

BANCO CENTRAL DE RESERVA DE EL SALVADOR

Una aproximación a los multiplicadores del gasto público en El Salvador

Elaborado por: Pablo Amaya

Mayo 2018

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 confirma que el bajo nivel de este tipo de inversión podría estar limitando su potencial de incidir significativamente en el ciclo económico del país.

Abstract

The absence of monetary policy in the country increases the importance of fiscal policy as an instrument to stimulate the economic cycle, the consequences of decisions in this regard should be based on close approaches of their impact on the economy. This document seeks to contribute to the technical discussion of the magnitude of fiscal multipliers in El Salvador, through estimations based on panel techniques, according to the data availability in the country. The results reveal significant and positive multipliers in the face of increases in public consumption spending that range between 0.60 and 0.69 percent of production impact in the face of an increase in government consumption spending of 1 percent of GDP, with possibilities to reach, cumulatively, 0.8 in the long term at least. Regarding the multiplier of public investment, it is confirmed that the low level of this type of investment could be limiting its potential to have a significant impact on the country's economic cycle.

Contenido

Introducción	1
I. La teoría de los multiplicadores fiscales.....	3
i.Los datos disponibles para la estimación de multiplicadores fiscales y la elección de una estrategia adecuada.....	7
II. El multiplicador del Gasto de Consumo Público.....	8
III. El multiplicador de la Formación Bruta de Capital Pública.	17
IV. Discusión de los resultados, límites de la investigación y comparación con otros estudios. ...	19
V. Reflexiones finales.....	22
Bibliografía	23

Introducción¹

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 74% del Producto Interno Bruto (PIB) en 2017, su incidencia en las condiciones 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 país².

Aunque la composición de la deuda pública es en su mayoría externa (53%), el riesgo es compartido con acreedores nacionales, ya que existe un alto porcentaje (47%) de la deuda que consume recursos internos³, en forma de certificados del Fideicomiso de Obligaciones Previsionales (FOP), Eurobonos en poder de residentes, Letras del Tesoro Público (LETES), deuda de Empresas Públicas No Financieras y municipalidades principalmente.

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, abonando 18 puntos del PIB. Por el lado de los ingresos, un bajo crecimiento económico que ronda el 2% 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 cuantía 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

¹ El 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 Rodríguez, pasante de investigación, en la realización de este documento.

² Al 31 de mayo de 2017, el EMBI de El Salvador ha estado por arriba del de Latinoamérica en 192 puntos base, en promedio durante los primeros meses de 2017.

³ Datos de BCR con base en Ministerio de Hacienda.

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%⁴. 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 2.9% desde los 90's a 2014); 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 recuperación⁵.

Eventos de este tipo en la historia de la política fiscal y la existencia de trabajos aplicados que confirman multiplicadores del gasto público positivos en El Salvador, Garry y Rivas (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 crecimiento 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 modifiquen los efectos multiplicadores del gasto; por lo que su abordaje en un marco de discusión técnica favorece a una toma de decisiones 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 para la 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 Samaque, 2013; Garry y Rivas, 2016), o son menciones al país en investigaciones con objetivos académicos diferentes (Karras, 2011 y Schwinn, 2015).

Estimar multiplicadores fiscales en la actualidad sigue siendo una tarea espinosa, Batini, et al. (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

⁴ Cálculos del autor con base a datos del BCR

⁵ Dos 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%.

hay un modelo teórico único que esté acordado en la academia y Favero, Giovazzi y Perego (2011) concluyen que no se puede hablar de un multiplicador único entre países. En el caso concreto de El Salvador, la corta disponibilidad de datos de alta frecuencia (subanual) para realizar este tipo de análisis es un reto adicional a los planteados por la literatura.

El documento se estructura en cinco capítulos, el primero de ellos resume los principales elementos teóricos involucrados en la estimación de los multiplicadores fiscales, así como estrategias y datos disponibles. En el capítulo dos y tres se detalla el proceso de estimación y resultados obtenidos de los multiplicadores del gasto de consumo público y de la inversión pública. En el cuarto capítulo se realiza la discusión de los resultados, contrastándolos en el marco de la evidencia y otros estudios realizados, para finalmente resumir en el capítulo cinco.

I. 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 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.

Tal como lo resume Perotty (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 los casos, los mayores salarios reales generan un aumento 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 expansiva.⁶

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 Peroty (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 positivos para la economía de Estados Unidos y encontró multiplicadores del mismo signo para uno del resto de países de la muestra, sin obtener significancia estadística para los otros. Los efectos acumulados varían de 0.72-0.98 en Estados Unidos y 1.26-1.33 en Australia.

Alumnia, et al. (2009), y Alesina y Ardagna (2010) 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 et al. (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 Verango (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 han 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.

⁶ Para 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 Perotty (2007).

Adicionalmente, Restrepo y Rincón (2006), Tiscordio y Bucacos (2008), Parendia y Tsoukis (2012), Estevão y Samake (2013), Karras (2011), Schwinn (2015) y Garry y Rivas (2016) encuentran que los multiplicadores fiscales son altamente significativos y positivos, con magnitudes bajas en algunos casos y negativos en el largo plazo en el caso de Estevão y Samake (2013). Entre otras publicaciones.

Los 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 et al. (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.

Favero et al. (2011) y Barrell et al. (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 et al. (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 et al. (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 et al. (2011).

Por otra parte, algunos autores ponen en relieve la importancia de los regímenes cambiarios, Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) y Born et al. (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, et al. (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 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 los elementos comunes antes descritos, Batini, et al. (2014) y Barro y Redlick (2011) 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 Perotty (2002), Peroty (2007), Perry y Verango (2011), algunos de ellos con por lo menos 173 períodos de análisis; así como Restrepo y Rincón (2006), Tiscordio y Bucacos (2008) y Garry y Rivas (2016) con aplicaciones para Latinoamérica. Estevão y Samake (2013) utiliza 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 Estocásticos (Cole y Ohanian, 2004 y Barrel et al., 2012), los que gozan de la ventaja de incorporar una visión sistémica de la estimación. Parendia y Tsoukis (2012) basados en un DSGE de tamaño medio, encontrando multiplicadores similares a los Keynesianos, con alto impacto 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, utilizan registros anuales de las economías disponibles en la base de datos del Penn World Table y otras fuentes alternativas. Estrategias basadas en panel están disponibles también en Afonso (2006), Alumnia, Benetrix, Eichengreen, O'Rourke y Rua (2009) y Alesina y Ardagna (2010), FMI (2010), Auerbach y Gorodnichenko (2010), Guajardo et al. (2011), Ilzetzki et al. (2011), Favero et al. (2011), y Batini et al. (2012).

La elección de una estrategia adecuada depende en mucho sentido de los datos disponibles. Perotti (2007), Ilzetzki et al. (2011) y Batini, et al. (2014) 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 esta limitación es Perotti (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 incluyó únicamente a tres países: Australia (1959 - 2006), Canadá (1961 - 2006) y el Reino Unido (1963 - 2006).

Por otra parte, Garry y Rivas (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 externos en las series individuales de los países en ocasiones es dificultoso. 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.

i. 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 dificultoso 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 economía⁷.

⁷ La 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,

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 tomó como una alternativa viable 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). Estos registros 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 R., Inklaar R. y Timmer M. (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, Giovazzi 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.

II. 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), utilizaron un panel balanceado de 62 economías incorporadas en las bases de datos de PWT6.1 y PWT8.0 respectivamente, economías que sirvieron de punto de partida para la estimación en este documento (Anexo 1).

Estos autores 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.

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

Dónde:

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

$$g_{i,t} = \frac{csh_{g_{i,t}} * rgdpna_{i,t} - csh_{g_{i,t-1}} * rgdpna_{i,t-1}}{rgdpna_{i,t-1}} \quad (3)$$

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.

Con:

$rgdpna$, es el PIB real a precios constantes de 2011 en millones de dólares⁸.

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.

w_t : representa los efectos fijos de tiempo.

En su versión condicionada, por ejemplo por la apertura comercial de los países ($open_{i,t}$), el multiplicador del gasto público se obtiene al derivar la ecuación 1 modificada, respecto a “g”.

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

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

De tal forma que el multiplicador se expresa como $\beta = \beta^g + \beta^{open} open_{i,t}$ (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.

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 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:

$$y_{i,t} = z_i + w_t + \sum_{j=1}^J \alpha_j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^J (\beta_j g_{i,t-j} + \beta_j^{open} g_{i,t-j} open_{i,t-j} + \beta_j^{gap} g_{i,t-j} gap_{i,t-j} + \beta_j^{\sigma} g_{i,t-j} \sigma^k_{g_{i,t-j}}) + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

Siendo:

$$open_{i,t} = csh_x + csh_m \quad (8)$$

$$gap_{i,t} = (rgdpna_{i,t} - rgdpnahpt_{i,t})/rgdpnahpt_{i,t} \quad (9)$$

⁸ $rgdpna$ fue elegido por recomendación de Feenstra R., Inklaar R. y Timmer M. (2015), quienes exponen que esta variable es ideal para la comparación entre países.

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

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.

$rgdpnahpt$, 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 11⁹:

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

Para realizar el control de endogeneidad sobre las especificaciones dinámicas, se continuó 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 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.

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

⁹ Schwinn (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 $\lambda=6.25$; valores que fueron retomados en este documento.

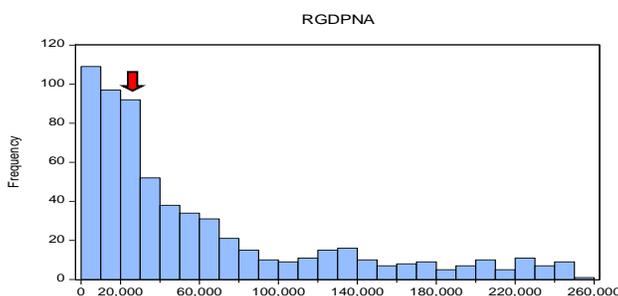
Las estimaciones para la muestra completa, en su mayoría muestran resultados similares a los obtenidos por Karras (2011) y Schwinn (2015), (columnas 1 y 2 de los cuadros 1 y 2).

No obstante, la muestra de 62 economías utilizada por estos autores 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.

Una submuestra fue creada para este objetivo y tres más de contraste que buscan complementar el análisis para mayor robustez. La submuestra principal busca un equilibrio entre mayor información y homogeneidad de las economías, por lo que 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, sobresale en el extremo superior de la distribución, dejando un límite de 250 mil millones de dólares constantes de 2011. La submuestra, tiene una distribución de PIB real sesgada hacia la izquierda como se muestra en el Gráfico 1, 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.

Gráfico 1. 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

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 3 y 4 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

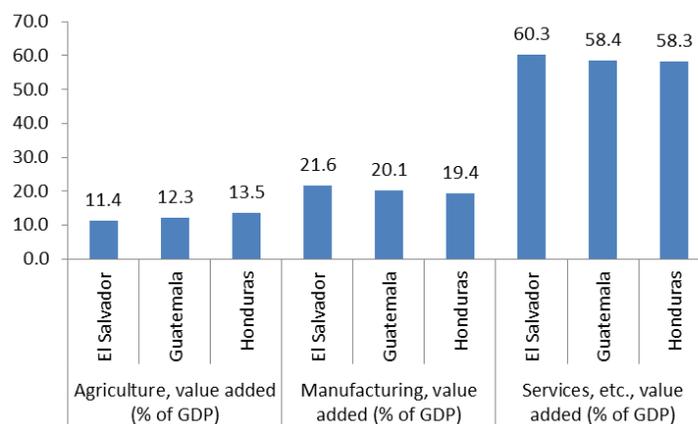
segmentación de la submuestra elegida, por lo que los coeficientes son estables a lo largo de las economías que lo componen. (Ver anexo 4)

El resto de submuestras, construidas para contrastar las estimaciones del multiplicador, buscaron 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 sobreestimados o subestimados por la submuestra controlada por población y PIB.

La primera de estas muestras fue conformada por las economías de Guatemala, Honduras y El Salvador, 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 2), y en cierta medida por sus semejanzas institucionales. No obstante, sacrifica información al contener únicamente a 3 economías aportando su experiencia con choques fiscales.

Los resultados de las estimaciones se observan en las columnas 5 y 6 de los cuadros 1 y 2. La no significancia de los condicionantes incluidos en la regresión controlada por endogeneidad, sugiere que las economías tienen similares condiciones referidas a la apertura comercial, el ciclo del PIB y la volatilidad de la gestión pública, lo cual agrega representatividad para el caso de El Salvador.

Gráfico 2. Estructuras de valor agregado respecto al PIB. Promedio 2001-2015



Fuente: wdi

Una submuestra adicional que busca el control por nivel de deuda pública y espacio fiscal fue construida. La elección de los integrantes 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 deuda¹⁰. 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 superiores a 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 regresión¹¹. 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 un cambio significativo de los efectos del shock sobre el crecimiento, con respecto a la muestra controlada por población y PIB, pero sí con respecto a las estimaciones en el Triángulo Norte, donde el efecto contemporáneo del gasto público se reduce claramente.

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.

¹⁰ Moody's (2016), pag. 7. Costa Rica con baja asequibilidad de la deuda

¹¹ Se 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.

Cuadro 1. Estimaciones de mejor ajuste sobre las muestras¹²

Variable dependiente	Y									
	Muestra	Total. 62 Economías		4-8pop M250Kmill - 10 Economías		Triángulo norte. 3 Economías		Alto endeudamiento y similar espacio fiscal. 6 Economías 1950-2014		Alto endeudamiento y similar espacio fiscal. 6 Economías. 1990-2014
Efectos	Fijos transversales y de tiempo		Fijos transversales y de tiempo		Aleatorios		Fijos transversales y de tiempo		Fijos transversales y de tiempo	
	Ecuación 1	Ecuación 7	Ecuación 1	Ecuación 7	Ecuación 1	Ecuación 7 (MICO)	Ecuación 1	Ecuación 7	Ecuación 1	Ecuación 7
C	0.035 ***	0.025 ***	0.034 ***	0.023 ***	0.030 ***	0.019 ***	0.032 ***	0.029 ***	0.034 ***	0.026 ***
Y(-1)		0.235 ***		0.305 ***		0.348 ***		0.135 **		0.219 **
Y(-2)		0.065 ***		0.056				-0.104 *		-0.060
G	0.871 ***	0.856 ***	0.709 ***	0.514 ***	2.000 ***	1.406 ***	0.816 ***	0.620 ***	0.767 ***	0.610 **
G(-1)		-0.170 ***		0.074		0.048		0.256		0.505 *
G(-2)		-0.132 **		-0.216 *				0.224		0.119
G*SIGMA	-5.347 ***	-6.139 ***	-5.382 ***	-5.328 ***						
G(-1)*SIGMA(-1)		2.352 **		-0.536						
G(-2)*SIGMA(-2)		-0.029		2.428 *						
G*OPEN	-0.332 ***	-0.450 ***			-1.526 *	-1.206				
G(-1)*OPEN(-1)		0.099				0.120				
G(-2)*OPEN(-2)		0.176								
G*GAP		2.831 ***		5.281 ***		45.395 ***				
G(-1)*GAP(-1)		-9.595 ***		-10.266 ***		-55.345 ***				
G(-2)*GAP(-2)		-2.886 ***		-6.452 ***						
Observaciones	3573	3449	569	549	192	189	384	372	150	138
R ² ajustado	0.242	0.333	0.203	0.350	0.123	0.341	0.273	0.310	0.390	0.447
F- Estadístico	10.436	14.213	3.132	4.932	14.356	14.899	3.088	3.352	4.169	4.454

*** p<0.01

** p<0.05

* p<0.10

Fuente: Cálculos del autor con base en PWT9.0

¹² La 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 de las muestras fueron confirmados mediante Test de Hausman.

Cuadro 2. Estimaciones de mejor ajuste sobre las muestras controladas por endogeneidad, efectos agregados¹³

Muestra	Total. 62 Economías		4-8pop M250Kmill - 10 Economías		Triángulo norte. 3 Economías		Alto endeudamiento y similar espacio fiscal. 6 Economías 1950		Alto endeudamiento y similar espacio fiscal. 6 Economías. 1990	
	Fijos transversales y de tiempo		Fijos transversales y de tiempo		Aleatorios		Fijos transversales y de tiempo		Fijos transversales y de tiempo	
	Ecuación 1	Ecuación 13	Ecuación 1	Ecuación 13	Ecuación 1	Ecuación 13 (MICO)	Ecuación 1	Ecuación 13	Ecuación 1	Ecuación 13
C		0.027 ***		0.022 ***		0.024 ***		0.035 ***		0.025 ***
Y(-1)		0.274 ***		0.373 ***		0.334 ***		0.122 **		0.210 **
Y(-2)		0.045 ***		0.037				-0.115 **		0.047
G		0.826 ***		0.642 ***		1.710 ***		0.653 ***		0.732 **
G(-1)		-0.054		-0.038		-0.254		0.324 *		0.864 ***
G(-2)		-0.042		-0.114				0.419 **		0.516 *
G*SIGMA		-5.571 ***		-8.324 ***						
G(-1)*SIGMA(-1)		2.001 **		1.017						
G(-2)*SIGMA(-2)		0.137		2.217						
G*OPEN		-0.405 ***				-1.337				
G(-1)*OPEN(-1)		-0.049				0.394				
G(-2)*OPEN(-2)		0.052								
G*GAP		1.906 *		4.180 *		13.561				
G(-1)*GAP(-1)		-2.974 ***		-2.603		4.538				
G(-2)*GAP(-2)		0.184		-3.006						
Observaciones		3325		529		183		360		126
R ² ajustado		0.313		0.292		0.161		0.330		0.432
F- Estadístico		12.849		3.980		6.001		3.566		4.164
Efectos sin control										
Efecto inercia		0.300		0.361		0.348		0.032		0.159
Efecto gasto público	0.871	0.554	0.709	0.372	2.000	1.454	0.816	1.100	0.767	1.234
Efecto volatilidad	-5.347	-3.817	-5.382	-3.436						
Efecto apertura	-0.332	-0.175			-1.526	-1.086				
Efecto brecha		-9.651		-11.438		-9.950				
Efectos controlados										
Efecto inercia		0.319		0.410		0.334		0.007		0.257
Efecto gasto público		0.729		0.489		1.456		1.395		2.112
Efecto volatilidad		-3.432		-5.090						
Efecto apertura		-0.402								
Efecto brecha		-0.884		-1.428						

Fuente: Cálculos del autor con base en PWT9.0

¹³ Los efectos de las muestras fueron confirmados mediante el Test de Hausman.

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 en el largo plazo, como límite inferior, que podría aumentar, inclusive llegando a 1 según se especifica en las subsiguientes muestras de contraste. (Cuadro 3)

Cuadro 3. Multiplicadores Fiscales por submuestra.

Muestra	Total. 62 Economías		4-8pop M250Kmill - 10 Economías		Triángulo norte. 3 Economías		Deuda y Espacio fiscal. 6 Economías. 1950-2014		Deuda y Espacio fiscal. 6 Economías. 1990-2014	
	Corto Plazo	Largo plazo	Corto Plazo	Largo plazo	Corto Plazo	Largo plazo	Corto Plazo	Largo plazo	Corto Plazo	Largo plazo
Muestra sin control	0.66	0.67	0.69	0.61	1.14	1.33	0.82	1.14	0.77	1.47
Controlado por endogeneidad		0.72		0.80		2.19		1.41		2.84
Efectos	Fijos transversales y de tiempo		Fijos transversales y de tiempo		Aleatorios		Fijos transversales y de tiempo		Fijos transversales y de tiempo	

Fuente: Cálculos del autor.

Los multiplicadores obtenidos para el caso de la submuestra principal (4-8 pop M250Kmill) son superiores a los obtenidos a partir de la muestra completa (Total). Lo que implica que los cambios estructurales de la muestra total eran importantes para determinar la magnitud de los multiplicadores de economías de menor tamaño.

Los multiplicadores crecen por arriba de uno a medida que nos acercamos a los países de la región (Triángulo Norte), sugiriendo que los obtenidos a partir de la submuestra principal no están sobreestimados, si se utiliza la información de países agrupados por criterios diferentes a los de la población y PIB.

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 la submuestra principal, para abordar el aspecto de la deuda, no parece representar algún problema de sobre estimación.

Al comparar la submuestra principal 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 a partir de la submuestra principal. Asimismo no se observa una combinación de multiplicadores positivos en el corto plazo y negativos en el largo plazo.

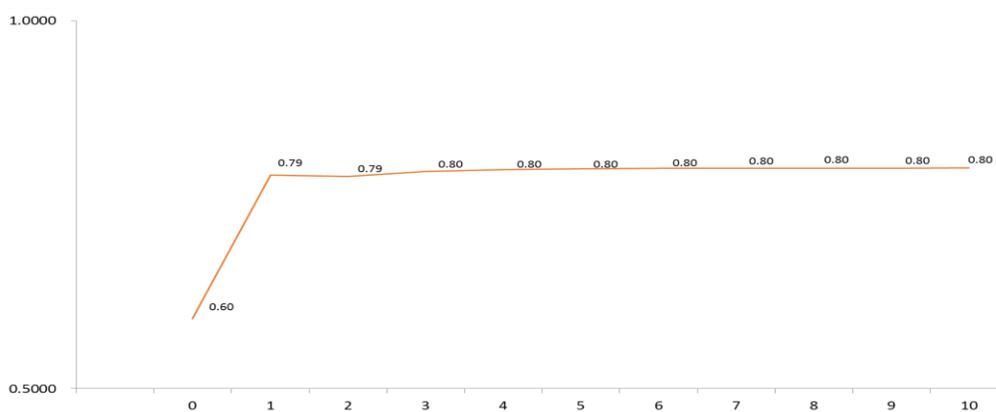
Los resultados derivados de otras investigaciones con menciones para El Salvador, Karras (2011), Estevañ y Samake (2013), Schwinn (2015) y Garry y Rivas (2016) –en el corto plazo- sugieren multiplicadores de magnitud menor a uno, discusión que se amplía más adelante, pero que junto con los elementos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

multiplicador para El Salvador basados en la submuestra controlada por población y PIB podría ser consistente.

Con base a lo anterior, el Gráfico 3 muestra la función impulso-respuesta acumulada para la submuestra principal 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 se diluye en los 3 años siguientes al choque.

Es importante hacer ver que los resultados de las submuestras de contraste, el triángulo norte y la de deuda y espacio fiscal, abren la puerta a considerar multiplicadores de largo plazo superiores a las elegidas en este documento, los cuales podrán contrastarse con metodologías diferentes a medida se construyan series más largas o el país cuente con estimaciones de consumo público trimestrales, que tengan la consistencia de la contabilidad nacional base devengado.

Gráfico 3. Función impulso respuesta. Submuestra controlada por población (4-8 millones) y nivel de PIB (250 mil millones). Valores acumulados.



Fuente: Cálculos del autor.

III. 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 (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 irregular 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:

$$y_{i,t} = z_i + w_t + \beta ip_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (17)$$

Dónde:

$$ip_{i,t} = \frac{fbkfp/pib_{i,t} * rgdpna_{i,t} - fbkfp/pib_{i,t-1} * rgdpna_{i,t-1}}{rgdpna_{i,t-1}} \quad (18)$$

Con *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).

Cuadro 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.
C	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.
C	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
IP(-1)	0.001125	0.002661	0.422977	0.6738
IP(-2)	-0.002863	0.002693	-1.062917	0.2921

Fuente: Cálculos del Autor.

Los resultados no aportan evidencia diferente a lo encontrado por Garry y Rivas (2016) 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 (2016) determinaron una contribución del gasto de capital, dólar por dólar, de magnitud 0.8 para el largo plazo.

IV. 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.

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, Lopez-Salido y Vallés (2006), 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.

¹⁴ Las 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.

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 caja¹⁵ 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, 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 real en este estudio.

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

Variables dependiente\Explicativa	Gasto corriente en consumo t		Gasto corriente en consumo t-1		Gasto corriente en consumo t-2		Gasto corriente en consumo t-3		Gasto corriente en consumo t-4		Gasto corriente en consumo t-5	
Montos 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.

Para formalizar lo descrito anteriormente, se corrió un panel sobre la muestra controlada por población, y mínimos cuadrados ordinarios (MICO) para la serie de El Salvador de forma independiente. La especificación incluyó al crecimiento del consumo privado¹⁶ como dependiente versus el choque 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.

¹⁵ En 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
$$cp_{i,t} = \frac{csh_{i,t} * rgdpna_{i,t} - csh_{i,t-1} * rgdpna_{i,t-1}}{rgdpna_{i,t-1}}$$

Si adicionalmente se considera la importancia del componente de salarios que existe en el consumo público y la baja bancarización de las personas, el argumento que la creación de valor ocasionada por los gastos del gobierno, supera a un tenue mecanismo de desplazamiento privado, resulta plausible en el contexto de la economía salvadoreña.

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.

Cuadro 6. Estimaciones sobre el consumo privado.

Variable dependiente:	Consumo privado				FBK Privada	
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
DW			1.909	1.954	2.426	2.140

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

Fuente: Cálculos del autor.

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 (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 Estevañ 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 multiplicador 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 et al. (2011) y Favero et al. (2011).

V. 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 mayores, 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. No obstante, otras investigaciones aplicadas revelan que el potencial de la inversión pública podría alcanzar hasta 0.8 de dólar en el largo plazo ante 1 dólar adicional invertido.

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, la gradualidad en la implementación y escoger el momento adecuado para el ajuste, toma sentido como una recomendación sensata para la toma de decisiones.

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).

Bibliografía

Alesina A. y Ardagna S. (2010) "Large Changes in Fiscal Policy Taxes versus Spending. Tax Policy and the Economy", Documento de trabajo 15438. National Bureau of Economic Research.

Afonso A. (2006). "Expansionary Fiscal Consolidations in Europe. New Evidence". Banco Central Europeo. Working paper No. 675. Sep. 2006

Alumnia M., Benetrix A.S., Eichengreen B., O'Rourke K.H. y Rua G. (2009). "From great depression to great credit crisis: similarities, differences and lessons." Documento de trabajo 15524. National Bureau of Economic Research.

Auerbach A.J. y Gorodnichenko Y. (2010). "Measuring the output responses to fiscal policy". Documento de trabajo No. 16311. National Bureau of Economic Research.

Barrell, R., D. Holland, and I. Hurst, (2012). "Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations," OECD Economics Department. Working Paper No. 933.

Barro J.B y Redlick C.J. (2011). "Macroeconomic effects from government purchases and taxes". The quarterly Journal of Economics. Vol. 126, No.1 (febrero 2011), pag. 51-102. Oxford University Press.

Batini N., Callegari G. y Melina G. (2012). "Successful Austerity in the United States, Europe and Japan". Documento de trabajo No. 12/190. Fondo Monetario Internacional.

Batini N., Eyraud L., Forni L. y Weber A. (2014). "Fiscal Multipliers: Determinants and use in Macroeconomic Projections. Notas técnicas y manuales. Fondo Monetario Internacional.

Blanchard O. y Perotti R. (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output". The Quarterly Journal of Economics, vol. 117, No. 4 (Nov. 2002) pag. 1329-1368. Oxford University Press.

Born B., Jüßen F. y Müller G. (2012). "Exchange rate regimes and fiscal multipliers". En conferencia: Fiscal Policy in the Aftermath of the Financial Crisis. Comisión Europea. Marzo 2012.

Cole H y Ohanian L. (2004). "New Deal Policies and the Persistence of the Great Depression: A General Equilibrium Analysis". Journal of Political Economy, vol. 112, no. 4

Estevão M. y Samake I. (2013). "The Economic Effects of Fiscal Consolidation with Debt Feedback". Documento de Trabajo. Fondo Monetario Internacional.

Favero C., Giavazzi F. y Perego J. (2011). "Country Heterogeneity and the International Evidence on the Effects of Fiscal Policy". Fondo Monetario Internacional.

Feenstra, Robert C., Robert Inklaar and Marcel P. Timmer (2015), "The Next Generation of the Penn World Table" American Economic Review, 105(10), 3150-3182, available for download at www.ggd.net/pwt

FMI (2010). "Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation". World Economic Outlook: Recovery, Risk, and Rebalancing, capítulo 3. Octubre 2010

Galí, López y Vallés (2005). "Understanding the effects of government spending on consumption". National Bureau of Economic Research. Working Paper 11578.

Garry S. y Rivas J.C. (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". Comisión Económica para América Latina y el Caribe (ECLAC). Subregional de México. Marzo 2016

Guajardo, leigh y Pescatori (2011). "Expansionary Austerity: New International Evidence." Fondo Monetario Internacional.

Ilzetzki E., Mendoza E. G. y Végh C.A. (2011). "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?. Documento de trabajo No. 11/52. Fondo Monetario Internacional.

Karras G. (2011). "Trade openness and the effectiveness of fiscal policy: some empirical evidence". ISSN 1865-1704. Volume 59, Number 3. International Review of Economics. RISEC. Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali.

Larski (2012). "The Problem of Model Selection and Scientific Realism". The London School of Economics and Political Science.

Moody's (2016). "Sovereigns – Latin America and the Caribbean. Mixed Rating Outlook Reflects Lower Trend Growth and Moderate Fiscal Space"

Perendia G. y Tsoukis C. (2012). "The Keynesian multiplier, news and fiscal policy rules in a DSGE model". Working paper No. 25. Diciembre 2012. CEPREMAP

Perotti R. (2007). "In search of the transmission mechanism of fiscal policy". Documento de trabajo 13143. National Bureau of Economic Research. Junio 2007

Perry y Vernengo (2011). "What Ended the Great Depression?. Reevaluating the Role of Fiscal Policy". Working Paper No. 678. The Levy Economics Institute.

Restrepo y Rincón (2006). "Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia". Working Paper No. 397. Banco de la República. Colombia.

Schwinn R. (2015). "Fiscal Volatility Diminishes Fiscal Multipliers". Thesis submitted for the degree of Doctor of Philosophy in Economics in the Graduate College of the University of Illinois at Chicago.

Talvi y Végh (2000). "Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy". National Bureau of Economic Research. Working Paper 7499

Tiscordio y Bucacos (2008). "Efectos de la Política Fiscal en Uruguay: Un análisis a través de Shocks Fiscales". Junio 2008. Jornadas de Economía. Banco Central de Uruguay.

Anexo 1. Economías incluidas en la muestra total.

Pais	y	g
Argentina	2.87%	0.291%
Australia	3.58%	0.563%
Austria	3.25%	0.499%
Bélgica	2.76%	0.628%
Bolivia	2.74%	0.545%
Brasil	4.87%	0.779%
Canadá	3.47%	0.603%
Chile	4.14%	0.769%
China	6.22%	1.188%
Colombia	4.30%	0.584%
Congo	4.80%	1.055%
Costa Rica	5.20%	0.841%
Chipre	4.55%	0.528%
Dinamarca	2.54%	0.639%
República Dominicana	5.41%	0.699%
Ecuador	4.63%	0.830%
Egipto	5.44%	1.603%
El Salvador	3.24%	0.521%
Etiopía	4.56%	0.694%
Finlandia	3.24%	0.659%
Francia	3.17%	0.630%
Alemania	3.35%	0.525%
Grecia	3.29%	0.525%
Guatemala	3.89%	0.436%
Honduras	3.67%	0.506%
Islandia	3.94%	0.819%
India	5.14%	0.800%
Irlanda	3.83%	0.581%
Israel	6.09%	1.839%
Italia	3.10%	0.490%
Jamaica	2.34%	0.441%
Japón	4.67%	0.664%
Kenia	3.96%	0.674%
Luxemburgo	3.51%	0.533%
Mauricio	3.94%	0.768%
México	4.40%	0.590%
Marruecos	4.41%	1.219%
Países Bajos	3.21%	0.625%
Nueva Zelanda	2.90%	0.577%
Nigeria	4.62%	0.905%
Noruega	3.28%	0.582%
Pakistán	4.80%	0.783%
Panamá	5.74%	0.844%
Paraguay	4.40%	0.467%
Perú	4.02%	0.668%
Filipinas	4.55%	0.611%
Portugal	3.53%	0.650%
República de Corea	6.97%	0.826%
Sudáfrica	3.34%	0.565%
España	3.96%	0.602%
Sri Lanka	4.88%	1.228%
Suecia	2.67%	0.672%
Suiza	2.61%	0.192%
Taiwán	7.44%	1.553%
Tailandia	6.14%	1.150%
Trinidad y Tobago	4.39%	0.602%
Turquía	5.00%	0.762%
Uganda	4.37%	0.515%
Reino Unido	2.40%	0.459%
Estados Unidos	3.18%	0.389%
Uruguay	2.49%	0.373%
Venezuela	3.88%	0.851%

Fuente: Elaboración propia con base en PWT9.0

Anexo 2. 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:

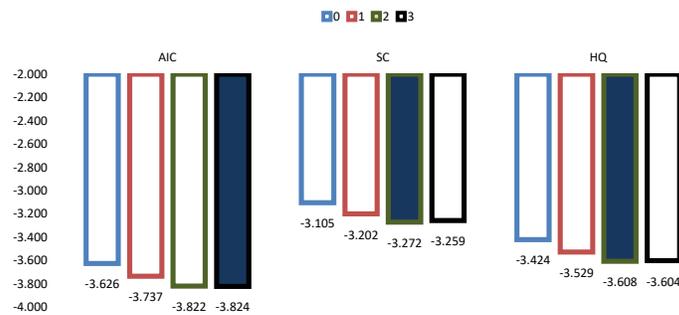
$$\text{Criterio de Información de Akaike (AIC)} = -2\left(\frac{l}{n}\right) + 2\left(\frac{k}{n}\right)$$

$$\text{Criterio de Schwarz (SC)} = -2\left(\frac{l}{n}\right) + k\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$$

$$\text{Criterio de Hannan – Quinn (HQ)} = -2\left(\frac{l}{n}\right) + 2k * \ln\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$$

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:

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



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:

$$\max F = \max_{t_1 < t < t_2} F_t$$

$$\text{ave } F = \frac{1}{t_1 - t_2 + 1} \sum_{i=t_1}^{t_2} F_i$$

$$\exp F = \log \left(\frac{1}{t_1 - t_2 + 1} \sum_{i=t_1}^{t_2} \exp(0.5 * F_i) \right)$$

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 utilizadas¹⁷.

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.

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Statistic	Value	Prob.
Y_1	0.5147	0.0164	31.4466	0.0000	Maximum LR F-statistic (Obs. 1326)	6.8366	0.0000
Y_2	0.2466	0.0162	15.1894	0.0000	Maximum Wald F-statistic (Obs. 1326)	75.2031	0.0000
GU	0.7708	0.0566	13.6213	0.0000	Exp LR F-statistic	1.9984	0.0000
GU_1	- 0.1793	0.0581	- 3.0713	0.0021	Exp Wald F-statistic	31.8723	0.0000
GU_2	- 0.1813	0.0570	- 3.1814	0.0015	Ave LR F-statistic	3.7342	0.0000
GU_SIGMA	- 8.0356	1.0646	- 7.5478	0.0000	Ave Wald F-statistic	41.0757	0.0000
GU_SIGMA_1	2.0198	1.0720	1.8841	0.0596	Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method		
GU_SIGMA_2	0.5499	1.0573	0.5201	0.6030			
GU_GAP	2.4770	1.1756	2.1070	0.0352			
GU_GAP_1	- 2.6495	1.1251	- 2.3549	0.0186			
GU_GAP_2	2.1465	1.0150	2.1147	0.0345			
R-squared	0.0853	Mean dependent var		0.0396			
Adjusted R-squared	0.0826	S.D. dependent var		0.0406			
S.E. of regression	0.0389	Akaike info criterion		-3.6520			
Sum squared resid	5.0166	Schwarz criterion		-3.6318			
Log likelihood	6.0824	Hannan-Quinn criter.		-3.6447			
Durbin-Watson stat	1.8595						

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:

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

Dependent Variable: Y Method: Least Squares Date: 07/24/17 Time: 15:54 Sample: 1 529 Included observations: 529				Quandt-Andrews unknown breakpoint test Null Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data Varying regressors: All equation variables Equation Sample: 1 529 Test Sample: 81 450 Number of breaks compared: 370			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Statistic	Value	Prob.
Y_1	0.550317	0.042402	12.97865	0.000000	Maximum LR F-statistic (Obs. 217)	1.392649	0.7977
Y_2	0.228575	0.042027	5.438771	0.000000	Maximum Wald F-statistic (Obs. 217)	15.31914	0.7977
G_U	0.768172	0.126513	6.071877	0.000000	Exp LR F-statistic	0.381575	0.9397
G_U_1	-0.057809	0.132639	-0.435839	0.663100	Exp Wald F-statistic	4.938818	0.8384
G_U_2	-0.232797	0.126823	-1.835606	0.067000	Ave LR F-statistic	0.750252	0.8091
G_U_SIGMA	-11.74444	2.074063	-5.662528	0.000000	Ave Wald F-statistic	8.252772	0.8091
G_U_SIGMA_1	-0.208402	2.153968	-0.096753	0.923000			
G_U_SIGMA_2	2.474814	1.995525	1.240182	0.215500			
G_U_GAP	1.663237	2.432342	0.6838	0.494400			
G_U_GAP_1	-6.175795	2.518908	-2.451774	0.014500			
G_U_GAP_2	-2.964366	2.541796	-1.166249	0.244100			
R-squared	0.120967	Mean dependent var		0.037808			
Adjusted R-squared	0.103998	S.D. dependent var		0.037935			
S.E. of regression	0.035908	Akaike info criterion		-3.795132			
Sum squared resid	0.667905	Schwarz criterion		-3.706322			
Log likelihood	1014.813	Hannan-Quinn criter.		-3.760368			
Durbin-Watson stat	1.933056						
				Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method			

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).

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

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.

Dependent Variable: Y					Dependent Variable: Y					Dependent Variable: Y					Dependent Variable: Y				
Method: Panel Least Squares					Method: Panel Least Squares					Method: Panel Least Squares					Method: Panel Least Squares				
Date: 08/28/17 Time: 12:30					Date: 08/28/17 Time: 13:49					Date: 08/28/17 Time: 13:52					Date: 08/28/17 Time: 13:53				
Sample (adjusted): 1957 2014					Sample (adjusted): 1961 2014					Sample (adjusted): 1957 2014					Sample (adjusted): 1961 2014				
Periods included: 58					Periods included: 54					Periods included: 58					Periods included: 54				
Cross-sections included: 10					Cross-sections included: 10					Cross-sections included: 10					Cross-sections included: 10				
Total panel (unbalanced) observations: 569					Total panel (unbalanced) observations: 529					Total panel (unbalanced) observations: 569					Total panel (unbalanced) observations: 529				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.03429	0.001624	21.08427	0.00000	C	0.022148	0.002546	8.698353	0.00000	C	0.03437	0.001633	21.04564	0.00000	C	0.022278	0.002524	8.825415	0.00000
G	0.752909	0.119312	6.310452	0.00000	Y(-1)	0.366301	0.047594	7.696398	0.00000	G	0.703623	0.118682	5.928622	0.00000	Y(-1)	0.36914	0.047143	7.83021	0.00000
G*SIGMA	-4.290273	1.569202	-2.730407	0.00650	Y(-2)	0.039324	0.047996	0.819317	0.41300	G*SIGMA	-5.650587	1.587354	-3.559752	0.00040	Y(-2)	0.03464	0.047614	0.727527	0.46730
G*TC_6	-0.0002548	0.001154	-2.207992	0.02770	G_U	0.655255	0.126883	5.169014	0.00000	G*TC_3	0.000767	0.000517	1.505873	0.61320	G_U	0.584487	0.127839	4.572055	0.00000
Effects Specification					G_U(-1)	-0.022084	0.133044	-0.165991	0.86832	Effects Specification					G_U(-1)	-0.00534	0.132405	-0.047886	0.96380
Cross-section fixed (dummy variables)					G_U(-2)	-0.107745	0.127166	-0.84728	0.39792	Cross-section fixed (dummy variables)					G_U(-2)	-0.130416	0.125716	-1.037385	0.30010
Period fixed (dummy variables)					G_U*SIGMA_U	-7.727768	2.298612	-3.361229	0.00080	Period fixed (dummy variables)					G_U*SIGMA_U	-7.17744	2.339575	-3.067839	0.00230
R-squared					G_U(-1)*SIGMA_U	1.478741	2.374995	0.622629	0.53380	R-squared					G_U(-1)*SIGMA_U	1.87543	2.334845	0.803235	0.42230
Adjusted R-s					G_U(-2)*SIGMA_U	1.836474	2.130568	0.861965	0.38820	Adjusted R-s					G_U(-2)*SIGMA_U	1.114767	2.148373	0.518989	0.60410
S.E. of regres					G_U*GAP	4.308217	2.336296	1.869719	0.06224	S.E. of regres					G_U*GAP	4.90926	2.348862	1.961212	0.05050
Sum squared					G_U(-1)*GAP(-1)	-2.427259	2.423831	-1.001414	0.31720	Sum squared					G_U(-1)*GAP(-1)	-2.724415	2.415737	-1.126336	0.26050
Log likelihood					G_U(-2)*GAP(-2)	-2.79611	2.440654	-1.14564	0.25260	Log likelihood					G_U(-2)*GAP(-2)	-3.400977	2.432022	-1.397898	0.16280
F-statistic					G_U*TC_6	-0.000977	0.001072	-0.911391	0.36260	F-statistic					G_U*TC_3	0.000505	0.001432	0.352799	0.72440
Prob(F-statistic)					G_U(-1)*TC_6(-1)	-0.000657	0.001124	-0.584345	0.55930	Prob(F-statistic)					G_U(-1)*TC_3(-1)	-0.00259	0.001527	-1.695784	0.09060
					G_U(-2)*TC_6(-2)	0.000321	0.001077	0.297613	0.76510						G_U(-2)*TC_3(-2)	0.0033	0.001462	2.256529	0.02450
					Effects Specification										Effects Specification				
					Cross-section fixed (dummy variables)										Cross-section fixed (dummy variables)				
					Period fixed (dummy variables)										Period fixed (dummy variables)				
					R-squared	0.392159	Mean dependent var	0.037808							R-squared	0.39782	Mean dependent var	0.037808	
					Adjusted R-square	0.289956	S.D. dependent var	0.037935							Adjusted R-square	0.296569	S.D. dependent var	0.037935	
					S.E. of regression	0.031965	Akaike info criterion	-3.914515							S.E. of regression	0.031816	Akaike info criterion	-3.923871	
					Sum squared resid	0.461848	Schwarz criterion	-3.292839							Sum squared resid	0.457547	Schwarz criterion	-3.302196	
					Log likelihood	1112.389	Hannan-Quinn criter.	-3.671161							Log likelihood	1114.864	Hannan-Quinn criter.	-3.680518	
					F-statistic	3.837053	Durbin-Watson stat	1.985139							F-statistic	3.929033	Durbin-Watson stat	1.993473	
					Prob(F-statistic)	0									Prob(F-statistic)	0			