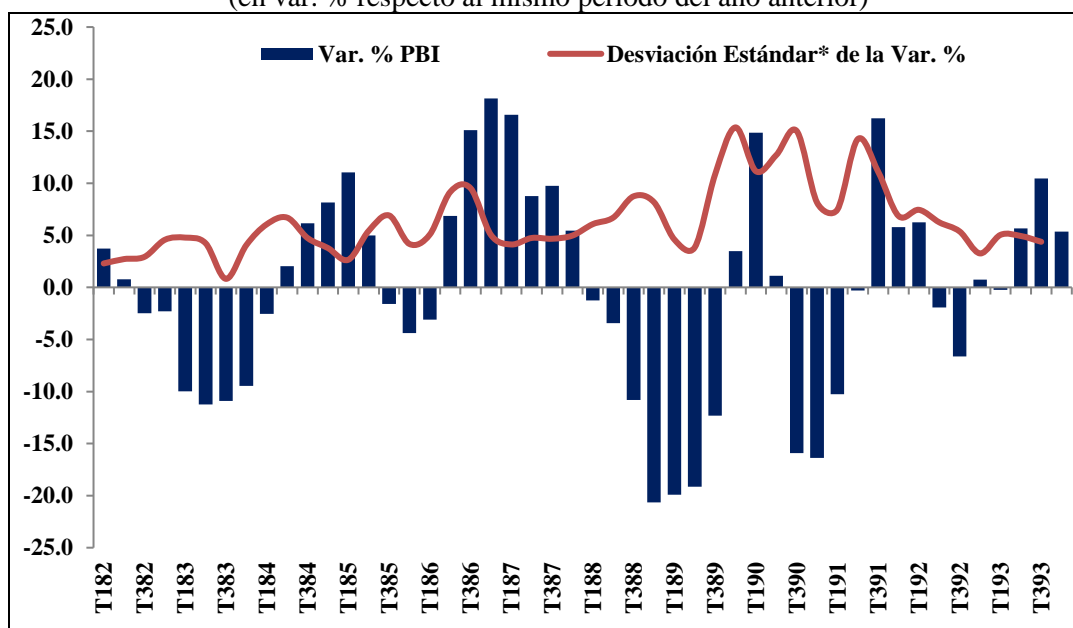
Como se observó en la sección anterior, la literatura existente acerca del impacto de la política fiscal muestra que sus efectos sobre el producto varían según las características de la economía o la posición del producto en el ciclo económico. En este sentido, al analizar la economía peruana de las últimas décadas, se observan fuertes contrastes entre períodos de crecimiento del producto. Asimismo, se emprendieron reformas que modificaron significativamente la organización económica del país; de una fuerte participación del Estado durante la década de los ochenta, a una liberalización de mercados desde inicios de los noventa.

Los cambios se observan particularmente en la volatilidad del crecimiento del producto en los últimos cuarenta años. Por un lado, la economía peruana experimentó períodos de alta volatilidad, explicados tanto por las crisis internacionales que se han dado en la historia reciente –crisis de la deuda de la década de los ochenta, las crisis financieras en economías emergentes de los años noventa y la crisis financiera internacional del 2008-, así como por el mal manejo macroeconómico del Estado peruano, ilustrado, principalmente, por la crisis económica y social entre 1988-1990. Por el otro, a partir de la década de 2000, se han dado períodos de alto crecimiento sostenido, lo cual se traduce en una baja volatilidad de la actividad económica.

Los gráficos 2 y 3 ilustran este cambio en la volatilidad de crecimiento para dos subperíodos desde 1980 al presente. En estos gráficos, se muestra la variación porcentual del PBI peruano en frecuencia trimestral; en el primer caso, entre 1982 I – 1993 IV, mientras que, en el segundo, entre 2002 I – 2012 IV. En el Gráfico 2, se observa que la variación del PBI es sumamente volátil en el corto plazo, particularmente desde 1989. Trimestres de alto crecimiento -superiores inclusive al 15%- son sucedidos rápidamente por períodos de fuerte caída. En general, no se observan más de siete trimestres consecutivos de crecimiento o de caída. Por consiguiente, la desviación estándar móvil del crecimiento interanual del PBI en los últimos cuatro trimestres es consistentemente alta, lo cual indica una fuerte volatilidad del crecimiento. Como se señaló, esta volatilidad es aún más pronunciada a partir de 1989, entre el punto más álgido de la crisis económica y los primeros ajustes de los años noventa.

Gráfico 2. Perú: Crecimiento del PBI y desviación estándar* del crecimiento, 1982 I – 1993 IV

(en var. % respecto al mismo período del año anterior)

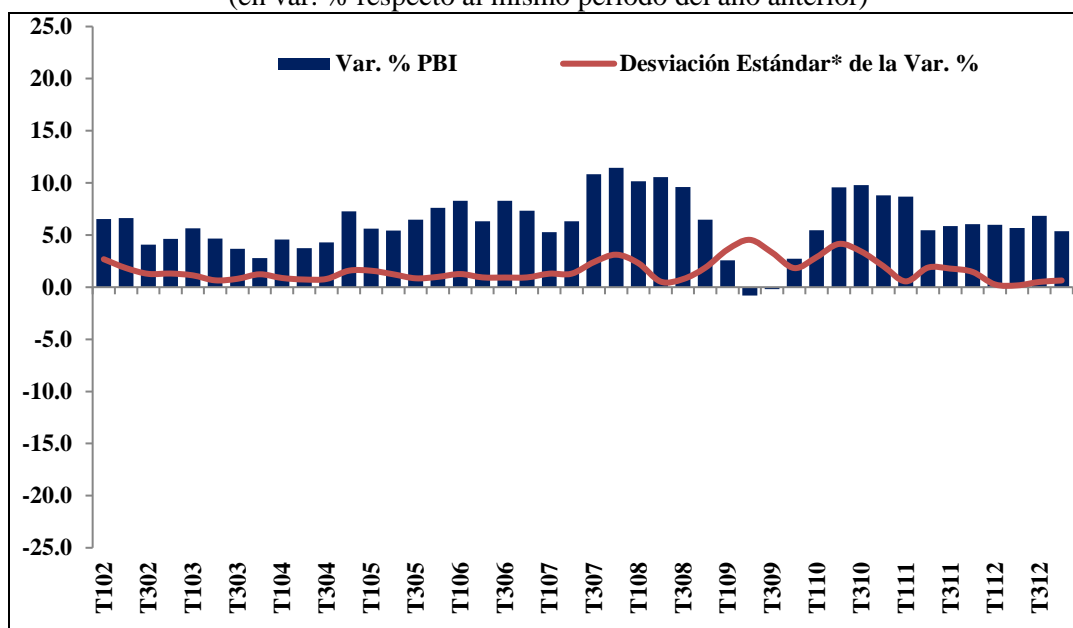


*Desviación estándar móvil de la variación porcentual de los últimos cuatro trimestres.
Fuente: BCRP.

Por el contrario, el Gráfico 3 muestra cómo, desde el inicio del nuevo siglo, el crecimiento económico ha sido sostenido, lo que resulta en una baja volatilidad del crecimiento, con la excepción del período de crisis financiera internacional entre los años 2008 y 2009. Este período coincide con un manejo más responsable de las cuentas fiscales, el cual previene variaciones abruptas en el gasto y la recaudación del Estado. Esta moderación de la fluctuación de las variables de política fiscal a partir de la década del 2000 se puede observar en el Anexo 2.

Gráfico 3. Perú: Crecimiento del PBI y desviación estándar* del crecimiento, 2002 I – 2012 IV

(en var. % respecto al mismo período del año anterior)



*Desviación estándar móvil de la variación porcentual de los últimos cuatro trimestres.
Fuente: BCRP.

Estos contrastes en el desempeño económico peruano sugieren que el impacto de la política fiscal no sería simétrico durante todo el período que se desea estudiar. Al respecto, las características del modelo económico peruano durante la década de 1980 podrían haber incrementado la potencia de la política fiscal durante aquellos años. Como se mencionó previamente, Ilzetzki et. al (2011) encuentran que la política fiscal tiene mayor potencia en economías relativamente cerradas al comercio exterior y con tipos de cambio fijos, dos de las características de la economía durante los años ochenta. Sin embargo, el alto nivel de deuda podría haber mitigado este impacto. Por otra parte, la liberalización económica de los años noventa implicó la apertura comercial de la economía peruana y un esquema de tipo de cambio de flotación sucia; estos factores reducirían el impacto de la política fiscal durante el período de bonanza desde el siglo XXI.

Asimismo, como se vio en Berg (2014), la política fiscal puede tener una mayor potencia en períodos de incertidumbre empresarial, debido a los desincentivos y limitaciones que enfrenta el sector privado en periodos de menor confianza. Ante este contexto, el sector público asumiría un rol más importante en la recuperación de la actividad económica y su contribución al crecimiento

podría ser mayor a través del rápido incremento del gasto público o la adopción de incentivos tributarios para aliviar a los agentes económicos.

En el Perú, el gobierno tiene amplias facultades para redistribuir los recursos públicos, lo cual, en un contexto de alta incertidumbre, facilitaría la adopción de medidas para estabilizar el producto. Según Carranza et. al (2010), el Poder Ejecutivo tiene la potestad de alterar la asignación de los recursos durante la etapa de ejecución y de variar el presupuesto cuando los ingresos fiscales recaudados difieren de los inicialmente proyectados. Así, de acuerdo con los autores, el gobierno tendría la capacidad de adaptarse rápidamente a situaciones no previstas.

Por otro lado, los efectos de política fiscal también podrían depender de la composición del gasto público y de los ingresos tributarios. En cuanto al gasto público, en el Perú, más de tres cuartos de dicho gasto se concentran en gastos corrientes, que incluyen principalmente remuneraciones y bienes y servicios; mientras que el resto se destina a gastos de capital como la inversión pública. Aunque los gastos de capital no representan la mayor parte del gasto público, se esperaría que el efecto de este tipo de gasto sobre el PBI sea mayor en el mediano y largo plazo. Ello debido a que un aumento de la inversión pública dinamiza la demanda agregada, genera complementariedad con la inversión privada, principalmente a través de mayor infraestructura, y eleva la capacidad productiva de la economía (Banco Central de Reserva del Perú, 2014).

Sin embargo, dada la naturaleza de los proyectos de inversión, los cuales deben cumplir un conjunto de requerimientos antes de su inicio, el gasto de capital puede presentar rezagos entre el anuncio y diseño de estos proyectos y su ejecución. En ese sentido, el gasto corriente -el cual se da a través de desembolsos con mayor celeridad- podría ser un instrumento con un manejo más flexible por parte de las autoridades, tanto para su rápido incremento o para un ajuste con miras a la consolidación fiscal.

Los problemas de eficacia y calidad del gasto público también podrían limitar su impacto sobre el PBI. Según el Instituto Peruano de Economía (2008), estas ineficiencias se deben, principalmente, a la falta de articulación entre el presupuesto público y un enfoque por resultados, la poca capacidad de gestión de las instituciones -medida en términos de los recursos humanos, tecnológicos, entre otros-, y la escasa rendición social de cuentas. En esta línea, Carranza et. al (2010) sostienen que el presupuesto peruano obvia los objetivos institucionales debido a que, en la práctica, las necesidades de gasto para el siguiente año se basan en los gastos del año en curso sujeto a variaciones en los ingresos tributarios. Esta naturaleza incremental dificulta la cuantificación de los bienes y servicios adicionales que podrían presentarse con el presupuesto aprobado para el siguiente año y la evaluación del impacto de dichos gastos. Además, los autores mencionan que la limitada ejecución del gasto no se explicaría por la falta de calendarización,

esto es la predictibilidad en las autorizaciones del MEF para asignar los gastos. Por el contrario, se explicaría por problemas al interior de las unidades de gasto.

Por el lado de los impuestos, las características de la base tributaria peruana podrían mitigar el impacto que podría tener un cambio en los regímenes tributarios. Al 2018, la informalidad laboral fue de 72% de la población económicamente activa ocupada según el Instituto Nacional de Estadísticas e Informática (INEI), por lo que menos del 10% de trabajadores dependientes o independientes es gravado con impuesto a la renta de cuarta o quinta categoría⁵. Asimismo, según estadísticas de la Superintendencia Nacional de Administración Tributaria y Aduanas (SUNAT), cerca del 95% de empresas contribuyentes al fisco son microempresas, por lo que tienen la opción de acogerse al Régimen Especial de Impuesto a la Renta (RER) o al Régimen Único Simplificado (RUS), esquemas con tasas tributarias menores a los del impuesto a la renta de tercera categoría regular. Al respecto, con información provista por la SUNAT, Azuara et. al (2019) encuentran que las empresas formales tienden a sub reportar sus ingresos o dividirse en distintas firmas para continuar en estos regímenes tributarios especiales. De esta forma, evitan contribuir bajo el régimen general, que implica una mayor tasa de aporte.

Además, el Impuesto General a las Ventas (IGV), que es el concepto tributario que genera mayores ingresos fiscales, también se ve afectado por la informalidad de la economía, puesto que se recauda solamente a través de empresas formales, lo cual limita su alcance. Ante este contexto, los cambios impositivos no tendrían un efecto significativo sobre la actividad económica debido a que un reducido porcentaje de los individuos y las empresas contribuye al fisco.

En vista de estos factores, la estimación de multiplicadores fiscales en la economía peruana debe considerar que la fuerte volatilidad del crecimiento en las últimas décadas podría influir en el tamaño y la dirección del impacto de la política fiscal. Asimismo, la naturaleza de los instrumentos de política fiscal, en relación con su diseño institucional y la realidad económica del Perú, también podría ser un determinante relevante en la estimación. De esta manera, la metodología a seguir deberá observar las asimetrías en los multiplicadores según la volatilidad de crecimiento, así como permitir diferentes especificaciones de las variables fiscales.

2.2 Metodología

En línea con la literatura reciente, se decidió utilizar una metodología de vectores autoregresivos, en frecuencia trimestral, para evaluar el efecto de la política fiscal sobre la actividad económica. Siguiendo la explicación de Blanchard y Perotti (2002), dado que el gasto público y los impuestos fluctúan por diferentes razones, de las cuales la estabilización del producto no es predominante, la metodología de VAR estructural permite capturar adecuadamente los choques exógenos de

⁵ Estimación realizada con información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) 2018.

estas variables sobre la actividad económica; es decir, las decisiones de política. Asimismo, debido a que la política fiscal se concretiza luego de un rezago considerable (existen rezagos en la decisión y la implementación de estas), no se puede asumir que la política fiscal reacciona inmediatamente a movimientos en la actividad, por lo que los choques identificados estimarían decisiones exógenas de política fiscal.

Más aún, en vista de que la literatura muestra diferencias en el efecto de la política fiscal según características de la economía, se decidió aplicar, en particular, una metodología de T-VAR que permita incluir asimetrías en el análisis. Ante el objetivo de estimar choques exógenos de política fiscal, es necesaria la identificación de errores estructurales de las variables del modelo, los cuales no estén correlacionados entre sí. De esta manera, se utiliza un modelo T-VAR con identificación estructural. Debido a las fuertes fluctuaciones en el crecimiento económico peruano en los últimos cuarenta años, la variable que determinará los umbrales de la metodología será la volatilidad del crecimiento del producto, definida como la desviación estándar móvil del crecimiento interanual del PBI durante los últimos cuatro trimestres.

Esta misma metodología se aplicará a modelos que desagreguen el gasto público entre sus componentes principales (corriente y capital) para analizar cómo la implementación de distintos tipos de gasto podría impactar sobre el PBI. En el caso de ingresos, no es posible implementar esta metodología para diferentes conceptos tributarios debido a las limitaciones en la disponibilidad de data histórica de recaudación por cada concepto.

Si bien la metodología VAR ha sido utilizada frecuentemente en los últimos tiempos, este método ha sido criticado por dos problemas conceptuales respecto al gasto de gobierno: (i) su exogeneidad respecto del producto; y (ii) la anticipación del sector privado a los cambios en el gasto, lo que podría aminorar el efecto de este último sobre el producto. Sin embargo, estas objeciones a la metodología no se sostienen del todo al aplicarlas al caso peruano, por razones que se explican a continuación.

En cuanto a la primera crítica, Ramey (2009) argumenta que el total de consumo público utilizado es endógeno respecto a las fluctuaciones del producto, por lo que se debería favorecer una medición de gasto que represente una mayor fuente de exogeneidad; por ejemplo, el gasto militar. Sin embargo, para el caso peruano, el supuesto de exogeneidad no parece controversial. El gasto en defensa no ha supuesto una fuente de variabilidad tan fuerte como en, por ejemplo, EE.UU. y el énfasis en planes de inversión pública responde a requerimientos de la sociedad en el largo plazo. Por último, la inexistencia de seguro de desempleo y el reducido tamaño de las transferencias en programas sociales implica que el gasto no fluctúa automáticamente ante cambios en la actividad y empleo.

Respecto de la segunda crítica, Perotti (2004) argumenta que la pregunta acerca de cuánto del choque identificado por S-VAR es anticipado es una cuestión empírica. De ello, se desprende que la anticipación del sector privado al anuncio de gasto no tendría necesariamente un efecto determinante sobre el impacto del choque fiscal. La inclusión de proyecciones de variables fiscales -como propone Ramey (2009)- no resuelve las revisiones que se dan entre el anuncio y la implementación, las cuales pueden variar significativamente tanto en la forma de la política fiscal como en su tamaño final, por lo que el choque fiscal del anuncio dejaría de estar correlacionado con el de la ejecución de la política. Además, en el caso peruano no existe una fuente de proyecciones de variables fiscales en frecuencia trimestral similar a *Business Week*, lo que dificulta un ejercicio similar a Ramey (2009).

Dado que estas objeciones no interfieren de sobre manera en el objetivo del presente trabajo, se mantiene la decisión de utilizar la metodología T-VAR, en su forma estructural, para la estimación de los choques de política fiscal. Este modelo se presenta a continuación.

2.3 Modelo T-VAR

Los modelos T-VAR parten de un modelo VAR, de K variables estacionarias y endógenas con T observaciones y con P rezagos, el cual se representa de la siguiente manera:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 * Y_{t-1} + \dots + \varphi_p * Y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

Donde φ_0 es un vector de dimensión K que podría contener una constante, una tendencia temporal lineal o variables dummies. El factor φ_i con $i = 1, \dots, p$ representa matrices cuadradas de coeficientes de orden K. Finalmente, el factor U_t es una secuencia de vectores aleatorios no correlacionados con media cero y una matriz de covarianza igual a $\text{cov}(U_t) = \sum U_t$ (Salinas Depaz & Chuquilín Mori, 2014).

La ecuación (1) se puede representar de manera compacta: $Y_t = \varphi * X_t + U_t \quad (2)$,

con $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_p)$ y $X_t = (1 + Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p})$.

A partir de esta forma matricial, un modelo T-VAR con dos regímenes se expresa de la siguiente manera:

$$Y_t = \varphi_1 * X_t + \varphi_2 * X_t * I * [z_{t-d} \geq z^*] + U_t \quad (3)$$

Donde z_{t-d} es la variable que determina el régimen vigente del sistema, con un posible rezago d; $I[.]$ es un indicador que asume el valor de 1 si la variable umbral z_{t-d} está por encima del valor crítico z^* y cero de otro modo. Las matrices de coeficientes (φ_1, φ_2) y la matriz de errores contemporáneos (U_t) varían dependiendo de los regímenes.

2.4 Identificación estructural

Para aproximarse al efecto de choques exógenos de política fiscal, diferenciados por volatilidad de crecimiento, se estimará el modelo T-VAR en su forma estructural, el cual estaría representado de la siguiente forma matricial:

$$A_n Y_t = C_1 * X_t + C_2 * X_t * I * [z_{t-d} \geq z^*] + B_n * \varepsilon_t^n \quad (5),$$

donde los coeficientes de A_n y B_n varían según el régimen en el que se encuentren. En el modelo propuesto, los regímenes se determinan según la volatilidad del crecimiento del PBI, el cual se define como la desviación estándar móvil del crecimiento interanual en los últimos cuatro trimestres. El umbral del modelo (z^*) corresponde al promedio de esta desviación estándar móvil para el periodo 1981 T4 – 2018 T4: si la desviación estándar móvil del crecimiento de los últimos cuatro trimestres se encuentra por encima del promedio, se considera un período de alta volatilidad; por debajo del promedio, el período es de baja volatilidad.

Los modelos VAR presentan correlación entre los errores de las variables, lo cual implica que los choques de una variable no sean discretos, es decir, provenientes de una decisión de política fiscal. Por ello, se requiere identificar los choques en su forma estructural. Ello requiere imponer restricciones a las relaciones entre las variables en la forma reducida. En esta ocasión, se opta por utilizar la especificación propuesta por Blanchard y Perotti (2002), la cual se detalla a continuación. Esta identificación se realiza para cada régimen dentro del período de estudio.

Para identificar estructuralmente, se asume un modelo lineal de la siguiente forma:

$$A * Y_t = C * X_t + D * W_t + B * \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde W_t es una matriz de variables de control que incluye los términos de intercambio; y $U_t = A^{-1}B \varepsilon_t$, es decir, los choques en su forma reducida (U_t) están en función de los choques en su forma estructural (ε_t).

Las relaciones entre los choques se expresan de la siguiente forma matricial, $A * U_t = B * \varepsilon_t$:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & a_{13} \\ 0 & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t_t \\ g_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^x \end{bmatrix} \quad (6)$$

Estas relaciones establecen que cambios inesperados en los impuestos (t_t) y el gasto (g_t) se deben, por un lado, a cambios inesperados en la actividad económica (x_t), y, por otro, a choques estructurales del gasto e impuestos. El choque reducido del PBI depende de choques de impuestos y gasto en su forma reducida y choques estructurales de la actividad económica. En cuanto a los efectos de cambios inesperados en la actividad económica sobre el gasto y los impuestos, los coeficientes capturan dos tipos de efectos: (i) un ajuste discrecional de la política fiscal ante cambios inesperados en el producto; y (ii) uno automático bajo las reglas fiscales existentes. El

primer efecto es eliminado al usar datos trimestrales, los cuales toman en cuenta los rezagos de decisión.

El proceso de identificación culmina imponiendo restricciones adicionales. Se asume un efecto automático de la actividad económica sobre el gasto público igual a cero ($a_{23} = 0$), debido a la ausencia de programas de gobierno en el Perú cuyo diseño haga que se comporten contrario al ciclo económico, por ejemplo, seguros de desempleo. La estimación de a_{13} , que representa el efecto de los residuos del producto sobre los residuos de los ingresos, se realiza a través de una regresión de mínimos cuadrado ordinarios en dos etapas (MC2E) entre la variable en logaritmos de ingresos públicos contra la variable en logaritmos del producto, controlando por los rezagos de dos periodos de ambas variables y de los términos de intercambio⁶. Además, debido a que no es clara la correlación entre el error de predicción de los impuestos y choques estructurales del gasto, y viceversa, se asumen dos supuestos alternativos: (i) las decisiones de impuestos son primero ($b_{12} = 0$), o (ii) las decisiones de gasto son primero ($b_{21} = 0$). Para el modelo diferenciando según tipo de gastos, se impusieron restricciones similares, las cuales se detallan en el Anexo 4.

CAPÍTULO III. DATA Y ESTIMACIÓN

La data comprende el período 1980-2018 en frecuencia trimestral. Las series de ingresos públicos, gastos públicos y producto provienen de las bases de datos del Banco Central de Reserva del Perú. Los ingresos públicos se definen como los ingresos tributarios del gobierno central. El gasto público es la suma de gasto corriente y gasto de capital del gobierno central. Al respecto, el gasto corriente se define como el gasto público en remuneraciones y bienes y servicios, mientras que el gasto de capital comprende la formación bruta de capital. La serie de actividad económica utiliza el PBI en millones de soles constantes del año 2007. Para transformarlas en términos reales, las series de ingreso y gasto públicos son deflactadas por el IPC en base 2007.

Las tres series endógenas de los modelos -ingresos, gastos y producto- son luego desestacionalizadas con el método aditivo del paquete X12. En los modelos de desagregación de gasto, cada tipo de gasto –corriente y de capital- es desestacionalizado con el mismo procedimiento. Luego, se calculan logaritmos naturales de las series desestacionalizadas. Estas series endógenas ingresan al modelo en primeras diferencias del logaritmo.

Adicionalmente, se introduce en la estimación el índice de términos de intercambio en frecuencia trimestral. La inclusión de esta variable controla el efecto que tiene el aumento de los precios de exportación sobre la actividad económica y la recaudación, en particular en las últimas décadas

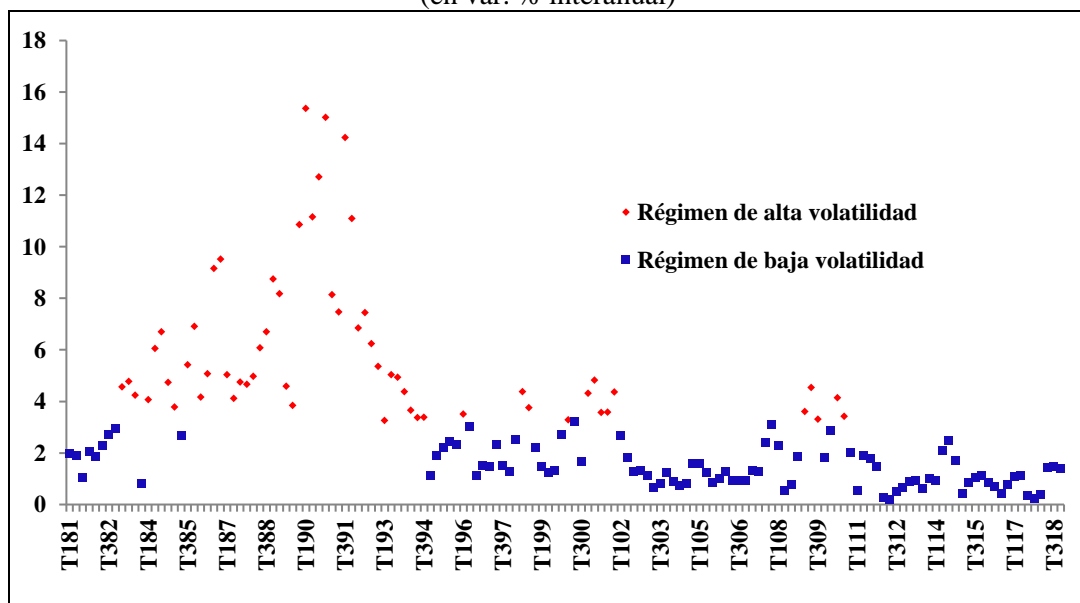
⁶ Los resultados de la estimación de este coeficiente se hallan en el Anexo 3.

debido a los ciclos de altos precios de materias primas como los minerales, principales exportaciones peruanas. A diferencia del resto de series, los términos de intercambio ingresan, sin desestacionalizar, como la variación interanual de cada trimestre. Asimismo, para evaluar la estacionariedad de las series antes de la estimación de los modelos, se realizaron pruebas de Dickey-Fuller Aumentado. En todos los casos, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, lo cual indica la estacionariedad de las series. Los resultados de estas pruebas se detallan en el Anexo 5.

La variable z , que representa el criterio de volatilidad para el cambio de régimen, se define como la desviación estándar móvil del crecimiento interanual del PBI durante los últimos cuatro trimestres. Como se mencionó en la metodología, el umbral del modelo (z^*) corresponde al promedio de esta desviación estándar móvil para el periodo 1981 T4 – 2018 T4; este promedio resulta en una desviación estándar de 3.21%. En función de ese valor crítico, los regímenes se definen de la siguiente manera: si la desviación estándar móvil del crecimiento de los últimos cuatro trimestres se encuentra por encima del promedio, se considera un período de alta volatilidad; si la desviación está por debajo del promedio, el período es de baja volatilidad. Los regímenes se determinan con anterioridad a la estimación del VAR; posteriormente, se estima cada modelo únicamente con las observaciones correspondientes a cada régimen de volatilidad.

Cómo se observa en el Gráfico 4, los períodos de alta volatilidad corresponden en su mayoría a la década de 1980, congruente a lo observado en el marco teórico. Asimismo, los períodos de baja volatilidad se concentran en los años posteriores al 2000, ante la mayor estabilidad de la economía peruana, con excepción de los trimestres correspondientes a la crisis financiera internacional entre el 2008 y 2010.

Gráfico 4. Crecimiento del PBI según regímenes de volatilidad del modelo, 1T 80 – 4T 18
(en var. % interanual)



Fuente: Elaboración propia.

Todos los modelos estimados en su forma reducida cuentan con un rezago de dos períodos para corregir la autocorrelación de los residuos de las series. Para el proceso de identificación estructural de los modelos, la especificación de Blanchard y Perotti (2002) se encuentra sobre identificada, al tener tres restricciones adicionales a las necesarias para solucionar el problema de identificación de un VAR estructural. Ello se debe a la imposición de valores para el coeficiente a_{13} , que representa el cambio en los ingresos públicos frente a un cambio del PBI, como se explicó en la metodología; el coeficiente a_{23} , que tiene el valor de cero dados los rezagos de implementación del gasto frente a cambios en el producto; y los supuestos alternativos, $b_{12} = 0$ o $b_{21} = 0$, en el caso de que las autoridades primero decidan sobre políticas de impuestos o de gasto, respectivamente. La sobre identificación de un VAR estructural no es un problema, pero se debe comprobar si las restricciones adicionales son relevantes estadísticamente. Ello se realiza a través una prueba de razón de verosimilitud (LR) para evaluar sobre identificación, cuya hipótesis nula es que todas las restricciones adicionales impuestas son válidas. Rechazar la hipótesis nula implica replantear las restricciones adicionales.

La prueba LR de sobre identificación, para cada modelo según régimen de volatilidad y supuestos de decisión de orden de impuestos o de gasto, rechaza en todos los casos la hipótesis nula, por lo que se deben replantear estas restricciones adicionales. Para ello, se estimaron modelos justamente identificados, sin restricciones adicionales, de manera que se estimen libremente los coeficientes a_{13} , a_{23} y b_{12} o b_{21} , previamente restringidos. La estimación de estos modelos evidencia un problema de nivel de los datos utilizados, debido a la presencia de errores estándares muy altos. Estos problemas de nivel se deben a que la estimación asume que la diagonal de la matriz de covarianza de los errores estructurales es una matriz identidad, lo cual es incorrecto en este caso. Para corregir los problemas de nivel se reemplazan los coeficientes con el valor de 1 en la diagonal de la matriz B -los cuales normalizaban la estimación de los choques-, por las desviaciones estándar de los residuos de cada serie en el modelo en su forma reducida.

A continuación, se vuelven a estimar los modelos sobre identificados para cada régimen de volatilidad y orden de decisión de política (impuestos o gasto primero). La prueba LR de sobre identificación para cada uno de los modelos no rechaza la hipótesis nula, por lo que las restricciones adicionales son válidas. Los resultados de cada modelo serán analizados en la siguiente sección.

CAPÍTULO IV. DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y ROBUSTEZ

4.1 Resultados

Como se mencionó anteriormente, la literatura existente acerca del impacto de la política fiscal para el caso peruano muestra la existencia de efectos asimétricos según determinantes de la

actividad económica. Ante ello, en el presente estudio, previo a la estimación T-VAR según umbrales de volatilidad, se decidió estimar dos modelos con una metodología de S-VAR: el primero con información trimestral entre 1980 y 1991, y el segundo con información entre 1992 y 2018. Ello para contrastar las funciones de Impulso-Respuesta entre periodos con regímenes económicos disímiles y evaluar posibles diferencias en la potencia de la política fiscal. Los resultados de este ejercicio se muestran en el Anexo 6 y se encuentra que los impulsos respuesta relacionados a incrementos de gasto público son positivos sobre el producto en ambos modelos. Sin embargo, en el primer periodo, el efecto del gasto público es mayor y más persistente. Estos resultados guardan relación con la literatura económica dado que, en economías más cerradas y pequeñas, como en Perú durante la década de los ochenta, el efecto suele ser más potente. Por su parte, las funciones correspondientes a choques de impuesto son no significativas en ambos modelos.

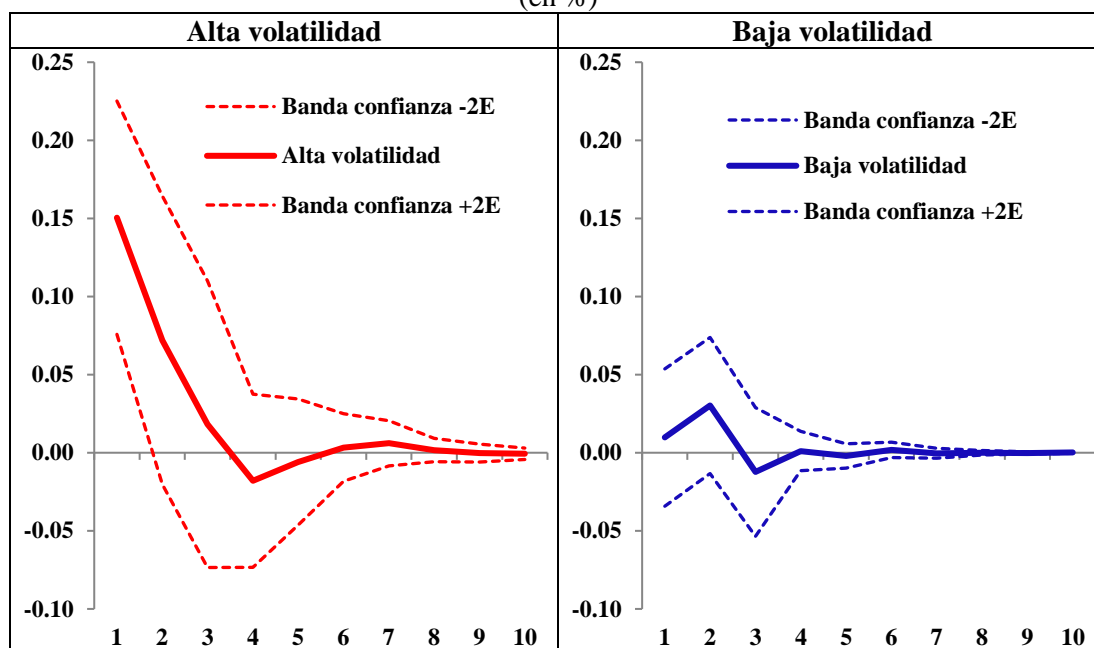
La estimación de las funciones de Impulso-Respuesta⁷ del modelo T-VAR con umbrales de volatilidad se presenta en el Gráfico 5. De dicho gráfico se observa que existen claras asimetrías relacionadas al nivel de volatilidad del crecimiento económico. En particular, en periodos de alta volatilidad del crecimiento, un incremento del gasto público -choque estructural- tiene un impacto positivo y significativo sobre el PBI. Luego, este efecto disminuye en el tiempo hasta ser cercano a cero en el quinto trimestre. Por el contrario, en periodos de baja volatilidad, este mismo choque no es significativo. La rápida disminución del efecto y la no significancia en periodos de baja volatilidad se explicarían, en parte, por la baja capacidad de ejecución de las autoridades públicas y la falta de un planeamiento de mediano y largo plazo de la política fiscal. Estos resultados se mantienen bajo los supuestos alternativos respecto al orden en las decisiones de impuestos y gastos públicos descritas en la sección 2.4. Es decir, el ordenamiento de ambas variables en el proceso de identificación del VAR estructural no es relevante respecto a su efecto sobre la actividad económica.

A partir de las funciones de Impulso-Respuesta, se construye el multiplicador del gasto público sobre la base de la fórmula⁸ planteada en las investigaciones de Ilzetzki et. al (2011), y Sanchez y Galindo (2013). Así, se obtiene que, en períodos de alta volatilidad, el multiplicador de impacto es igual a 1.1. Ello implica que un sol adicional de gasto público incrementa el producto en aproximadamente 1.1 soles. Por su parte, en periodos de baja volatilidad, el multiplicador tan solo equivale a 0.1 soles, aunque, como se mencionó anteriormente, el impacto es no significativo.

⁷ Los resultados del presente estudio normalizan la función de Impulso-Respuesta con las desviaciones estándar de los residuos de cada serie.

⁸ El multiplicador de impacto se define como $(dY_{(t+k)})/(dG_t) = (d\log(Y_{(t+k)}))/(d\log(G_t)) \times \bar{Y}/\bar{G}$, donde $(d\log(Y_{(t+k)}))/(d\log(G_t))$ es la respuesta en el primer trimestre obtenida de la función impulso respuesta y \bar{Y}/\bar{G} es el ratio entre el promedio del PBI y el promedio del gasto público para cada régimen.

Gráfico 5. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI
(en %)

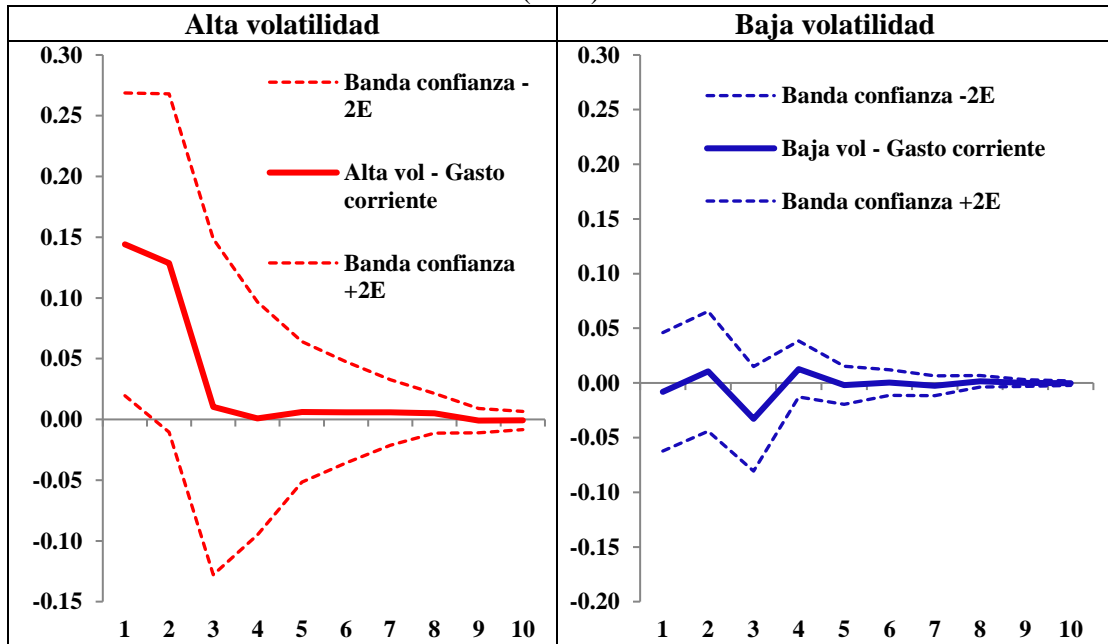


Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, se estiman modelos T-VAR que distinguen el tipo de gasto público. Con ello, se busca determinar si el efecto del gasto corriente o del gasto de capital sobre el producto varía según nivel de volatilidad. Dichas estimaciones (Gráficos 6 y 7) muestran que durante periodos de alta volatilidad el impacto de un incremento en los dos tipos de gasto es positivo y significativo sobre el producto en el primer trimestre, para luego registrar una tendencia negativa hasta volverse cero en el cuarto trimestre en ambos casos. Con ello, se calcula que el multiplicador de impacto para el gasto corriente equivale a 1.39 y para el gasto de capital a 2.43. Asimismo, para los periodos de baja volatilidad, ninguno de los gastos tendría un impacto significativo sobre el PBI.

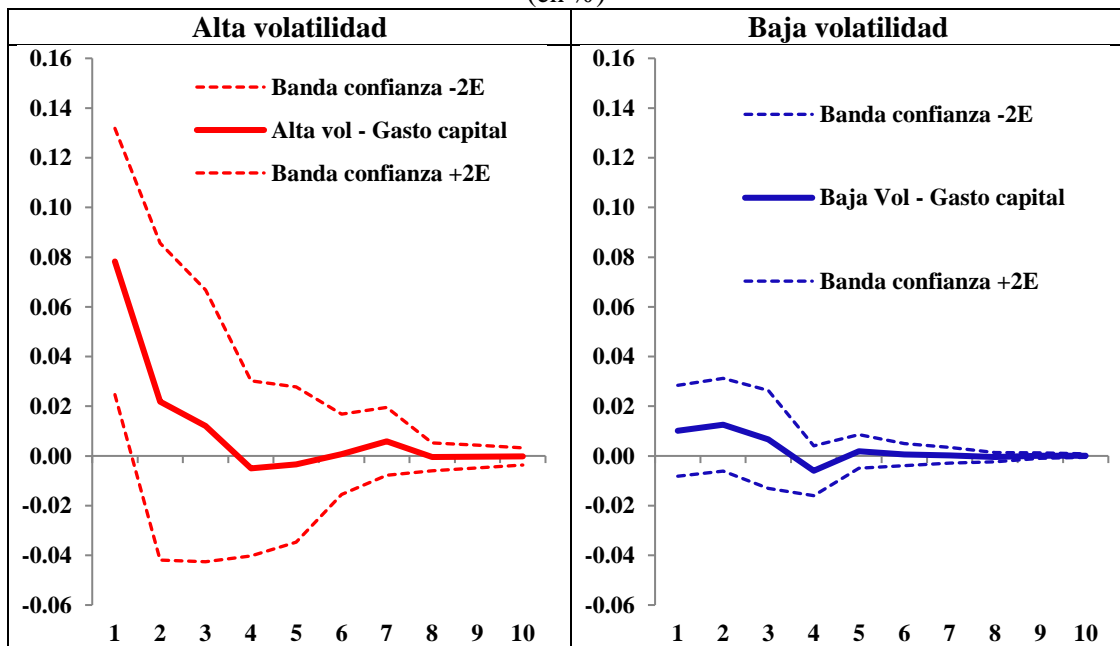
Estos resultados complementan los reportados en el Gráfico 5 debido a que los choques en ambos tipos de gastos no son persistentes en el tiempo. Ello también reflejaría, en parte, que los instrumentos de política fiscal en Perú no estarían diseñados en función de objetivos estratégicos, sino más bien responderían a eventos en el corto plazo. Además, la baja capacidad de gasto también implicaría un efecto no significativo sobre el producto en el mediano y largo plazo.

Gráfico 6. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto corriente sobre el PBI
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 7. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto de capital sobre el PBI
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

Cabe destacar que, en los modelos analizados, tal como se detalla en el capítulo III, las pruebas de sobre-identificación registran un estadístico Chi-cuadrado, con 3 grados de libertad, que no permite rechazar la hipótesis nula de que las tres restricciones adicionales -impuestas bajo la identificación por Blanchard y Perotti (2002)- son válidas. Asimismo, en los modelos con dos

tipos de gasto, el impacto de un choque positivo de ingresos es no significativo y se detalla en el Anexo 7.

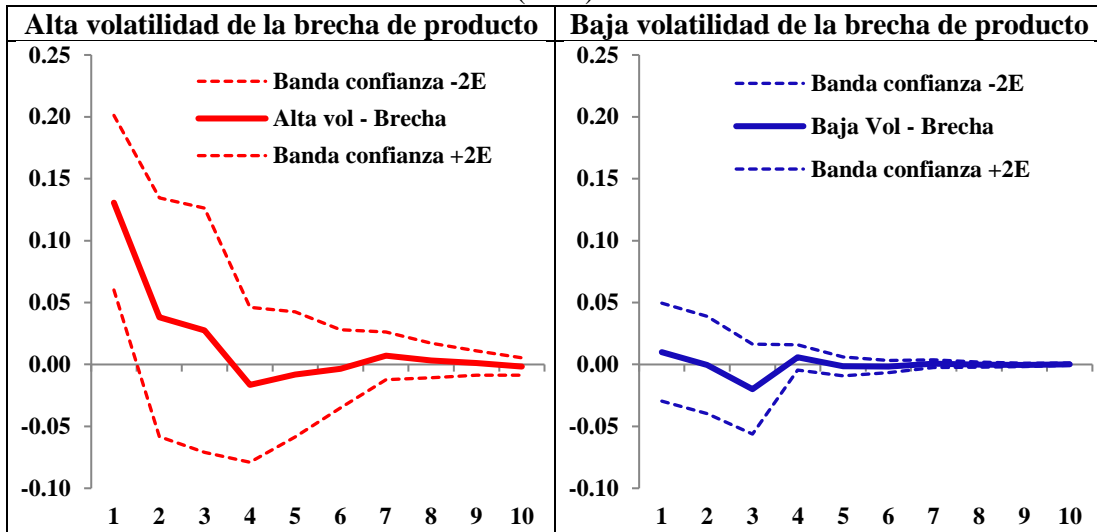
4.2 Robustez

4.2.1. Definición de volatilidad

Los resultados obtenidos podrían depender de la definición de volatilidad que, a su vez, afectaría los regímenes del modelo T-VAR. Por ello, se realiza un análisis de sensibilidad para una nueva definición de volatilidad. Así, primero se decide calcular la brecha de producto a través del filtro Hodrick Prescott. Luego, se obtiene la desviación estándar móvil de la brecha de producto de los últimos cuatro trimestres y un promedio de dichas desviaciones para todo el periodo de la muestra (1981 T4 – 2018 T4). Con este cálculo, se determina que los trimestres con desviaciones mayores al promedio presentarían una alta volatilidad de la brecha de producto, mientras que aquellos menores al promedio son considerados de baja volatilidad. El uso de la brecha de producto para la definición de los umbrales del T-VAR se debe a que es uno de los instrumentos más utilizados por las autoridades para medir la posición del ciclo económico. Por ejemplo, la política monetaria depende significativamente del nivel de la brecha, lo cual podría influir en las decisiones de política fiscal.

Bajo este nuevo umbral de volatilidad (Gráfico 8), los resultados son similares a los del modelo base, lo que demuestra que los incrementos del gasto público no son sensibles a la definición del umbral. Con ello, en periodos de alta volatilidad de la brecha de producto, se observa un impacto positivo y significativo del gasto sobre el producto en el primer periodo y una tendencia similar a la descrita en la sección 4.1. Además, el efecto del gasto es no significativo en periodos de baja volatilidad.

Gráfico 8. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI
(en %)



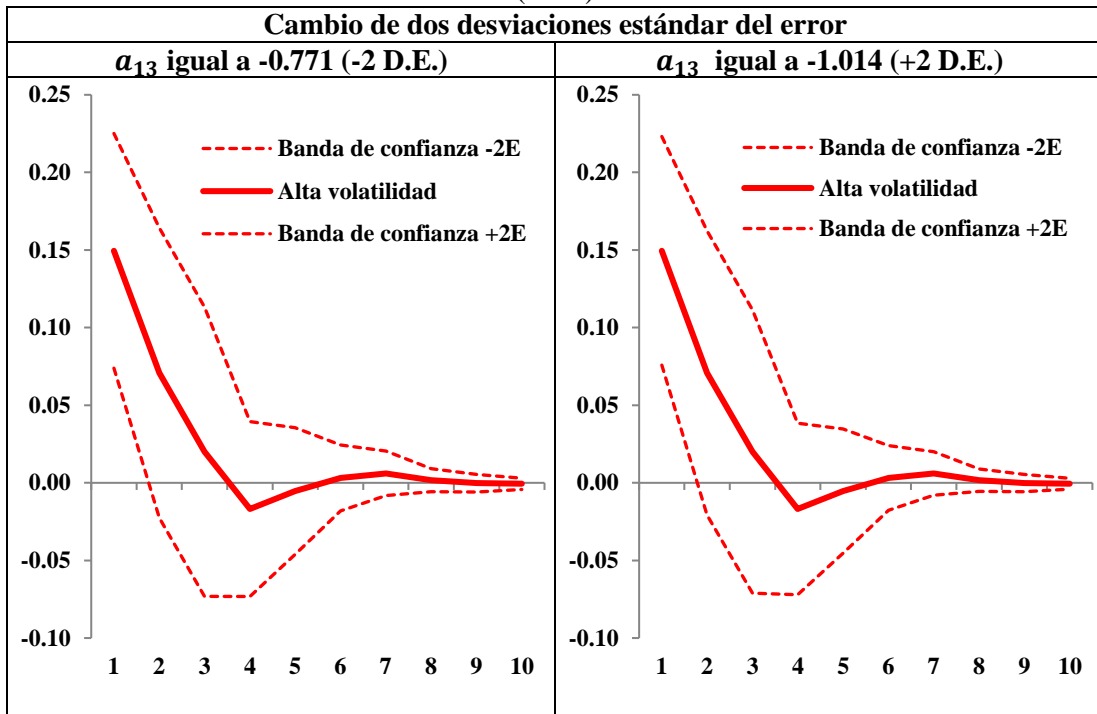
Fuente: Elaboración propia.

4.2.2. Sensibilidad respecto a la relación ingresos tributarios-PBI

Adicionalmente, se realiza un análisis de sensibilidad del coeficiente de identificación a_{13} . Este recoge el cambio en los ingresos tributarios frente a un cambio del PBI. Como se detalla en el Anexo 3, la estimación por MC2E determinó un valor igual a 0.893 para este coeficiente y una desviación estándar del error de 0.06. Con estos resultados, se realizaron pruebas de sensibilidad sumando y restando desviaciones estándar del error a la relación estimada. Dichas pruebas comprenden cambios en el coeficiente a_{13} de dos, cuatro, seis y ocho desviaciones estándar del error.

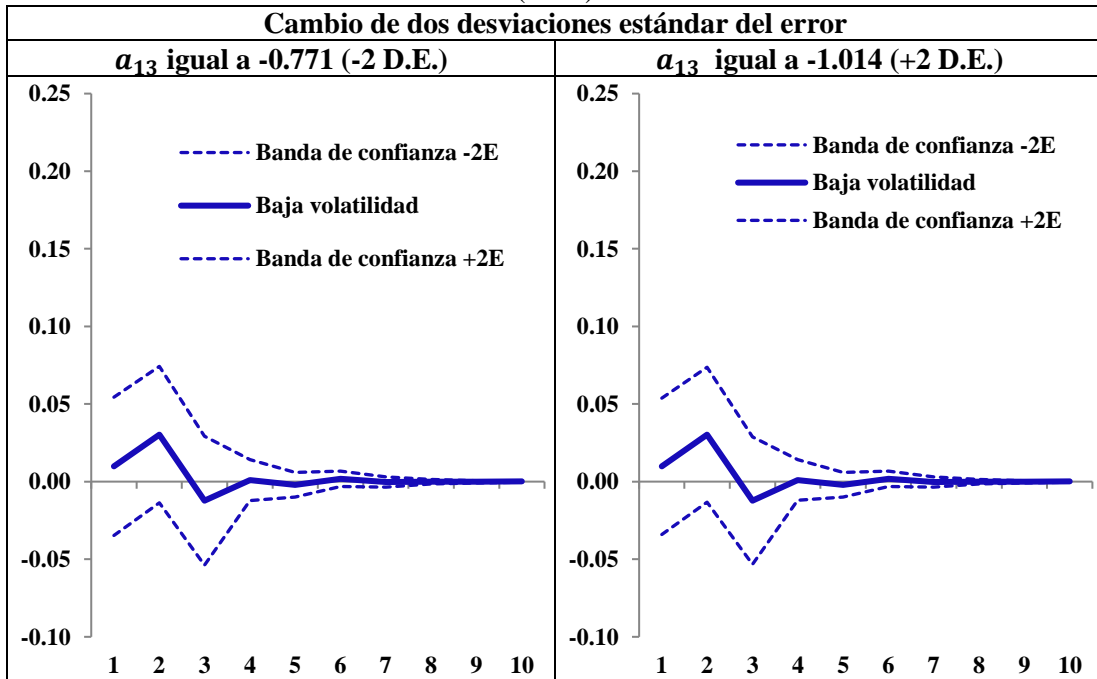
Al igual que con la definición alternativa de umbral, los resultados no son sensibles a cambios en el coeficiente a_{13} (Gráfico 9). Por un lado, como se detalla en el Anexo 8, el impacto de un choque de impuestos sobre el producto se mantiene como no significativo. Por su parte, respecto al efecto del gasto público, los resultados se detallan en el Anexo 9 y el impacto sobre el producto se mantiene como positivo y significativo en el primer trimestre para periodos de alta volatilidad y un impacto no significativo en periodos de baja volatilidad. Cabe destacar que las magnitudes reportadas en las funciones de Impulso-Respuesta del PBI ante un choque de gasto también son similares (un incremento de 1% del gasto público tiene un impacto positivo y significativo sobre el PBI equivalente a 0.15%).

Gráfico 9. Función Impulso-Respuesta para periodos de alta volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 10. Función Impulso-Respuesta para periodos de baja volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



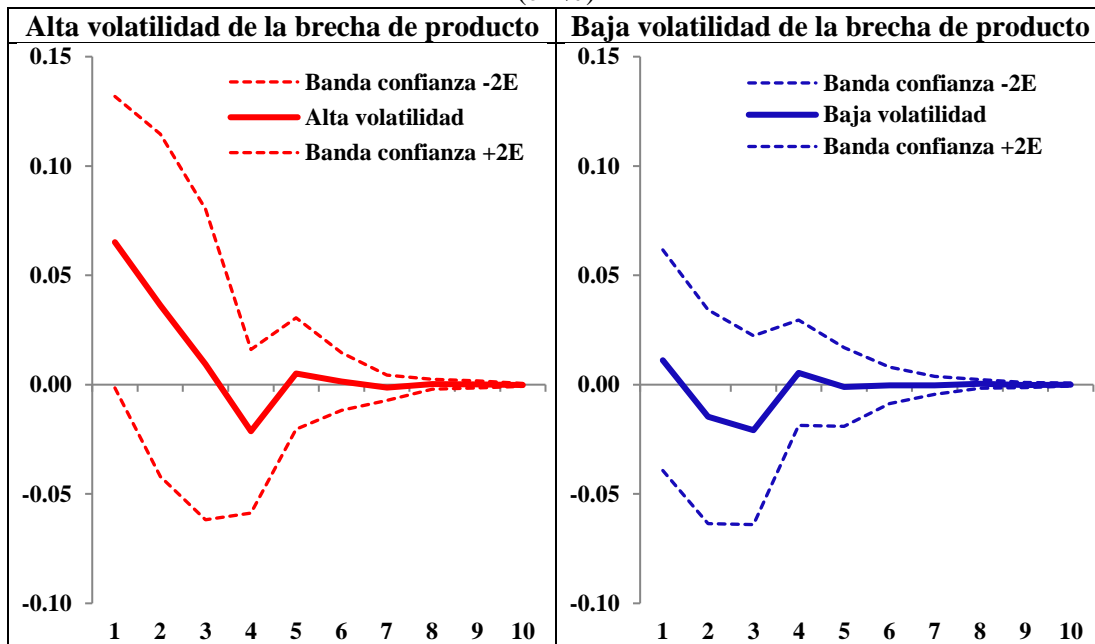
Fuente: Elaboración propia.

4.2.3. Período de la muestra

Como se observa en el Gráfico 4, las observaciones del régimen de alta volatilidad se concentran, principalmente, en la década de los ochenta y principios de los noventa -casi el 60% de las observaciones de dicho régimen pertenecen al periodo entre el 1T 1983 y el 4T 1991-. Además, durante dichos años, el Perú experimentó una profunda crisis política y económica que podría afectar la calidad de los datos. Por ello, se realiza un análisis de sensibilidad al umbral de volatilidad (z^*) restringiendo la muestra al periodo entre 1T 1992 y 4T 2018. Con ello, se obtiene un nuevo promedio de la desviación estándar móvil del crecimiento interanual del PBI. Como se mencionó en la sección de data y estimación, el umbral para todo el periodo de investigación (1T 1980 – 4T 2018) equivale a 3.21% y, en el caso de la muestra restringida, asciende a 2.06%.

En el Gráfico 11 se detallan los resultados bajo el nuevo umbral de volatilidad y se observa que son similares al modelo base. Es decir, un impacto positivo y significativo del gasto público sobre el producto en periodos de alta volatilidad y que se diluye rápidamente en los siguientes trimestres, y un efecto no significativo en periodos de baja volatilidad. Cabe destacar que dicho impacto es menor al registrado en el modelo base. Ello se explicaría porque a partir de 1992 se aplicaron medidas de apertura económica y de control del déficit fiscal, las cuales suelen reducir la potencia de la política fiscal (ver Anexo 6).

Gráfico 11. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI para la muestra 1T 92 – 4T 2018
(en %)



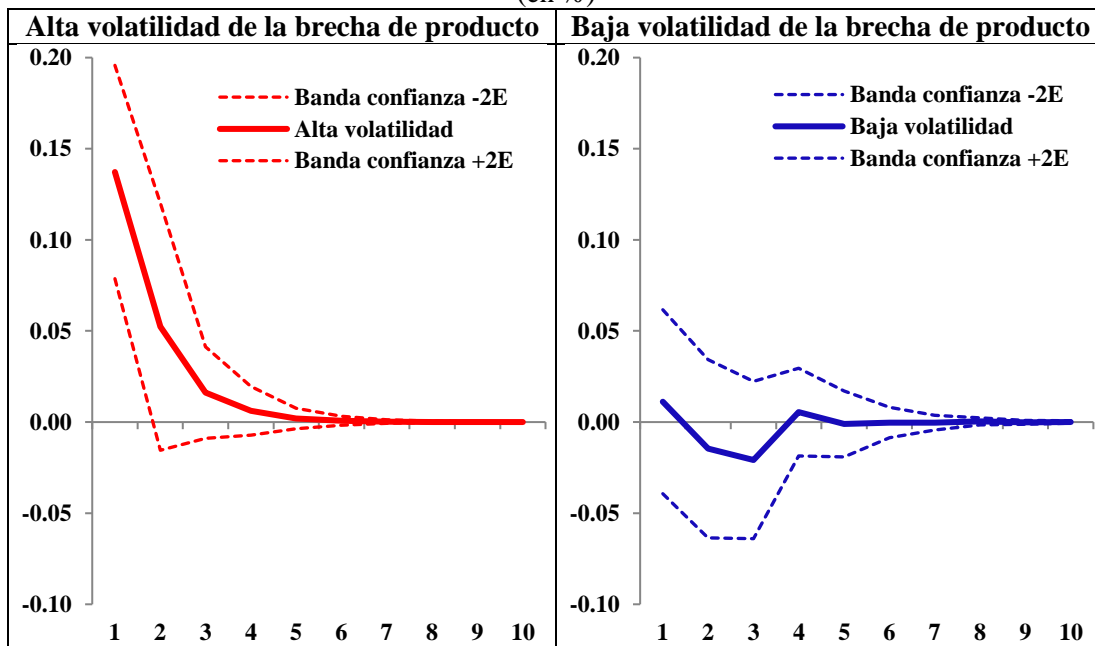
Fuente: Elaboración propia.

4.2.4. Variable de control

En el modelo base, se utiliza al índice de términos de intercambio para controlar el efecto de los precios de las materias primas, principales productos de exportación en el Perú, sobre la actividad económica y la recaudación. Al respecto, se decide estimar el modelo base reemplazando la variable de términos de intercambio por el índice de precios de exportación. Así, se busca incluir un posible mejor control del efecto descrito. Los resultados de este nuevo modelo se detallan en el Gráfico 12 y muestran una trayectoria y magnitud similar a los resultados del modelo base, aunque se registra una mejora en la significancia de la función Impulso-Respuesta al incluir el índice de precios como variable de control. En cuanto al efecto de los ingresos tributarios, este se mantiene como no significativo en los dos regímenes de volatilidad, lo cual se explicaría por los determinantes de la política tributaria mencionados en el marco teórico. Además, los resultados son consistentes si se estima un modelo sin variables de control (ver Anexo 9).

Gráfico 12. Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI con control de precios de exportación

(en %)



Fuente: Elaboración propia.

4.2.5. Modelos con dos tipos de gasto

En cuanto a los resultados obtenidos bajo los modelos que diferencian el tipo de gasto público, estos cambian según los análisis de sensibilidad (Anexo 10). Por ejemplo, cuando se le resta dos desviaciones estándar del error al factor a_{13} , el modelo no encuentra una estimación óptima. Asimismo, al sumarle dos desviaciones estándar, el impacto de un incremento de gasto corriente sobre el producto en periodos de alta volatilidad es no significativo. En cuanto al resto de

ejercicios de robustez, el impacto del gasto corriente sobre el PBI según régimen de volatilidad es similar; es decir, no se ve afectado por cambios en la muestra (1T 92 – 4T 2018) o en las variables de control. Sin embargo, se encuentra que el incremento del gasto de capital sobre el producto en periodos de alta volatilidad es no significativo si se restringe la muestra o se utiliza el índice de precios de exportación como variable de control. Por ende, los resultados descritos en la sección 4.1 vinculados al impacto según tipo de gasto público presentan ciertas limitaciones.

CONCLUSIONES

Las discusiones respecto a la naturaleza y tamaño de los paquetes de medidas empleados durante la crisis financiera internacional del 2008 y la actual crisis económica por el COVID-19 evidencian la pertinencia de estimar el impacto de la política fiscal en un proceso de reactivación económica. En este sentido, el objetivo de esta investigación es evaluar si el impacto de los instrumentos de política fiscal sobre la producción nacional varía según la volatilidad de la actividad económica.

De esta manera, este estudio aporta a la literatura existente a través de la aplicación de una metodología de VAR con umbrales para estimar efectos asimétricos de la política fiscal respecto de la volatilidad del crecimiento del producto. Los resultados de esta metodología indican claramente que la potencia de la política fiscal depende de la volatilidad de la actividad económica en cada periodo. El multiplicador del gasto público en periodos de alta volatilidad es de aproximadamente 1.1, mientras que en periodos de baja volatilidad es cercano a cero y es no significativo. El análisis de sensibilidad muestra que estos resultados son consistentes ante cambios en los parámetros del modelo. Asimismo, al desagregar el gasto público entre corriente y de capital, se encuentra que la potencia de ambos tipos de gasto es mayor en periodos de alta volatilidad. No obstante, cambios en los parámetros del modelo sí afectan la significancia del impacto de los tipos de gasto.

Estos resultados sugieren que las dificultades del sector privado para funcionar durante periodos de alta volatilidad llevan a que el gobierno asuma un rol más activo para estimular a la actividad económica. En línea con la literatura, la pronta respuesta del sector público a través de una expansión del gasto podría generar las condiciones propicias para una recuperación del sector privado.

Sin embargo, la poca persistencia del impacto del gasto público en periodos de alta volatilidad y la no significancia en periodos de baja volatilidad sugerirían la falta de una programación del gasto público bajo una visión de mediano y largo plazo. Además, la robustez entre los resultados del modelo base, que controla por términos de intercambio, y el modelo sin este control señalan

que las fluctuaciones de los precios de las materias primas no habrían tenido efecto sobre el diseño y ejecución del gasto público. Más aún, estos resultados también apuntarían hacia la baja capacidad del Estado para ejecutar el presupuesto público de forma multianual. Ante la crisis económica sin precedentes debido a la propagación del COVID-19, se pondrá a prueba la efectividad de la política fiscal en el Perú para reactivar la economía.

Por su parte, los multiplicadores de impuesto estimados son siempre no significativos. Estos resultados llevan a preguntarse por los factores que explican por qué las decisiones de política tributaria no tienen un efecto claro sobre la actividad económica. La alta informalidad en el Perú -que resulta en un reducido número de contribuyentes- y las prácticas entre empresas para reducir su carga tributaria podrían explicar la debilidad de los mecanismos de transmisión de la política tributaria. En este sentido, cambios marginales en las tasas de impuestos tendrían efectos poco significativos o nulos sobre el producto. Las características de la economía peruana sugieren que se requeriría de una reforma sustantiva en la recaudación tributaria para lograr identificar efectos claros sobre la actividad económica.

Si bien los modelos estimados en esta investigación logran abarcar un periodo de tiempo amplio, mayor al de otros trabajos que estudian el caso peruano, las observaciones para el régimen de alta volatilidad se concentran, principalmente, entre la década de los años ochenta y los primeros años de los noventa. Este periodo de tiempo se caracterizó por recurrentes y profundas crisis económicas y por un modelo muy distinto al que hoy rige la economía peruana. Asimismo, debido al deterioro macroeconómico del país durante esos años, la calidad de las estadísticas correspondientes a dicho período podría ser cuestionable. Frente a ello, el modelo se beneficiaría de una muestra más amplia que incluya otros episodios de volatilidad anteriores a la década de 1980, lo cual permitiría evaluar el efecto de la política fiscal en otros contextos históricos; así como futuros episodios de alta volatilidad bajo un régimen económico similar al actual.

BIBLIOGRAFÍA

- Azuara, O., Azuero, R., Bosch, M., & Torres, J. (2019). *Special Tax Regimes in Latin America and the Caribbean*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Banco Central de Reserva del Perú. (2014). *Multiplicadores de la inversión pública*. Lima: BCRP.
- Barro, R. J. (1981). "Output effects of government purchases". *Journal of Political Economy*, 89(6), 1086-1121.
- Barro, R. J., & Redlick, C. J. (2009). "Macroeconomic effects from government purchases and taxes". *NBER Working Papers 15369*.
- Batini, N., Callegari, G., & Melina, G. (2012). "Successful Austerity in the United States, Europe and Japan". *IMF Working Paper 12/190*. Obtenido de <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12190.pdf>
- Baum, A., & Koester, G. (2011). *The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis*. Deutsche Bundesbank.
- Baunsgaard, T., & Symansky, S. A. (2009). "Automatic Fiscal Stabilizers: How Can They Be Enhanced Without Increasing the Size of Government?". *IMF Staff Position Note 09/23*.
- Baxter, M., & King, R. G. (1993). "Fiscal Policy in General Equilibrium". *American Economic Review*, 83(3), 315-334.
- Berg, T. (2014). *Time Varying Fiscal Multipliers in Germany*. Munich: Munich Personal RePEc Archive.
- 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.
- Caldara, D., & Kamps, C. (2008). "What are the effects of fiscal policy shocks?". *European Central Bank, Working Paper Series 877*.
- Carranza, L., Chávez, J., & Valderrama, J. (2010). ¿Éxito en la sostenibilidad fiscal? El caso de Perú. En B. I. Desarrollo, *¿Quiénes deciden el presupuesto? La economía política del proceso presupuestario en América Latina* (pág. 324). Colombia.
- Galí, J., López-Salido, D., & Vallés, J. (2007). "Understanding the effects of government spending on consumption". *European Central Bank, Working Paper Series 0339*.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E., & Végh, C. (2011). *How Big (small?) are Fiscal Multipliers*. International Monetary Fund: IMF.
- Instituto Peruano de Economía. (2008). *Eficiencia en el gasto en el Perú*. Lima: IPE.
- Kirchner, M., Cimadomo, J., & Hauptmeier, S. (2010). *Transmission of Government Spending Shocks in the Euro Area: Time Variation and Driving Forces*. Frankfurt: European Central Bank.

- Lahura, E., & Castillo, G. (2016). *Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Mendoza, W., & Melgarejo, K. (2008). "La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006". *Departamento de Economía PUCP, Documento de trabajo 262*.
- Parodi, C. (2014). *Perú 1995-2012: Cambios y continuidades*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Perotti, R. (2004). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". *IGIER Working Paper Series 276*.
- Ramey, V. A. (2009). "Identifying government spending shocks: it's all in the timing". *NBER Working Papers 15464*.
- Romer, C., & Bernstein, J. (2009). *"The Job Impact of the American Recovery and Reinvestment Plan"*. Washington: Council of Economic Advisers.
- Salinas Depaz, C., & Chuquilín Mori, M. (2014). *Las asimetrías de la política fiscal en una economía emergente: el caso del Perú, 1992-2013*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Sánchez, W., & Galindo, H. (2013). "Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos en el Perú". *Consortio de Investigación Económica y Social*.
- Santa María, H., Saavedra, J. C., & Burga, L. (2009). "Historia de la Política Fiscal en el Perú 1980-2009". En IFA-Perú, *Cuadernos Tributarios N 29* (págs. 125-194). Lima: Asociación Fiscal Internacional.
- Taylor, J. B. (1993). *Macroeconomic policy in a world economy*. New York: W.W. Norton.
- Taylor, J. B. (2011). "An Empirical Analysis of the Revival of Fiscal Activism in the 2000s". *Journal of Economic Literature*, 49(3), 686-702.
- Woodford, M. (2010). "Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier". *NBER Working Papers 15714*.
- Yang, S.-C. S. (2004). *Quantifying tax effects under policy foresight*. Joint Committee on Taxation.

ANEXOS

Anexo 1. Resultados de los principales estudios reseñados sobre multiplicadores fiscales

Resultados de modelos con multiplicadores simétricos					
Autores	Año	País	Multiplicadores		
			Gasto	Impuesto	Unidad del cambio*
Blanchard y Perotti	2002	EE.UU.	+0.9	-0.78	Dólares
Caldara y Kamps	2008	EE.UU.	+2	-1.2	Dólares
Mendoza y Melgarejo	2008	Perú	+0.14-0.23	No significativo	Porcentaje
Ramey	2009	EE.UU.	+0.6-1.1	No estima	Dólares
Barro	1981	EE.UU.	+0.6 ¹ -1.0 ²	No estima	Porcentaje
Barro y Redlick	2011	EE.UU.	+0.4-0.7 ²	+1.1	Dólares
			+0.1-0.2 ¹		
Galí, López-Salido & Vallés	2007	EE.UU.	+0.7-1.3	No estima	Dólares
Taylor	1993	EE.UU.	+1	No estima	Porcentaje
Perotti	2004	OECD	+0.03 ⁵	-0.07 ⁵	Porcentaje

*Dólares: cambio en dólares en el producto ante un incremento de 1 dólar en el gasto o impuestos. Porcentaje: cambio porcentual en el producto ante un impulso de 1% en el gasto o impuestos.

1/ Para gastos permanentes.

2/ Para gastos temporales.

3/ y 4/ no anticipar y anticipar 4 trimestres el choque, respectivamente.

5/ Promedio de resultados para cinco países: EE.UU., Alemania, Reino Unido, Canadá y Australia.

Elaboración propia.

Resultados de modelos con multiplicadores asimétricos						
Autores	Año	País	Estado ¹	Multiplicadores		
				Gasto	Impuesto	Unidad del cambio
Batini et al.	2012	EE.UU., Europa, Japón	Expansión	Un choque negativo en recesión genera una mayor caída que en fase de expansión	Un incremento en los impuestos contrae más el producto durante recesiones	Moneda de cada país
			Recesión			
Baum & Koester	2011	Alemania	Expansión	+0.36	-0.58	Euros
			Recesión	+1.04	-0.5	
BCRP ²	2012	Perú	Alto	+0.28	No estima	Soles
			Bajo	+0.92	No estima	
Sánchez & Galindo	2013	Perú	Alto	+0.55	No significativo ³	Soles
			Bajo	+1.3	Positivo ³	Soles
Salinas & Chuquilin	2014	Perú	Expansión	Corriente: +0.14	No estima	Soles
				Capital: +0.58		
			Recesión	Corriente: +0.89		
				Capital: +1.12		

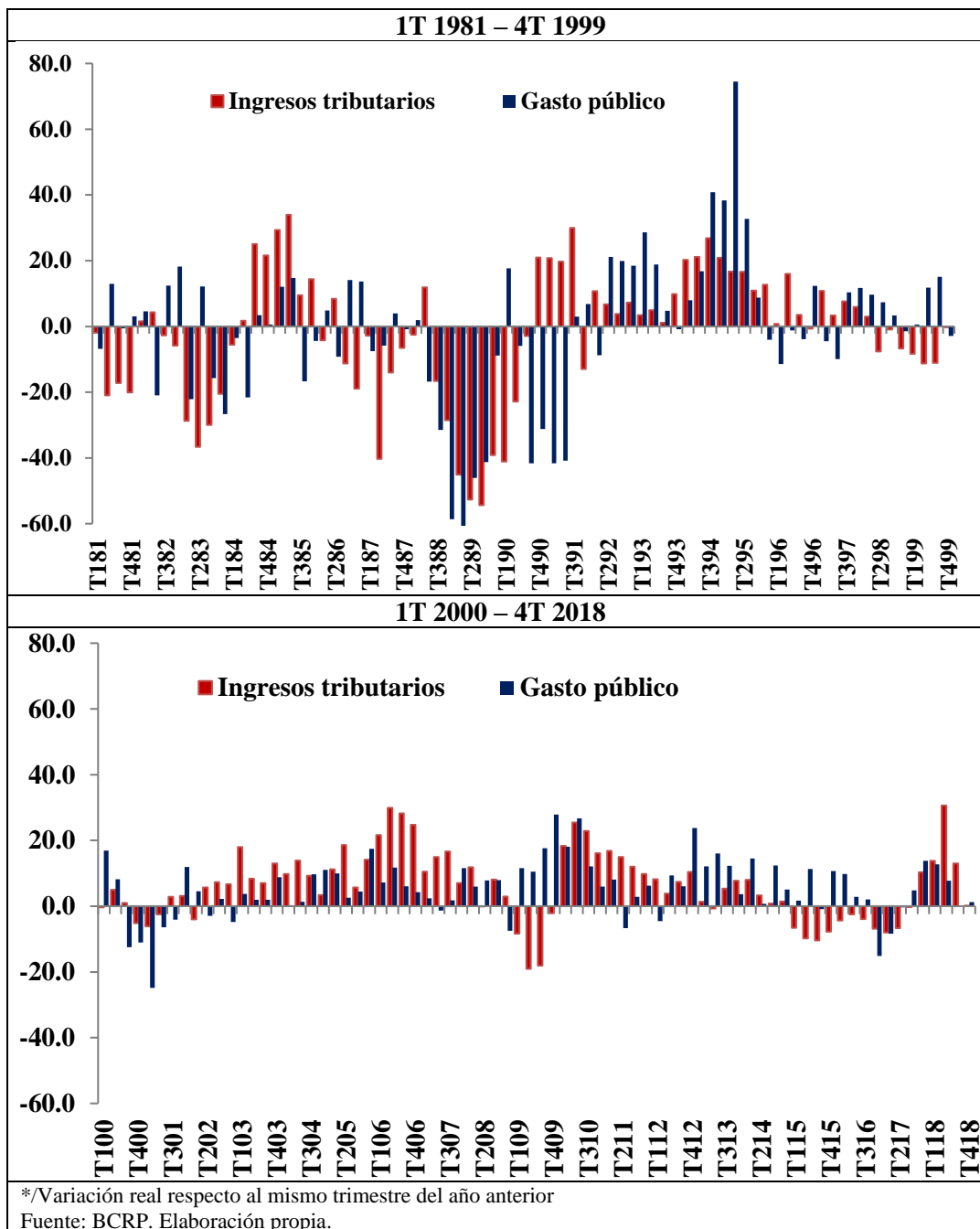
1/. BCRP (2012), Sánchez & Galindo (2013) definen el estado en base a la brecha del producto. Batini et al.(2012) y Salinas & Chuquilin (2014), en base a la posición en el ciclo económico.

2/. Se considera gasto corriente.

3/. Los shocks de impuestos se definen como una reducción de estos.

Elaboración Propia

Anexo 2. Crecimiento* trimestral de los ingresos tributarios y el gasto público del gobierno central, 1T 81 – 4T 18



Anexo 3. Regresión de mínimos cuadrado ordinarios en dos etapas entre los ingresos públicos y el producto

Variable	Coefficiente	Error estándar	p-value
Constante	-0.695	0.670	0.301
PBI (a13)	0.893	0.061	0.000
R cuadrado: 0.588			
F-estadístico: 216.331			

*/Los instrumentos utilizados son: dos rezagos de la variable de PBI, dos rezagos de la variable de ingresos tributarios, y dos rezagos de la variable de términos de intercambio. Las dos primeras variables están en logaritmos. Los términos de intercambio están en índice Todas las variables están en logaritmos.

Anexo 4. Especificación del modelo T-VAR para dos tipos de gasto

Para los modelos estimados que desagregan el gasto público según tipo –corriente y de capital-, se mantiene la forma estructural presentada en el acápite de metodología:

$$A_n Y_t = C_1 * X_t + C_2 * X_t * I * [z_{t-d} \geq z^*] + B_n * \varepsilon_t^n,$$

donde los coeficientes de A_n y B_n varían según el régimen en el que se encuentren. Además, los regímenes se determinan según la volatilidad del crecimiento del PBI y el umbral del modelo (z^*) corresponde al promedio de la volatilidad del crecimiento para el periodo 1981 T4 – 2018 T4. Como se mencionó en la metodología, esta volatilidad es definida como la desviación estándar móvil de la variación porcentual interanual del PBI en los últimos cuatro trimestres.

Asimismo, se mantiene la especificación propuesta por Blanchard y Perotti (2002) para identificar los choques en su forma estructural. Sin embargo, al considerar dos tipos de gasto, es necesario imponer nuevas restricciones a las relaciones entre las variables en la forma reducida. Este nuevo proceso de identificación se realiza para cada régimen dentro del período de estudio.

Al igual que en el detalle en la sección de metodología, la identificación para el modelo que incluye dos tipos de gasto asume un modelo lineal de la siguiente forma:

$$A * Y_t = C * X_t + D * W_t + B * \varepsilon_t,$$

donde W_t es una matriz que incluye la misma variable de control que el modelo inicial -términos de intercambio-. Además, los choques en su forma reducida (U_t) se mantienen en función de los choques en su forma estructural (ε_t).

Esta relación entre ambos choques se expresa de la siguiente forma matricial,

$$A * U_t = B * \varepsilon_t :$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{14} \\ 0 & 1 & a_{23} & a_{24} \\ 0 & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t_t \\ G.corriente_t \\ G.capital_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^{G.corriente} \\ \varepsilon_t^{G.capital} \\ \varepsilon_t^x \end{bmatrix}$$

Al igual que en la sección 3.2, estas relaciones establecen que cambios inesperados en los impuestos (t_t) y los tipos de gasto ($G.corriente_t$ y $G.capital_t$) se deben, por un lado, a cambios inesperados en la actividad económica (x_t), y por otro, a choques estructurales del gasto e impuestos. Se asume un efecto automático de la actividad económica sobre los tipos de gasto público igual a cero ($a_{24} = 0$ y $a_{25} = 0$). En particular, podrían existir estabilizadores automáticos relacionados al gasto corriente; sin embargo, tal como se explicó en la mencionada sección, el diseño del gasto corriente en el Perú no está compuesto por seguros de desempleo o algún tipo de programa público que dependa del ciclo económico.

Además, la estimación de a_{14} se obtiene de la regresión MC2E detallada en la sección 3.2. Se mantiene el valor de este coeficiente debido a que agregar nuevas variables al VAR no afecta la relación entre los ingresos y el producto. Por otro lado, dado que no es claro el efecto automático entre el gasto corriente y el gasto de capital, se decide que ambas relaciones (a_{23} y a_{32}) se estimen en el VAR.

Por último, se mantienen los supuestos alternativos sobre el orden temporal de las decisiones de gasto y las decisiones de impuesto. Así, se asumen dos supuestos alternativos: (i) las decisiones de impuestos son primero ($b_{12} = 0$ y $b_{13} = 0$), o (ii) las decisiones de ambos tipos de gasto son primero ($b_{21} = 0$ y $b_{31} = 0$).

Anexo 5. Pruebas de raíz unitaria

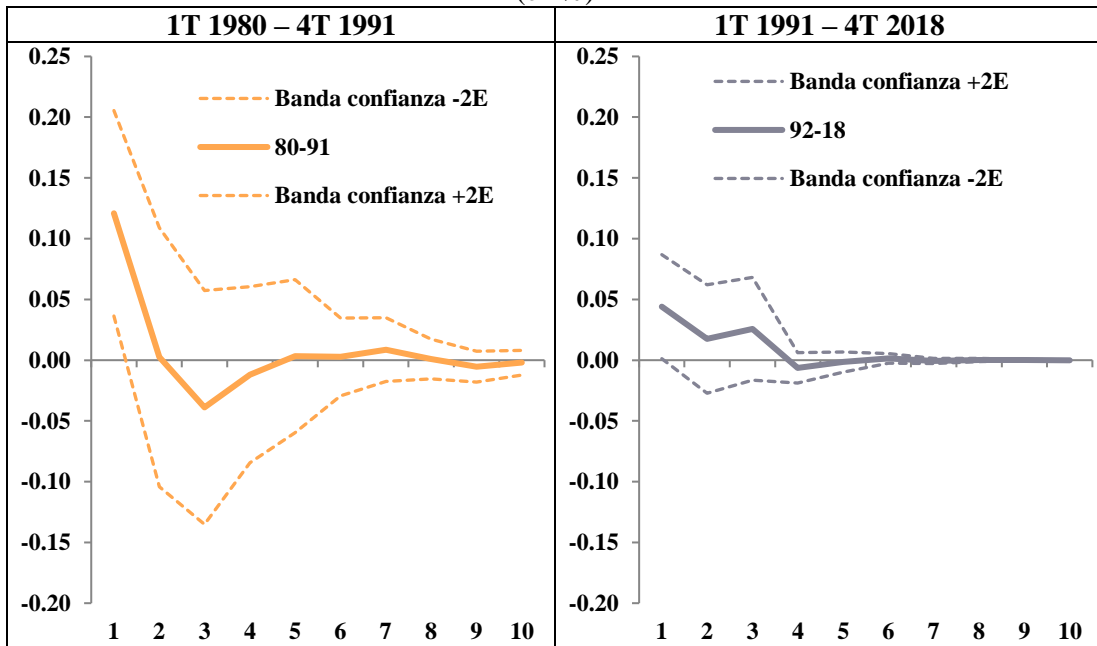
Pruebas de Dickey-Fuller Aumentado - sin intercepto ni tendencia

Series*	Alta volatilidad		Baja volatilidad	
	Estadístico t	p-value	Estadístico t	p-value
Ingresos tributarios	-4.189	0.0001	-8.911	0.0000
Gasto público	-7.960	0.0000	-12.637	0.0000
Corriente	-7.879	0.0000	-14.181	0.0000
Capital	-3.548	0.0006	-12.902	0.0000
PBI	-5.256	0.0000	-2.507	0.0125
Términos de intercambio	-3.871	0.0002	-4.112	0.0001

*Las variables se encuentran en diferencias de logaritmos; con excepción de los términos de intercambio, en variación porcentual

Anexo 6. Resultados de la función Impulso-Respuesta según periodos

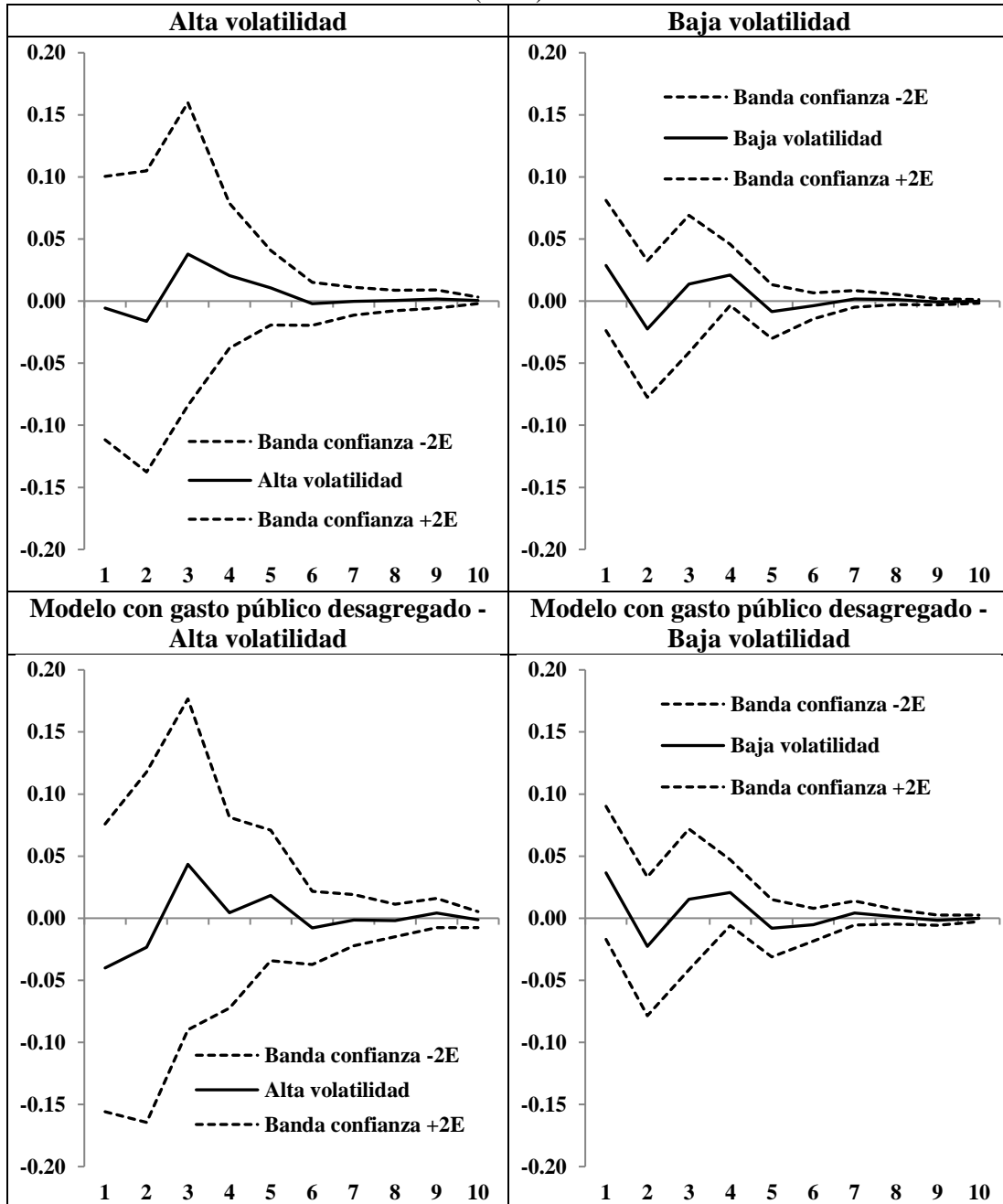
Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según periodo
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

Anexo 7. Resultados del choque estructural de impuestos sobre el PBI

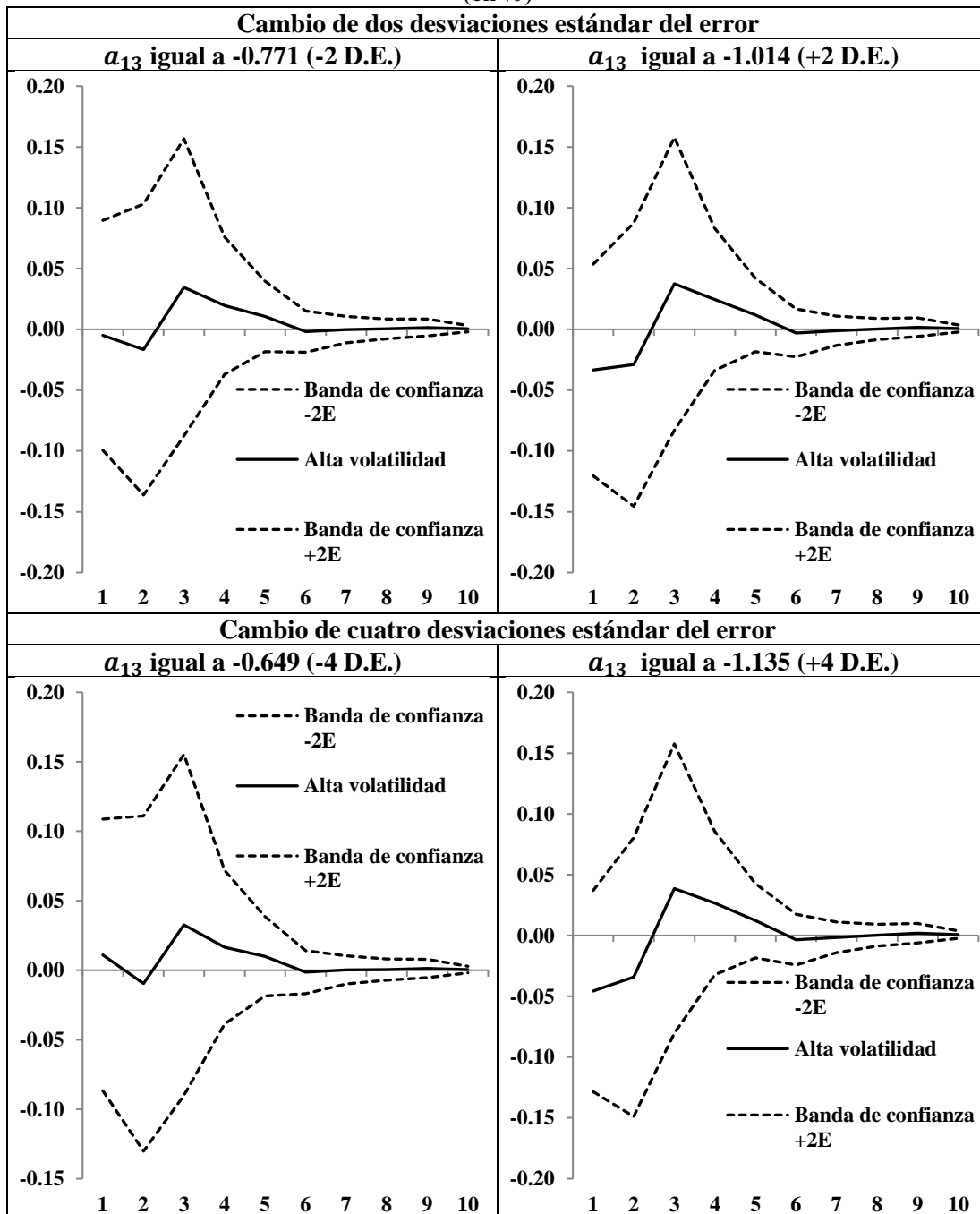
Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de impuestos sobre el PBI según modelo (en %)



Fuente: Elaboración propia.

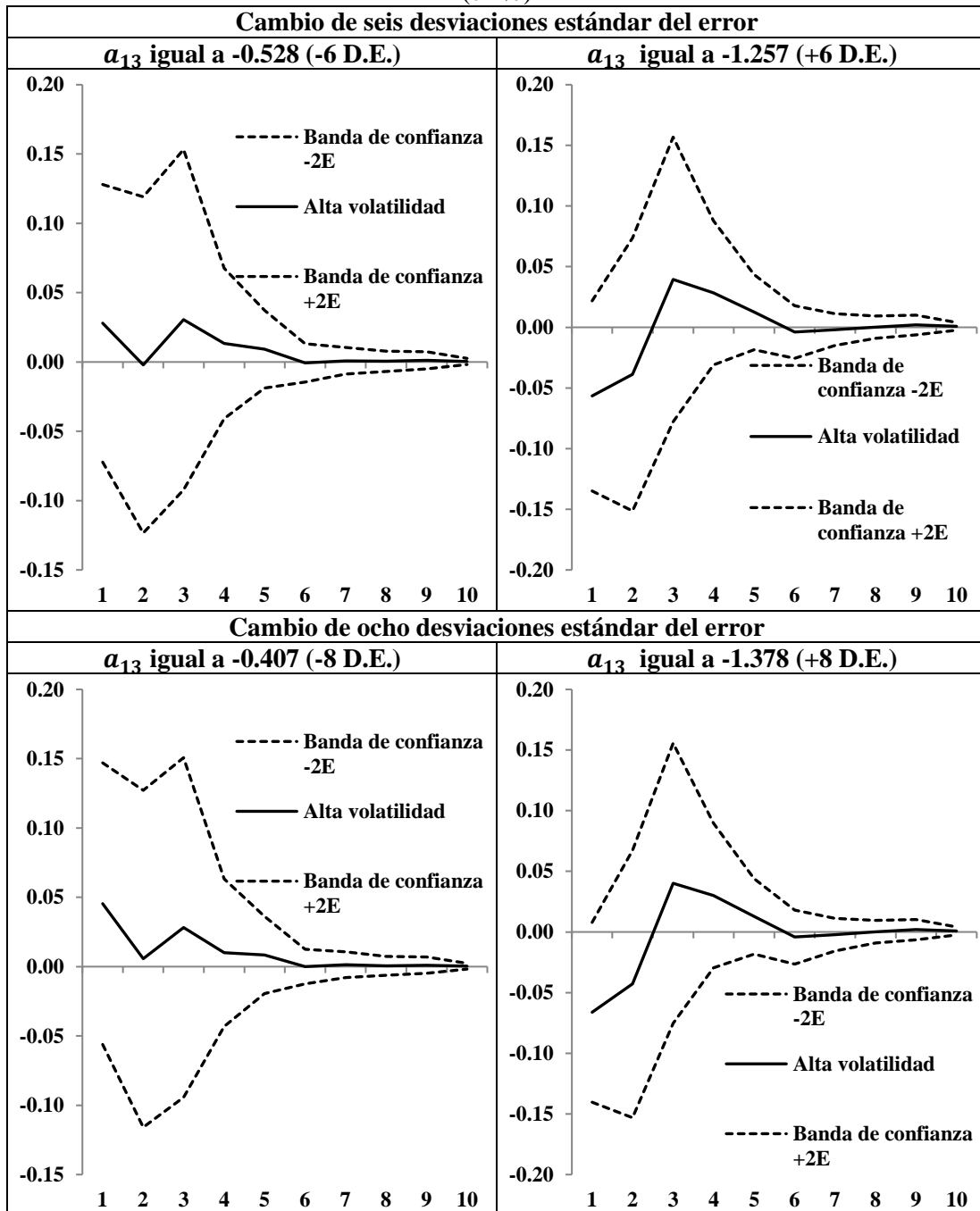
Anexo 8. Análisis de sensibilidad del choque de impuestos sobre el producto

Función Impulso-Respuesta para periodos de alta volatilidad: Choque estructural de impuestos el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



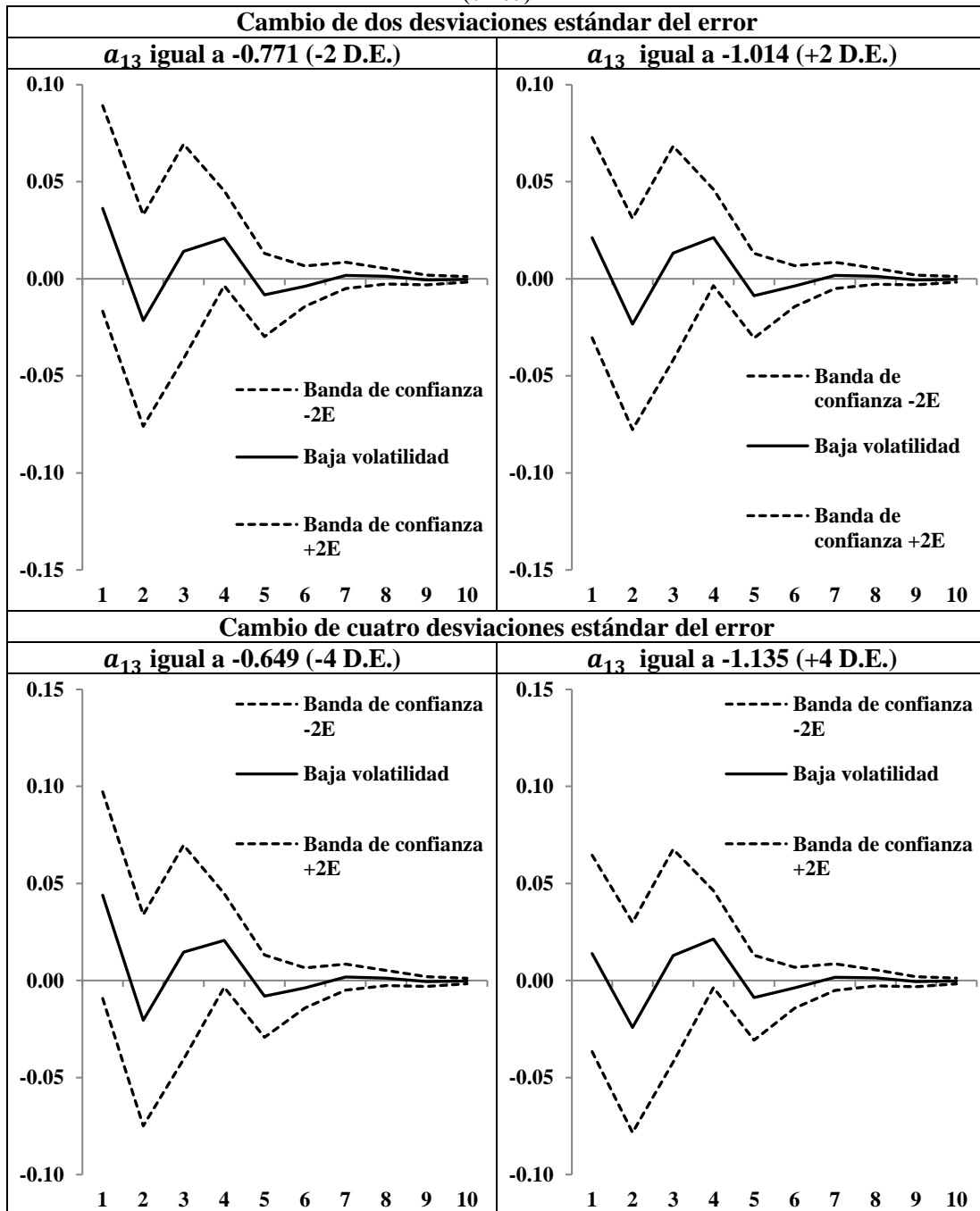
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta para periodos de alta volatilidad: Choque estructural de impuestos el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



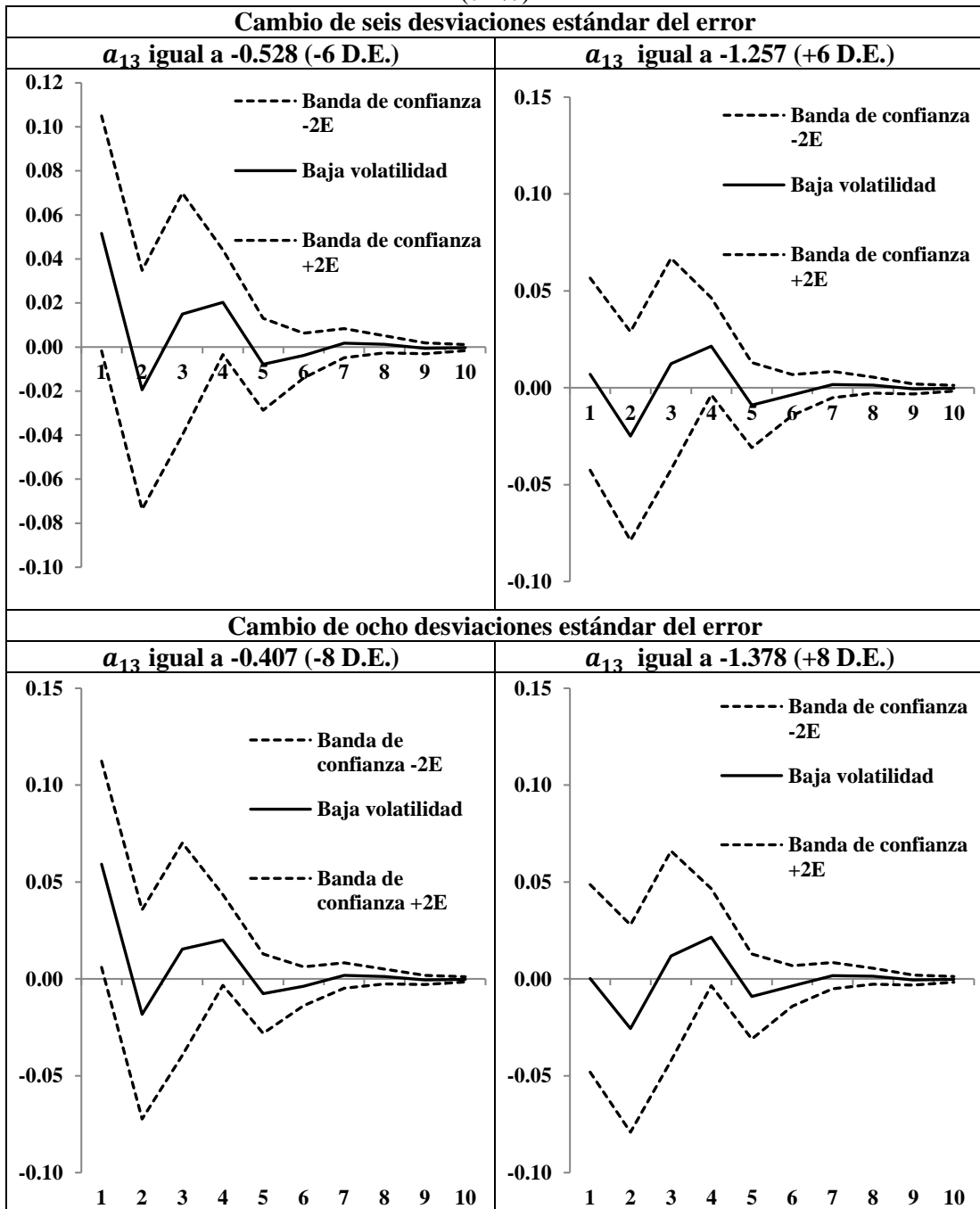
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta para periodos de baja volatilidad: Choque estructural de impuestos el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

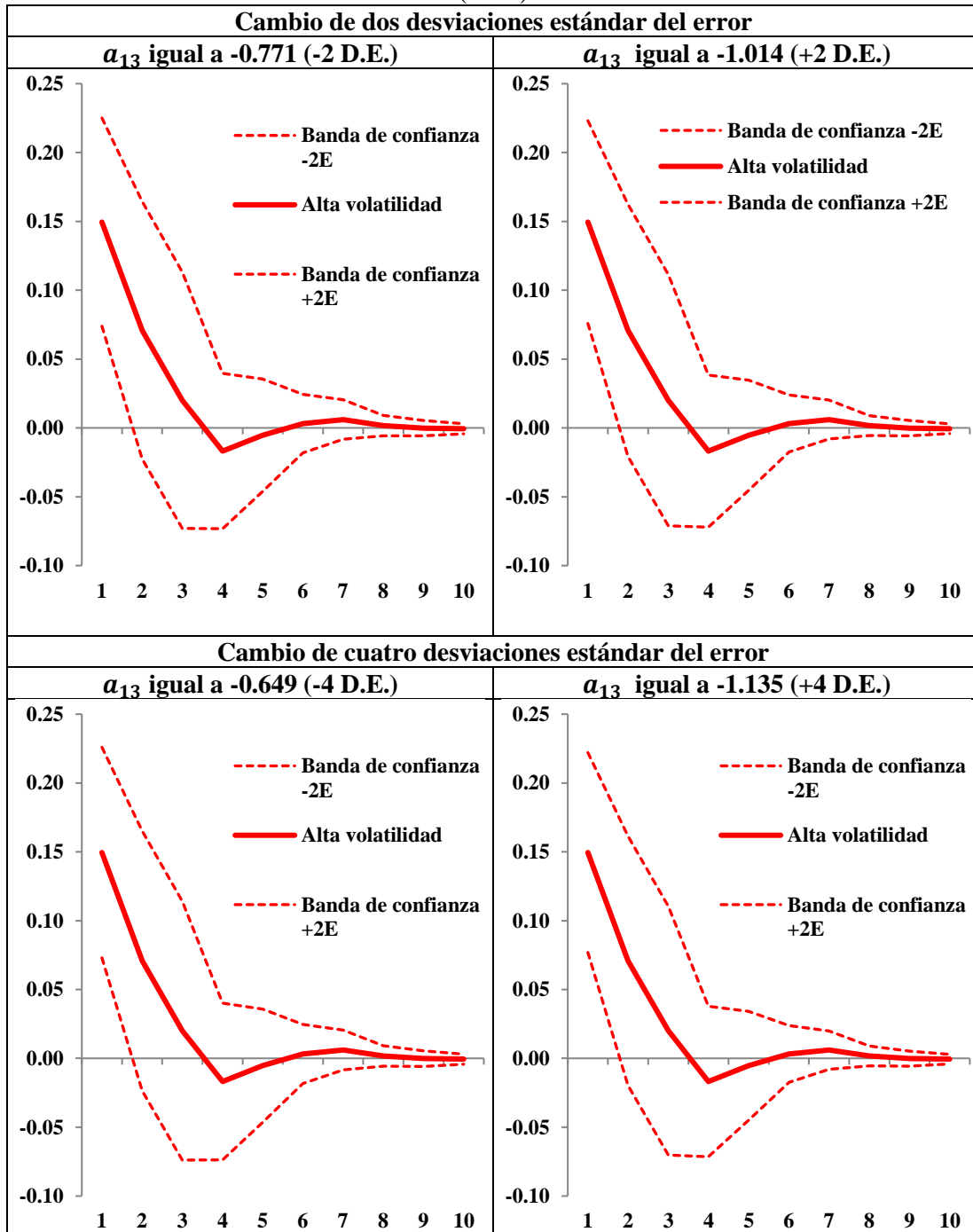
Función Impulso-Respuesta para periodos de baja volatilidad: Choque estructural de impuestos el PBI según nivel de a_{13}
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

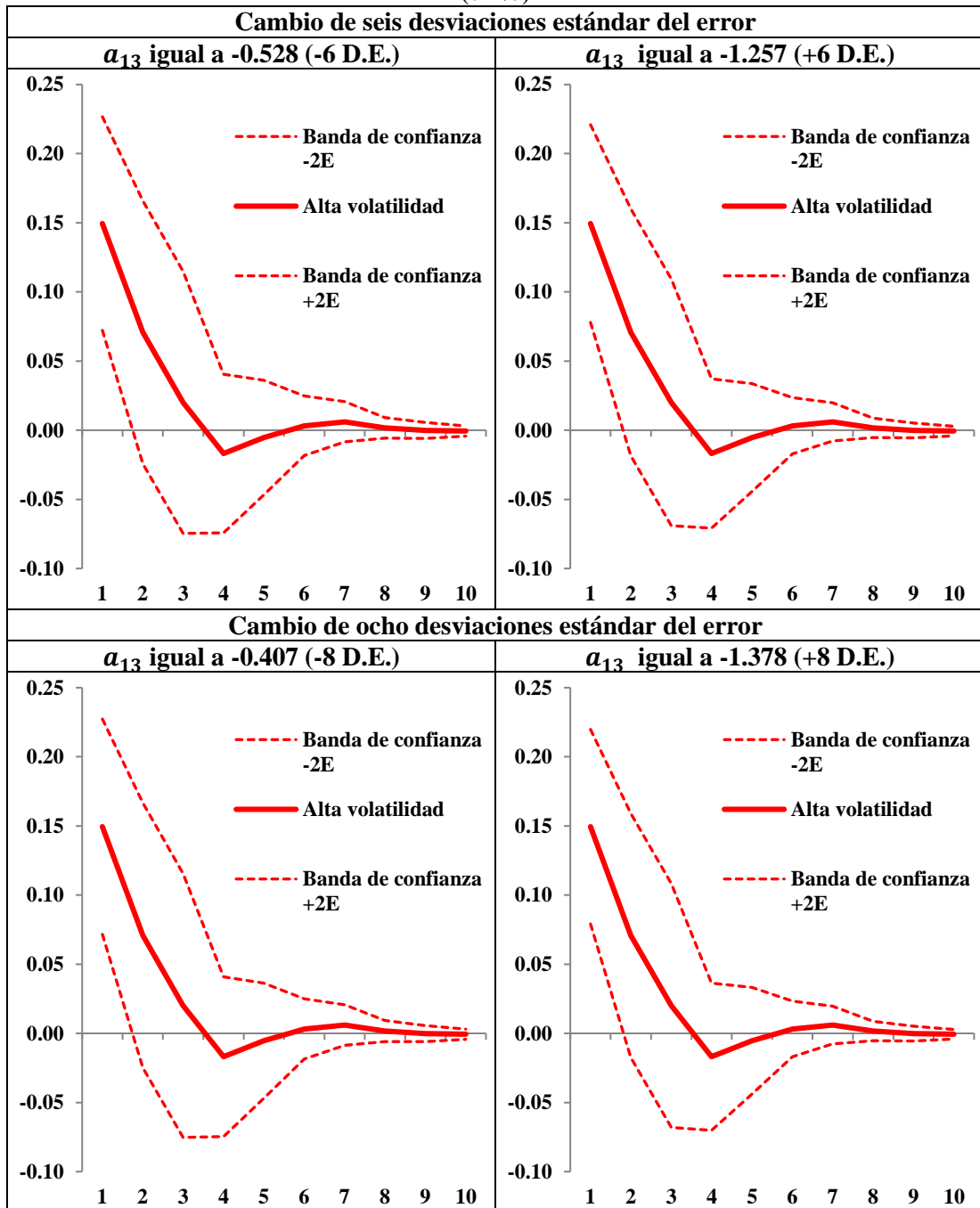
Anexo 9. Análisis de sensibilidad del choque de gastos sobre el producto

Función Impulso-Respuesta para periodos de alta volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de a_{13}
(en %)



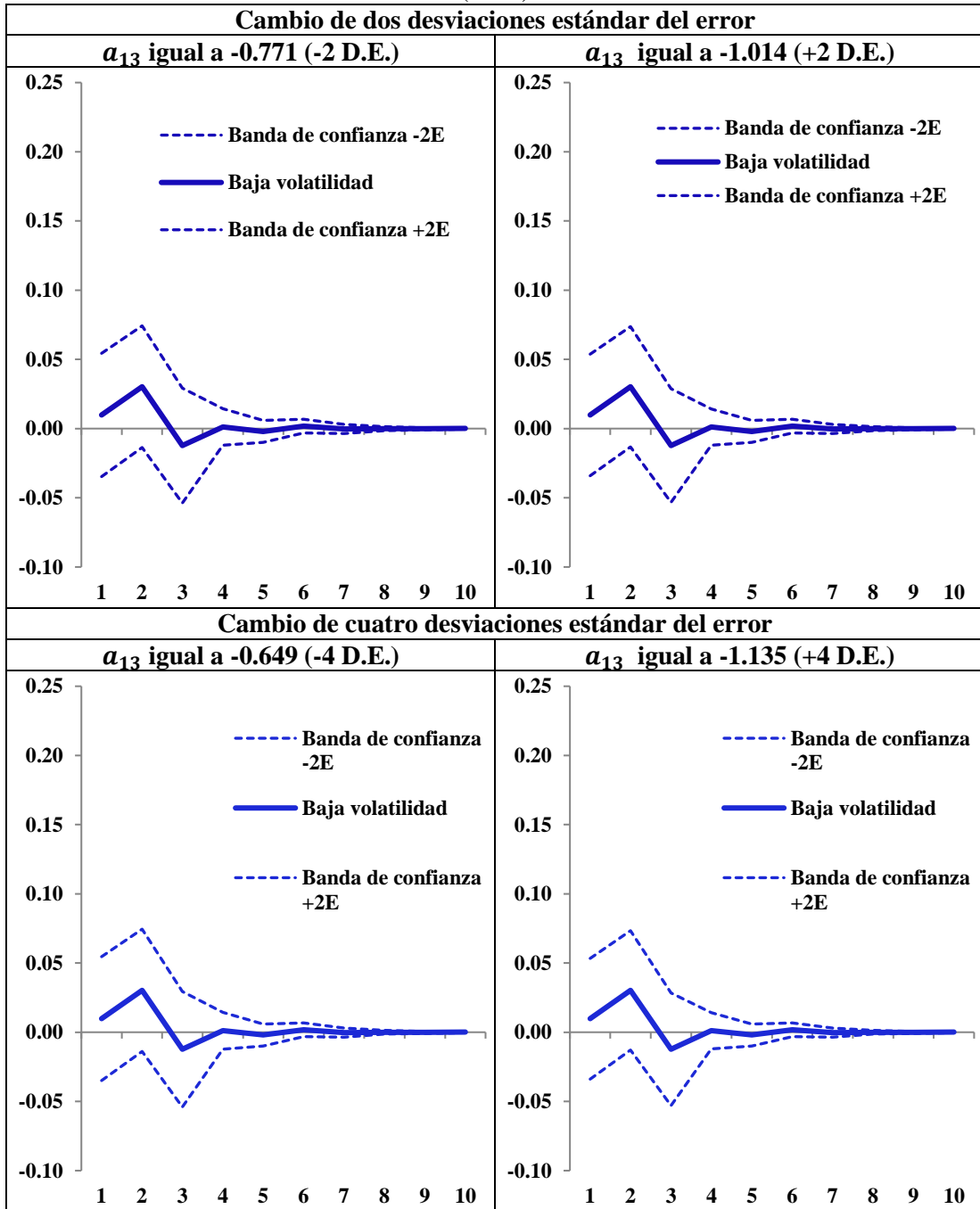
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta para periodos de alta volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de a_{13}
(en %)



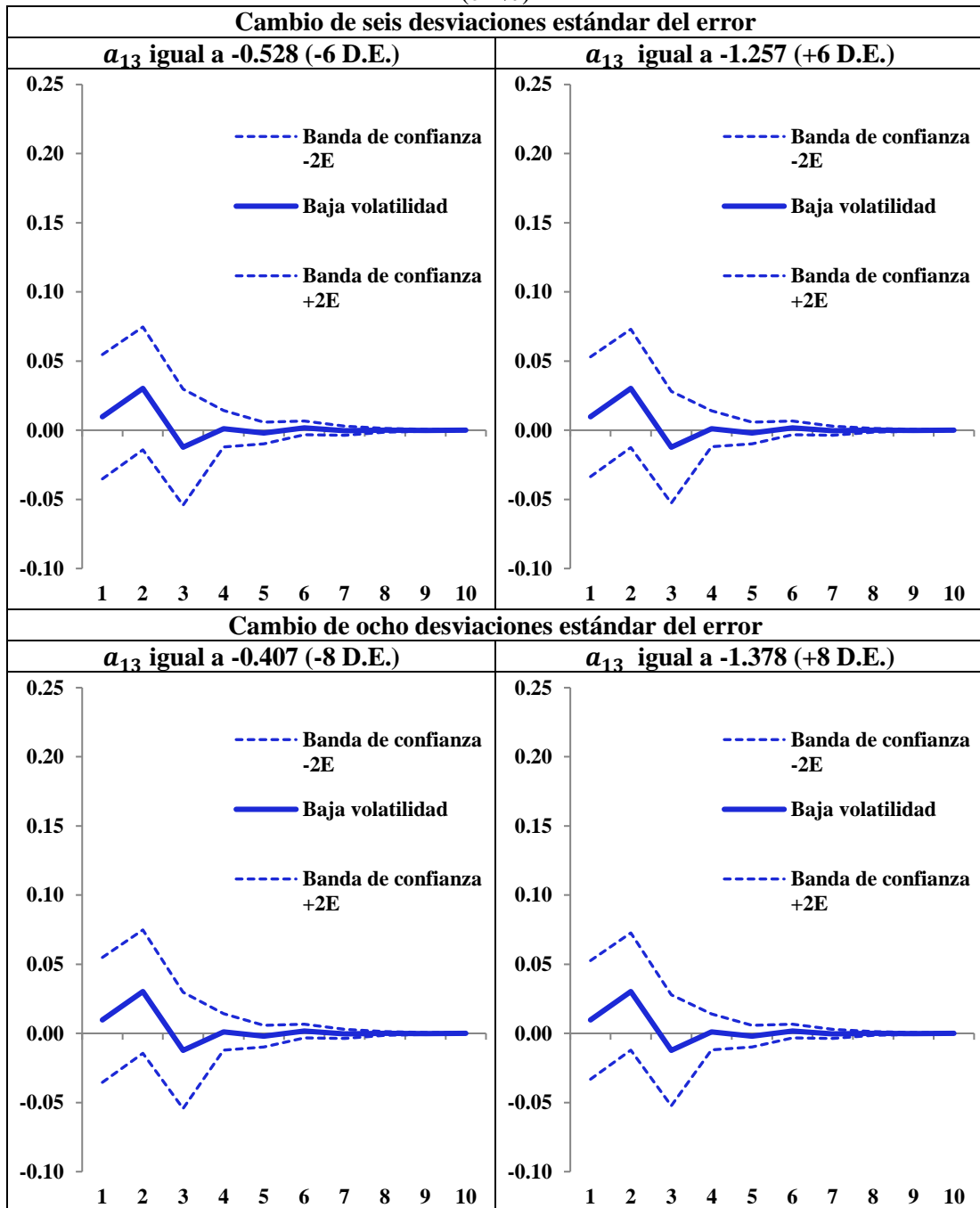
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta para periodos de baja volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



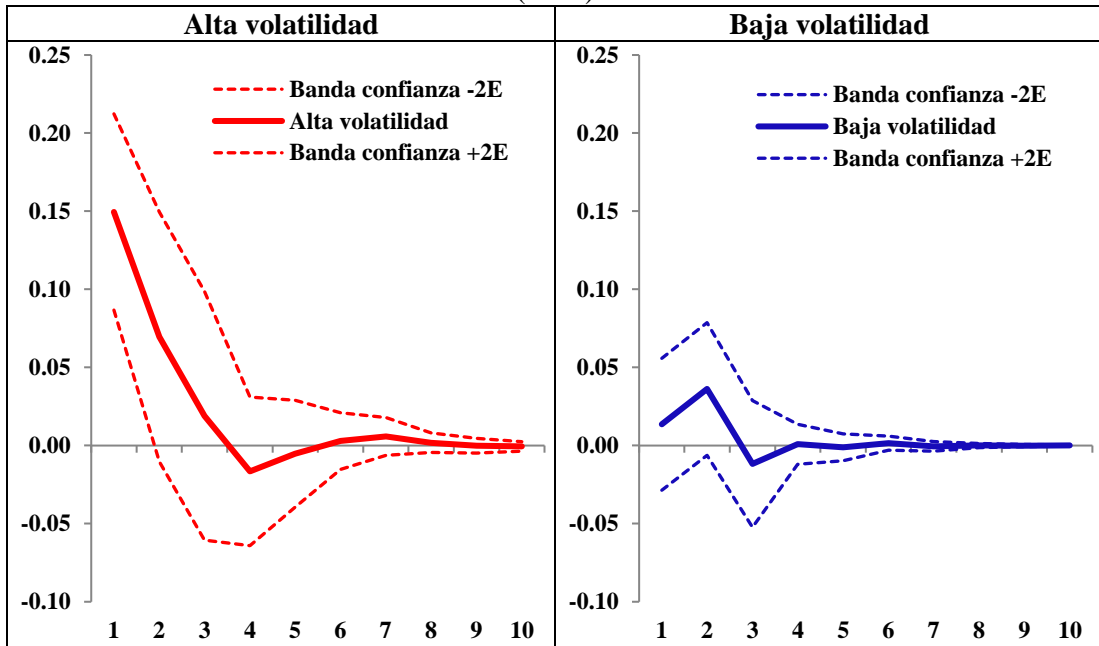
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta para periodos de baja volatilidad: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según nivel de α_{13}
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta del T-VAR sin controles: Choque estructural de gasto público sobre el PBI
(en %)

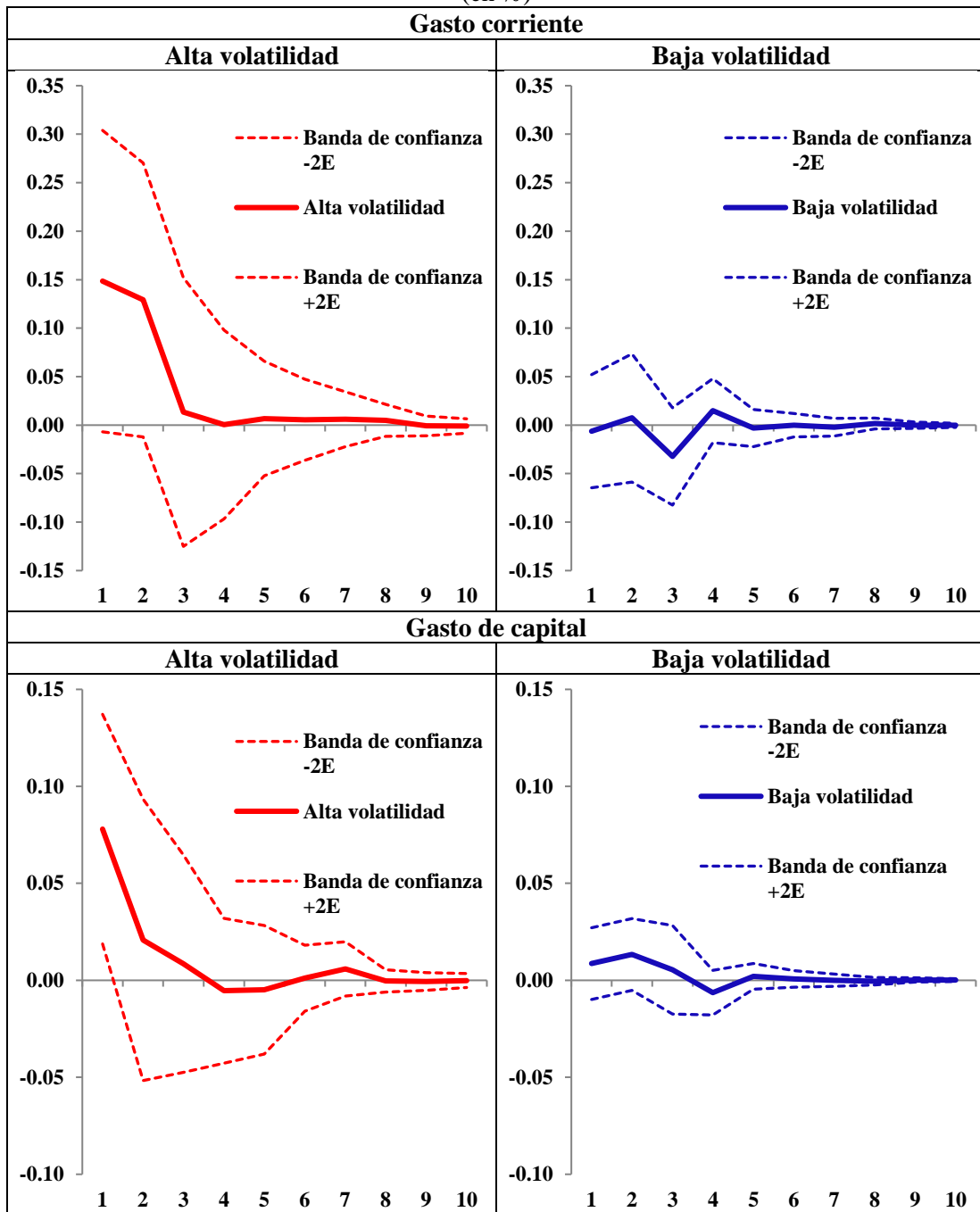


Fuente: Elaboración propia.

Anexo 10. Análisis de sensibilidad para el modelo con gasto público desagregado

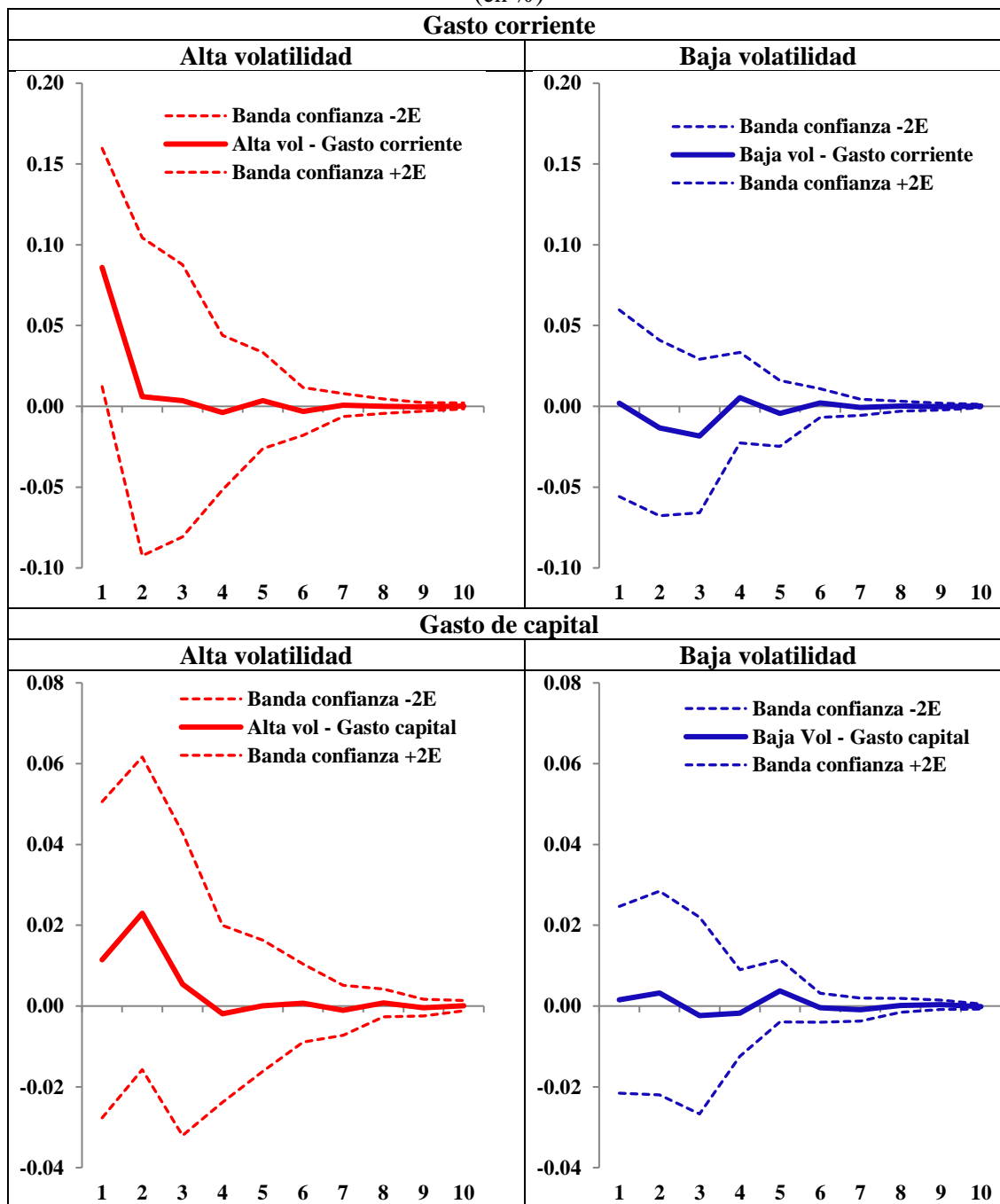
Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según tipo de gasto y con α_{13} equivalente a -1.014 (+2DE)

(en %)



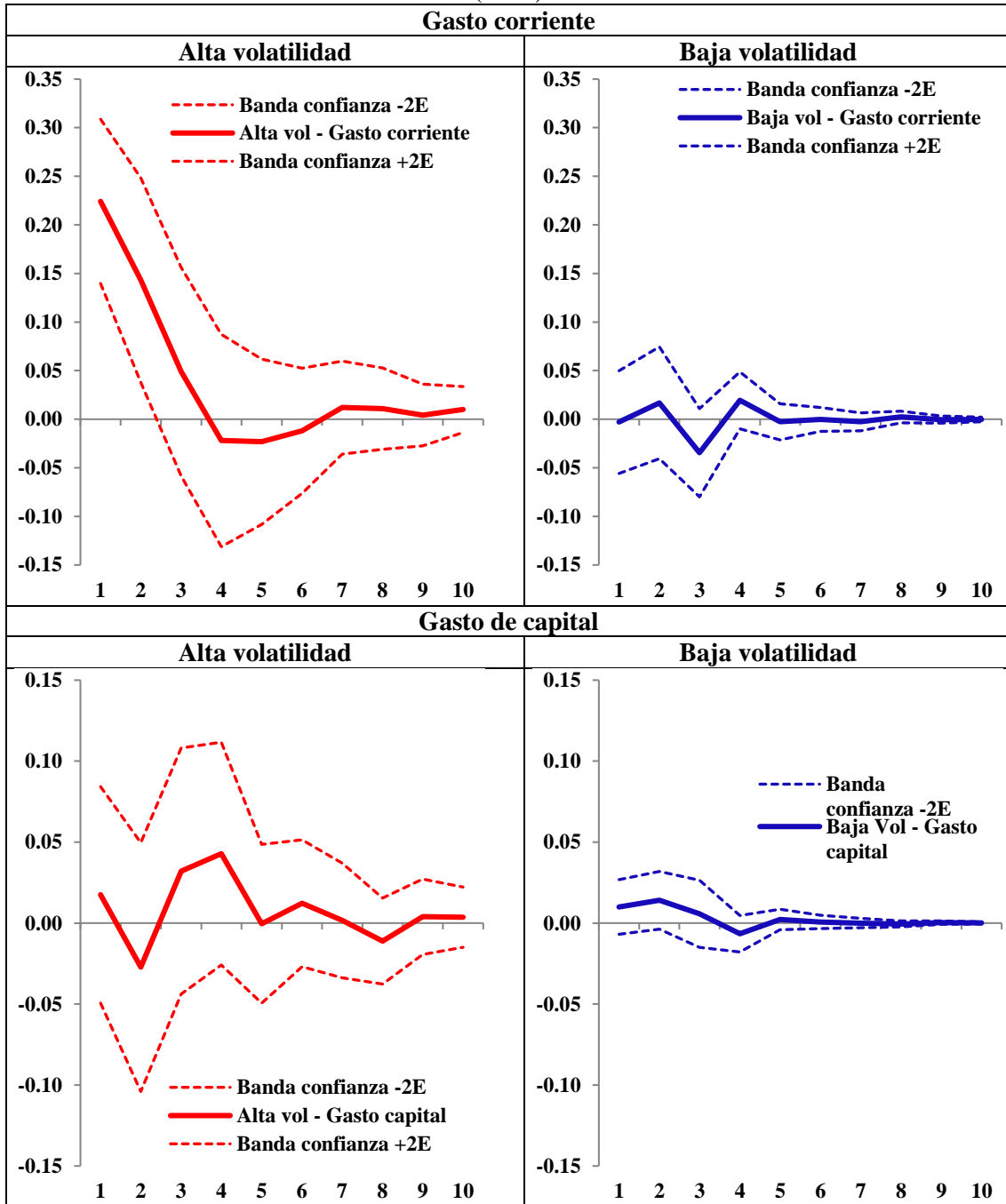
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según tipo de gasto para la muestra 1T 92 – 4T 80
(en %)



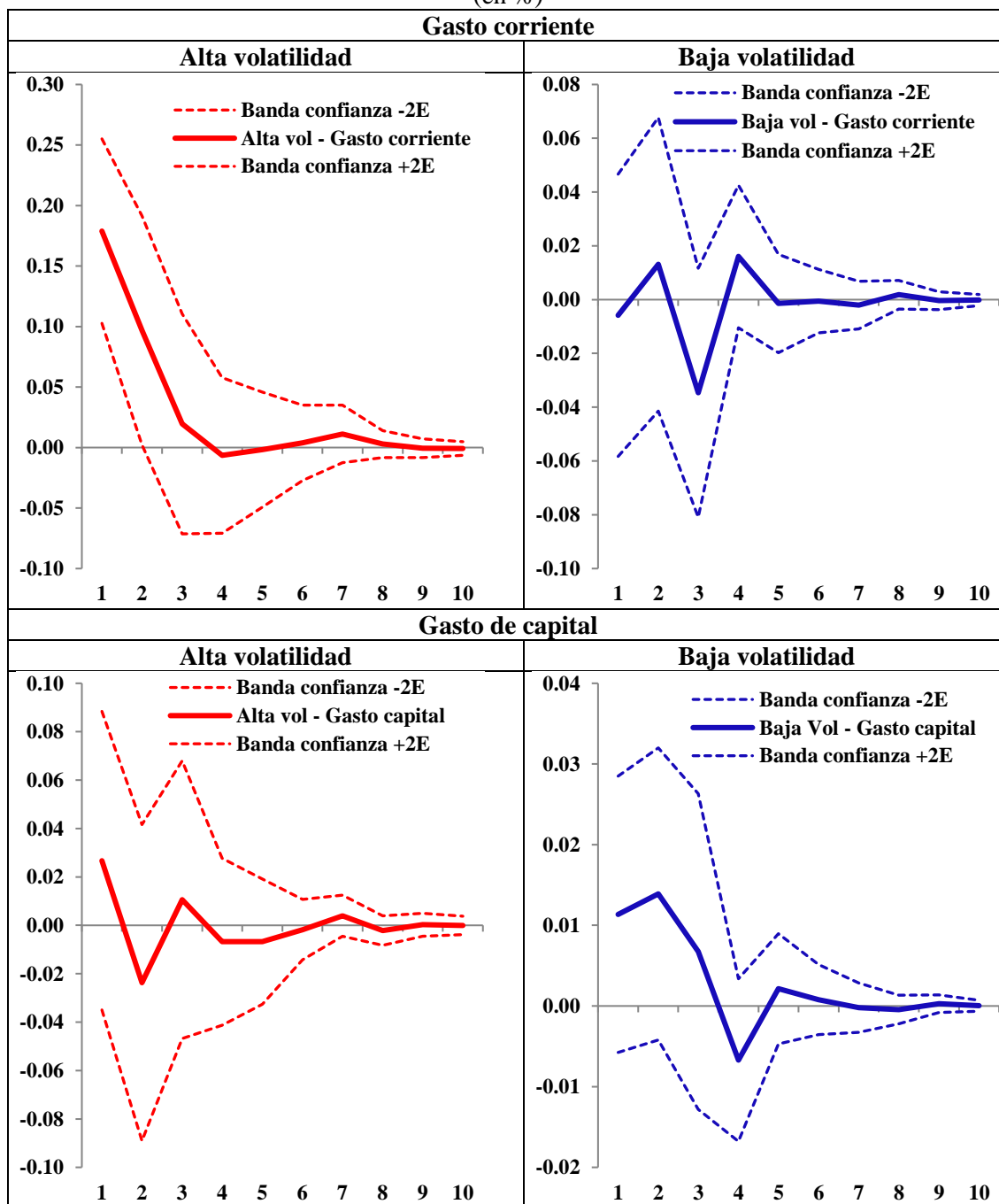
Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta del T-VAR con control de precios de exportación: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según tipo de gasto
(en %)



Fuente: Elaboración propia.

Función Impulso-Respuesta del T-VAR sin controles: Choque estructural de gasto público sobre el PBI según tipo de gasto
(en %)



Fuente: Elaboración propia.