



Una aproximación a los multiplicadores del gasto público en El Salvador

Pablo Amaya¹

Resumen

La ausencia de una política monetaria en el país aumenta la importancia de la política fiscal como instrumento para estimular el ciclo económico, las consecuencias de las decisiones que se tomen en torno a la misma, deben estar basadas en aproximaciones cercanas a su impacto en la economía. Este documento busca contribuir a la discusión técnica de la magnitud del multiplicador fiscal en El Salvador, por medio de estimaciones basadas en técnicas de panel, acorde a la disponibilidad de datos en el país. Los resultados revelan multiplicadores significativos y positivos ante incrementos en el gasto de consumo público que rondan entre 0.6 y 0.69 por ciento de impacto en la producción ante un incremento del gasto de consumo público del gobierno de magnitud 1 por ciento del PIB, con posibilidades de alcanzar, de forma acumulada, 0.8 en el largo plazo como mínimo. En cuanto al multiplicador de la inversión pública, se cree que el bajo nivel de este tipo de inversión podría estar limitando su potencial de incidir significativamente en el crecimiento económico del país.

Clasificación JEL: E62, E12, E32.

Palabras clave: multiplicador fiscal, política fiscal, ciclo económico.

1 Introducción²

La situación fiscal en El Salvador requiere de medidas orientadas a aliviar las presiones de la acumulación de pasivos de años anteriores, las consecuencias de las decisiones que se tomen en este contexto deben estar debidamente valoradas, tomando en cuenta que la economía es un juego de contrapartidas donde ocurren transferencias de riqueza entre los agentes que participan en ella.

La acumulación de la deuda del Sector Público No Financiero (SPNF) es el eje central de la discusión, con alrededor del 72.8% del Producto Interno Bruto (PIB) en 2018, su incidencia en las condiciones

¹El autor es economista senior del Banco Central de Reserva de El Salvador. Para comentarios contactar al autor a través de pablo.amaya@bcr.gob.sv. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Reserva de El Salvador.

²El autor agradece los comentarios de Dania López, José Serrano, Mario Silva, Marisela Rivas y Nelly García, colegas del Banco Central de Reserva de El Salvador (BCR), así como la colaboración de Roberto Aguilar y Karin Rodriguez, pasantes de investigación, en la realización de este documento.

en las que el país accede a financiamiento es evidente, pues los acreedores toman posiciones especulativas ante el deterioro de las calificaciones de riesgo que castigan los pasivos del país.

El alza en el ratio de la deuda pública tiene diversos orígenes, uno de los más importantes es el reconocimiento del pasivo previsional, certificados Fideicomiso de Obligaciones Previsionales (FOP), que ha contribuido al crecimiento acelerado del ratio de la deuda total, abonando 19 puntos del PIB en 2018. Por el lado de los ingresos, un bajo crecimiento económico que ronda el 2.2% en su nivel de tendencia en años recientes, aunado a la elusión y evasión fiscal, son elementos indiscutiblemente asociados a la problemática, así como presiones adicionales por parte del gasto.

La solución a la problemática tiene sus aristas identificadas y pueden ser clasificadas según su impacto en el tiempo; para el largo plazo, gracias a un mayor crecimiento económico que vitalice la recaudación tributaria en el futuro, o implementando una reforma del Sistema de Pensiones que sea sostenible en el tiempo. Mientras que para el corto plazo, se dispone de medidas inmediatas como el recorte del gasto público o el incremento de la recaudación tributaria.

La opción del recorte del gasto público podría tener consecuencias inmediatas en la economía. Aunque históricamente el gasto público se ha caracterizado por estar correlacionado de forma positiva al ciclo económico, han ocurrido episodios donde el rol de la política fiscal fue sugestivamente importante, como en la crisis reciente de 2009, donde el gasto de consumo público se mantuvo en términos de volumen (creció 7% en términos nominales) y continuó aportando al crecimiento en años posteriores con tasas del 3 al 11 por ciento, ayudando posiblemente a la recuperación.

La fuerte contracción de la demanda interna privada de dicho año se manifestó en la caída del consumo privado en magnitud del orden del 7% y de la inversión total en 28%³. La caída final de la economía fue en una cuantía menor que la originada por la contracción del gasto privado, de un nivel de 2.1%. En el año 2010 la economía inició de inmediato su proceso de recuperación registrando un crecimiento de 2.1%.

En cuanto a la inversión pública, la cuantificación de un recorte en el gasto de capital y su efecto en el crecimiento económico no es fácilmente identificable, debido a su magnitud y su relativa estabilidad en el tiempo. De manera desfavorable, la inversión pública ha representado un porcentaje relativamente bajo del PIB (en promedio 3% desde 1990 a la fecha); y los episodios que interrumpieron la relativa estabilidad del ratio son pocos, además son respuesta a eventos particulares que modificaron la infraestructura del país, dificultando aún más separar el crecimiento originado por una mayor inversión pública, del generado por el sector privado por su propia dinámica de recuperación⁴.

La existencia de trabajos aplicados que confirman multiplicadores del gasto público positivos en El Salvador, Garry y Rivas Valdivia (2016) y los obtenidos a partir de Karras (2011) y Schwinn (2015), sugieren que un ajuste sobre el gasto público podría tener consecuencias relevantes en el crecimen-

³Cálculos del autor con base a datos del BCR

⁴Dos son los picos identificados de la inversión pública, en 1992, el arranque del período post-guerra hizo que la inversión del sector público creciera en 1 punto porcentual del PIB; y en 2002 con la reconstrucción de los principales activos deteriorados por los terremotos del año 2001, que generó un crecimiento de la inversión pública en 28%.

to económico, sobre todo en el caso de economías dolarizadas donde la ausencia de una política monetaria refuerza a la política fiscal como único instrumento para modificar el ciclo en una magnitud relevante y deja por fuera los ajustes monetarios que varíen los efectos multiplicadores del gasto; por lo que su abordaje en un marco de discusión técnica favorece a una toma de decisiones más informada.

Este documento busca contribuir a la discusión sobre el impacto que las decisiones de política fiscal tienen sobre la producción, tratando de comprender de mejor manera el proceso de formación de las series, para elegir la mejor estrategia de estimación de multiplicadores del gasto público plausibles.

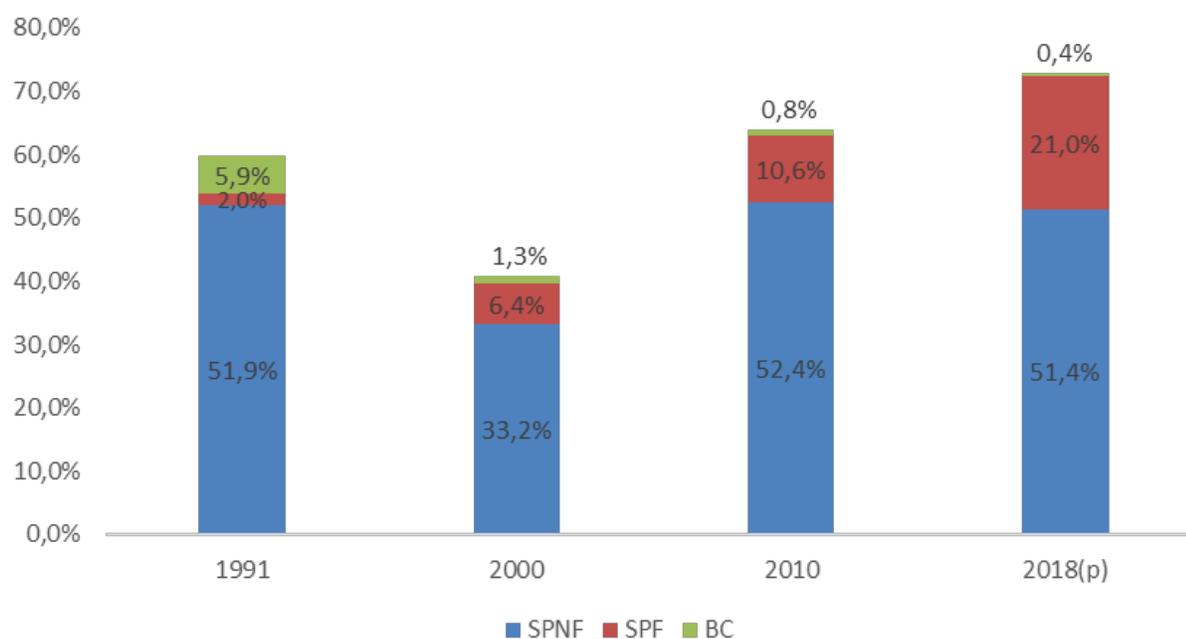
Investigaciones de este tipo contribuyen a ampliar la reducida literatura específica para el caso de El Salvador, debido a que los estudios que han abordado el tema de los multiplicadores para el país, han tenido un objetivo compartido en el estudio de los multiplicadores de la región (Estevão y Samake (2013) y Garry y Rivas Valdivia (2016)), o son menciones al país en investigaciones con objetivos académicos diferentes (Karras (2011) y Schwinn (2015)). En esta entrega, solo se abordaron los multiplicadores asociados al gasto público, dejando pendiente para posteriores trabajos, las estimaciones por el lado del ingreso disponible (impuestos menos transferencias corrientes)

Estimar multiplicadores fiscales en la actualidad sigue siendo una tarea espinosa, Batini, Eyraud y col. (2014) reconocen que existe un bajo consenso en torno a las magnitudes de los multiplicadores en los países, cuyos valores varían entre rangos significativos; Barro y Redlick (2011) hacen ver que no hay un modelo teórico único que esté acordado en la academia y Favero, Giavazzi y Perego (2011) concluyen que no se puede hablar de un multiplicador único entre países.

El documento se estructura en seis secciones, la primera de ellas aporta una breve descripción de la evolución de las principales variables fiscales en El Salvador, la segunda resume los principales elementos teóricos involucrados en la estimación de los multiplicadores fiscales, así como estrategias y datos disponibles. En las secciones tres y cuatro se detalla el proceso de estimación y resultados obtenidos de los multiplicadores del gasto de consumo público y de la inversión pública. En el quinto apartado se realiza la discusión de los resultados, contrastándolos en el marco de la evidencia y otros estudios realizados, para finalmente resumir en la última sección.

2 La historia fiscal en El Salvador

El Salvador es una economía dolarizada desde el año 2001, lo que ha presionado sobre la política fiscal como la única política disponible con impacto significativo para dirigir al ciclo, cuyo financiamiento se ha vuelto más difícil de obtener en años recientes. Los problemas se reflejan en una acumulación de deuda pública total de alrededor del 72.8% del Producto Interno Bruto (PIB) en 2018, de las cuales 51.4% corresponde al Sector Público No Financiero (SPNF); 21% al Sector Público Financiero (SPF), cuya mayor parte es derivada del FOP; y 0.4 al Banco Central (BC). (Véase figura 1)

Figura 1: El Salvador. Deuda Pública Total. Porcentaje del PIB de cada año

Fuente: Elaboración propia con datos del Ministerio de Hacienda y Banco Central de Reserva.

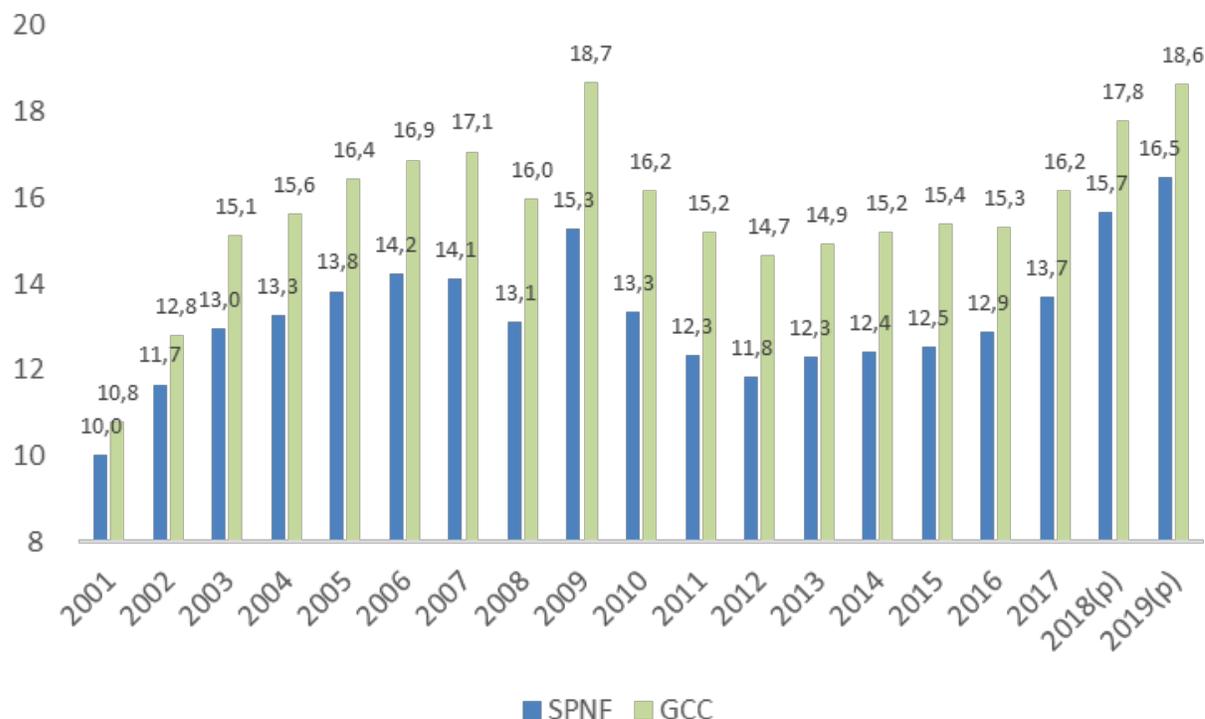
El alza en el ratio de la deuda pública tiene diversos orígenes, uno de los más importantes es el reconocimiento del pasivo previsional, certificados del FOP, que ha contribuido al crecimiento acelerado del ratio de la deuda total desde 2006, abonando 19 puntos del PIB en 2018⁵. Por el lado de los ingresos, un bajo crecimiento económico que ronda el 2.2% en su nivel de tendencia, aunado a la elusión y evasión fiscal, son elementos indiscutiblemente asociados a la problemática, así como presiones adicionales por parte del gasto.

Aunque la composición de la deuda pública es en su mayoría externa (50.4%), el riesgo es compartido con acreedores nacionales, ya que existe un alto porcentaje (49.6%) de la deuda que consume recursos internos, en forma de certificados del FOP, Eurobonos en poder de residentes, Letras del Tesoro Público (LETES), deuda de Empresas Públicas No Financieras y municipalidades principalmente⁶. Que podrían competir contra proyectos de inversión.

Los problemas de la deuda pública fueron más evidentes en el primer semestre de 2017, en abril de dicho año se incumplió el pago de capital e intereses de los Certificados de Inversión Previsional (CIP), lo que disparó el EMBI a 587 después de la noticia del impago selectivo, 222 puntos por arriba del latinoamericano para lo que restó del mes de abril, siendo 430 su promedio 2010-2016

⁵El FOP fue creado por decreto Legislativo en 2006, como un mecanismo para financiar para el pago de los beneficios a que se refieren los artículos 184, 186, 187, del 196 al 211, y el 215 de la Ley SAP, las pensiones de los jubilados del Instituto Salvadoreño del Seguro Social (ISSS) y el Instituto Nacional de Pensiones de los Empleados Públicos (INPEP), a partir de las cuentas privadas de los cotizantes del sistema de capitalización privado administrado por las Asociaciones de Fondos de Pensiones (AFP); por medio de las emisiones de Certificados de Inversión Previsional.

⁶Datos de BCR y Ministerio de Hacienda de 2019

Figura 2: El Salvador. Evolución del pago de intereses como porcentaje del Ingreso Corriente del GCC de cada año

Fuente: Elaboración propia con datos del Ministerio de Hacienda y Banco Central de Reserva.

y 438 entre 2018-2019.

De igual forma, el pago de intereses sobre la deuda ha venido creciendo, compitiendo con recursos para la política fiscal, pasando de representar 10.8% de los ingresos corrientes del Gobierno Central Consolidado (GCC) a 18.6% en 2019, haciendo un espiral de mayor gasto público y mayor castigo sobre la deuda. (Véase figura 2)

A pesar de esto, aunque limitado e históricamente correlacionado de forma positiva al ciclo económico, el gasto público ha tenido episodios donde el rol de la política fiscal fue sugestivamente importante, como en la crisis reciente de 2009, donde el gasto de consumo público se mantuvo en términos de volumen (creció 7% en términos nominales) y continuó aportando al crecimiento en años posteriores con tasas del 3 al 11 por ciento, ayudando posiblemente a la recuperación, ante una fuerte contracción de la demanda interna privada de dicho año. El consumo privado se redujo en magnitudes del orden del 7% y la inversión total lo hizo en 28%. La caída final de la economía fue en una cuantía menor que la originada por la contracción del gasto privado, de un nivel de 2.1%. En el año 2010 la economía inició de inmediato su proceso de recuperación registrando un crecimiento de 2.1%.

En el tiempo, el gasto de consumo público más las transferencias corrientes han venido creciendo en

Figura 3: El Salvador. Gasto de Consumo y Transferencias Corrientes del SPNF como porcentaje del PIB



Fuente: Elaboración propia con datos del Ministerio de Hacienda y Banco Central de Reserva.

relación al PIB, alcanzando 17.1 puntos del PIB e indicando un papel más importante en la economía del que ocupaba anteriormente (12.4%), por lo que su incidencia en el ciclo económico podría ser más importante en la actualidad. (Véase figura 3). Los programas sociales que se suscitaron después de 2009 podrían explicar dicho aumento: Bono Salud y Educación, Pensión Básica al Adulto Mayor, Apoyo Temporal al Ingreso (PATI) y a Veteranos de Guerra, Paquete Escolar, Alimentación y Becas Escolares, Vaso de Leche, Agricultura Familiar y Ciudad Mujer.

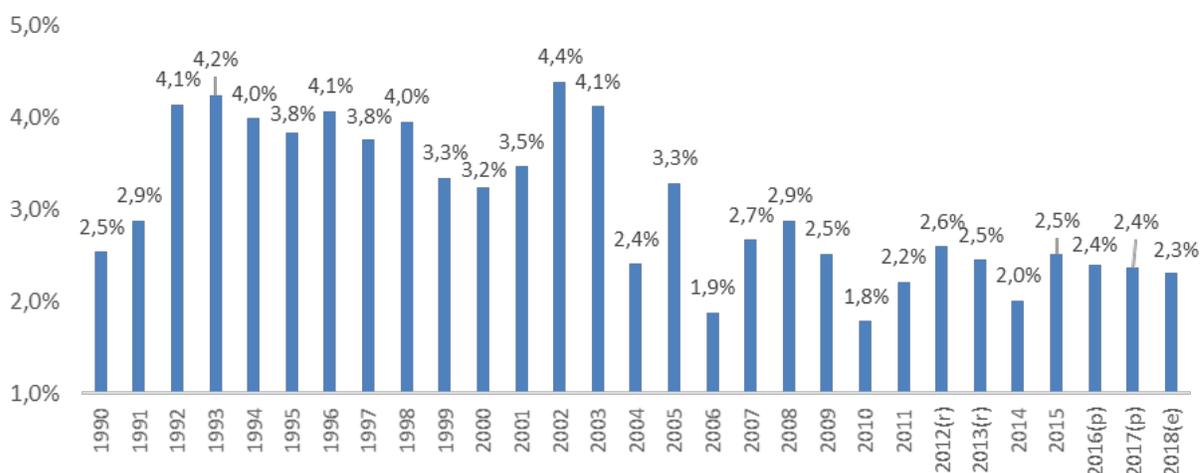
La inversión pública se ha comportado relativamente estable con dos momentos de destacada importancia. El primero recién firmados los acuerdos de paz en 1992 en el proceso de reconstrucción después de la guerra civil y en el 2001-2002 por el proceso de recuperación de infraestructura dañada por los terremotos del año 2001. Después de esos dos momentos, el ratio de Inversión Pública a PIB ha cedido terreno manteniendo un nivel bajo en 2.4% del PIB. (Véase figura 4)

La necesidad de financiamiento de la política fiscal es evidente en la evolución de la carga tributaria, los ingresos tributarios a PIB (netos de devoluciones) han crecido a pasos importantes (Véase figura 5) y han manifestado episodios interesantes que podrán ser objeto de estudio de futuras investigaciones, como el incremento del IVA en 1996 que coincidió con una caída en el crecimiento del PIB en el mismo año del orden de 4%.

3 La teoría de los multiplicadores fiscales

Los multiplicadores fiscales cuantifican el impacto de las políticas fiscales sobre el crecimiento económico de los países, su correcta estimación es fundamental para los tomadores de decisiones pues con ellos pueden maximizar o minimizar los efectos de sus decisiones en la población. La discusión teórica sobre los mecanismos que trabajan para generar dicho efecto es amplia y sus resultados

Figura 4: El Salvador. Formación Bruta de Capital Fijo Pública como porcentaje del PIB



Fuente: Elaboración propia con base en Banco Central de Reserva.

dependen en gran medida de las líneas de pensamiento que sustentan su identificación.

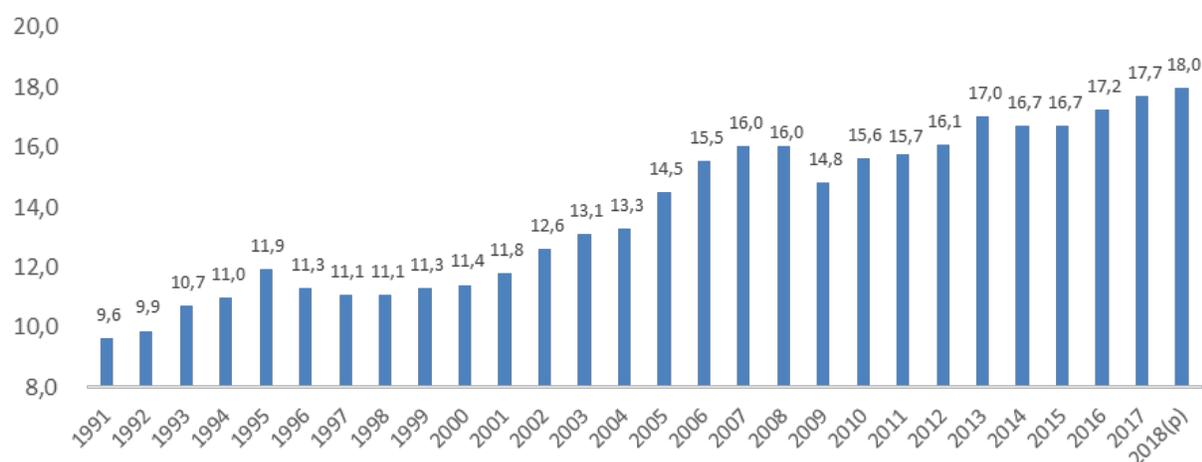
La visión neoclásica estándar de la participación del gobierno en la economía, implica un desplazamiento del consumo privado ante incrementos en el gasto del gobierno, derivado de la optimización que realiza el hogar representativo ante la inminente subida de impuestos en el futuro, pues el gobierno no puede endeudarse al infinito. La optimización es posible porque el agente puede ahorrar o endeudarse sin problemas en el mercado financiero a una tasa de interés de mercado.

Ante la caída del consumo, el hogar reduce el ocio, por lo que el incremento en la oferta de trabajo, ante precios flexibles, genera una caída del salario real con su respectiva consecuencia en la producción. El efecto final en el tiempo es una caída en la riqueza de los individuos. El valor del multiplicador es prácticamente cero en el largo plazo, en el extremo de la síntesis neoclásica.

Tal como lo resume Perotti, Reis y Ramey (2007), los modelos Neokeynesianos, se diferencian de los anteriores en que una expansión del gasto público conlleva a un aumento de la producción y de la riqueza de los hogares. Dicho aumento puede ser generado por el mecanismo de márgenes contracíclicos, por la existencia de rigideces nominales o por los retornos incrementales en las firmas.

En estos modelos un incremento del gasto del gobierno genera un crecimiento en la demanda de trabajo, que puede originarse por una caída en el margen de ganancia que estimula la acción contracíclica, el efecto combinado de una mayor demanda de bienes y rigideces nominales, o por el crecimiento en el número de empresas que operan en el sector.

El incremento en la demanda de trabajo aumenta el salario real, porque las presiones del alza de la tasa de interés no son lo suficientemente fuertes como para detener el crecimiento del producto, a pesar del aumento en la oferta de trabajo; o porque existen ganancias de productividad en la especialización de las firmas. En todos estos casos, los mayores salarios reales generan un aumento

Figura 5: El Salvador. Ingresos tributarios netos como porcentaje del PIB

Fuente: Elaboración propia con base en Banco Central de Reserva.

de la producción debido al mayor consumo, que se incrementa a su vez por la sustitución del ocio, siendo también posible que las restricciones de acceso al sistema financiero no permiten a una parte de la población acumular ahorro y por tanto consumen su mayor ingreso en el presente, lo que potencia la producción ante una política fiscal expansiva⁷.

Para la verificación empírica de estas relaciones, la literatura da cuenta de un conjunto de elementos comunes que gozan de algún nivel de consenso, uno de estos es el signo del multiplicador; destacan en número las investigaciones que encuentran un efecto positivo del aumento del gasto público sobre el PIB, pero heterogéneas en sus magnitudes.

Un ejemplo inevitable es Blanchard y Perotti (2002) quienes desarrollaron un modelo Estructural de Vectores Autorregresivos (SVAR por sus siglas en inglés) sobre datos de frecuencia trimestral para la economía de Estados Unidos, encontrando multiplicadores de gasto público positivos de magnitud de impacto entre 0.8 y 0.9 dólares por cada dólar gastado por el gobierno y negativos ante un shock de impuestos del orden de 0.69 y 0.70 ante un dólar adicional recaudado, todo a nivel trimestral. En ambos casos el signo del efecto sobre el PIB se mantiene, en el largo plazo.

Otros estudios reafirman los multiplicadores positivos del gasto, tal como Perotti, Reis y Ramey (2007), donde se realizó estimaciones basadas en Vectores Autorregresivos (VAR) sobre datos trimestrales para las economías de Estados Unidos, Australia, Canadá y el Reino Unido; reafirmó los multiplicadores acumulados positivos para la economía de Estados Unidos y encontró multiplicadores del mismo signo para Australia. Los multiplicadores del resto de países resultaron no significativos en al menos una de las especificaciones. Los efectos acumulados varían de 0.72-0.98 en Estados Unidos y 1.26-1.33 en Australia.

⁷Para una ampliación ver Galí, Lopez-Salido y Vallés (2006), Ravn, Schmitt-Grohé y Uribe (2006), Linnemann y Schabert (2003), Devereux, Head y Lapham (1996), Bilbiie, Ghironi y Melitz (2005), citados en Perotti, Reis y Ramey (2007).

Alesina y Ardagna (2010) y Almunia y col. (2009) también calcularon multiplicadores positivos pero menores que 1, para 27 y 30 economías de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) respectivamente; en el mismo sentido, Guajardo, Leigh y Pescatori (2011) encuentra una relación directa entre gasto público y crecimiento, lo que utilizó para demostrar que la consolidación fiscal (medidas fiscales orientadas a reducir el déficit presupuestario) reduce el PIB de las economías.

Perry y Vernengo (2011), motivados por un cuestionamiento evidente al pensamiento tradicional sobre el rol de la política fiscal en las economías, justificaron la importancia de la política fiscal con multiplicadores positivos, en especial en las etapas de recuperación del ciclo económico. Demostraron que los multiplicadores fiscales del “Nuevo Trato” habrían estado subestimados y que en la gran depresión, fue la combinación de una política fiscal subsidiada por la política monetaria, la que logró el éxito de la recuperación.

Adicionalmente, Restrepo y Rincón (2006) para Chile y Colombia en menor intensidad, Tiscordio Lazo y Bucacos (2008) en Uruguay en horizontes relativamente cortos, Karras (2011) y Schwinn (2015) para el panel conjunto de 62 economías; y Garry y Rivas Valdivia (2016), en promedio para la región de Centro América, República Dominicana, México y Panamá; encontraron que los multiplicadores fiscales son positivos, altamente significativos en algunos casos y con magnitudes bajas en otros. Estevão y Samake (2013) en Centro América encontraron que los recortes del gasto tienen efectos contractivos, sin embargo la consolidación fiscal proporciona mayores beneficios de crecimiento en al menos dos o cuatro años posteriores a su implementación.

Otros elementos comunes también se encuentran en los condicionantes de la magnitud de los multiplicadores, resumidos en la brecha del crecimiento, el nivel de apertura económica, los regímenes cambiarios, las rigideces del mercado de trabajo y recientemente el nivel de deuda pública y la volatilidad de la gestión fiscal; que según sean, truncan o potencian el poder expansivo de los mismos.

El primero de ellos fue abordado por Auerbach y Gorodnichenko (2010) y Batini, Callegari y Melina (2012), ambas investigaciones diferenciaron los multiplicadores en el ciclo económico, épocas de recesión versus épocas de expansión; encontraron que durante los períodos recesivos los multiplicadores tienen una mayor magnitud que durante los períodos expansivos, debido a que es menos probable que los choques expansivos desplacen el consumo o la inversión privada, cuando la economía está débil.

Favero, Giavazzi y Perego (2011) y Barrell, Holland y Hurst (2012) por otra parte, afirmaron que los multiplicadores fiscales disminuyen ante el incremento de la apertura de las economías y de la deuda de los países, aspectos reforzados por Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) y Karras (2011), este último abordó únicamente el factor de apertura económica.

En la misma línea del estudio de la deuda, Estevão y Samake (2013) centran su atención en los efectos negativos de la acumulación de deuda pública en los países, derivado de un aumento desmedido del gasto público para fines de recuperación económica; así como en las consolidaciones fiscales (reducción de gasto o incremento de impuestos), las cuales, según ellos, tienden hacia un efecto acumulado positivo en las economías.

Sobre esto último, Favero, Giavazzi y Perego (2011) advierten algunas inconsistencias que sostienen dicha hipótesis, ejemplifican que cuando FMI (2010) demostró la importancia de las restricciones presupuestarias de los gobiernos en la determinación de los multiplicadores, la serie truncó los ajustes de gasto e impuestos que obedecían a expansiones fiscales, provocando que el análisis fuera parcialmente sesgado hacia la consolidación, condicionando los resultados a favor de los mismos. Similar crítica fue realizada por Guajardo, Leigh y Pescatori (2011).

Por otra parte, algunos autores ponen en relieve la importancia de los regímenes cambiarios, Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011), Mendoza y Végh (2011) y Born, Juessen y Müller (2012) concluyeron que los países con esquemas más flexibles tienen multiplicadores fiscales esencialmente cero, producto de la apreciación ocasionada por un aumento del gasto fiscal, en línea con el modelo Mundell-Fleming. En esencia las magnitudes difieren entre países como consecuencia del grado en que las políticas monetarias reaccionan a los impulsos fiscales.

Batini, Eyraud y col. (2014) agregaron otros elementos vinculados a la gestión del gasto público, afirmando que las políticas monetarias expansivas y las bajas tasas de interés pueden atenuar los efectos negativos de una contracción en el gasto público, cuando esto es requerido en los países. Asimismo, abordaron el tema de la rigidez de los mercados laborales, donde países con mayor rigidez tienden a salarios menos flexibles, amplificando el efecto de cambio en la demanda sobre el producto. Esto último también afirmado por Cole y Ohanian (2004)

De manera reciente, Schwinn (2015) formalizó el efecto de la volatilidad de la política fiscal sobre el multiplicador del gasto. Demostró que la volatilidad es un factor que reduce los niveles de los mismos, ya que los agentes le dan seguimiento a los movimientos que realiza el gobierno en torno a la política fiscal, que mientras más volátiles son, dificultan la formación de expectativas adecuadas, reduciendo la efectividad de la misma. Este elemento fue resaltado anteriormente por Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) para los países en desarrollo.

A pesar de contar con una vasta literatura, Barro y Redlick (2011) y Batini, Eyraud y col. (2014) ponen en relieve el bajo consenso respecto al nivel de los multiplicadores en la literatura e inclusive la ausencia de un modelo teórico único, sobre todo en las economías emergentes y países de bajo ingreso. Esta falta de consenso está presente también en las estrategias de estimación, aunque en un menor nivel ya que depende de la disponibilidad de datos en los países.

En cuanto a las estrategias de estimación están algunos autores que utilizan las estimaciones dinámicas basadas en VAR sobre datos individuales, Blanchard y Perotti (2002), Perotti, Reis y Ramey (2007) y Perry y Vernengo (2011), algunos de ellos con por lo menos 173 períodos de análisis; así como Garry y Rivas Valdivia (2016), Restrepo y Rincón (2006) y Tiscordio Lazo y Bucacos (2008) con aplicaciones para Latinoamérica. Estevão y Samake (2013) utilizan un Structural Vector Error-Correction Model (SVECM) con restricciones financieras, aplicado a datos anuales de varios países de forma individual, con el objetivo de evaluar los impactos de la acumulación de deuda de los países en los multiplicadores fiscales.

También se han estimado multiplicadores fiscales utilizando metodologías basadas en Modelos de

Equilibrio General Dinámico Estocástico, DSGE, (Barrell, Holland y Hurst (2012) y Cole y Ohanian (2004)), los que gozan de la ventaja de incorporar una visión sistémica de la estimación. Perendia, Tsoukis y col. (2012) basados en un DSGE de tamaño medio, encontrando multiplicadores similares a los Keynesianos, con alto impacto positivo en el producto y un efecto positivo en el consumo.

Karras (2011) y Schwinn (2015), por otra parte son un ejemplo de estimaciones dinámicas grupales basadas en datos de panel, quienes utilizan registros anuales de las economías disponibles en la base de datos del Penn World Table y otras fuentes alternativas. Estrategias basadas en panel también están disponibles en Afonso (2006), Alesina y Ardagna (2010), Almunia y col. (2009), Auerbach y Gorodnichenko (2010), Batini, Callegari y Melina (2012), Favero, Giavazzi y Perego (2011), FMI (2010), Guajardo, Leigh y Pescatori (2011) y Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011).

La elección de una estrategia adecuada depende en mucho sentido de los datos disponibles. Batini, Eyraud y col. (2014), Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) y Perotti, Reis y Ramey (2007) hacen ver las limitantes de modelar multiplicadores con la metodología de VAR estructural, ya que esta requiere, además de datos de alta frecuencia, series largas de tiempo, que no están disponibles en algunos países avanzados, así como en economías emergentes. Un ejemplo de este argumento es Perotti, Reis y Ramey (2007), quien hace estimaciones VAR sobre una selección de países fuera de Estados Unidos, utilizando aquellos que aseguren series largas con datos trimestrales, su muestra final incluye únicamente a tres países: Australia (1959 - 2006), Canadá (1961 - 2006) y el Reino Unido (1963 - 2006).

Por otra parte, Garry y Rivas Valdivia (2016) resumen las ventajas y limitantes de la estimación de multiplicadores a partir del uso de DSGE, los que en principio gozan de la fortaleza de un entorno holístico pero son altamente sensibles a los supuestos que se realicen respecto a los parámetros.

Finalmente Favero, Giavazzi y Perego (2011) hacen ver que el uso de estrategias de panel tiene la ventaja de aumentar la información disponible, ya que incorpora las reacciones del crecimiento de varias economías ante cambios en el gasto público, lo que es muy útil en este tipo de trabajos, porque encontrar choques exógenos en las series individuales de los países en ocasiones es difícil. No obstante, los mismos autores advierten que en las metodologías de panel la heterogeneidad entre los países es amplia y puede deberse a los cambios en los determinantes de los multiplicadores, lo que en ocasiones no se toma en cuenta en las investigaciones de este tipo.

Independientemente de la estrategia que se elija, la misma no puede estar ajena a la necesidad que exige el realismo de la modelación. Larski (2012) enfatiza la importancia de procurar una estrategia de modelación adecuada, hace énfasis en la priorización del realismo científico por sobre la elección del modelo, indicando que el instrumento debe estar pensado en función de la capacidad del mismo para representar la realidad. Por lo tanto, un paso obligado para estimar multiplicadores en el país, es la discusión sobre los datos disponibles y como esto condiciona la estrategia de estimación.

3.1 Los datos disponibles para la estimación de multiplicadores fiscales y la elección de una estrategia adecuada

La discusión sobre la idoneidad de los datos no es un tema de importancia inferior en el país, es particularmente difícil encontrar series de alta frecuencia formadas para períodos largos de tiempo. Las únicas series que se aproximan a esta característica son las del Sistema de Estadísticas Fiscales publicado por el BCR, sin embargo están registradas en base caja, lo que significa que el registro del gasto se realiza cuando ocurre la transferencia de fondos, que en algunos casos, no coincide con el momento en que se “devenga” dicho gasto.

El uso de datos de alta frecuencia base caja para estimaciones en El Salvador puede generar distorsión en los resultados de los multiplicadores, en especial los de corto plazo. Los rezagos entre la generación de la producción y los desembolsos por parte del Ministerio de Hacienda, debido a problemas de liquidez o por el uso de la banca por parte de los proveedores, es un obstáculo adicional para que los modelos recuperen el verdadero impacto del gobierno en la economía ⁸.

Una alternativa es el uso de datos anuales de la contabilidad nacional (base devengado), pero están disponibles en serie desde 1990 a la fecha, lo que limitaría la conformación de un VAR representativo, el cual contaría únicamente con 26 registros.

Debido a estas consideraciones, para el caso de la estimación del Multiplicador del Gasto Público, se consideró como una alternativa razonable el uso de datos de panel basados en la contabilidad nacional, como los que están disponibles en la base de datos del Penn World Table 9.0 (PWT). Otros esfuerzos basados en datos base caja, deberán lidiar con las limitantes aquí planteadas; no obstante, los resultados de estos estudios podrán compararse con los obtenidos con el panel aquí propuesto

Los registros de PWT9.0 están valorados en poder de paridad de compra (PPP por sus siglas en inglés) por lo que facilitan la comparación entre países, como bien lo explican Feenstra, Inklaar y Timmer (2015). Como se mencionó anteriormente, hay evidencia extendida de trabajos que utilizaron este tipo de estrategia, aprovechando las ganancias de la información mencionadas por Favero, Giavazzi y Perego (2011), algunos de los cuales se apoyaron en el uso del PWT.

Un problema de utilizar esta fuente, es que PWT no compila datos de inversión pública para los países, por lo que en el caso del multiplicador de la inversión, se optó por complementar la base de datos con otras fuentes como el World Development Indicator (WDI), aunque los registros resultaron limitados.

⁸La serie desde 1994 a 2016 de compras de bienes y servicios del gasto corriente del Gobierno Central (base caja) refleja que el pago a proveedores no es constante durante el año. El repunte del pago a los proveedores del GOES, tradicionalmente ha sido en el mes de diciembre de cada año, y cambió a mayo a partir de 2012 a la fecha. Este comportamiento de la serie evidencia las limitantes planteadas anteriormente, cuando se trabaja con registros base caja sub anuales, es probable que dicho repunte obedezca a la disponibilidad de liquidez del Gobierno, más que al momento de la realización de las compras y por ende la producción.

4 El multiplicador del gasto de consumo público

Con una estrategia de panel y haciendo uso de los datos del PWT9.0, se procedió a realizar la estimación del multiplicador del gasto público para el país. Karras (2011) y Schwinn (2015) basan su modelo en Hall (2009), parten de una especificación básica del crecimiento económico de los países $y_{i,t}$, como una función de los cambios en el consumo público de los gobiernos $g_{i,t}$, más un set de variables de control que capturan la variabilidad entre individuos y en el tiempo (z_i y w_t) resultando la ecuación 1.

$$y_{i,t} = z_i + w_t + \beta g_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Donde:

$$y_{i,t} = \frac{\text{rgdpna}_{i,t} - \text{rgdpna}_{i,t-1}}{\text{rgdpna}_{i,t-1}} \quad (2)$$

$$g_{i,t} = \frac{\text{csh_g}_{i,t} \times \text{rgdpna}_{i,t} - \text{csh_g}_{i,t-1} \times \text{rgdpna}_{i,t-1}}{\text{rgdpna}_{i,t-1}} \quad (3)$$

con rgdpna es el PIB real a precios constantes de 2011 en millones de dólares⁹, csh_g es la tasa de participación del consumo del gobierno en el PIB en PPP, β es el multiplicador de impacto, z_i representa los efectos fijos transversales, y w_t representa los efectos fijos de tiempo.

En su versión condicionada, por ejemplo por la apertura comercial de los países ($\text{open}_{i,t}$), el multiplicador del gasto público se obtiene al derivar la ecuación 1 modificada, respecto a g :

$$\frac{\partial y}{\partial g} = z_i + w_t + \beta g_{i,t} + \beta^{\text{open}} g_{i,t} \text{open}_{i,t} \quad (4)$$

$$\frac{\partial y}{\partial g} = \beta + \beta^{\text{open}} \text{open}_{i,t} \quad (5)$$

De tal forma que el multiplicador se expresa como

$$\beta = \beta^g + \beta^{\text{open}} \text{open}_{i,t} \quad (6)$$

donde la lista de condicionantes “explícitos” se amplía según se incorporan a la ecuación. Por construcción, la variable g denota que los choques fiscales están expresados como porcentaje del PIB real.

Una extensión del modelo fue utilizada por estos autores para realizar estimaciones dinámicas sobre la base del panel. La ecuación 7 incluye la lista de condicionantes disponibles en PWT9.0 para corregir la magnitud del multiplicador del gasto y corresponden a la brecha del productos (gap) y la volatilidad (σ^k) que se unen a la apertura económica. Los efectos fijos entre economías, cumplen con

⁹rgdpna fue elegido por recomendación de Feenstra, Inklaar y Timmer (2015), quienes exponen que esta variable es ideal para la comparación entre países. Los datos para rgdpna en PWT9.0 ya no están expresados en niveles per cápita, lo que representa una diferencia con los datos utilizados por Karras (2011) y Schwinn (2015).

la función de capturar las características inobservables que también modificarían la magnitud del multiplicador y que no son abordados de forma explícita en la especificación, tales como mercados laborales, ineficiencias institucionales, etc.; el abordaje de la deuda y el tipo de cambio se explica más adelante. La extensión del modelo queda expresada de la forma:

$$y_{i,t} = z_i + w_t + \sum_{j=1}^J \alpha_j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^J \left(\beta_j g_{i,t-j} + \beta_j^{\text{open}} g_{i,t-j} \text{open}_{i,t-j} + \beta_j^{\text{gap}} g_{i,t-j} \text{gap}_{i,t-j} + \beta_j^{\sigma} g_{i,t-j} \sigma_{g_{i,t-j}}^k \right) + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

Siendo:

$$\text{open}_{i,t} = \text{csh_x} + \text{csh_m} \quad (8)$$

$$\text{gap}_{i,t} = \frac{\text{rgdpna}_{i,t} - \text{rgdpnahpt}_{i,t}}{\text{rgdpnahpt}_{i,t}} \quad (9)$$

$$\sigma_{g_{i,t}}^k = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{d=1}^k \left(g_{i,t-d} - \frac{1}{k} \sum_{l=1}^k g_{i,t-l} \right)^2} \quad (10)$$

Donde csh_x es la tasa de participación de las exportaciones en el PIB en PPP, csh_m es la tasa de participación de las importaciones en el PIB en PPP, y rgdpnahpt es la tendencia de rgdpna estimada mediante Hodrick y Prescott.

Al utilizar la especificación dinámica, el multiplicador de largo plazo es el resultado de aplicar la ecuación 11¹⁰:

$$\frac{\sum_{j=1}^J \left(\beta_j + \beta_j^{\sigma} \times \sigma_{g_{i,t}}^k + \beta_j^{\text{open}} \text{open}_{g_{i,t}}^k + \beta_j^{\text{gap}} \text{gap}_{g_{i,t}}^k \right)}{1 - \sum_{j=1}^J \alpha_j} \quad (11)$$

Para realizar el control de endogeneidad sobre las especificaciones dinámicas, se continúa con la construcción de una variable instrumental que represente un choque exógeno del gasto de consumo público. El problema de endogeneidad mencionado en la literatura, se refiere a la dependencia del consumo público respecto al ciclo de la economía, en la medida que cuando el crecimiento económico aumenta, los ingresos suben y los gobiernos gastan en mayor cuantía; así como erogan menos durante la contracción del crecimiento. Esta relación genera la endogeneidad entre gasto público y crecimiento económico, sobre todo en registros anuales.

La corrección consiste en estimar el panel en dos momentos, en un primer momento extrayendo de los choques fiscales el efecto explicativo del crecimiento, utilizando la ecuación 12, donde a_i y b_t

¹⁰Schwinn (2015) determinó que $k=6$ para la estimación de la volatilidad es un horizonte correcto, y $J=2$ para los rezagos de la especificación dinámica pues los criterios de información utilizados así lo sugieren (páginas 41-46). Dicha elección se confirmó en esta investigación según se detalla en Anexo 2. Para la estimación de Hodrick y Prescott recomendó $\square=6.25$; valores que fueron retomados en este documento.

expresan los efectos fijos y de tiempo respectivos:

$$g_{i,t} = a_i + b_t + \sum_{j=1}^J \phi_j y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^J \theta_j g_{i,t-j} + u_{i,t}^g \quad (12)$$

Los residuos de la ecuación 12, se utilizan como choques fiscales para volver a calcular la ecuación 7 quedando expresada como la ecuación 13, donde $u_{i,t-j}$ representa a los choques de gasto público corregidos por endogeneidad.

$$y_{i,t} = v_i + w_t + \sum_{j=1}^J \alpha_j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^J \left(\beta_j u_{i,t-j} + \beta_j^{\text{open}} u_{i,t-j} \text{open}_{i,t-j} + \beta_j^{\text{gap}} u_{i,t-j} \text{gap}_{i,t-j} + \beta_j^{\sigma} u_{i,t-j} \sigma_{u_{i,t-j}}^k \right) + e_{i,t} \quad (13)$$

Karras (2011) y Schwinn (2015) utilizaron un panel balanceado de 62 economías incorporadas en las bases de datos de PWT6.1 y PWT8.0 respectivamente, descritas en el Anexo 2. No obstante, la muestra posee cambios estructurales, es decir que los coeficientes no se sostienen a lo largo de la muestra, resultado esperado dada la alta heterogeneidad de los países incorporados. Los multiplicadores que se obtengan de ella no podrían ser considerados representativos de economías como la de El Salvador. El anexo 3 contiene los detalles de aplicar la prueba de Quandt-Andrews para puntos de quiebre desconocidos para la muestra completa de 62 economías.

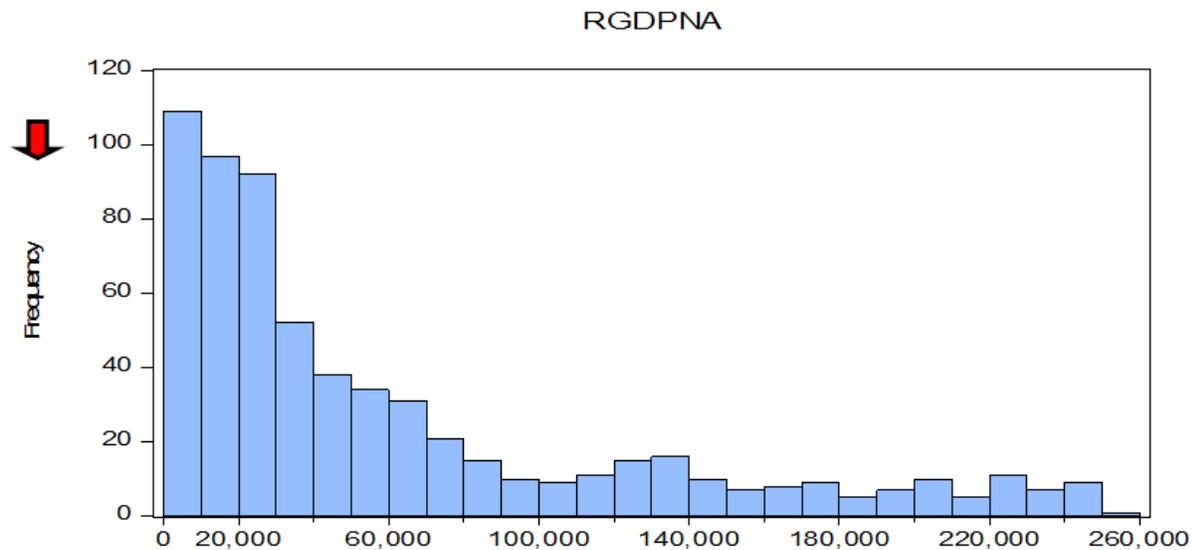
La consecuente medida para llegar a estimaciones más adecuadas para el país, es aproximarse a las características de la economía salvadoreña mediante una serie de submuestras que permitan reducir la heterogeneidad del panel y evitar los cambios estructurales.

Dos submuestras fueron creadas para este objetivo y dos más de contraste que buscan complementar el análisis para mayor robustez, las dos submuestras principales buscan un equilibrio entre mayor información y homogeneidad de las economías. La primera retoma a países que tengan una población entre 4 y 8 millones de persona, al mismo tiempo que elimina aquellas economías cuyo PIB real, en PPP, sobrepase en el extremo superior de la distribución, dejando un límite de 250 mil millones de dólares constantes de 2011. Esta submuestra, tiene una distribución de PIB real sesgada hacia la izquierda como se muestra en el Gráfico 6, El Salvador tiene un PIB real promedio de 25 mil millones de dólares internacionales en PWT9.0, que se ubica en la parte con mayor representatividad del grupo de países seleccionados.

Los integrantes de la submuestra son los países de Congo, Costa Rica, Dinamarca, El Salvador, Finlandia, Honduras, Irlanda, Israel, Nueva Zelanda y Paraguay. La inclusión explícita de los condicionantes de los multiplicadores en las regresiones y la presencia de efectos fijos, permitió ponderar las características que modifican la magnitud de los mismos, según la ecuación 7. Los resultados para esta submuestra se presentan en las columnas 1 y 2 de los Cuadros 1 y 2.

La submuestra cumple con el objetivo de corregir los cambios estructurales de las estimaciones sobre la muestra completa, indicando que no existe ganancia en la regresión si se realiza la segmentación

Figura 6: Distribución del PIB real en poder de paridad de compra para submuestra de 4-8 millones de población y PIB real menor a 250 mil millones.



Fuente: Cálculos del autor con base en PWT9.0.

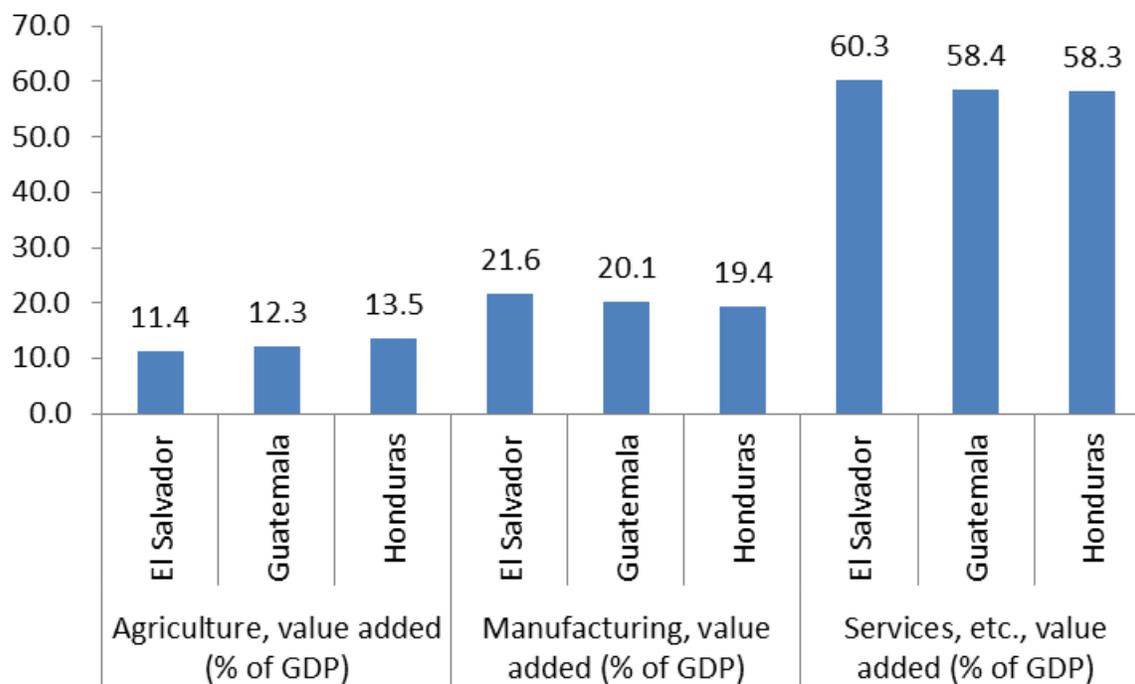
de la submuestra elegida, por lo que los coeficientes son estables a lo largo de las economías que lo componen. (Ver anexo 4)

No obstante la representatividad de la primera submuestra, se decidió incluir una segunda para mayor control de los resultados, clasificando a las economías según su nivel de Ingreso, utilizando la clasificación de países del Banco Mundial, con datos a 2014 (final del período analizado), Bolivia, Congo, Egipto, El Salvador, Guatemala, Honduras, India, Kenia, Marruecos, Nigeria, Pakistán, Filipinas y Sri Lanka, países clasificados como de Ingreso Medio Bajo, que en su mayoría han mantenido la clasificación desde 2010, excepto Sri Lanka que con datos a 2014, cambió de categoría de Ingreso Bajo a Ingreso Medio Bajo. Los resultados para este segundo agrupamiento son muy similares a los obtenidos con la primera submuestra, los cuales se encuentran en las columnas 2 y 3 del cuadros 1 y 2.

Las estimaciones para la muestra completa de Karras (2011) y Schwinn (2015) (62 economías), en su mayoría muestra pequeñas diferencias con respecto a los obtenidos en las primeras dos estimaciones, (columnas 4 y 5 de los cuadros 1 y 2), lo que representaría la ganancia del agrupamiento por economías menos heterogéneas.

Otras submuestras fueron construidas para contrastar las estimaciones del multiplicador, buscando identificar lo que ocurre con las estimaciones si la muestra completa se agrupa bajo otros criterios de semejanza con la economía salvadoreña, de tal forma que los multiplicadores obtenidos de esas submuestras adicionales aportarían mayor información respecto a si los mismos estarían siendo sobrestimados o subestimados por las submuestras principales.

Figura 7: Estructuras de valor agregado respecto al PIB. Promedio 2001-2015



Fuente: wdi.

Se optó por aislar a las economías de Guatemala, Honduras y El Salvador (Triángulo Norte), las ganancias en su conformación es la mayor cercanía geográfica, la proximidad entre las estructuras de valor agregado que generan encadenamientos similares entre sectores (véase gráfico 7), historia económica compartida y en cierta medida por sus semejanzas institucionales. No obstante, sacrifica información importante al contener únicamente a 3 economías aportando su experiencia con choques fiscales.

Los resultados de las estimaciones reflejaron multiplicadores superiores a la unidad tanto en el corto (1.14) y el largo plazo (2.19), aportando algún nivel de evidencia que los multiplicadores obtenidos por las submuestras principales no estarían sobreestimados.

Otra submuestra buscó el control por nivel de deuda pública y espacio fiscal. La elección de los integrantes de este nuevo agrupamiento estuvo basada en Moody's (2016) donde se clasifican las economías según los niveles de acumulación de deuda pública a PIB y la participación de los intereses pagados por deuda en los ingresos del gobierno. La submuestra en este grupo se conformó por Uruguay, Colombia, Honduras, Costa Rica, Argentina y El Salvador, clasificados como economías con alto o muy alto nivel de deuda pública y moderada o alta asequibilidad de la deuda ¹¹.

¹¹Moody's (2016), pag. 7. Costa Rica con baja asequibilidad de la deuda

Columnas 7 y 8 de los cuadros 1 y 2.

Dado que dicha submuestra incluye choques fiscales ocurridos durante el período 1950-2014, se pensó en controlarla adicionalmente por el tiempo, asumiendo que la condición de endeudamiento y liquidez de los países es una situación reciente, por tanto es ideal capturar la respuesta de estas economías ante choques de deuda en un entorno actual, para verificar si la submuestra larga estaría sobreestimando los multiplicadores pues sus choques también se dieron bajo probables escenarios con suficiente holgura fiscal en el pasado. Columnas 9 y 10 de los cuadros 1 y 2.

Para todas las submuestras se presentan las estimaciones de mejor ajuste. Se confirma la alta significancia del shock contemporáneo a lo largo de todas las especificaciones, con signo positivo y niveles de por lo menos 0.5 en todas las muestras, incluso en las controladas por endogeneidad. El control por endogeneidad ayudó a calibrar las magnitudes de los coeficientes, robusteciendo las estimaciones, ya que en ninguno de los casos los signos de los efectos cambian, siempre se mantienen.

Se observa que las hipótesis de la literatura se confirman en las muestras amplias, debido a la mayor representatividad de las economías. La apertura económica como condicionante negativo del multiplicador, etapas expansivas del ciclo económico disminuyen la magnitud del multiplicador y la alta volatilidad de la gestión pública no permite la formación adecuada de expectativas en los agentes.

El resto de características no explícitas en la estimación como rigideces en los mercados laborales, el tipo de cambio, etc. están siendo capturadas, en parte, por los efectos fijos de la regresión ¹². Sobre la hipótesis de endeudamiento, la ausencia de series largas del stock de deuda de los países, en especial en El Salvador, conllevó a utilizar la estrategia de submuestra del panel. Las estimaciones para las dos submuestras pertinentes a la deuda, no revelan una disminución de los efectos del shock sobre el crecimiento, con respecto a las muestras controladas por población y PIB y las economías de Ingreso Medio Bajo.

El tema de la volatilidad, aunque algo novedoso en la literatura de los multiplicadores es un aspecto importante a tomar en cuenta para la determinación de las políticas que afecten el gasto público. El efecto es marcadamente significativo y negativo en 2 de las 5 muestras.

De forma preliminar, los multiplicadores del gasto público estimados para un entorno reciente, final de la muestra de PWT9.0, promedio 2010-2014 (open: 0.564191782, gap: -0.002823483 y sigma: 0.004205079), dan cuenta de un multiplicador de impacto de entre 0.6 y 0.7; y 0.8 como mínimo en el largo plazo. (Cuadro 3)

¹²Se probó la inclusión de una medida de volatilidad del tipo de cambio nominal, con el intento de capturar el grado de flexibilidad de los regímenes cambiarios. Los resultados indican que la inclusión de manera explícita de la medida de tipo de cambio, aunque presenta un signo coherente con la hipótesis de tipos flexibles y su efecto reductor del multiplicador, resulta no significativo en la submuestra principal. El anexo 5 contiene el detalle de las estimaciones realizadas.

¹³La incorporación del GAP en la estimación de corto plazo (primera columna de cada muestra), resultó con un signo contrario al esperado por la teoría, por lo que fue excluida en estas regresiones. Los efectos fijos de las muestras fueron confirmados mediante Test de Hausman al 5%, rechazando la hipótesis nula de no especificación errónea bajo efectos aleatorios.

Tabla 1: Estimaciones de mejor ajuste sobre las muestras¹³

por efectos fijos transversales y de tiempo

	Variable dependiente: Y				
	4-8pop M250Kmill	Economías de Ingreso Medio Bajo	Total	Alto endeudamiento y similar espacio fiscal	
	economías→ 10	13	62	1950-2014 6	1990-2014 6
Ecuación 1					
C	0,034 ***	0,040 ***	0,035 ***	0,032 ***	0,034 ***
Choque Fiscal	0,709 ***	0,544 ***	0,871 ***	0,816 ***	0,767 ***
G*SIGMA	-5,382 ***	-3,884 ***	-5,347 ***		
G*OPEN			-0,332 ***		
Observaciones	569	744	3573	384	150
R2 ajustado	0,203	0,140	0,242	0,273	0,390
F- Estadístico	3,132	2,698	10,436	3,088	4,169
Prueba de Hausman (prob.)	0,008	0,008	0,000	0,001	
Ecuación 7					
C	0,023 ***	0,027 ***	0,025 ***	0,029 ***	0,026 ***
Y(-1)	0,305 ***	0,190 ***	0,235 ***	0,135 **	0,219 **
Y(-2)	0,056	0,147 ***	0,065 ***	-0,104 *	-0,060
Choque Fiscal	0,514 ***	0,479 ***	0,856 ***	0,620 ***	0,610 **
Choque Fiscal (-1)	0,074	0,068	-0,170 ***	0,256	0,505 *
Choque Fiscal (-2)	-0,216 *	-0,097	-0,132 **	0,224	0,119
G*SIGMA	-5,328 ***	-5,092 ***	-6,139 ***		
G(-1)*SIGMA(-1)	-0,536	0,111	2,352 **		
G(-2)*SIGMA(-2)	2,428 *	0,754	-0,029		
G*OPEN			-0,450 ***		
G(-1)*OPEN(-1)			0,099		
G(-2)*OPEN(-2)			0,176		
G*GAP	5,281 ***	1,532	2,831 ***		
G(-1)*GAP(-1)	-10,266 ***	-9,984 ***	-9,595 ***		
G(-2)*GAP(-2)	-6,452 ***	-5,555 ***	-2,886 ***		
Observaciones	549	718	3449	372	138
R2 ajustado	0,350	0,294	0,333	0,310	0,447
F- Estadístico	4,932	4,821	14,213	3,352	4,454

*** p<0.01

** p<0.05

* p<0.10

Fuente: Cálculos del autor con base en PWT9.0.

Tabla 2: Estimaciones de mejor ajuste sobre las muestras controladas por endogeneidad, efectos agregados, por efectos fijos transversales y de tiempo

	4-8pop M250Kmill	Economías de Ingreso Medio Bajo	Total	Alto endeudamiento y similar espacio fiscal	
economías→	10	13	62	1950-2014 6	1990-2014 6
Ecuación 1					
Efectos sin control					
Efecto inercia	0.709	0.544	0.871	0.816	0.767
Efecto gasto público	-5.382	-3.884	-5.347		
Efecto volatilidad			-0.332		
Ecuación 13					
c	0,022 ***	0,029 ***	0,027 ***	0,035 ***	0,025 ***
Y(-1)	0,373 ***	0,239 ***	0,274 ***	0,122 **	0,21 **
Y(-2)	0,037	0,104 ***	0,045 ***	0,115 **	0,047
Choque Fiscal	0,642 ***	0,53 ***	0,826 ***	0,653 ***	0,732 **
Choque Fiscal (-1)	-0,038	0,046	-0,054	0,324 *	0,864 ***
Choque Fiscal (-2)	-0,114	-0,051	-0,042	0,419 **	0,516 *
G*SIGMA	-8,324 ***	-5,682 ***	-5,571 ***		
G(-1)*SIGMA(-1)	1,017	0,148	2,001 **		
G(-2)*SIGMA(-2)	2,217	0,395	0,137		
G*OPEN			-0,405 ***		
G(-1)*OPEN(-1)			-0,049		
G(-2)*OPEN(-2)			0,052		
G*GAP	4,18 *	-3,141 *	1,906 *		
G(-1)*GAP(-1)	-2,603	4,776 ***	-2,974 ***		
G(-2)*GAP(-2)	-3,006	-4,025 **	0,184		
Observaciones	529	692	3325	360	126
R2 ajustado	0,292	0,22	0,313	0,33	0,432
F- Estadístico	3,98	3,567	12,849	3,566	4,164
Efectos sin control					
Efecto inercia	0,361	0,337	0,3	0,032	0,159
Efecto gasto público	0,372	0,45	0,554	1,1	1,234
Efecto volatilidad	-3,436	-4,227	-3,817		
Efecto apertura			-0,175		
Efecto brecha	-11,438	-14,007	-9,651		
Efectos controlados					
Efecto inercia	0,41	0,343	0,319	0,007	0,257
Efecto gasto público	0,489	0,526	0,729	1,395	2,112
Efecto volatilidad	-5,09	-5,138	-3,432		
Efecto apertura			-0,402		
Efecto brecha	-1,428	-11,942	-0,884		

*** p<0.01

** p<0.05

* p<0.10

Fuente: Cálculos del autor con base en PWT9.0.

Tabla 3: Multiplicadores Fiscales por submuestra con efectos fijos transversales y de tiempo

Muestra	4-8pop M250Kmill		Economías de Ingreso Medio Bajo		Total		Alto endeudamiento y similar espacio fiscal 1950-2014 1990-2014			
	economías→									
	10		13		62		6		6	
Plazo	Corto	Largo	Corto	Largo	Corto	Largo	Corto	Largo	Corto	Largo
Muestra sin control	0.69	0.61	0.53	0.71	0.66	0.67	0.82	1.14	0.77	1.47
Controlado por endogeneidad		0.80		0.82		0.72		1.41		2.84

Fuente: Cálculos del autor.

Los multiplicadores obtenidos para el caso de las submuestras principales (4-8 pop M250Kmill y Economías de Ingreso Medio Bajo) son superiores a los obtenidos a partir de la muestra completa (Total). Lo que implica que los cambios estructurales de la muestra total tenían algún nivel de afectación en la determinación de la magnitud de los multiplicadores de economías de menor desarrollo. El contraste con el Triángulo Norte sugiere que los obtenidos a partir de las submuestras principales no están sobreestimados.

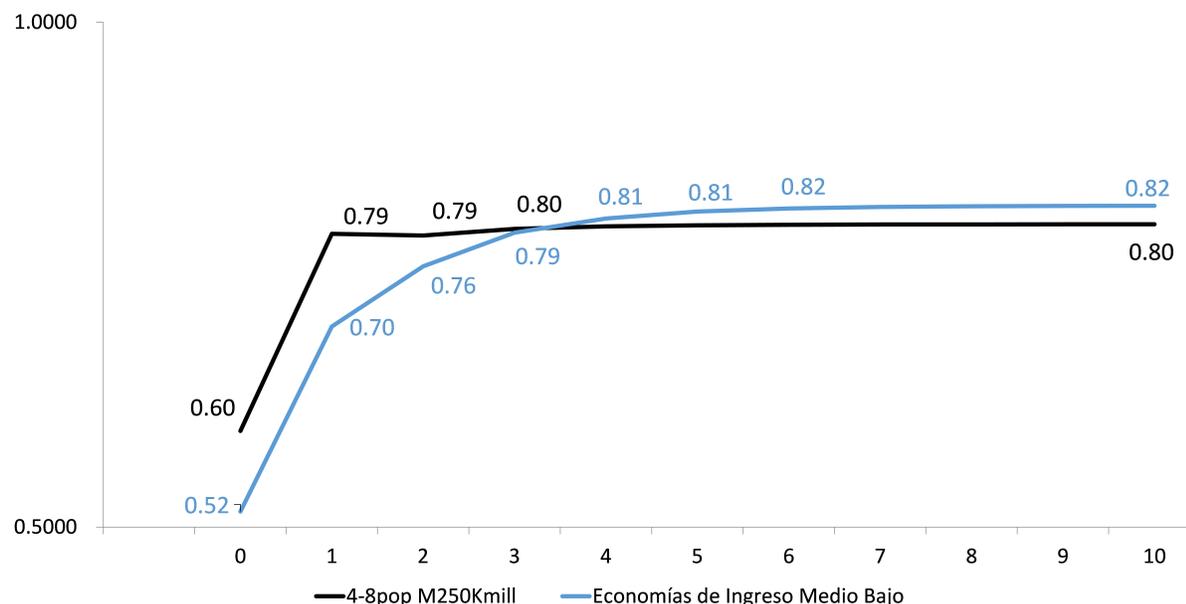
En cuanto al análisis de la deuda, la submuestra larga controlada por deuda pública y el espacio fiscal (1950-2014) no evidencia multiplicadores por arriba de los obtenidos a partir de la submuestra corta (1990-2014), excepto en el multiplicador de corto plazo, cuyo nivel es ligeramente inferior en un contexto actual de endeudamiento de estas economías. Por lo que utilizar la muestra larga como contraste de las submuestras principales, para abordar el aspecto de la deuda, no parece representar algún problema de sobre estimación.

Al comparar las submuestras principales con respecto a las economías con alta deuda y similar espacio fiscal (muestra larga), situación que describe más a El Salvador que al resto de los países, los multiplicadores siguen siendo conservadores, en la medida que los multiplicadores obtenidos a partir de la información de las economías con mayor deuda y similar espacio fiscal, son de magnitud superior a los encontrados. Asimismo no se observa una combinación de multiplicadores positivos en el corto plazo y negativos en el largo plazo.

Los resultados derivados de otras investigaciones con menciones para El Salvador, Estevão y Samake (2013), Garry y Rivas Valdivia (2016), Karras (2011) y Schwinn (2015) –en el corto plazo– sugieren multiplicadores de magnitud menor a uno, discusión que se amplía más adelante, pero que junto con los elementos mencionados anteriormente ayudan a confirmar que la elección de un multiplicador para El Salvador basados en la submuestras podría ser consistente.

Con base a lo anterior, la figura 8 muestra la función impulso-respuesta acumulada para las submuestras principales ante un choque en el gasto de consumo público, la magnitud de impacto del multiplicador en El Salvador varía entre 0.6 y 0.69 por ciento en la producción ante un incremento del gasto de consumo público del gobierno en 1 por ciento del PIB, con posibilidades de alcanzar, de forma acumulada, 0.8 en el largo plazo como mínimo. El efecto significativo se diluye a los 3 años siguientes al choque.

Figura 8: Función impulso respuesta. Submuestras controladas por población (4-8 millones) - nivel de PIB (250 mil millones) y Economías de Ingreso Medio Bajo. Valores acumulados.



Fuente: Cálculos del autor.

Es importante hacer ver que los resultados de esta investigación podrán contrastarse con metodologías diferentes a medida se construyan series más largas o mediante el uso de estimaciones de consumo público trimestral de la contabilidad nacional base devengado.

5 El multiplicador de la Formación Bruta de Capital Pública

Para realizar la estimación del multiplicador de la inversión pública, fue necesario construir una base de datos con información externa a la del PWT9.0, pues la inversión pública no es una variable identificable en dicha base de datos. La opción del VAR estructural no fue considerada pues el desfase entre desembolso y ejecución de la inversión pública es más evidente en este caso, donde no se espera contar con una parte fija de dicho gasto que deba desembolsarse en tiempo (salario de los trabajadores públicos). Asimismo ya existen esfuerzos realizados por otros autores que realizaron este tipo de estimaciones en frecuencia trimestral, Garry y Rivas Valdivia (2016), cuyos resultados se discutirán más adelante, por lo que no se identificó un valor agregado a la misma que este documento pueda aportar si se utiliza dicha metodología.

La búsqueda llevó a construir una base de datos con información proveniente de PWT9.0 complementada con información disponible en WDI del Banco Mundial sobre la Formación Bruta de Capital Fijo (FBKF) realizada por los gobiernos, donde el problema principal es la información irre-

gular incluso para un mismo país. La pérdida de registros fue catastrófica, de las 650 observaciones que se necesitaban para conformar el panel de la muestra controlada por población y nivel de PIB, solamente se lograron conseguir 87 datos, los cuales corresponden a series irregulares y únicamente dos países presentan una muestra útil para años recientes (Honduras y El Salvador), por lo tanto se decidió incorporar a Guatemala, para tener una muestra total del panel de 75 observaciones.

Sobre la muestra obtenida se intentó realizar varias estimaciones basadas en la metodología planteada para el multiplicador del consumo público:

$$y_{i,t} = z_i + w_t + \beta ip_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (14)$$

Dónde:

$$ip_{i,t} = \frac{\frac{fbkfp}{pib_{i,t}} \times rgdpna_{i,t} - \frac{fbkfp}{pib_{i,t-1}} \times rgdpna_{i,t-1}}{rgdpna_{i,t-1}} \quad (15)$$

Con $\frac{fbkfp}{pib}$ representando la FBKF pública como porcentaje del PIB, obtenida de la fuente WDI.

El resultado de su implementación es un multiplicador de impacto positivo pero cercano a cero, que podría o no explicar un efecto de desplazamiento de la inversión privada o simplemente ocultar un problema de representatividad del período. Cuando se corrió la especificación dinámica, los resultados no mejoraron, por el contrario los coeficientes para ip se volvieron estadísticamente cero (Cuadro 4).

Los resultados no aportan evidencia diferente a lo encontrado por Garry y Rivas Valdivia (*ibíd.*) para el caso de El Salvador, quienes encontraron resultados de impacto poco significativos para el país y para el resto de la región Centroamericana, según ellos, posiblemente derivado de la baja asignación de recursos destinados al gasto de capital en estos países. No obstante los resultados de corto plazo, Garry y Rivas Valdivia (*ibíd.*) determinaron una contribución del gasto de capital, dólar por dólar, de magnitud 0.8 para el largo plazo.

6 Discusión de los resultados, límites de la investigación y comparación con otros estudios

Sobre el multiplicador del consumo público, lo que recogen los modelos se verifica con el comportamiento de la serie del consumo público y el PIB, la mayoría de veces en las que el gasto público incrementó o disminuyó, el PIB se ha comportado de la misma forma (con una clara excepción en 2009), en línea con una política fiscal pro cíclica en la región, mencionada por Talvi y Végh (2000)¹⁴. El uso de variables instrumentales ha demostrado que la relación positiva entre gasto del gobierno y PIB no es casual ni endógena en su totalidad.

¹⁴Las conclusiones de estos autores podrían continuar siendo válidos para el caso de El Salvador. El coeficiente de correlación para la serie de gasto de consumo público y PIB, ambos a precios constantes, es de 0.91 en el período de 2001 a 2016.

Tabla 4: Estimaciones sobre muestra PWT y WDI. Variable dependiente: Y

Sample (adjusted): 1991 - 2014
 Periods included: 24
 Cross-sections included: 3
 Total panel (balanced) observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Cc	0.034573	0.002368	14.60154	0.0000
IP	0.005145	0.002523	2.039075	0.0452

Sample (adjusted): 1993 - 2014
 Periods included: 22
 Cross-sections included: 3
 Total panel (balanced) observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Cc	0.023637	0.005930	3.986038	0.0002
Y(-1)	0.256565	0.126324	2.031005	0.0467
Y(-2)	0.037968	0.125640	0.302199	0.7635
IP	0.002604	0.003039	0.856891	0.3949
1P(-1)	0.001125	0.002661	0.422977	0.6738
IP(-2)	-0.002863	0.002693	-1.062917	0.2921

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 5: Correlaciones entre gasto corriente en consumo del SPNF mensual y los canales para el desplazamiento del gasto privado.

Variable dependiente/Explicativa	Gasto corriente en consumo					
	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5
Monto de créditos colocados a empresas y personas naturales	0.53 ***	0.18 **	0.22 ***	0.35 ***	0.28 ***	0.30 ***
Tasa de interés activa hasta un año plazo	-0.35 ***	-0.34 ***	-0.32 ***	-0.33 ***	-0.35 ***	-0.34 ***
Tasa de interés activa a más de un año plazo	0.31 ***	0.47 ***	0.44 ***	0.42 ***	0.43 ***	0.46 ***
Índice de tipo de cambio real	-0.05	-0.12	-0.07	-0.02	-0.02	-0.00

*** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados son multiplicadores positivos por debajo de uno, no obstante existen indicios que los mismos podrían ser superiores en el largo plazo. Multiplicadores en este sentido podrían tener cabida en un contexto donde una buena parte de la población no tiene acceso al mercado financiero para suavizar el consumo, tal como lo demuestra Galí, López-Salido y Vallés (2005), los multiplicadores tienden a ser mayores ante restricciones en el acceso al sistema financiero que no permiten la optimización intertemporal del consumo. En El Salvador el número de personas de 15 y más años con acceso a una cuenta bancaria es de apenas 34.6%, según datos del Banco Mundial para el año 2014.

Otro elemento importante para la discusión se deriva de lo descrito en el cuadro 5, el análisis de correlación entre los canales generadores del desplazamiento del gasto privado y el gasto público mensual base caja ¹⁵ genera señales mixtas, indicando que no hay evidencia de apreciaciones reales importantes cuando el gasto público se incrementa (correlaciones estadísticamente cero), ni una correlación positiva entre tasa de interés (menor a un año plazo) y la variación del gasto público, tampoco de un desplazamiento de los montos de créditos otorgados a empresas y personas por parte del sector financiero; no obstante, se encontró una correlación positiva entre el gasto corriente y la tasa de interés a más de un año plazo.

El análisis anterior sugiere que los canales para el desplazamiento de la inversión y el consumo privado ¹⁶, y el de pérdida de competitividad de las exportaciones, no parecen funcionar de forma contundente en la economía salvadoreña, o podrían tener menos fuerza para frenar el impulso del gasto público sobre el PIB; lo que refuerza la hipótesis de una elección conservadora de los multiplicadores en este estudio.

Para formalizar lo descrito anteriormente, se corrió un panel sobre la muestra controlada por población, y mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para la serie de El Salvador de forma independiente. La especificación incluyó al crecimiento del consumo privado como dependiente versus el choque

¹⁵En este caso, el análisis de correlación cobra más sentido si se utilizan los registros base caja de los gastos del SPNF, en la medida que cuando el GOES ejecuta el pago a proveedores recurre a la liquidez interna, ya sea disminuyendo sus depósitos en el sistema financiero o adquiriendo pasivos, y por tanto activa los canales para el desplazamiento del gasto privado. Algo que no necesariamente debe ocurrir en el momento devengado

$$^{16}cp_{i,t} = \frac{csh_{g_{i,t}} \times rgdpna_{i,t} - csh_{g_{i,t-1}} \times rgdpna_{i,t-1}}{rgdpna_{i,t-1}}$$

Tabla 6: Estimaciones sobre el consumo privado.

Variable dependiente	Consumo privado				FBK Privado	
Muestra	4-8pop M250Kmill - 10 Economías		El Salvador		El Salvador	
Efectos	Fijos transversales y de tiempo		MICO		MICO	
C	0.004 **	0.003	-0.001	0.000	-0.009 **	-0.010 *
CP(-1)		0.044		0.050		
CP(-2)		-0,125 ***		-0.188		
G	0.093	0.095	1.688 ***	1.675 ***	0.093	0.056
G(-1)		-0,147 **		-0.005		-0.086
G(-2)		0.010		0.506		
Y	0.482 ***	0.486 ***	0.921 ***	1.028 ***	0.519 ***	0.612 ***
Y(-1)		-0.045		-0.173		-0.052
Y(-2)		0.119 ***		0.165		
IPR(-1)						-0.228
IPR(-2)						
Observaciones	609	589	62	60	24	23
R2 ajustado	0.429	0.344	0.596	0.572	0.538	0.549
F- Estadístico	1304.713	5.052	45.934	10.840	14.401	6.348

*** p<0.01

** p<0.05

* p<0.10

Fuente: Cálculos del autor.

del gasto público instrumental (libre de endogeneidad). El resultado se muestra en el cuadro 6, en primera instancia, parece que en la muestra controlada por población, no existe una relación significativa entre consumo público y consumo privado, no obstante la regresión dinámica indica que el gasto de consumo público del año anterior podría tener un efecto de desplazamiento del consumo privado presente, para el panel de 10 economías similares. Cuando se corrió la estimación de MICO para El Salvador el efecto negativo pierde significancia, y el efecto contemporáneo resulta positivo y significativo, en línea con lo obtenido por el análisis de las correlaciones.

Para evaluar el desplazamiento de la inversión privada, se corrió un modelo para 1990-2014, donde la serie de inversión privada fue tomada de fuente BCR, incluyéndola en el panel de datos del PWT. La regresión también utiliza el choque instrumental. Las regresiones mostradas en el cuadro 6 (FBK privada) tampoco indican algún tipo de relación significativa entre el shock y la inversión privada.

Los multiplicadores obtenidos en este documento son próximos a los derivados de Karras (2011) (para países con apertura de 50%), Schwinn (2015), así como con Garry y Rivas Valdivia (2016) en el efecto de largo plazo (1.3), la discrepancia en el corto plazo con dicha investigación podría explicarse por el uso de registros base caja.

En el caso de Estevão y Samake (2013) hay coincidencia en el signo del multiplicador de impacto, pero discrepancia en su magnitud; asimismo hay discrepancia en el signo y magnitud del multipli-

gador de largo plazo.

Respecto a los límites de la investigación, aunque los multiplicadores encontrados se sostienen a la luz de la discusión de este apartado, es válido decir que el efecto positivo en el PIB esperado por una consolidación fiscal en un contexto de alto endeudamiento (en una situación extrema), podría no estar recogido del todo en la muestra específica del país, por lo que concluir que dicho argumento teórico no se aplicaría en El Salvador en una situación de endeudamiento extremo, con base a lo trabajado en este documento, sería inapropiado. Refutar dicho argumento requeriría de mayor investigación en línea con lo realizado por Guajardo, Leigh y Pescatori (2011) y Favero, Giavazzi y Perego (2011).

7 Reflexiones finales

El multiplicador de impacto del consumo público ronda entre 0.6 y 0.69 ante un incremento del gasto en 1 por ciento del PIB y puede alcanzar 0.8 en el largo plazo. El uso de las submuestras de contraste permitió validar que las magnitudes elegidas no sobreestiman el multiplicador. La discusión de los resultados sugiere que el efecto de una población restringida de liquidez podría estar detrás de multiplicadores con dicha magnitud, ante un efecto de desplazamiento del gasto privado que no se devela con claridad.

El multiplicador de la inversión pública es una pregunta no resuelta en esta investigación debido a la limitada información disponible, obteniendo únicamente evidencia del modesto aporte que realiza este tipo de inversión al crecimiento de corto plazo debido a una baja magnitud de la misma.

Algunas lecciones importantes se confirman para el caso de economías como la de El Salvador, si las políticas fiscales expansivas, basadas en gasto público, se acompañan con una estrategia de fomento al consumo de productos nacionales, la mayor transferencia de ingresos hacia los hogares podría impulsar aún más el crecimiento económico; los momentos de ajuste son importantes, en épocas de expansión del ciclo económico, el efecto en el crecimiento es menor, no así en épocas de contracción, donde el impacto en la economía es mayor; y la gradualidad en la gestión de la política es importante para la formación de expectativas adecuadas en los agentes que ayudan al multiplicador.

Por lo anterior, en el contexto fiscal actual, que exige un conjunto de medidas de política fiscal restrictiva, escoger el momento adecuado para el ajuste toma sentido, como una recomendación sensata para la toma de decisiones. Si se decidiera hacer un recorte sobre el consumo público (salarios y compras de bienes y servicios) la medida podría tener un efecto de hasta 0.8 de sacrificio de crecimiento del PIB de forma acumulada, distribuidos en el año del choque y los dos años inmediatos al recorte.

Los resultados de esta investigación contribuyen a la discusión técnica sobre el impacto de la política fiscal en la economía, proporcionando multiplicadores que ayudan a dimensionar el impacto aproximado del uso del gasto público en el país, como uno de los instrumentos de política fiscal

capaz de modificar el ciclo económico en tal magnitud. No obstante, dada la alta sensibilidad de las magnitudes de los multiplicadores a la metodología de estimación y el tratamiento de los datos, el uso de los multiplicadores de esta investigación no debe estar ajeno a la discusión en contraste con los resultados de otras investigaciones.

En cuanto a la inversión pública, es necesario continuar investigando alternativas de estimación, a la luz del cambio de año base de la contabilidad nacional en El Salvador. En esta misma línea, la agenda de investigación futura también debe incluir una estimación de los multiplicadores fiscales asociados al ingreso disponible (Impuestos y transferencias corrientes).

Referencias

- Afonso, António (2006). *Expansionary fiscal consolidations in Europe. New Evidence*. Inf. téc. Working paper No. 675. Banco Central Europeo.
- Alesina, Alberto y Silvia Ardagna (2010). *Large changes in fiscal policy: taxes versus spending*. Inf. téc. Documento de trabajo 15438. National Bureau of Economic Research.
- Almunia, Miguel y col. (2009). *From Great Depression to Great Credit Crisis: Similarities, Differences and Lessons*. Inf. téc. Documento de trabajo 15524. National Bureau of Economic Research.
- Auerbach, A.J. e Y. Gorodnichenko (2010). *Measuring the output responses to fiscal policy*. Inf. téc. Documento de trabajo No. 16311. National Bureau of Economic Research.
- Barrell, R., D. Holland e I. Hurst (2012). *Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations*, inf. téc. Working Paper No. 933. OECD Economics Department.
- Barro, Robert J y Charles J Redlick (2011). "Macroeconomic effects from government purchases and taxes". En: *The Quarterly Journal of Economics* 126.1, págs. 51-102.
- Batini, N., G. Callegari y G. Melina (2012). *Successful Austerity in the United States, Europe and Japan*. Inf. téc. Documento de trabajo No. 12/190. Fondo Monetario Internacional.
- Batini, N., L. Eyraud y col. (2014). *Fiscal Multipliers: Determinants and use in Macroeconomic Projections*. Inf. téc. Notas técnicas y manuales. Fondo Monetario Internacional.
- Blanchard, Olivier y Roberto Perotti (2002). "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output". En: *the Quarterly Journal of economics* 117.4, págs. 1329-1368.
- Born, Benjamin, Falko Juessen y Gernot Müller (2012). "Exchange rate regimes and fiscal multipliers". En: *Fiscal Policy in the Aftermath of the Financial Crisis*. Comisión Europea.
- Cole, Harold L y Lee E Ohanian (2004). "New Deal policies and the persistence of the Great Depression: A general equilibrium analysis". En: *Journal of political Economy* 112.4, págs. 779-816.
- Estevão, M. e I. Samake (2013). *The Economic Effects of Fiscal Consolidation with Debt Feedback*. Inf. téc. Documento de Trabajo. Fondo Monetario Internacional.
- Favero, Carlo, Francesco Giavazzi y Jacopo Peregó (2011). "Country heterogeneity and the international evidence on the effects of fiscal policy". En: *Fondo Monetario Internacional*.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar y Marcel P. Timmer (2015). "The Next Generation of the Penn World Table". En: *American Economic Review*.
- FMI (2010). "Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation". En: *IMF World Economic Outlook*.

- Galí, J., J.D. López-Salido y J. Vallés (2005). *Understanding the effects of government spending on consumption*. Inf. téc. Working Paper 11578. National Bureau of Economic Research.
- Garry, Stefanie y Juan Carlos Rivas Valdivia (2016). "An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and the Dominican Republic, 1990-2015". En:
- Guajardo, Jaime, Daniel Leigh y Andrea Pescatori (2011). *Expansionary Austerity: New International Evidence*. Inf. téc. IMF Working Paper 11/158, Washington: International Monetary Fund.
- Hall, Robert E (2009). *By how much does GDP rise if the government buys more output?* Inf. téc. Working Paper 15496. National Bureau of Economic Research.
- Ilzetzki, Ethan, Enrique G Mendoza y Carlos A Végh (2011). *How big (small?) are fiscal multipliers?* Inf. téc. Documento de trabajo No. 11/52. Fondo Monetario Internacional.
- Karras, Georgios (2011). "Trade openness and the effectiveness of fiscal policy: some empirical evidence". En: *International Review of Economics* 59.3, págs. 303-313. issn: 1865-1704.
- Larski, Stanislav (2012). "The problem of model selection and scientific realism". Tesis doct. The London School of Economics y Political Science (LSE).
- Moody's (2016). *Sovereigns – Latin America and the Caribbean. Mixed Rating Outlook Reflects Lower Trend Growth and Moderate Fiscal Space*. Inf. téc.
- Perendia, George, Chris Tsoukis y col. (2012). "The Keynesian multiplier, news and fiscal policy rules in a DSGE model". En: *Centre pour la recherche economique et ses applications Dynare Working Paper* 25.
- Perotti, Roberto, Ricardo Reis y Valerie Ramey (jun. de 2007). "In search of the transmission mechanism of fiscal policy [with comments and discussion]". En: *NBER macroeconomics Annual* Documento de trabajo 13143.
- Perry, Nathan y Matías Vernengo (2011). *What Ended the Great Depression?. Reevaluating the Role of Fiscal Policy*. Inf. téc. Working Paper No. 678. The Levy Economics Institute, págs. 75-97.
- Restrepo, Jorge E y Hernán Rincón (2006). *Identifying fiscal policy shocks in Chile and Colombia*. Inf. téc. Working Paper No. 397. Banco de la República de Colombia.
- Schwinn, Richard T (2015). "Fiscal Volatility Diminishes Fiscal Multipliers". Tesis doct. University of Illinois at Chicago.
- Talvi, Ernesto y Carlos Végh (2000). *Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy*. Inf. téc. Working Paper 7499. National Bureau of Economic Research.
- Tiscordio Lazo, Ina y Elizabeth Bucacos (jun. de 2008). *Efectos de la política fiscal en Uruguay: un análisis a través de shocks fiscales*. Inf. téc. Banco Central de Uruguay.

Anexo 1. Selección de rezagos para submuestra de economías similares a la de El Salvador (4-8 millones de población y menos de 250 mil millones de PIB en ppp)

Para la selección de rezagos se utilizó los criterios de información calculados por Eviews para las especificaciones perteneciente a la submuestra principal, un horizonte de evaluación de 4 años fue considerado adecuado para el análisis del impacto del gasto de consumo público sobre el crecimiento. EViews calcula los criterios de información de la forma siguiente:

Criterio de información de Akaike

$$AIC = -2\frac{l}{n} + 2\frac{k}{n}$$

Criterio de Schwarz

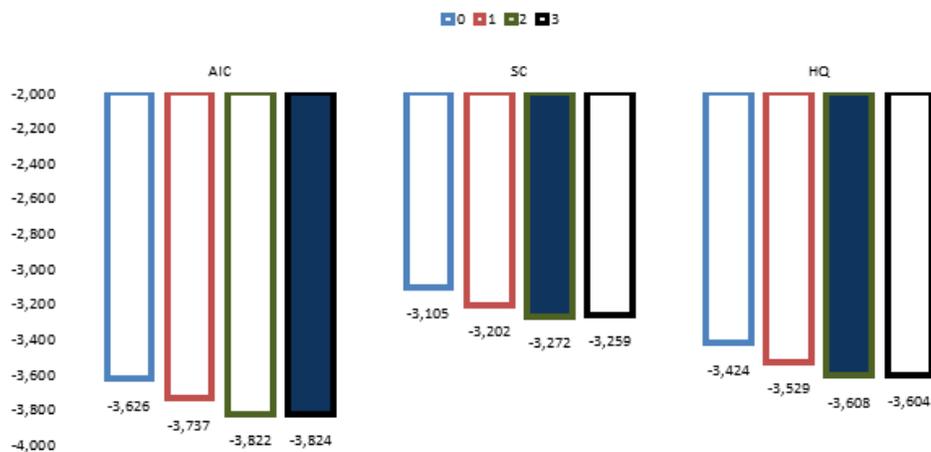
$$SC = -2\frac{l}{n} + k\frac{\ln(n)}{n}$$

Criterio de Hannan-Quinn

$$HQ = -2\frac{l}{n} + 2k * \ln\frac{\ln(n)}{n}$$

Donde “*l*” es el estadístico de máxima verosimilitud, “*n*” es el tamaño de la muestra y *k* es el número de parámetros. La elección de 2 rezagos en los modelos fue confirmada por dos de los criterios, SC y HQ. La prueba se realizó utilizando el choque del gasto público libre de endogeneidad:

Figura 9: Criterios de información para la selección de rezagos para submuestra de economías similares a la de El Salvador



Fuente: Fuente: cálculos del autor

Anexo 2.**Tabla 7: Economías incluidas en la muestra de Karras (2011) y Schwinn (2015). Promedios reportados con base a los datos actualizados de PWT9.0**

Todos los datos están en porcentajes

País	y	g	País	y	g
Argentina	2,87	0,291	Japón	4,67	0,664
Australia	3,58	0,563	Kenia	3,96	0,674
Austria	3,25	0,499	Luxemburgo	3,51	0,533
Bélgica	2,76	0,628	Mauricio	3,94	0,768
Bolivia	2,74	0,545	México	4,40	0,590
Brasil	4,87	0,779	Marruecos	4,41	1,219
Canadá	3,47	0,603	Países Bajos	3,21	0,625
Chile	4,14	0,769	Nueva Zelanda	2,90	0,577
China	6,22	1,188	Nigeria	4,62	0,905
Colombia	4,30	0,584	Noruega	3,28	0,582
Congo	4,80	1,055	Pakistán	4,80	0,783
Costa Rica	5,20	0,841	Panamá	5,74	0,844
Chipre	4,55	0,528	Paraguay	4,40	0,467
Dinamarca	2,54	0,639	Perú	4,02	0,668
República Dominicana	5,41	0,699	Filipinas	4,55	0,611
Ecuador	4,63	0,830	Portugal	3,53	0,650
Egipto	5,44	1,603	República de Corea	6,97	0,826
El Salvador	3,24	0,521	Sudáfrica	3,34	0,565
Etiopía	4,56	0,694	España	3,96	0,602
Finlandia	3,24	0,659	Sri Lanka	4,88	1,228
Francia	3,17	0,630	Suecia	2,67	0,672
Alemania	3,35	0,525	Suiza	2,61	0,192
Grecia	3,29	0,525	Taiwán	7,44	1,553
Guatemala	3,89	0,436	Tailandia	6,14	1,150
Honduras	3,67	0,506	Trinidad y Tobago	4,39	0,602
Islandia	3,94	0,819	Turquía	5,00	0,762
India	5,14	0,800	Uganda	4,37	0,515
Irlanda	3,83	0,581	Reino Unido	2,40	0,459
Israel	6,09	1,839	Estados Unidos	3,18	0,389
Italia	3,10	0,490	Uruguay	2,49	0,373
Jamaica	2,34	0,441	Venezuela	3,88	0,851

Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 3. Prueba de Quandt-Andrews para puntos de quiebre desconocidos sobre muestra completa.

Es una prueba basada en Andrews (1993), Andrews and Ploberger (1994) y Hansen (1997); que consiste en identificar, mediante pruebas de Chow aplicadas a regresiones sobre submuestras sucesivas, si existe algún punto de la serie cuya estimación de los segmentos que se generan por separado (a partir de dicho punto) proporcionan una ganancia en el ajuste de la regresión, comparado con el ajuste de la estimación sobre la muestra completa sin segmentar.

La prueba utiliza tres estadísticos que permiten evaluar la hipótesis nula de ausencia de quiebre estructural:

$$\begin{aligned}\max F &= \max_{t_1 < t < t_2} F_t \\ \text{ave}F &= \frac{1}{t_1 - t_2 + 1} \sum_{i=t_1}^{t_2} F_i \\ \text{exp}F &= \log \left(\frac{1}{t_1 - t_2 + 1} + \sum_{i=t_1}^{t_2} \exp(0.5 \times F_i) \right)\end{aligned}$$

Para la aplicación de la prueba en estructuras de panel se tuvo que prescindir de los efectos fijos transversales y de tiempo, debido a que Andrews (1993, 2003) calculó los valores críticos asintóticos de la distribución de sus estadísticos de prueba, considerando como máximo un número de 30 parámetros en las estimaciones. Dicho límite es superado con creces cuando las estimaciones se realizan con efectos fijos, para el caso de las muestras utilizadas ¹⁷.

El procedimiento utiliza las rutinas disponibles en el software Eviews 9.0, este software no tiene disponible la prueba para estructuras de panel, por lo que fue necesario trabajarlo en un archivo sin estructura, realizando un ordenamiento de la muestra en función del PIB de cada uno de los países, siendo esta la variable de interés que puede representar cambios importantes en los fundamentos de las economías. Las regresiones iniciaron a partir de la observación en el percentil 15 y finalizaron en la observación del percentil 85, como es usual para esta prueba. Las estimaciones fueron confrontadas en paralelo, programando la rutina en macros de Excel, llegando a resultados idénticos para mayor certeza de lo realizado.

La prueba para la muestra completa de 62 economías confirmó la presencia de cambio estructural en la observación 1,326.

¹⁷Existen investigaciones previas que realizaron la prueba de la forma descrita. Ver Schwinn (2015)

Tabla 8: Resultados de la prueba de Quandt-Andrews para la muestra completa de 62 economías.

Quandt-Andrews unknown breakpoint test
 Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data
 Varying regressors: All equation variables
 Sample: 13325
 Test Sample: 500 2827
 Number of breaks compared: 2328

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (Obs. 1326)	6,8366	0,0000
Maximum Wald F-statistic (Obs. 1326)	75,2031	0,0000
Exp LR F-statistic	1,9084	0,0000
Exp Wald F-statistic	31,8723	0,0000
Ave LR F-statistic	3,7342	0,0000
Ave Wald F-statistic	41,0757	0,0000

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 4. Prueba de Quandt-Andrews para puntos de quiebre desconocidos sobre submuestra de economías similares a la de El Salvador.

El procedimiento para aplicar el test fue el mismo que el realizado para la muestra completa, explicado en el anexo 3, los resultados se muestran a continuación e indican que no existe ganancia en segmentar la submuestra elegida:

Tabla 9: Test de Quandt-Andrews para puntos de quiebres desconocidos sobre submuestra de economías similares a la de El Salvador.

Quandt-Andrews unknown breakpoint test
 Null Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 1529
 Test Sample: 81450
 Number of breaks compared: 370

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (Obs: 217)	1,392649	0,7977
Maximum Wald F-statistic (Obs, 217)	15,31914	0,7977
Exp LR F-statistic	0,381575	0,9397
Exp Wald F-statistic	4,938818	0,8384
Ave LR F-statistic	0,750252	0,8091
Ave Wald F-statistic	8,252772	0,8091

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

Fuente: Cálculos del autor.

Dado que la prueba de cambio estructural se realizó prescindiendo de los efectos fijos, se verificó la robustez de la prueba acotando aún más la submuestra principal a países con población entre 4 y 8 millones y PIB no mayor a 100 mil millones en ppp (el doble de la producción de El Salvador), lo que sacrificó la información de 5 economías, quedando únicamente Paraguay, Honduras, El Salvador, Costa Rica y Congo, el resultado no presentó cambios importantes a los obtenidos en la submuestra original. Los multiplicadores obtenidos incrementaron ligeramente, tanto en el corto y en el largo plazo.

Anexo 5. Inclusión de los regímenes cambiarios en las estimaciones de la submuestra principal.

Se diseñó una forma de capturar la gran variedad de regímenes cambiarios que existen entre los extremos fijos y flexibles, la cual se amplifica al buscar la historia de los países incluidos en las muestras. La estrategia consistió en calcular una desviación estándar del tipo de cambio nominal incluido en PWT9.0 (xr) de los k períodos anteriores al choque como evidencia de los regímenes predominantes en el momento cercano al cambio en el gasto público. La volatilidad elevada es entonces un ejemplo de regímenes con alta flexibilidad y una volatilidad cero es un régimen de tipo de cambio fijo en el otro extremo. Todos los valores de desviación estándar entre el mínimo y máximo de volatilidad, representan regímenes cambiarios intermedios entre fijos y flexibles.

La ecuación mostrada a continuación resume el procedimiento, la cual fue calculada con $k=6$ y $K=3$ tomando de referencia los períodos de la volatilidad del gasto público (σ), en el caso de 6 períodos (TC_6) y 3 para una medida intermedia (TC_3).

Las regresiones estimadas muestran resultados similares en los parámetros de las regresiones originales para la submuestra principal, la inclusión de la variable de forma explícita resulta no significativa en la mitad de las estimaciones y cuando logra ser significativa, aunque su signo es correcto, su valor es muy cercano a cero. Ver cuadros siguientes:

Tabla 10: Regresión 1

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Least Squares
 Sample (adjusted): 1957 2014
 Periods included: 58
 Cross-sections included: 10
 Total panel (unbalanced) observations: 569

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,034,249	0,001624	21,08427	0,0000
G	0,752909	0,119312	6,310452	0,0000
G*SIGMA	-4,290273	1,569202	-2,734047	0,0065
G*TC_6	-0,002548	0,001154	-2,207992	0,0277

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)	R-squared	0.305523
Period fixed (dummy variables)	Adjusted	0.209493

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Least Squares
 Sample (adjusted): 1961 2014
 Periods included: 54
 Cross-sections included: 10
 Total panel (unbalanced) observations: 529

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,022148	0,002546	8,698353	0,0000
Y(1)	0,366301	0,047594	7,696398	0,0000
Y(-2)	0,039324	0,047996	0,819317	0,4130
G_U	0,655355	0,126883	5,165014	0,0000
G_U(-1)	-0,022084	0,133044	-0,165991	0,8682
G_U(-2)	-0,107745	0,127166	-0,84728	0,3973
G_U*SIGMA_U	-7,727768	2,298612	-3,361928	0,0008
G_U(-1)*SIGMA_U	1478741	2,374995	0,622629	0,5338
G_U(-2)*SIGMA_U	1836474	2,130568	0,861965	0,3892
G_U*GAP	4,368217	2,336296	1,869719	0,0622
G_U(-1)*GAP(-1)	-2,427259	2423831	-1,001414	0,3172
G_U(-2)*GAP(-2)	-2,79611	2,440654	-1,14564	0,2526
G_U*TC_6	-0,000977	0,001072	-0,911391	0,3626
G_U(-1)*TC_6f(-1)	-0,000657	0,001124	-0,584345	0,5593
G_U(-2)*TC_6(-2)	0,000321	0,001077	0,297613	0,7661

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)	R-squared	0,392159
Period fixed (dummy variables)	Adjusted R-square	0,289956

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 11: Regresión 2

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Least Squares
 Sample (adjusted): 1957 2014
 Periods included: 58
 Cross-sectionsincluded: 10
 Total panel (unbalanced) observations: 569

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,03437	0,001633	21,04564	0,00000
G	0,703623	0,118682	5,928622	0,00000
G*SIGMA	-5,650587	1,587354	-3,559752	0,00040
G*TC_3	0,000767	0,001517	0,505873	0,61320

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)	R-squared	0,299097
Period fixed (dummy variables)	Adjusted R-square	0,202179

Dependent Variable: Y
 Method: Panel Least Squares
 Sample (adjusted): 1961 2014
 Periods included: 54
 Cross-sectionsincluded: 10
 Total panel (unbalanced) observations: 529

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,022278	0,002524	8,825415	0,00000
Y(-1)	0,36914	0,047143	7,83021	0,00000
Y(-2)	0,03464	0,047614	0,727527	0,46730
G_U	0,584487	0,127839	4,572055	0,00000
G_Uu(-1)	-0,00634	0,132405	-0,047886	0,96180
G_Uu(-2)	-0,130416	0,125716	-1,037385	0,30010
G_U*SIGMA_U	-7,17744	2,339575	-3,067839	0,00230
G_U(-1)*SIGMA_U	1,87543	2,334845	0,803235	0,42230
G_U(-2)*SIGMA_U	1,114767	2,148373	0,518889	0,60410
G_U*GAP	4,590926	2,340862	1,961212	0,05050
G_U(-1)*GAP(-1)	-2,721415	2,415737	-1,126536	0,26050
G_U(-2)*GAP(-2)	-3,400977	2,432922	-1,397898	0,16280
G_U*TC_3	0,000505	0,001432	0,352799	0,72440
G_U(-1)*TC_X(-1)	-0,00259	0,001527	-1,695784	0,09060
G_U(-2)*TC_X(-2)	0,0033	0,001462	2,256529	0,02450

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)	R-squared	0,39782
Period fixed (dummy variables)	Adjusted R-square	0,296569

Fuente: Cálculos del autor.

