

DOCUMENTOS DE TRABAJO

ISSN 2409-1863

DT 075-Diciembre 2020

Banco Central de Nicaragua

Efectos de *shocks* de política fiscal en Nicaragua: evidencias de un análisis SVAR

Mario Alberto Aráuz Torres y Néstor Adolfo Torres Betanco



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

Efectos de *shocks* de política fiscal en Nicaragua: evidencias de un análisis SVAR

Mario Alberto Aráuz Torres y Néstor Adolfo Torres Betanco

DT-075-2020

La serie de documentos de trabajo es una publicación del Banco Central de Nicaragua que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar a la discusión de temas de interés económico y de promover el intercambio de ideas. El contenido de los documentos de trabajo es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Nicaragua. Los documentos pueden obtenerse en versión PDF en la dirección <http://www.bcn.gob.ni/>

The working paper series is a publication of the Central Bank of Nicaragua that disseminates economic research conducted by its staff or third parties sponsored by the institution. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant economic issues and to promote the exchange of ideas. The views expressed in the working papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Nicaragua. PDF versions of the papers can be found at <http://www.bcn.gob.ni/>

Efectos de *shocks* de política fiscal en Nicaragua: evidencias de un análisis SVAR

Mario Alberto Aráuz Torres^{*} y Néstor Adolfo Torres Betanco^{**}

Resumen

En años recientes, el desempeño económico de Nicaragua demostró un impresionante dinamismo respecto a otros países. Sin embargo, el Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS) entró en déficit. El gobierno de Nicaragua efectuó importantes reformas, provocando protestas generalizadas, inestabilidad social, y contracción económica. La recaudación fiscal se redujo drásticamente, revelando un proceso recesivo en las finanzas públicas. Para superar esta situación, el gobierno ha implementado medidas de política fiscal, incluyendo ajustes del gasto, reformas tributarias y nuevas enmiendas de seguridad social. Empleando fundamentos teóricos de política fiscal, esta investigación ofrece evidencia, para el caso de Nicaragua, sobre los efectos de *shocks* de política fiscal en el producto. Utiliza un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR), con datos trimestrales para 2006:1-2020:1. Los resultados se analizan y se cuantifican mediante funciones impulso-respuesta, sugiriendo que, en el contexto actual, la implementación de reformas fiscales es propensa a restricciones internas y externas.

Palabras claves: Nicaragua, *shocks* de política fiscal, Modelos SVAR, Actividad económica.

Códigos JEL: B52, C54, E62.

^{*}Gerencia de Investigaciones Económicas, Banco Central de Nicaragua (BCN). Para comentarios comunicarse al correo: marauz@bcn.gob.ni.

^{**}Programa de maestría en Economía Aplicada, Pontificia Universidad Católica de Chile. Para comentarios comunicarse al correo: natorres1@uc.cl. Los autores agradecen los valiosos comentarios y aportes de Jorge Restrepo, Juan Carlos Treminio Torres, y Luis Manuel Padilla Larios. El contenido de este documento es responsabilidad exclusiva de sus autores y en ningún caso puede asumirse que refleja la posición oficial del BCN.

1. Introducción

Durante los últimos años, el desempeño económico de Nicaragua demostró un dinamismo impresionante respecto a otros países de Centroamérica. En el período 2010-2017, por ejemplo, la actividad económica fue testigo de tasas de crecimiento promedio del 5.1 por ciento (BCN 2018a, p.20). Asimismo, la gestión de las finanzas públicas fue prudente, alcanzando un resultado acumulado de 1.11 por ciento del Producto Interno Bruto (PIB, en adelante). El sector financiero demostró ser robusto, tanto el portafolio de préstamos como de depósitos creció en términos interanuales 18.4 por ciento y 14.2 por ciento, respectivamente. Este dinamismo económico tuvo lugar en un contexto de baja inflación, con tasas interanuales promedio de 5.98 por ciento en el período mencionado (BCN 2018b, p.46).

Sin embargo, el Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS, en adelante), ha operado con déficit desde 2013, lo que ha sido financiado con su fondo de reserva. Así, la participación de activos líquidos en dicho fondo se ha reducido significativamente, poniendo en riesgo la viabilidad del sistema de seguridad social. Para contrarrestar esta situación, el gobierno de Nicaragua efectuó importantes reformas aprobadas en abril de 2018. Esta medida desencadenó protestas sociales generalizadas, afectando la economía y la estabilidad del país, con implicaciones que prevalecen hasta el presente. Como resultado, ese año el PIB cayó a menos 3.8 por ciento, el consumo cayó 4.5 por ciento y la inversión cayó 23.6 por ciento (BCN 2018a, p. 7). Lo anterior, tuvo importantes consecuencias en las finanzas públicas por el déficit en la recaudación tributaria, afectando el financiamiento del Presupuesto General de la República (PGR, en adelante) en alrededor de USD367,7 millones, revelando el proceso recesivo en que las finanzas públicas incursionaron (BCN 2018b, p. 157).

Para superar esta situación, el gobierno de Nicaragua ha implementado importantes medidas de política fiscal, incluyendo un anteproyecto de ley para revisar y ajustar el PGR, una reforma tributaria y nuevas enmiendas de seguridad social. Sin embargo, identificar cuándo y cómo implementar nuevas medidas de política fiscal es realmente un desafío, ya que el éxito de su implementación dependerá del contexto social vigente y de las medidas económicas en curso (Boiciuc 2015, p. 1132). También se ha dicho que los factores políticos e institucionales juegan un papel fundamental en determinar las probabilidades de éxito de los esfuerzos fiscales y mantener una buena política fiscal en el tiempo i.e., evitar crisis fiscales (Lavigne 2006, p. 3).

Reconociendo la importancia de una política fiscal sólida, este documento tiene como objetivo ofrecer evidencia, para el caso de Nicaragua, sobre los efectos de *shocks* de política fiscal en el producto para el período 2006:1 a 2020:1. Para ello, se utiliza un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR, por sus siglas en inglés) de cuatro variables que incluye: el producto per cápita en términos reales (y_t), el gasto público per cápita en términos reales (g_t), los ingresos por impuestos per cápita reales (τ_t) y la tasa de inflación (π_t). Los resultados se analizan y se cuantifican mediante funciones de impulso-respuesta, empleando principios teóricos extraídos de la discusión reciente sobre política fiscal.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 proporciona una descripción general de la revisión de la literatura sobre política fiscal. La sección 3 presenta los datos y las variables utilizadas en el modelo. La Sección 4 describe el método y la

especificación del modelo SVAR. La sección 5 ofrece los resultados empíricos y su discusión. Volviendo al objetivo de la investigación, la Sección 6 concluye.

2. Revisión de literatura

Tanto la política fiscal como la tienen efectos importantes en las decisiones de los agentes económicos y en la actividad económica en general (Boiciuc 2015, p. 1132; Burnside 2005, p. 30). Sin embargo, se ha dicho que, en comparación con esta última, la política fiscal merece especial atención, principalmente por su capacidad de incidir en la actividad económica (Daniel et al. 2006, p. 1; Doménech 2004, p. 1). La política fiscal busca asegurar un equilibrio presupuestario para mantener las finanzas públicas robustas y contribuir a la estabilidad macroeconómica (Villagómez 2014, p. 21). De hecho, los instrumentos de política fiscal, incluyendo el gasto público focalizado y los impuestos, forman parte de las principales herramientas macroeconómicas a disposición de los gobiernos para fomentar el crecimiento, mejorar la estabilidad macroeconómica y conseguir resultados sociales sostenibles (Garry & Rivas 2017, p. 7; Shahid & Naved 2010, p. 497; Ravnik & Žilić 2011, p. 26).

No obstante, el panorama de investigación referente a política fiscal, en particular para entender y explicar los efectos de *shocks* de política en la actividad económica, no parece estar suficientemente elaborado (Auerbach & Gorodnichenko 2012, p. 3; Ravnik & Žilić 2011, p. 26). En efecto, los estudios realizados en este campo de investigación muestran que los resultados a corto y a largo plazo de la política fiscal aún son diversos (Auerbach & Gorodnichenko 2012, p. 3; Giordano et al. 2007, p. 707; De-Castro & Hernández 2006, p. 5). Como se elabora en esta sección, dicha heterogeneidad está en línea con dos fundamentos teóricos principales y divergentes en la literatura económica i.e., la teoría neokeynesiana y la teoría neoclásica (Boiciuc 2015, p. 1132; Jemec et al. 2011, p. 4).

El enfoque neokeynesiano explica la política fiscal como una herramienta para contrarrestar crisis o recesión económica a través de políticas fiscales expansivas i.e., aumentos en el gasto público que, según sus fundamentos tienen un efecto positivo en la demanda agregada y la demanda laboral, de modo que, tanto el consumo como los salarios aumentarán (Blanchard & Perotti 2002, p. 1329). Por otra parte, el enfoque neoclásico sugiere que un *shock* de política fiscal positivo se considera un *shock* de riqueza negativo, porque ya sea ahora o en el futuro, el aumento del gasto público deberá financiarse con impuestos más altos (Boiciuc 2015, p. 1132; Ramey 2011, p. 1). De acuerdo con este supuesto, la política fiscal expansiva aumenta el producto en el corto plazo, con importantes implicaciones en el largo plazo que se traducen en medidas de política que afectan los componentes del consumo y la inversión privada (Botero et al. 2012, p. 2).

En yuxtaposición con lo anterior, en los modelos de crecimiento endógeno, el motor del crecimiento económico es la formación de capital humano (Lucas 1988), el desarrollo del conocimiento (Romer 1986, 1990) y la tecnología (Grossman & Helpman 1991; Aghion & Howitt 1992). Bajo esta perspectiva, la acumulación de cualquiera de estos activos es el resultado de la toma de decisiones acertadas de los actores económicos. Esto posibilita que la política fiscal afecte la tasa de crecimiento de largo plazo, ya sea a través de *shocks* fiscales o *shocks* de

impuestos, que influyen en las decisiones de las empresas privadas de invertir en la formación de capital humano ([Chamorro 2017](#), p. 80).

Este debate teórico ha animado a investigadores a estudiar los efectos dinámicos de los cambios en el gasto público y los impuestos sobre el producto, tanto en economías desarrolladas como emergentes. Utilizando un enfoque SVAR, [Blanchard & Perotti \(2002\)](#) encuentran que *shocks* positivos del gasto público en la economía de EE. UU., tienen un efecto positivo en el producto, mientras que los *shocks* positivos de impuestos i.e., un aumento de la carga fiscal, tienen un efecto negativo ([Blanchard & Perotti 2002](#), pp. 1330-1331). Aunque los signos de estos hallazgos son consistentes para cada modelo estimado, la magnitud y persistencia en el tiempo, depende de consideraciones y suposiciones sobre el modelo e.g., el uso de tendencias temporales deterministas o estocásticas (*Ibid*, p. 1331). En cuanto a los efectos sobre los componentes del producto, también encuentran que, si bien el consumo privado responde igual que el producto, la inversión privada suele presentar un efecto *crowding out*, ya sea por aumentos del gasto público o impuestos, en contraposición con la teoría keynesiana.

En su estudio sobre los efectos económicos de los *shocks* fiscales en España, [De-Castro & Hernández \(2006\)](#) llegan a resultados similares. Estos autores sostienen que la política fiscal es capaz de estimular la actividad económica a través de expansiones del gasto a costa de una mayor inflación y déficits públicos, y menor producto en el mediano plazo. Asimismo, encontraron que los intentos de lograr la consolidación fiscal mediante el aumento de la carga tributaria podrían fracasar y, dadas las interrelaciones dinámicas entre los ingresos y el gasto público, es probable que impliquen déficits aún mayores en el futuro ([De-Castro & Hernández 2006](#), p. 6). Más importante aún, tales instrumentos de política pueden desacelerar la actividad económica en el mediano plazo (*Ibid*). Por tanto, las políticas fiscales expansivas pueden causar inflación, contrarrestar al sector privado, crear incertidumbre y volatilidad, limitando el crecimiento económico como plantean [Sanjeev et al. \(2004, p.1\)](#).

En el caso de Croacia, [Ravnik & Žilić \(2011, p. 43\)](#) encuentran que un *shock* de ingresos i.e., un aumento en la carga tributaria, a corto plazo, inicialmente aumenta la tasa de inflación y también reduce la tasa de interés, mientras que después de un año, la estabilización ocurre en el nivel inicial. Asimismo, un *shock* de gasto i.e., un aumento del gasto público disminuye la inflación en el corto plazo, mientras que en el mediano plazo la inflación aumenta por encima del nivel inicial, y la tasa de interés se comporta en sentido contrario (*Ibid*, p. 44). Como se ha señalado anteriormente, esto está en línea con los hallazgos de la investigación realizada por [De-Castro & Hernández \(2006\)](#) para el caso de España, donde se encuentran respuestas similares tanto para la inflación como para las tasas de interés.

[Boiciuc \(2015\)](#) analiza los efectos de un *shock* de gasto público y un *shock* de ingresos fiscales sobre la actividad económica, aplicando un modelo de vectores autorregresivos (VAR, en adelante) con datos de Rumanía. Se encontró que la implementación de la política fiscal es efectiva y logra los objetivos fundamentales, ya que los *shocks* de política estimulan el producto real ([Boiciuc 2015](#), p. 1136). No obstante, se encuentra que los multiplicadores fiscales son más pequeños si se comparan con los multiplicadores fiscales obtenidos para las economías desarrolladas, en línea con la teoría keynesiana e.g., el caso de los multiplicadores fiscales encontrados por [Blanchard & Perotti \(2002\)](#). Asociado con esto, [Mendieta \(2017a, p.](#)

20) encuentra, para el caso de Nicaragua, que los *shocks* de política fiscal pueden ralentizar la actividad económica medida por el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE, en adelante). Como se ha visto, es evidente que la política fiscal afecta el crecimiento económico. Sin embargo, el signo y la magnitud de los efectos de los diferentes instrumentos de política fiscal siguen siendo ambiguos (Shahid & Naved 2010, p. 498).

Baum & Koester (2011), aplican para el caso de Alemania un VAR umbral, basado en la brecha del producto como variable umbral, pues divide el desarrollo económico en fases de sub y sobreutilización, los dos regímenes bajo los cuales creen que los efectos de los estímulos fiscales difieren. La investigación muestra que los multiplicadores fiscales a corto plazo en Alemania son, en general, moderados y que el estado del ciclo económico es muy importante para los efectos de *shocks* de política fiscal (Baum & Koester 2011, p. 4). En particular, encuentran que los multiplicadores del gasto son mucho mayores en épocas de una brecha del producto negativa, pero tienen un efecto muy limitado en épocas de una brecha del producto positiva. Las políticas de ingresos discrecionales, por otro lado, suelen tener un efecto más limitado. Con respecto al ciclo, su impacto es mayor cuando la brecha del producto está por encima que cuando está por debajo de su producto potencial (Ibid).

Según Baum & Koester (2011), el efecto de *shocks* de política fiscal no es lineal i.e., depende del estado del ciclo económico en el que se produce el *shock*. Por ejemplo, en épocas de una brecha del producto negativa, la implementación de medidas fiscales, como transferencias gubernamentales y reducción de impuestos, estimulará la actividad económica debido a una restricción crediticia de los agentes económicos. Por el contrario, en épocas de una brecha del producto positiva, los estímulos fiscales tienden a generar un efecto *crowding out* sobre el consumo y la inversión privada (Baum & Koester 2011, p. 2). Si bien estos resultados están en línea con los encontrados por Auerbach & Gorodnichenko (2012, p. 18), al concluir que el impacto de las políticas de gasto para la economía estadounidense es mayor cuando la economía está en recesión, no es prudente generalizar, ya que el tamaño del impacto del gasto fiscal puede variar según el país. Esto significa que los efectos de la política fiscal expansiva o contractiva varían no solo por el estado del ciclo económico, sino también, por factores contextuales propios de cada país.

Por ello, Amaya (2018, p. 152) sugiere que, en el caso de los países en desarrollo, es importante respaldar la implementación de políticas fiscales con estrategias que fortalezcan el consumo de productos internos, la transferencia de recursos a los hogares, aprovechar períodos de expansión económica y generar expectativas en los actores económicos. Para otros, los grandes desequilibrios entre los ingresos del gobierno y el gasto público deben sopesarse con el desempeño económico y el bienestar social a corto y mediano plazo (Alesina et al. 2019, p. 1). Esto conduce a las políticas de austeridad, que indican que para paliar los altos niveles de endeudamiento es necesario implementar medidas de política para recortar el gasto público, aumentar los impuestos, o ambos (véase Lorca-Susino 2013, pp. 4-5). Lo anterior ha empujado a Alesina et al. (2019, pp. 3-4), a enfocar la discusión reciente en dos tipos de austeridad i.e., una basada en aumentos de impuestos y la otra basada en recortes de gastos. Sin embargo, los autores advierten que las decisiones basadas en aumentos de impuestos son significativamente recesivas en el corto y mediano plazo, mientras que las basadas en recortes de gastos son más efectivas, ya que las pérdidas en el producto son insignificantes y, en promedio, tienden a ser

nulas (Ibid).

Con base en lo anterior, estos autores encuentran que las respuestas del producto tienen diferencias significativas entre los planes de austeridad que se basan principalmente en aumentos de impuestos y aquellos que se basan principalmente en recortes en los gastos (Thornton 2019, p. 101). Así, los primeros son profundamente recesivos a corto y medio plazo y son ineficaces para abordar los problemas de la deuda. En contraste, los últimos no son profundamente recesivos en el corto y mediano plazo y son efectivos para abordar los problemas de la deuda, incluso pueden conducir a una expansión económica (Ibid, p. 102). Adicionalmente, se encontró que, independientemente de que estos planes se implementen en tiempos de recesión o expansión, la diferencia prevalece. Esto significa que es mucho mejor y más rentable implementar planes de austeridad destinados a recortar el gasto público, si en verdad se quiere causar el menor efecto posible en el producto y reducir los riesgos potenciales de crisis de deuda (Ibid).

3. Los datos

Los datos utilizados son de corte trimestral, donde el rango de la muestra abarca desde 2006:1 hasta 2020:1. El modelo base es un VAR de cuatro variables que incluye el gasto público per cápita en términos reales (g_t), el producto per cápita real (y_t), la tasa de inflación (π_t)¹ y los impuestos netos per cápita en términos reales (τ_t)². En línea con la literatura relacionada (e.g., Blanchard & Perotti 2002; Caldara & Kamps 2008), los impuestos netos incluyen los ingresos corrientes del gobierno, menos las transferencias corrientes y los pagos de intereses. Lo mismo aplica para el caso del gasto fiscal. Las variables fiscales, ingresos y gastos netos, corresponden al Gobierno Central de Nicaragua. Todas las series, con excepción de la inflación, han sido expresadas en términos logarítmicos, por lo que, en adelante se hace referencia al logaritmo de los ingresos fiscales reales per cápita, como ingresos fiscales o ingresos. Lo mismo aplica para el logaritmo del gasto público real per cápita y el logaritmo del PIB real per cápita.

El *set* de datos proviene del sitio web del Banco Central de Nicaragua (BCN)³, y todas las variables utilizadas, excepto la tasa de inflación, están expresadas en Córdobas reales, ya que se utiliza el deflactor del PIB⁴ para ajustar los datos nominales. Para realizar las estimaciones del modelo, las variables se ajustaron estacionalmente⁵ y se transformaron en términos logarítmicos, siguiendo la literatura relacionada (véase Blanchard & Perotti 2002; Wolff et al. 2006; Caldara & Kamps 2008). Para analizar la manera en que las protestas sociales desencadenadas en abril de 2018 podrían incidir la forma en que los movimientos fiscales (como el aumento del gasto o los impuestos) afectan el producto, se estudió las reacciones del

¹Derivada de la diferencia del Índice de Precios del Consumidor (IPC), base 2006.

²El conjunto de variables utilizadas está en línea con la literatura relacionada (e.g., Blanchard & Perotti 2002; Perotti 2005; Caldara & Kamps 2008). Para definir las variables fiscales y el PIB en términos per cápita se utilizó la serie de la población de Nicaragua publicada por el Banco Mundial (2020), la cual se transformó en términos trimestrales considerando un cambio lineal trimestral equivalente, para el cambio anual poblacional.

³Website BCN.

⁴Este deflactor se basa en el nivel de precios de 2006.

⁵Utilizando el método de ajuste estacional Census X-13.

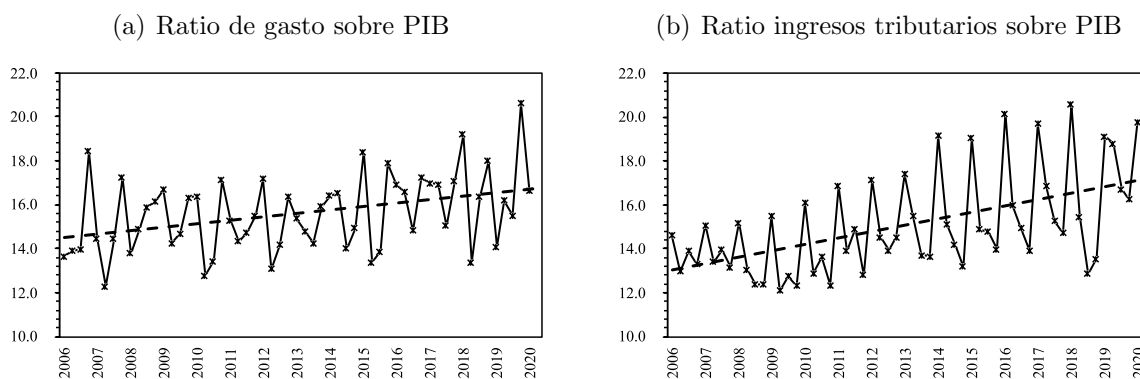
producto ante *shocks* fiscales antes y después de abril de 2018. Estos resultados se discuten en mayor detalle en las siguientes secciones.

3.0.1. Análisis descriptivo

En la Figura 1 muestra la evolución de la razón gasto e impuestos sobre el PIB durante el período 2006:1-2020:1. En ella, se puede apreciar que desde 2006, la proporción en ambos casos ha aumentado de forma sostenida. En particular, Nicaragua ha sido el único país de la región centroamericana en el cual los ingresos fiscales aumentaron luego de la crisis financiera internacional, lo cual demuestra el fuerte dinamismo de la economía nicaragüense en los últimos años (Garry & Rivas 2017, p. 11). Para el caso del gasto, su participación el producto en promedio ha sido de 15.6 por ciento, mientras que la participación de los impuestos ha sido de 15.1 por ciento (Tabla A1)⁶. Sin embargo, estas razones están por debajo de las proporciones del gasto y los impuestos sobre el PIB en los países desarrollados, tal como se indica en Ilzetzi et al. (2013).

Se puede observar que la varianza del gasto sobre el PIB (2.9 en la muestra), es menor que la varianza de los impuestos sobre el PIB (4.9 en la muestra). Esta última se agravó a raíz de las protestas sociales desencadenadas en abril de 2018, ya que la actividad económica se vio afectada de forma importante, lo que afectó de forma directa la recaudación (ver Figura 2). La reducida razón de gasto e impuestos sobre el PIB, podría ser indicio de que los resultados de diferentes *shocks* a estas variables fiscales podrían ser pequeños, como se evidencia en la literatura relacionada (véase: Ilzetzi et al. 2013; Estevão & Samaké 2013).

Figura 1: Evolución del Gasto e Impuestos, sobre PIB



Nota: La línea punteada indica una tendencia lineal. Variables expresadas en términos reales. Indicadores fiscales del balance del Gobierno Central de Nicaragua.

Fuente: Elaboración propia, con base en datos del BCN (2020).

⁶A pesar de su reducida participación como porcentaje del producto, el gasto y la recaudación de impuestos en términos reales han crecido a una tasa superior a la tasa de crecimiento del PIB. Ver Tabla A1.

4. Aspectos metodológicos

Desde el trabajo pionero de Sims (1980), el uso de vectores autorregresivos (VAR), se ha convertido en una herramienta popular para el análisis macroeconómico. Sin embargo, mientras existe abundante literatura sobre los efectos de *shocks* de política monetaria en variables macroeconómicas, solo unos pocos investigadores han estudiado los efectos macroeconómicos de los *shocks* de política fiscal utilizando modelos VAR (Wolff et al. 2006, p.4). En esta sección se describe el modelo VAR utilizado en este estudio, así como las distintas estrategias de identificación de los efectos de *shocks* en variables fiscales (Enfoque Recursivo y Enfoque Blanchard-Perotti), considerando parte de los avances en materia de análisis macroeconómico de política fiscal de los últimos años.

4.1. El modelo

El modelo VAR en su forma reducida se puede expresar como:

$$Y_t = \mu_0 + A(L)Y_{t-1} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

donde μ_0 es un vector de términos constantes⁷, Y_t es un vector $N \times 1$ que incluye las siguientes variables: el gasto público real per cápita (g_t); el PIB real per cápita (y_t); la tasa de inflación (π_t) y los ingresos fiscales reales per cápita (τ_t). En este modelo, $A(L)$ es un polinomio de rezago de cuarto orden⁸. Finalmente, u_t es un vector de innovaciones de $N \times 1$ en su forma reducida, que incluye perturbaciones independientes e idénticamente distribuidas, con media igual a un vector $N \times 1$ de ceros y varianza $\Sigma = E(U_t U_t')$.

Por el hecho que las perturbaciones del VAR en su forma reducida están generalmente correlacionadas, es necesario transformar la forma reducida del modelo en un VAR estructural (SVAR). Al multiplicar la ecuación (1) por la matriz ($k \times k$) y A_0 , se obtiene la forma estructural de la siguiente manera:

$$A_0 Y_t = A_0 \mu_0 + A_0 A(L) Y_{t-1} + B e_t \quad (2)$$

Donde $B e_t = A_0 u_t$ define la relación entre las innovaciones reducidas u_t y las perturbaciones estructurales e_t . En el modelo estructural, se asume que las perturbaciones e_t no están correlacionadas entre sí, entonces la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones estructurales es diagonal. La matriz A_0 describe la relación contemporánea entre las variables

⁷En este término se incluyen variables *dummy* que capturan la dependencia de cada trimestre, variables de tendencia lineal y cuadrática, además de variables dicotómicas que capturan el efecto de la crisis financiera internacional de 2008-2009, así como la crisis socio-política que experimentó Nicaragua a partir de abril de 2018.

⁸Se elige un polinomio de rezagos de cuarto orden considerando que tres de los cinco criterios informativos se optimizan con esa cantidad de rezagos (para más detalles revisar la Tabla A2). La elección de un polinomio de rezagos de cuarto orden podría darse de forma discrecional considerando que se trabaja con datos trimestrales, pues como argumentan Blanchard & Perotti (2002, p. 1332): “la razón de permitir una dependencia de cuarto orden en los coeficientes, es para controlar la presencia de patrones estacionales en la respuesta de ciertos impuestos a la actividad económica”.

incluidas en el vector de variables endógenas Y_t . En la literatura, esta representación del modelo en su forma estructural a menudo se denomina modelo AB (Caldara & Kamps 2008, p. 12). Sin imponer restricciones a los parámetros de las matrices A_0 y B , no es posible identificar el modelo en su forma estructural. Por ello, a continuación se describen las estrategias de identificación utilizadas en las estimaciones empíricas de este estudio.

4.2. Enfoque recursivo

Este enfoque restringe A_0 a una matriz triangular inferior con una diagonal de valores unitarios, y la matriz B está restringida a una matriz de identidad k -dimensional. En línea con Lütkepohl (2005), esto implica que la descomposición de la matriz de varianza-covarianza es $\Sigma_u = A_0^{-1}\Sigma_e(A_0^{-1})'$. Esta descomposición se obtiene a partir de la descomposición de Cholesky, donde $\Sigma_u = PP'$, al definir una matriz diagonal D que tiene la misma diagonal que la matriz P y al especificar $A_0^{-1} = PD^{-1}$ y $\Sigma_e = DD'$, los elementos de la diagonal principal de D y P son la desviación estándar de los choques estructurales. Este enfoque de identificación implica un ordenamiento con base en el ‘grado de exogeneidad’ de las variables incluidas en el sistema, por tanto, la forma en que se ordenan las variables tiene diferentes implicaciones⁹.

En este estudio (al considerar un *shock* de gasto), las variables se ordenan de la siguiente manera: la variable gasto de gobierno se ordena primero, el PIB se ordena de segundo, la inflación se ordena de tercero y los impuestos se ordenan en cuarto lugar; similar a lo que se evidencia en la literatura relacionada, además de considerar aspectos de la teoría económica (ver: Caldara & Kamps 2008; Boiciuc 2015). Así, la relación entre las innovaciones de forma reducida u_t y las perturbaciones estructurales e_t , toma la siguiente forma matricial¹⁰:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{yg} & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{\pi g} & -\alpha_{\pi y} & 1 & 0 \\ -\alpha_{\tau g} & -\alpha_{\tau y} & -\alpha_{\tau \pi} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^\tau \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^\pi \\ e_t^\tau \end{bmatrix} \quad (3)$$

Este ordenamiento supone que la variable de gasto no responde de forma contemporánea a *shocks* en otras variables del sistema; por su parte, el producto responde solamente a movimientos contemporáneos en el gasto público, pero no responde de forma inmediata a movimientos en los impuestos o en la tasa de inflación. La tasa de inflación puede responder de forma contemporánea a *shocks* en el PIB o en el gasto de gobierno, pero no responde ante movimientos en los impuestos. Finalmente, los impuestos responden ante *shocks* contemporáneos en todas las demás variables. Se debe notar que, luego de transcurrido el primer trimestre, las variables pueden interactuar libremente ante un determinado *shock*.

⁹El número de restricciones para identificar el sistema debe ser igual a $(k^2 - k)/2$. En este caso, se tiene que imponer 6 restricciones ya que existen 4 variables. Se puede notar que hay $k!$ posibilidades de orden distintas. La forma en que se ordenan las variables depende de la teoría económica o de los supuestos que se hacen sobre el modelo.

¹⁰Los resultados del estudio no son sensibles al ordenamiento de las variables bajo el enfoque recursivo.

Dado que las decisiones de gasto normalmente toman tiempo, como señalan [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), es razonable pensar que, de forma contemporánea, movimientos en el PIB podrían no afectar al gasto del Gobierno, como sí podrían afectar la recaudación de impuestos, pues estos últimos guardan una fuerte relación de dependencia con lo que sucede con la actividad económica. Así como fluctuaciones en el desempeño económico pueden generar efectos contemporáneos en los impuestos, también los *shocks* inflacionarios podrían tener efectos similares, debido a que ello puede afectar la base impositiva en términos reales y en consecuencia la recaudación¹¹.

4.3. Enfoque Blanchard-Perotti

Además del enfoque de identificación recursivo, en la literatura se ha empleado comúnmente el método de identificación introducido y desarrollado por [Blanchard & Perotti \(1999\)](#) y [Blanchard & Perotti \(2002\)](#). De acuerdo con estos autores, los modelos VAR constituyen una de las mejores herramientas para el estudio de *shocks* de política fiscal por al menos dos razones. En primer lugar, a diferencia de las variables monetarias, las variables fiscales cambian por muchas razones, donde la estabilización del producto rara vez predomina, lo que indica presencia de *shocks* fiscales exógenos a movimientos en el producto. En segundo lugar, las decisiones y los retrasos en la implementación de la política fiscal implican que, con frecuencia, digamos, dentro de un trimestre, hay poca o ninguna respuesta discrecional de la política fiscal ante movimientos contemporáneos inesperados en la actividad económica ([Blanchard & Perotti 2002](#), p. 1330). La idea principal es aprovechar los retrasos en las decisiones de política fiscal para evaluar el impacto de los *shocks* discretos de dicha política que no se ven afectados por las variables macroeconómicas del modelo VAR, para obtener así los efectos macroeconómicos puros ante los *shocks* fiscales ([Wolff et al. 2006](#), p. 4).

[Blanchard & Perotti \(2002\)](#) argumentan que los gobiernos no pueden reaccionar dentro del mismo trimestre a los movimientos macroeconómicos, ya que las decisiones de política fiscal toman algún tiempo, por ejemplo, involucrando a muchos agentes del parlamento, la participación del sector privado y de la sociedad civil. Esto implica que, como discuten [Wolff et al. \(2006\)](#), las reacciones de la política fiscal son solo el resultado de las llamadas respuestas ‘automáticas’. Así, el comportamiento de la política fiscal en un trimestre determinado que no refleja respuestas automáticas, se considera como *shock* estructural, el cual es exógeno a la economía. Esto permite estudiar el impacto puro de esos *shocks* fiscales sobre los principales indicadores macroeconómicos, llámese, PIB o inflación. Siguiendo la identificación de [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), y adaptándola al caso de estudio, la relación entre las innovaciones de forma reducida u_t y las perturbaciones estructurales e_t se puede representar como:

¹¹Para una mayor discusión, véase el estudio de [Caldara & Kamps \(2008\)](#).

$$u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{g\pi}u_t^\pi + \beta_{g\tau}e_t^\tau + e_t^g \quad (4)$$

$$u_t^y = \alpha_{yg}u_t^g + \alpha_{y\tau}u_t^\tau + e_t^y \quad (5)$$

$$u_t^\pi = \alpha_{\pi g}u_t^g + \alpha_{\pi y}u_t^y + \alpha_{\pi\tau}u_t^\tau + e_t^\pi \quad (6)$$

$$u_t^\tau = \alpha_{\tau y}u_t^y + \alpha_{\tau\pi}u_t^\pi + \beta_{\tau g}e_t^g + e_t^\tau \quad (7)$$

En línea con [Blanchard & Perotti \(2002\)](#) y [Caldara & Kamps \(2008\)](#); e_t^g , e_t^y , e_t^π y e_t^τ son *shocks* estructurales que no están correlacionados entre sí. De este modo, se trata de capturar esos *shocks* para evaluar su impacto potencial en el producto, por ejemplo. La ecuación (7) indica que los movimientos inesperados en los ingresos fiscales pueden obedecer a: (i) movimientos inesperados en el producto, capturados por el coeficiente $\alpha_{\tau y}$; (ii) movimientos inesperados de la inflación $\alpha_{\tau\pi}$; (iii) movimientos inesperados en el gasto público $\beta_{\tau g}$; y (iv) *shocks* estructurales en los propios impuestos. Se puede realizar la misma interpretación para el resto de las ecuaciones. De acuerdo con [Caldara & Kamps \(2008\)](#), así como [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), en la ecuación (5) se considera que los movimientos inesperados del producto pueden resultar de movimientos inesperados del gasto público (α_{yg}) y movimientos inesperados de los impuestos ($\alpha_{y\tau}$). Bajo algunos supuestos discutidos más adelante, estos dos coeficientes representan el multiplicador del gasto público y el multiplicador de los ingresos fiscales.

Previo a imponer restricciones, es posible notar que el sistema no está identificado porque se necesitan 6 parámetros, mientras el sistema tiene 11. En este caso, a diferencia del enfoque recursivo, no es posible imponer únicamente restricciones de ceros en los parámetros para identificar el sistema, tal como señalan [Caldara & Kamps \(2008\)](#). Así, se usa la estrategia propuesta por [Blanchard & Perotti \(2002\)](#) para estimar α_{yg} y $\alpha_{y\tau}$. Según [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), α_{gy} representa la elasticidad del producto con respecto al gasto del gobierno. Los autores argumentan que en el mismo trimestre el producto no afecta el gasto del gobierno porque la decisión de gasto toma algún tiempo en ocurrir, entonces $\alpha_{gy} = 0$ bajo este supuesto¹². Para estimar α_{yg} y $\alpha_{y\tau}$, se necesita usar variables instrumentales porque existe un problema de ecuaciones simultáneas, como se puede ver en la ecuación 5. Tal como en [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), se definen los instrumentos (cíclicamente ajustados) para los ingresos fiscales y el gasto público de la siguiente manera:

$$u_t^{g'} = u_t^g - (\alpha_{gy} \cdot u_t^y + \alpha_{g\pi} \cdot u_t^\pi) = u_t^g - (\alpha_{g\pi} \cdot u_t^\pi) \quad (8)$$

$$u_t^{\tau'} = u_t^\tau - (\alpha_{\tau y} \cdot u_t^y + \alpha_{\tau\pi} \cdot u_t^\pi) = u_t^\tau - (\alpha_{\tau y} \cdot u_t^y + \alpha_{\tau\pi} \cdot u_t^\pi) \quad (9)$$

Por el hecho de considerar la no existencia de una relación contemporánea entre el producto y el gasto público en el mismo trimestre ($\alpha_{gy} = 0$), se tiene que el *shock* estructural y no

¹²En este estudio se utiliza el valor de $\alpha_{\tau y}=2.08$, como en [Blanchard & Perotti \(2002\)](#). Los valores de $\alpha_{\tau\pi}$ y $\alpha_{g\pi}$ se suponen al igual que en [Caldara & Kamps \(2008\)](#). En particular, se incorpora un valor de $\alpha_{\tau\pi}=1.25$ y $\alpha_{g\pi}=-0.5$. Según los autores, el coeficiente que relaciona gasto e inflación es negativo, argumentando que choques inflacionarios reducen en términos reales los salarios de empleados públicos (36 % del gasto en este caso), los cuales no se ajustan de forma contemporánea a cambios inflacionarios. Los resultados no varían ante cambios en estos parámetros.

correlacionado sobre el gasto público es similar al *shock* de forma reducida como se puede ver en la ecuación 8. Al considerar un *shock* en los ingresos fiscales, como argumentan [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), no parece razonable pensar que el gasto público respondería en el mismo trimestre a un *shock* de esta naturaleza, por tanto, en este escenario $\beta_{\tau g} = 0$ y se estima $\beta_{g\tau}$. Por el contrario, si se quiere evaluar el efecto de un *shock* de gasto público sobre el producto, se asume que $\beta_{g\tau} = 0$ y, por tanto, se estima $\beta_{\tau g}$. Los resultados indican que $\alpha_{y\tau} = -0,07$ con un $p\text{-value} = 0,19$. Por otro lado, se encuentra que $\alpha_{yg} = 0,08$ con un $p\text{-value} = 0,00$. En forma matricial, bajo la estrategia de identificación de Blanchard-Perotti, se tiene la siguiente representación:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g\pi} & 0 \\ -\alpha_{yg} & 1 & 0 & -\alpha_{y\tau} \\ -\alpha_{\pi g} & -\alpha_{\pi y} & 1 & -\alpha_{\pi\tau} \\ 0 & -\alpha_{\tau y} & -\alpha_{\tau\pi} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^\tau \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{\tau g} & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^\pi \\ e_t^\tau \end{bmatrix} \quad (10)$$

4.4. Propiedades de las series

Debido a que las series poseen raíz unitaria en niveles (Tabla 1), y además no se evidencia presencia de cointegración,¹³ se realizan las estimaciones del SVAR en primeras diferencias logarítmicas, con series transformadas que son estacionarias. Ello garantiza estabilidad en los resultados con respecto a las estimaciones en niveles y en diferencias de niveles¹⁴.

Tabla 1: Estacionariedad de las Series

Variable	Probabilidad	$t - statistic$	Valor Crítico		
			1 %	5 %	10 %
PIB	0.816	0.484	-2.614	-1.948	-1.612
Gasto	1.000	3.746	-2.609	-1.947	-1.613
Impuestos	0.850	0.636	-2.615	-1.948	-1.612
Dif. (PIB)	0.016	-2.427	-2.610	-1.947	-1.613
Dif. (Gasto)	0.000	-10.087	-2.608	-1.947	-1.613
Dif. (Impuestos)	0.000	-11.985	-2.608	-1.947	-1.613

Nota:—Mediante estimaciones del test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). La hipótesis nula indica presencia de raíz unitaria en la serie. No incluye tendencia e intercepto.

Fuente: Elaboración propia.

¹³La prueba de cointegración de Johansen indica que no hay presencia de cointegración en ninguna de las variables incluidas en el sistema. Los residuos resultantes de la relación entre las variables del sistema sin ningún grado de transformación, no son estacionarios, por tanto, se puede estimar un modelo VAR, de lo contrario se debería estimar un modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC), como señala [Restrepo \(2020\)](#).

¹⁴Notar que este tipo de estimaciones de modelos SVAR en diferencias o diferencias logarítmicas es común en la literatura relacionada e.g., [Blanchard & Perotti \(2002\)](#); [Boiciuc \(2015\)](#); [Garry & Rivas \(2017\)](#); [Restrepo \(2020\)](#).

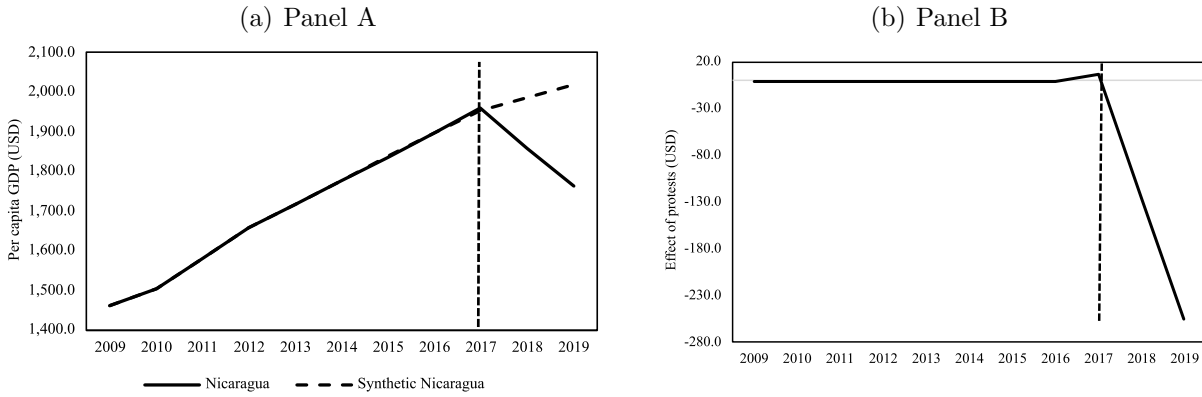
5. Resultados

Previo al análisis del impacto de los distintos *shocks* a variables fiscales sobre los indicadores macroeconómicos de interés i.e., PIB e inflación, se presenta el efecto causal de las protestas desencadenadas en abril de 2018, con el objetivo de evidenciar la magnitud de su efecto. Similarmente, para considerar análisis de sensibilidad de los resultados, debido a que la magnitud de ese *shock* y el quiebre estructural que provocó (Figura 2), podría sesgar los resultados que de aquí se puedan derivar.

5.1. El efecto de las protestas

Antes de analizar los principales resultados de los *shocks* de política fiscal, es importante mostrar de forma breve, las estimaciones del efecto causal de las protestas socio-políticas desencadenadas en abril de 2018 sobre el producto real per cápita. El efecto causal es estimado mediante el método de control sintético desarrollado por [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#), [Abadie et al. \(2010\)](#) y [Abadie et al. \(2015\)](#). Con este método es posible simular un contrafactual de lo que hubiese sucedido en ausencia de protestas (todos los aspectos metodológicos sobre este enfoque se presentan en el Anexo A.1).

Figura 2: Efecto de las Protestas Socio-políticas



Nota:—La línea continua en el Panel A muestra el producto real per cápita observado de Nicaragua durante el período 2009-2019, y la línea punteada representa la serie estimada del producto, utilizando una muestra mundial de países que tienen un nivel de producto per cápita similar al de Nicaragua. El panel B muestra la diferencia entre la serie real y la estimada, que representa el efecto causal de las protestas socio-políticas en producto real per cápita. La línea vertical indica el año anterior a la ocurrencia de las protestas.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados se muestran en la Figura 2, donde claramente se aprecia que las protestas socio-políticas tuvieron un efecto significativo en el producto per cápita (véase Panel A en la Figura 2). En particular, se encuentra que, en ausencia de protestas, el producto real per cápita habría crecido a una tasa de 1.7 y 1.8 por ciento en 2018 y 2019, respectivamente. Cuando se contrasta con la tasa de crecimiento observada del producto real per cápita, la

diferencia estimada es cercana a 7.0 puntos porcentuales (véase Panel B en la Figura 2). Esto evidencia que el *shock* a la economía real fue, sin lugar a dudas, importante.

5.2. *Shock* de gasto

Utilizando el Enfoque Recursivo, en la Figura 3 se muestra la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* puro de 1 % de gasto público. En el panel C de la Figura 3 se observa la respuesta del producto ante el *shock* y se puede evidenciar que su impacto de forma contemporánea en el PIB es positivo y significativo (considerando un intervalo de confianza del 95 por ciento).

En el primer trimestre un incremento de 1 % de gasto produce un alza de 0.08 puntos porcentuales en el producto. No obstante, este efecto es significativo solamente de forma contemporánea, pues luego del primer trimestre (hasta el octavo), la dinámica del producto ante el *shock* de gasto es negativa, aunque no significativa (similar a lo que encuentra Restrepo & Rincón (2006) para el caso de Chile). Este hallazgo está en línea con la evidencia encontrada por Estevão & Samaké (2013)¹⁵ y Mendieta (2017a). En particular, Mendieta (2017a) encuentra una dinámica del producto similar a un *shock* de gasto puro para la economía nicaragüense utilizando un Vector Autorregresivo Bayesiano (BVAR, por sus siglas en inglés) con datos mensuales. El autor sostiene que el multiplicador fiscal se comporta como una U¹⁶. Inicialmente, el *shock* influye positivamente en el producto por un período de tres meses. Después de 24 meses, el multiplicador se vuelve negativo por la incidencia del gasto de capital, mientras que después de 36 meses el multiplicador se vuelve positivo por la relevancia del gasto corriente acumulado (Mendieta 2017a, p. 12).

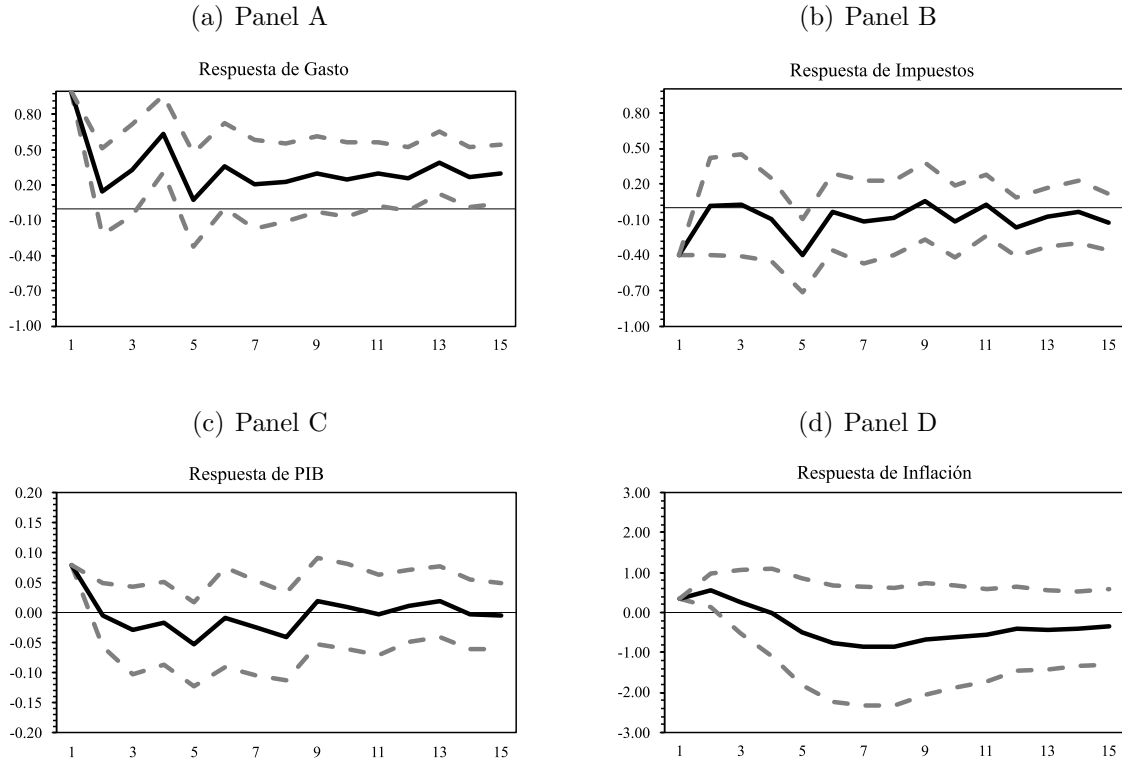
No obstante, se debe notar que respecto al efecto desagregado de un choque de gasto entre gasto corriente y de capital, en la literatura no hay consenso para el caso específico de Nicaragua. Por un lado Garry & Rivas (2017) constatan que el efecto multiplicador del gasto corriente en el mediano plazo tiene un leve impacto positivo sobre el producto, pero no compensa el efecto negativo generado por el gasto de capital (Garry & Rivas 2017, p. 32). Por su parte, Estevão & Samaké (2013) sostienen que es el gasto de capital el que promueve la actividad económica, siendo que el gasto corriente posee un importante efecto negativo sobre el producto a corto y mediano plazo (Estevão & Samaké 2013, p. 16). Esto deja abierto el debate y precisa de mayor indagación.

Por su parte, el impulso de gasto de gobierno parece tener leves presiones inflacionarias en el corto plazo (hasta el cuarto trimestre), lo cual es consistente con lo que señala Sanjeev et al. (2004) y Ravnik & Žilić (2011), pues un incremento del gasto debería provocar mayor dinamismo de la actividad económica, lo cual podría estar asociado con presiones al alza de los precios, al menos en el corto plazo, hasta el punto en el que la economía absorbe el *shock*.

¹⁵Los autores encuentran un multiplicador del gasto público de 0.10 para el caso de Nicaragua.

¹⁶El autor hace referencia al efecto causal del gasto público en el producto.

Figura 3: *Shock* de gasto - Enfoque recursivo



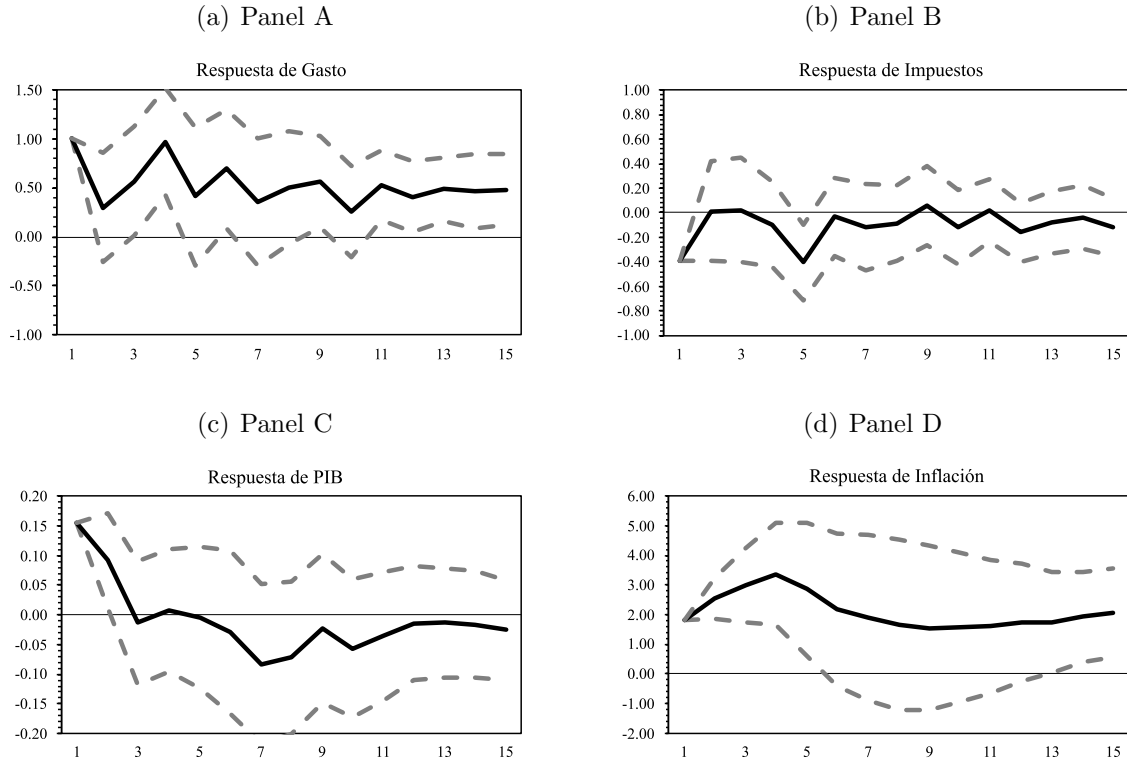
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza asintótico analítico del 95 % (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción del caso de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un cambio de 1 por ciento en el gasto público y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

El efecto multiplicador del gasto público bajo el enfoque recursivo es 0.08, siendo este el ‘efecto causal’ de un *shock* de gasto puro de 1 % de incremento sobre el producto. Al considerar que durante el período de estudio (2006:1-2020:1) se encuentra una ratio de gasto y producto promedio de 15.6 por ciento (véase la Tabla A1), se puede obtener el efecto causal del incremento de 1 Córdoba en el gasto público sobre el producto. Con los resultados obtenidos, un aumento de 1 Córdoba en el gasto público provocaría un aumento de 0,49 Córdobas en el producto en el mismo trimestre¹⁷. Sin embargo, después del primer trimestre no es posible afirmar con seguridad cuál sería la dinámica del producto, porque no se puede rechazar la hipótesis de que en los siguientes trimestres el impacto del aumento del gasto sea cero.

¹⁷Este resultado se obtiene multiplicando la inversa del ratio gasto PIB, con la respuesta estandarizada del PIB ante un aumento del 1 por ciento del gasto público. Esta es la medida estándar de multiplicadores en la literatura relacionada. Ver, e.g., Restrepo (2020).

Figura 4: *Shock* de gasto – Enfoque Blanchard-Perotti



Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza analítico asintótico del 95 % (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción del caso de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un aumento de 1 por ciento en el gasto público y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

De forma acumulada, considerando la definición de multiplicador integral de [Ramey & Zubairy \(2018\)](#)¹⁸, se encuentra que bajo el enfoque recursivo el efecto multiplicador máximo se da en el primer trimestre (magnitud de 0.08), siendo positivo hasta el cuarto trimestre (magnitud de 0.01). En términos de Córdoba por Córdoba, en el primer trimestre se alcanza el máximo de 0.49 Córdobas de incremento en el producto ante un alza de 1 Córdoba en gasto, mientras que en el cuarto trimestre el multiplicador se reduce a 0.09 Córdobas.

Se puede observar que los resultados de un *shock* de gasto puro utilizando el Enfoque

¹⁸Según los autores, el multiplicador acumulado o integral se define como: $m_g = \frac{\sum_{t=1}^n yresponse_t}{\sum_{t=1}^n gresponse_t}$. Para obtener el multiplicador en términos de Córdobas por Córdobas, se multiplica por la ratio inversa de la participación del gasto sobre el producto.

de Blanchard & Perotti (2002) no son diferentes en comparación con los resultados que se muestran en la Figura 3. En el Panel C de la Figura 4, se puede evidenciar que la dinámica del producto en respuesta a un aumento del 1 por ciento en el gasto público es cualitativamente la misma. Al igual que en la Figura 3, la respuesta del producto es significativa (con un 95 por ciento de confianza) en el primer trimestre, pero también en el segundo trimestre luego del *shock*.

A pesar que la dinámica de respuesta del producto ante un choque de gasto es similar entre ambas estrategias de identificación, la magnitud del efecto multiplicador de gasto bajo el enfoque de Blanchard-Perotti (0.16), es significativamente superior a la encontrada bajo el Enfoque Recursivo (0.08), indicando que un incremento de 1 % de gasto genera 0.16 puntos porcentuales de incremento en el producto. De forma acumulada, el efecto multiplicador bajo esta estrategia de identificación es de 0.19, el cual se alcanza en el segundo trimestre luego del choque.

5.3. Shock de impuestos

La Figura 5 muestra la respuesta de las cuatro variables del sistema ante un *shock* puro de un incremento de un 1 % de impuestos bajo el Enfoque Recursivo. En el Panel C, se puede apreciar que la respuesta del producto ante un aumento en los impuestos tiene un efecto negativo y significativo sobre el producto (con un nivel de confianza del 95 por ciento) de forma contemporánea y hasta el segundo trimestre¹⁹. En particular bajo este enfoque, un incremento de un 1 % de impuestos, genera una reducción del producto de 0.02 puntos porcentuales de forma contemporánea. De forma acumulada la reacción del producto ante un *shock* de impuestos es de 0.03 puntos porcentuales y alcanza su mínimo en el segundo trimestre.

En términos de cambios unitarios, un aumento de un Córdoba en impuestos se asocia de con una reducción del producto de 0.14 Córdobas en el primer trimestre, y 0.21 Córdobas en el segundo trimestre de manera acumulada²⁰. Luego del tercer trimestre, la respuesta del producto ante el choque de impuestos es positiva, lo que parece indicar que a mediano plazo *shocks* impositivos no poseen efectos distorsionadores sobre la actividad económica. Se debe destacar que el efecto (aunque reducido) es estadísticamente significativo. No obstante, este resultado debe interpretarse con cautela, ya que el mismo tiende a ser particularmente sensible a cambios en la especificación econométrica (esto se analiza con más detalle en la siguiente sección).

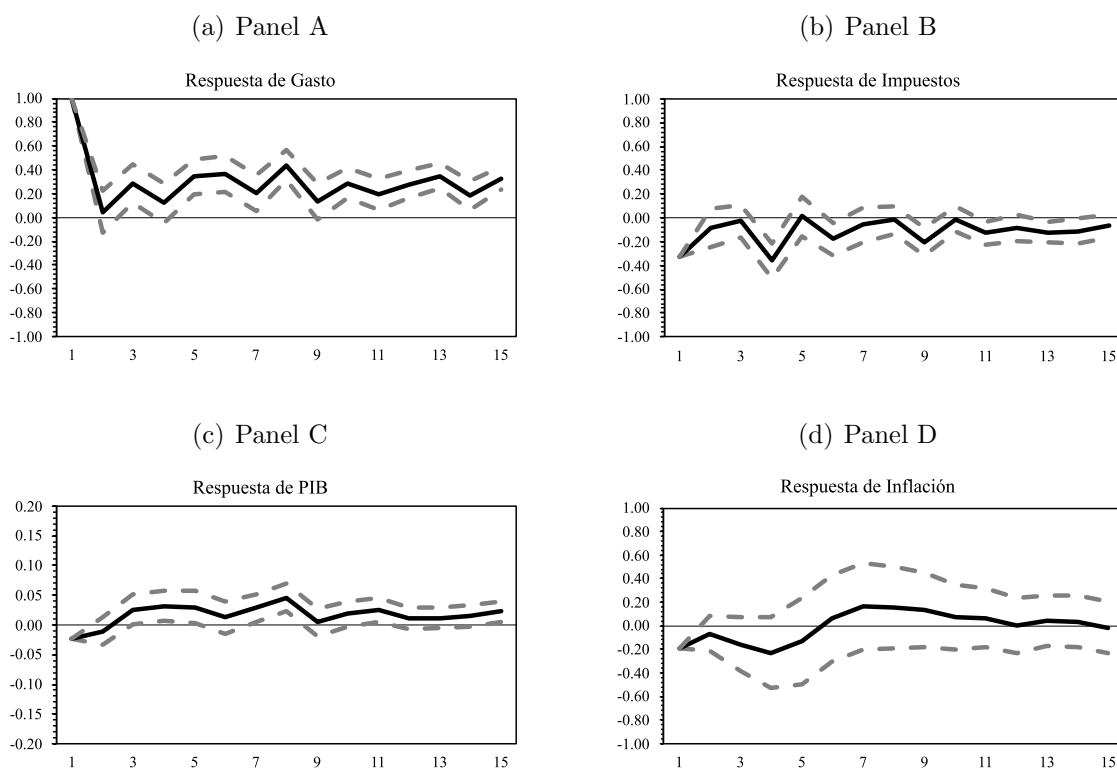
Relacionado con lo anterior, la respuesta de la inflación ante un *shock* impositivo es negativa hasta el quinto trimestre bajo el esquema de identificación recursivo (Figura 5), y su respuesta es aún más marcada cuando se está bajo el esquema de identificación de Blanchard-Perotti. El resultado es consistente con lo encontrado por Caldara & Kamps (2008). Dado que el *shock* impositivo supone ralentización de la actividad económica en el corto plazo,

¹⁹Cualitativamente, la respuesta del producto al choque de impuestos, es muy similar al resultado que encuentra Restrepo & Rincón (2006) con datos de Chile.

²⁰El multiplicador de impuestos acumulado se define como: $m_{\tau} = \frac{\sum_{t=1}^n y_{response_t}}{\sum_{t=1}^n \tau_{response_t}}$.

bajo ambos esquemas de identificación, es razonable pensar que esto se puede asociar con una reducción en las presiones al alza en los precios, debido al potencial *shock* negativo de demanda que enfrentarían los consumidores; ello como resultado de la reducción del ingreso disponible que supone un aumento en los impuestos.

Figura 5: *Shock* de impuestos – Enfoque recursivo



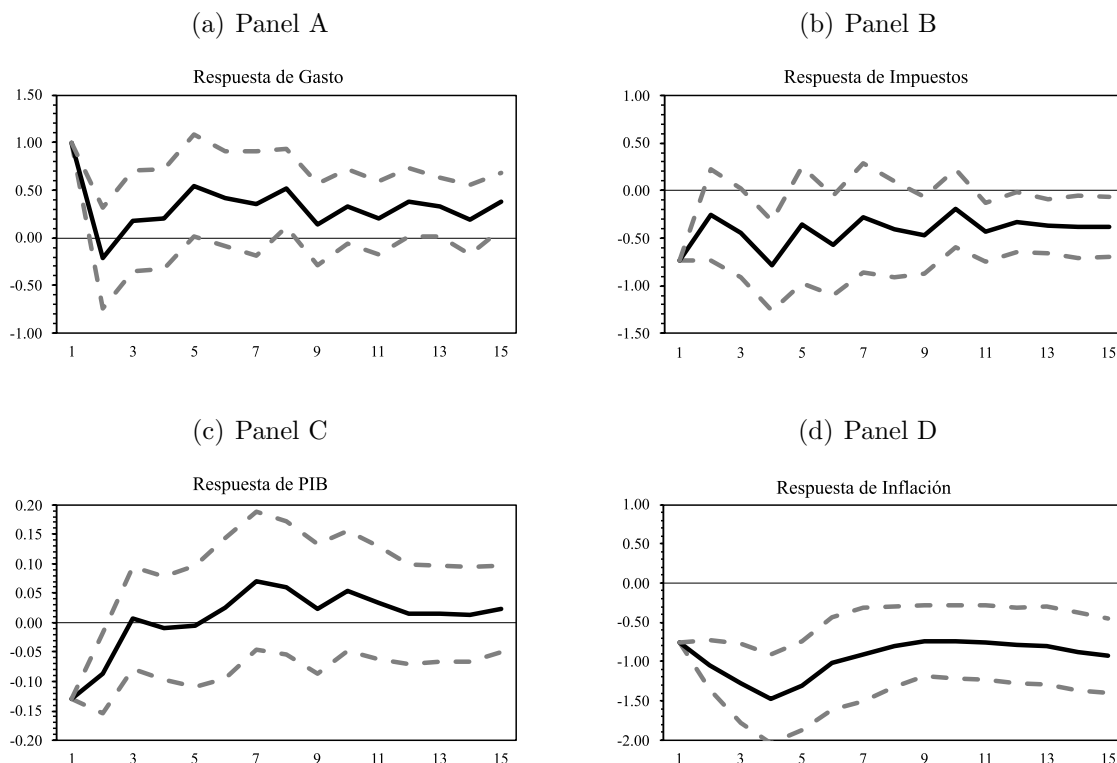
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza analítico asintótico del 95 % (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un aumento del 1 por ciento en los ingresos fiscales y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

La Figura 6 muestra la respuesta de las variables del sistema utilizando el enfoque de Blanchard & Perotti (2002). En cuanto a la dinámica de respuesta del producto ante el choque de impuestos, los resultados no son sustancialmente diferentes en comparación con lo que se evidencia en la Figura 5, no obstante, la magnitud del efecto es distinta. Se puede observar en la Figura 6 que la respuesta contemporánea del producto ante un *shock* fiscal puro de 1% (efecto multiplicador) es de -0.13 puntos porcentuales. Dicha respuesta del producto es negativa hasta el quinto trimestre cuando efecto multiplicador alcanza un valor de -0.01. Luego del quinto trimestre se evidencia una respuesta positiva (pero no significativa) del producto ante un *shock* de impuestos, similar a lo encontrado bajo el Enfoque Recursivo (ver

el Panel C de la Figura 5).

Figura 6: *Shock* de impuestos – Enfoque Blanchard-Perotti



Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 % (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción del caso de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un aumento del 1 por ciento en los ingresos fiscales y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

5.4. Sensibilidad de los resultados

Los resultados descritos en la sección anterior son particularmente llamativos. En la literatura se evidencia que normalmente choques de gasto público poseen efectos positivos y sostenidos en el producto (ver, entre otros: [Blanchard & Perotti \(2002\)](#); [Caldara & Kamps \(2008\)](#); [Boiciuc \(2015\)](#); [Restrepo \(2020\)](#)), lo cual está en línea con lo que indica la teoría neokeynesiana. No obstante, los resultados sugieren que en Nicaragua el gasto público afecta al producto de forma positiva y significativa, solamente en el corto plazo. Este resultado, sin embargo, podría estar dirigido por los acontecimientos de abril de 2018, los cuales produjeron un importante quiebre estructural en las series (ver el Panel A de la Figura 2)²¹.

²¹Ello a pesar que en las estimaciones se controle con variables dicotómicas dicho episodio.

Para verificar la magnitud del efecto multiplicador previo a las protestas de 2018 se realizan estimaciones con una ventana de datos extendida desde 2006:1-2018:1, las cuales se presentan en las Figuras A1, A2, A3 y A4 del Anexo. En estas figuras se puede evidenciar que los resultados para el caso en el que se considera un choque de gasto, no varían cualitativamente respecto a lo presentado en las Figuras 3 y 4. Además, cuantitativamente los resultados son muy similares.

Bajo el enfoque recursivo, el efecto contemporáneo de un choque de gasto es similar al encontrado en las estimaciones iniciales, pues este alcanza un valor de 0.07. Por su parte bajo el enfoque Blanchard-Perotti el valor del efecto multiplicador es 0.18. En cuanto al efecto de un choque de impuestos, los resultados son un tanto más dispersos. Si se considera el esquema de identificación recursivo el efecto multiplicador contemporáneo es 0.02, mientras que bajo el esquema de Blanchard-Perotti asciende a -0.47, el cual es considerablemente inferior a las estimaciones iniciales, reflejando un importante grado de sensibilidad ante cambios en las especificaciones econométricas consideradas. Lo anterior limita el alcance de las conclusiones alrededor del efecto de un potencial choque de impuestos sobre la economía nicaragüense ²².

5.5. Discusión

Como se mencionó al inicio del estudio, hasta abril de 2018, el desempeño económico de Nicaragua demostró un dinamismo impresionante con respecto a otros países de la región. Sin embargo, no existe evidencia robusta de que el gasto del gobierno haya sido determinante en este proceso (véase Mendieta 2017a, p. 12). Pues, con respecto al *shock* de gasto, los resultados sugieren que éste podría promover la actividad económica en el corto plazo, pero luego no existe información clara sobre su efecto causal; hallazgo señalado en otros estudios (e.g., Mendieta (2017a)).

El pequeño efecto del *shock* de gasto sugiere que las políticas de este estilo deben tomarse con cautela para garantizar el equilibrio fiscal, al intentar promover la actividad económica utilizando este instrumento, considerando las limitadas opciones de política monetaria que dispone el país bajo su actual régimen cambiario²³. Por tanto, las medidas de gasto focalizado y ejecutado de forma eficiente, debe ser prioridad para tratar de fomentar el crecimiento, mejorar la estabilidad macroeconómica y conseguir resultados sociales sostenibles (Garry & Rivas 2017, p. 7; Shahid & Naved 2010, p. 497; Ravnik & Žilić 2011, p. 26). A pesar que este estudio no permite ofrecer recomendaciones de políticas específicas, referente a las decisiones de gasto corriente o de capital, se debe continuar investigando sobre la temática debido a que se ha evidenciado que no existe consenso en la literatura sobre el efecto de ambos tipos de

²²Notar que nuestras estimaciones del choque de impuestos bajo el esquema de Blanchard-Perotti, son idénticas a las que realizan Blanchard & Perotti (2002) en su estudio. Los resultados de nuestras replicaciones se muestran en la Figura A5. Este tipo de resultados puede ser consecuencia del uso de ventanas muy cortas de datos y persistencia estacional en las series.

²³Si se considera un análisis bajo un enfoque neokeynesiano, la política fiscal (ya sea a través del aumento del gasto público o reducción de los impuestos), es fundamental para impulsar la actividad económica, particularmente bajo un arreglo de tipo de cambio fijo.

gasto sobre el producto (ver: [Mendieta 2017a](#); [Garry & Rivas 2017](#); [Estevão & Samaké 2013](#)).

Por su parte, la evidencia encontrada en este estudio sugiere que el efecto causal de políticas de incremento en los impuestos sobre el producto no queda del todo claro bajo las estrategias de identificación utilizadas, pues los resultados suelen ser sensibles a distintas especificaciones. Una alternativa para estimar este efecto causal puede ser utilizar una estrategia de identificación de estudio de eventos, posterior al periodo en el cual un *shock* fiscal ocurre, lo que podría generar un resultado más consistente del verdadero efecto de *shocks* impositivos sobre el producto.

Con base en lo anterior, es razonable pensar que, aunque resulte necesario implementar *shocks* de política fiscal (i.e., aumento de impuestos) para sostener las políticas económicas y sociales impulsadas por el gobierno, en el contexto nicaragüense i.e., fragilidad social e institucional, no son suficientes porque su éxito depende de factores internos y externos relacionados con aspectos estructurales e institucionales. Esto puede claramente limitar el efecto de la política fiscal, ya que los agentes económicos en un contexto de incertidumbre suelen responder de forma atípica, lo que no contribuye a mejorar la efectividad de las políticas como señalan [Vegh & Vuletin \(2014\)](#). Así, tanto los datos como la teoría sugieren que será un desafío recuperar la senda de crecimiento del producto en el corto o mediano plazo, principalmente debido a los desequilibrios institucionales ([Lavigne 2006](#)).

6. Conclusiones

No cabe duda de que uno de los retos más importantes para el desempeño económico de Nicaragua en los próximos años es preservar la estabilidad macroeconómica y financiera ([BCN 2018a](#), p. 44). Más importante todavía, alinear los desequilibrios fiscales en el mediano plazo y emprender reformas estructurales, es inevitable para salvaguardar la sostenibilidad. Sin embargo, la evidencia empírica en este estudio pone de manifiesto que lograr esfuerzos fiscales y mantener una buena política fiscal, a menudo depende de premisas institucionales capaces de garantizar “*un escenario en igualdad de condiciones*” en el sentido de [Acemoglu & Robinson \(2012\)](#), en que los actores puedan trabajar e invertir en actividades productivas clave, necesarias para impulsar el crecimiento económico a medio y largo plazo como plantean [Lavigne \(2006, p. 3\)](#), [Persson \(2002, p. 883\)](#) y [Poterba \(1994, p. 799\)](#).

Al estimar los *shocks* de gasto bajo los enfoques de identificación utilizados i.e., Recursivo y Banchard-Perotti, y centrar la atención en las funciones impulso respuesta, es posible observar que la dinámica de las variables del modelo no difiere sustancialmente. Sin embargo, los resultados a menudo carecen de significancia estadística. En ambos casos, la respuesta del producto ante *shocks* de gasto es reducida, sugiriendo que el tamaño del multiplicador de gasto es pequeño y que la actividad económica no responde sustancialmente a impulsos de este tipo. La teoría económica sugiere que la política fiscal contractiva funciona mucho mejor cuando la situación económica en un país está en auge, pero no cuando se está en crisis (véase [Ravnik & Žilić \(2011\)](#)). La reducida respuesta del producto ante choques de gasto indica que se debe priorizar la eficiencia en su ejecución, lo cual puede ser determinante en periodos de crisis donde normalmente se evidencia que el multiplicador de gasto es superior (por su efecto

estabilizador), comparado con el que se encuentra en tiempos tranquilos (véase [De-Castro & Hernández \(2006\)](#)), no obstante, eso no sucede en este estudio. Por tanto, de cara al futuro la eficiencia del gasto como instrumento de generación de crecimiento debe ser prioritaria.

Por otra parte, la respuesta del producto ante un *shock* de impuestos es significativamente negativa en el corto plazo. Sin embargo, en el mediano plazo el efecto negativo de políticas contractivas de impuestos sobre la actividad económica tienden a disiparse, y en efecto, se encuentra que el producto responde de forma positiva a *shocks* de este tipo. A pesar de este notable hallazgo, dada la sensibilidad de los resultados a cambios en las condiciones de estimación, debe tomarse con suma cautela. Al respecto, una de las principales conclusiones que se puede derivar de este estudio, es que la continua investigación sobre política fiscal en Nicaragua debe ser prioritaria para ofrecer información útil a los tomadores de decisiones sobre los potenciales efectos de sus políticas, y sobre todo, investigaciones futuras deben incorporar (además de las variables macroeconómicas normalmente utilizadas, como tipos de interés o consumo privado), factores institucionales que se ha evidenciado juegan un papel importante en la efectividad de cualquier política implementada, tal como lo demuestran [Vegh & Vuletin \(2014\)](#) y [Lavigne \(2006\)](#).

Referencias

- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010), ‘Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of california’s tobacco control program’, *Journal of the American statistical Association* **105**(490), 493–505.
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2015), ‘Comparative politics and the synthetic control method’, *American Journal of Political Science* **59**(2), 495–510.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003), ‘The economic costs of conflict: A case study of the basque country’, *American economic review* **93**(1), 113–132.
- Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2012), *Why nations fail: The origins of power, prosperity and poverty*, Profile London.
- Aghion, P. & Howitt, P. (1992), ‘A model of growth through creative destruction’, *Econometrica* **60**(2), 323–351.
- Alesina, A., Favero, C. & Giavazzi, F. (2019), *Austerity: When it Works and when it Doesn’t*, USA: Princeton University Press.
- Amaya, P. (2018), ‘Una aproximación a los multiplicadores del gasto público en el salvador’, *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana* **1**(1), 131–168.
- Auerbach, A. J. & Gorodnichenko, Y. (2012), ‘Measuring the output responses to fiscal policy’, *American Economic Journal: Economic Policy* **4**(2), 1–27.
- Baum, A. & Koester, G. (2011), ‘The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle-evidence from a threshold var analysis’, *Discussion paper No. 03/2011. Deutsche Bundesbank*. .

- BCN (2018a), ‘Annual report 2018.’, *Managua, Nicaragua: Banco Central de Nicaragua*. .
- BCN (2018b), ‘Macroeconomics statistics yearbook 2018.’, *Managua, Nicaragua: Banco Central de Nicaragua*. .
- Blanchard, O. & Perotti, R. (1999), ‘An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output’, *NBER Working Paper 7269: National Bureau of Economic Research* .
- 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.
- Boiciuc, I. (2015), ‘The effects of fiscal policy shocks in romania. a svar approach’, *Procedia Economics and Finance* **32**(1), 1131–1139.
- Botero, J., Franco, H., Rendón, Á. H. & Mesa, M. (2012), Una aplicación de un modelo neoclásico dsge con política fiscal., Technical report, Universidad EAFIT.
- Burnside, C. (2005), *Fiscal sustainability in theory and practice: a handbook*, The World Bank.
- Caldara, D. & Kamps, C. (2008), ‘What are the effects of fiscal policy shocks? a var-based comparative analysis’, *Working paper Series No. 877* .
- Chamorro, R. (2017), ‘Crecimiento económico y política fiscal: una revisión crítica de la literatura’, *Ensayos de Economía* **27**(51), 79–107.
- Daniel, J., Davis, J. & Van-Rijckenghem, C. (2006), ‘Fiscal adjustment for stability and growth’, *International Monetary Fund. Pamphlet Series No. 55* .
- De-Castro, F. & Hernández, P. (2006), ‘The economic effects of exogenous fiscal shocks in spain: a svar approach’, *European Central Bank. ECB Working Paper Series No. 647* .
- Doménech, R. (2004), ‘Política fiscal y crecimiento económico’, *Valencia: Universidad de Valencia* .
- Estevão, M. & Samaké, I. (2013), ‘The economic effects of fiscal consolidation with debt feedback’, *International Monetary Fund. Working Papers Series No. 136* .
- Garry, S. & Rivas, J. (2017), ‘An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in mexico, central america and the dominican republic, 1990-2015’, *Economic Comission for Latin America and the caribbean. Series Studies and Pespectives. México, D.F. México*. .
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S. & Perotti, R. (2007), ‘The effects of fiscal policy in italy: Estimates with a svar model’, *European Journal of Political Economy* **23**(1), 707–733.
- Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991), *Innovation and growth in the global economy*, USA: MIT press.

- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. & Végh, C. A. (2013), ‘How big (small?) are fiscal multipliers?’, *Journal of monetary economics* **60**(2), 239–254.
- Jemec, N., Kastelec, A. & Delakorda, A. (2011), ‘How do fiscal shocks affect the macro-economic dynamics in the slovenian economy?’, *Prikazi in analize 2/2001. Ljubljana. Banka Slovenije.* .
- Lavigne, R. (2006), ‘The institutional and political determinants of fiscal adjustment.’, *Bank of Canada. Working Paper No. 2006/1* .
- Lorca-Susino, M. (2013), ‘The euro before the financial crisis of 2008: an integrating and stabilizing factor.’, *Jean Monnet/Robert Schuman Paper Series* **13**(9), 1–30.
- Lucas, R. (1988), ‘On the mechanisms of economic development’, *Journal of Monetary Economics* **22**(1), 3–42.
- Lütkepohl, H. (2005), *New introduction to multiple time series analysis*, Berlin Heidelberg: Springer Science & Business Media.
- Mendieta, W. (2017a), ‘Un análisis de sensibilidad macroeconómica para nicaragua: Un enfoque bayesiano.’, *Banco Central de Nicaragua*, 1-28 .
- Perotti, R. (2005), ‘Estimating the effects of fiscal policy in oecd countries’, *European Central Bank. Working Paper Series No. 168* .
- Persson, T. (2002), ‘Do political institutions shape economic policy?’, *Econometrica* **70**(3), 883–905.
- Poterba, J. M. (1994), ‘State responses to fiscal crises: The effects of budgetary institutions and politics’, *Journal of political Economy* **102**(4), 799–821.
- Ramey, V. (2011), ‘Identifying government spending shocks: It’s all in the timing.’, *the Quarterly Journal of economics* **126**(1), 1–50.
- Ramey, V. A. & Zubairy, S. (2018), ‘Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from us historical data’, *Journal of Political Economy* **126**(2), 850–901.
- Ravnik, R. & Žilić, I. (2011), ‘The use of svar analysis in determining the effects of fiscal shocks in croatia’, *Financial theory and practice* **35**(1), 25–58.
- Restrepo, J. (2020), ‘How big are fiscal multipliers in latin america?’, *International Monetary Fund. Working Paper Series No. 17* .
- Restrepo, J. E. & Rincón, H. (2006), ‘Identifying fiscal policy shocks in chile and colombia’, *Available at SSRN 2005164* .
- Romer, P. M. (1986), ‘Increasing returns and long-run growth’, *Journal of political economy* **94**(5), 1002–1037.
- Sanjeev, G., Clemets, B. & Inchauste, G. (2004), *Helping countries develop: the role of fiscal policy*, International Monetary Fund.

- Shahid, A. & Naved, A. (2010), ‘The effects of fiscal policy on economic growth: empirical evidences based on time series data from pakistan’, *The Pakistan Development Review* **49**(4), 497–512.
- Sims, C. A. (1980), ‘Macroeconomics and reality’, *Econometrica* **48**(1), 1–48.
- Thornton, J. (2019), ‘Disposal is not free: Fiscal instruments to internalize the environmental costs of solid waste.’, *International Monetary Fund. Working Paper No. 283* .
- Vegh, C. A. & Vuletin, G. (2014), ‘Social implications of fiscal policy responses during crises’, *National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 19828* .
- Villagómez, F. A. (2014), ‘El enfoque de la perspectiva de derechos en la política fiscal: construcción de un marco metodológico para aplicarse en México y países seleccionados de centroamérica’, *CEPAL* .
- Wolff, G., Tenhofen, J. & Heppke-Falk, K. (2006), ‘The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: A disaggregated SVAR analysis.’, *Jahrbucher fur Nationalökonomie & Statistik* **230**(3), 328–355.

A. Anexos

Tabla A1: Estadísticos Descriptivos

Indicador	Ratio sobre PIB		Crecimiento		
	Gasto	Impuestos	PIB	Gasto	Impuestos
Media	15.6	15.1	2.9	5.4	4.8
Mediana	15.5	14.6	3.9	5.9	3.3
Max.	20.6	20.6	8.7	26.7	32.2
Min.	12.3	12.1	-9.2	-20.1	-33.3
Desv. Estándar	1.7	2.2	4.3	9.5	13.0
Varianza	2.9	4.9	18.4	90.9	168.1
N	57	57	53	53	53

Nota:—Representa los estadísticos descriptivos de las variables usadas en el sistema. Para más detalle, consultar la Sección 3.

Fuente: Elaboración propia.

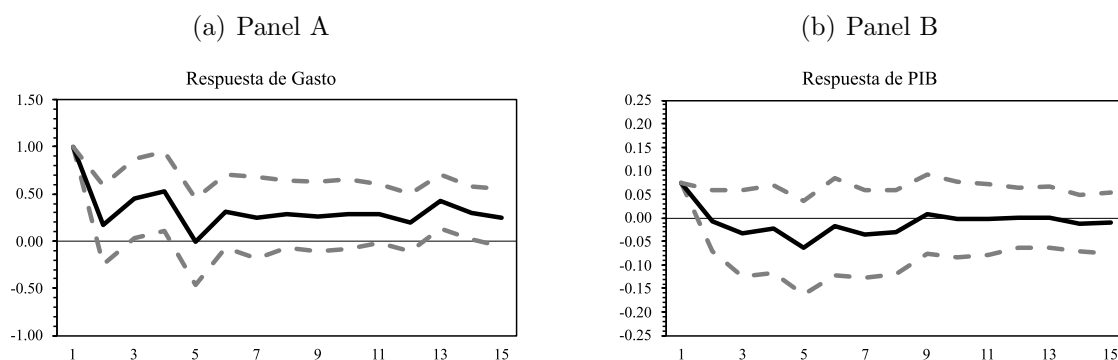
Tabla A2: Rezagos Óptimos Modelo VAR

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	126.39	NA	0.00	-3.70	-2.49	-3.24
1	165.11	59.22	0.00	-4.59	-2.77*	-3.90
2	192.75	37.95	0.00	-5.05	-2.62	-4.12
3	216.18	28.48	0.00	-5.34	-2.31	-4.18
4	244.70	30.20*	0.00*	-5.83	-2.20	-4.44*
5	260.76	14.48	0.00	-5.83*	-1.59	-4.21

Nota:—* Indica el rezago óptimo seleccionado por el criterio de información correspondiente. Cada prueba se realiza al 5% de confianza. LR: sequential modified LR test statistic. FPE: Final prediction error. AIC: Akaike information criterion. SC: Schwarz information criterion. HQ: Hannan-Quinn information criterion.

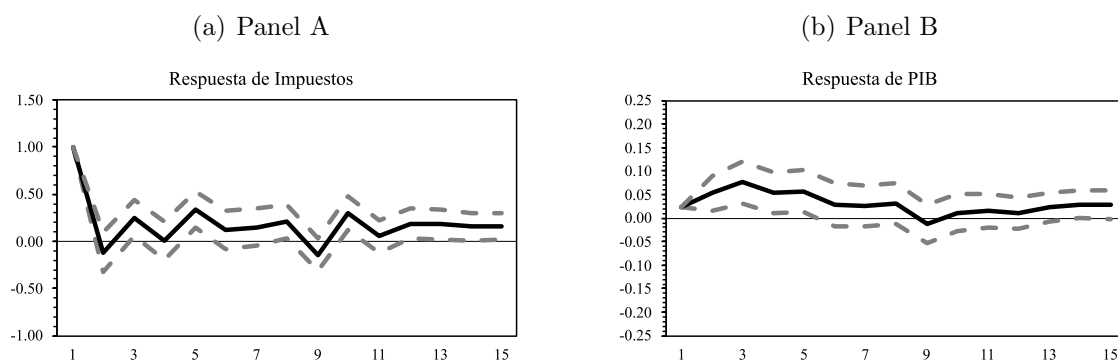
Fuente: Elaboración propia.

Figura A1: *Shock* de Gasto – Enfoque Recursivo (2006:1-2018:1)



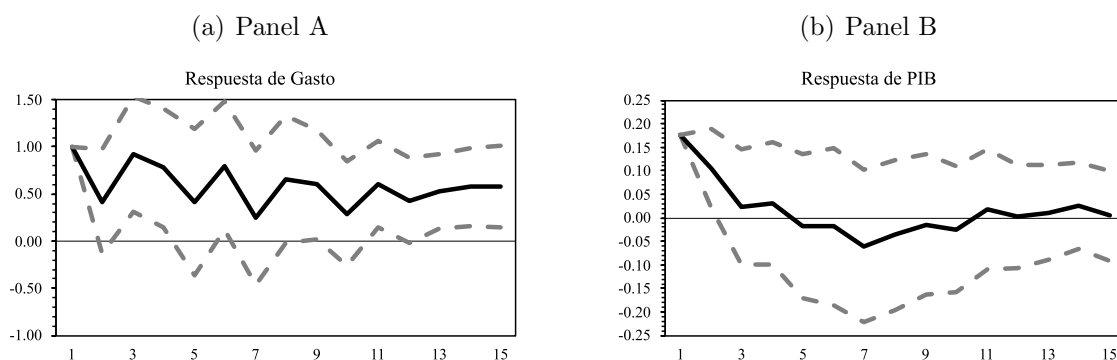
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 % (± 2 errores estándar).
Fuente: Elaboración propia.

Figura A2: *Shock* de Impuestos – Enfoque Recursivo (2006:1-2018:1)



Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 % (± 2 errores estándar).
Fuente: Elaboración propia.

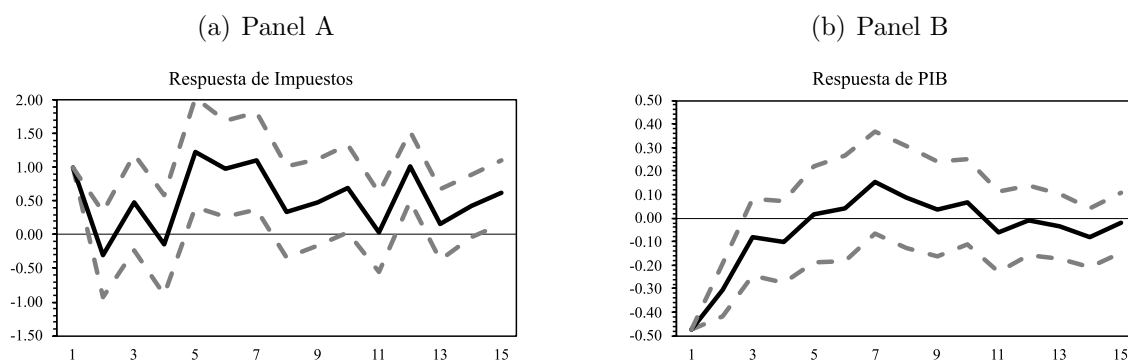
Figura A3: *Shock* de Gasto– Enfoque Blanchard-Perotti (2006:1-2018:1)



Nota:–La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 % (± 2 errores estándar).

Fuente: Elaboración propia.

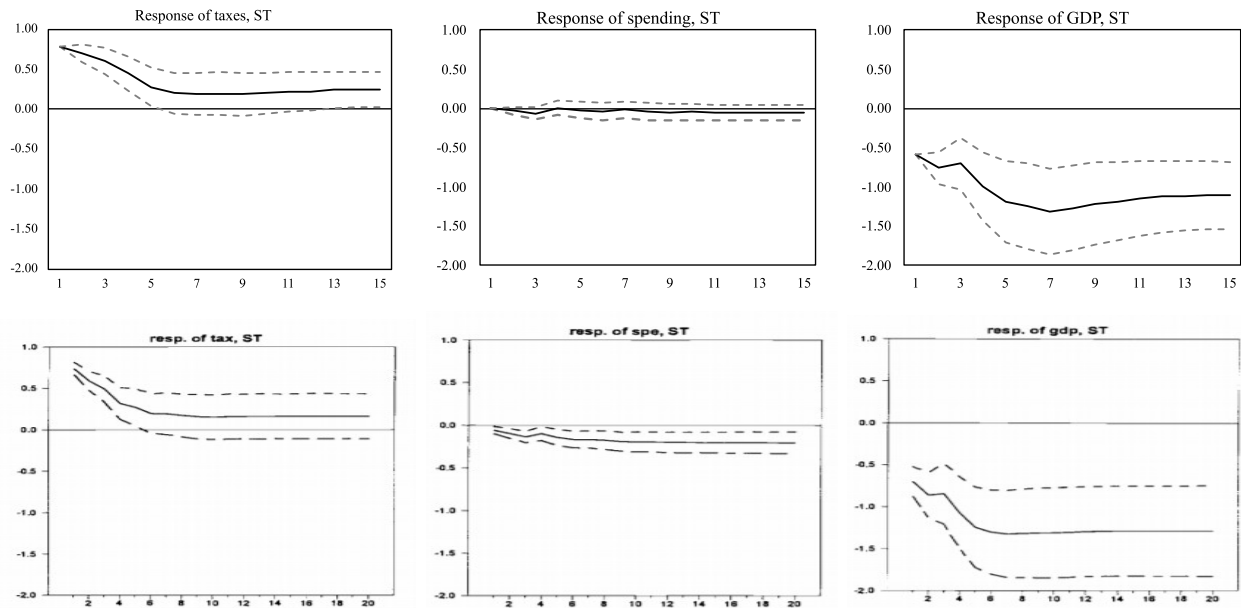
Figura A4: *Shock* de Impuestos– Enfoque Blanchard-Perotti (2006:1-2018:1)



Nota:–La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 % (± 2 errores estándar).

Fuente: Elaboración propia.

Figura A5: Replicación *shock* de Impuestos Blanchard & Perotti (2002)



Nota:—Presenta la replicación de los resultados obtenidos por Blanchard & Perotti (2002), considerando un *shock* positivo de impuestos. La replicación considera el supuesto de tendencias estocásticas (ST) de las series incorporadas en el sistema.

Fuente: Elaboración propia.

A.1. Control Sintético

En línea con [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#), [Abadie et al. \(2010\)](#), así como [Abadie et al. \(2015\)](#), asumiendo que tenemos $c+1$ países indexados como $i = 1, 2, 3, \dots, c+1$ en T períodos de tiempo $t = 1, 2, 3, \dots, T$, donde solo el país número 1 ($i = 1$), experimenta un 'tratamiento', por ejemplo, se ve afectado por protestas sociopolíticas, entonces se pueden utilizar los otros países que no fueron afectados por las protestas para 'construir' un contrafactual con el objetivo de simular lo que hubiera sucedido en ausencia de dichas protestas. A esto, se le conoce como Control Sintético en la literatura relacionada. Se tiene que existen T_0 periodos en los que el país afectado no está expuesto a las protestas, y se tiene T_1 periodos posteriores al desencadenamiento de las protestas, esto implica que $T_0 + T_1 = T$.

El efecto de las protestas sociopolíticas en Nicaragua está dado por $\alpha_{it} = Y_{it}^E - Y_{it}^N$. Donde Y_{it}^E es la variable de resultado de Nicaragua, en este caso, el PIB real per cápita, y Y_{it}^N es el PIB real per cápita que se estima combinando el PIB real per cápita de todos los demás países incluidos en la muestra i.e., los países que no estuvieron expuestos a las protestas. Dado que $i = 1$ es el país expuesto a las protestas, se tiene que estimar el efecto causal a partir de un modelo factorial que toma la siguiente forma:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \gamma_t \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Donde Y_{it}^N es la variable de resultado de los países que no estuvieron expuestos a las protestas sociopolíticas. δ_t es un factor común entre países, este es el llamado soporte común. δ_t es un vector desconocido de parámetros de tiempo y el elemento ε_{it} representa el término de error del modelo.

Para “construir” el contrafactual, se tiene que ponderar la información de los países, con el objetivo de obtener la mejor simulación del PIB real per cápita de Nicaragua, a partir del PIB de todos los demás países. Por tanto, se tiene que considerar un vector de $C \times 1$ elementos ponderados e indexados por $j = 2, 3, \dots, c+1$, entonces, se tiene que $(w_2, w_3, \dots, w_{c+1}) = W$, donde w_j representa las ponderaciones de cualquier país que se utiliza para conformar la serie de control sintético del PIB real per cápita de Nicaragua. Se debe tomar en cuenta que $0 \leq w_j \leq 1$ y $\sum_{j=2}^{c+1} w_j = 1$. Por tanto, los valores de la variable de resultado están dados por $\hat{Y}_{jt} = \sum_{j=2}^{c+1} w_j^* Y_{jt}$. Con estas ponderaciones (w_j^*), se busca minimizar el error de predicción cuadrática media (RMSPE, por sus siglas en inglés) definido: $\sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{c+1} w_j^* Y_{jt})^2}$, con el objetivo de obtener la mejor serie del PIB real per cápita de Nicaragua simulada (i.e., Nicaragua sintética), y poder afirmar que el resultado obtenido después de las protestas, es un efecto causal de este *shock* exógeno al PIB real per cápita.