

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL ECUADOR

FACULTAD DE ECONOMÍA

Disertación previa a la obtención del título de Economista

¿Qué tan efectiva es la estimulación fiscal para incentivar la economía? Evidencia en países de alto y bajo ingreso, período 2000-2017

Carolina Álvarez Garavito
carolina.alvarezg21@gmail.com

Director: Econ. Nicolás Acosta
hnacosta@puce.edu.ec

Quito, agosto de 2018

Resumen

La presente investigación aborda el tema de la efectividad de la política fiscal como medida de dinamización de la economía, estimando el tamaño de los multiplicadores fiscales para un panel de 34 países utilizando datos trimestrales para el período 2000-2017. Específicamente, se quiso contribuir a la literatura empírica al analizar si los canales tradicionales propuestos por el modelo Mundell-Fleming, el efecto crowding-out y la teoría de Equivalencia Ricardiana se cumplían bajo el panel y período presentados. Así, se estimó el valor de los multiplicadores en paneles de países diferenciados por características económicas específicas, como nivel de ingreso, apertura comercial, régimen de tipo de cambio y nivel de endeudamiento.

Para ello, se utilizaron técnicas de panel dinámico, como el estimador de Least Square Dummy Variable (LSDV), el estimador de Arellano y Bond de uno y dos pasos, el estimador de Blundell y Bond y el estimador de Kiviet. Además, se estimó un modelo de variables instrumentales para corregir por un potencial sesgo de endogeneidad no captado por los estimadores de panel dinámico, en donde el gasto público se instrumentó mediante la variable de deuda del gobierno central. Por último, se estimó un modelo de ecuaciones simultáneas, así como también un modelo de VAR de panel (PVAR), que corrigen por un potencial sesgo de simultaneidad.

Los resultados de panel sugieren que: i) el efecto del gasto sobre el PIB es mayor en economías de alto ingreso que en economías de bajo ingreso; ii) el multiplicador fiscal es mayor en economías con baja apertura comercial que en economías con alta apertura; iii) el multiplicador es relativamente mayor en economías que operan bajo un tipo de cambio fijo; y iv) no se evidenció que el multiplicador difiriera entre distintos niveles de endeudamiento en el corto plazo, pero se mostró que la diferencia entre períodos de alto y bajo endeudamiento es visible en el largo plazo. Asimismo, se calculó el valor del multiplicador para países individuales utilizando el modelo de VI y ecuaciones simultáneas, en donde se evidenció que los resultados de panel se sostienen en niveles de estimación desagregados, excepto en economías de bajo ingreso que operan bajo distintos regímenes de tipo de cambio.

Palabras clave: Política fiscal, multiplicadores fiscales, modelo Mundell-Fleming, efecto crowding-out, teoría de Equivalencia Ricardiana, panel de países, estimadores de panel dinámico.

Dedicatoria

Agradecimientos

¿Qué tan efectiva es la estimulación fiscal para incentivar la economía? Evidencia en países de alto y bajo ingreso, período 2000-2017

Resumen	2
Dedicatoria	3
Agradecimientos	4
Introducción	11
Metodología del trabajo	13
Descripción de la metodología	13
Estrategia de investigación.....	13
Procedimiento metodológico.....	13
Fuentes de información	14
Preguntas de investigación	16
Pregunta General	16
Preguntas Específicas	16
Objetivos de la investigación	16
Objetivo General	16
Objetivos Específicas	16
Fundamentos teóricos	17
Política fiscal	17
Instrumentos fiscales	17
Funciones de la política fiscal	18
Política fiscal de estabilización: política fiscal discrecional y estabilizadores automáticos	19
Multiplicador fiscal	21
Definición	21
Tipos de multiplicador.....	21
Teorías económicas sobre el multiplicador fiscal	22
Teoría keynesiana	23
Multiplicador keynesiano.....	24
Escuela Ortodoxa Keynesiana	26
Modelo IS-LM en una economía cerrada	26
Modelo Mundell-Fleming.....	31
1. Política fiscal bajo tipo de cambio fijo.....	32
2. Política fiscal bajo tipo de cambio flexible	34
Escuela Monetarista, Escuela Neoclásica y efecto “crowding out”	36

Efecto crowding-out: curva LM vertical	37
Efecto crowding-out: inversión privada	38
Efecto crowding-out: Financiamiento de la política fiscal	39
Nueva Economía Clásica.....	40
Escuela Nekeynesiana	41
Efectos del instrumento fiscal utilizado	41
Multiplicadores y el ciclo económico	42
Marco Metodológico.....	43
Aspectos preliminares de series temporales	43
Estimación de los multiplicadores: Problema de identificación	44
Metodologías de series de tiempo.....	45
Modelo de ecuaciones simultáneas.....	45
Modelos VAR y SVAR.....	46
Modelo de variables instrumentales.....	47
Metodologías de datos de panel.....	49
Paneles dinámicos.....	49
Estimador Least Square Dummy Variable (LSDV)	50
Estimadores LSDV corregidos por sesgo e inconsistencia.....	51
Exogeneidad secuencial	51
Estimador de Arellano y Bond.....	52
Estimador de Blundell y Bond (1998).....	54
Estimador de Kiviet (1995)	56
Variables instrumentales en panel.....	56
Modelo VAR en panel.....	57
Capítulo I: Estimación de los multiplicadores fiscales con de datos de panel.....	59
Ventajas de datos de panel	60
Países incluidos en la muestra	61
Datos.....	62
Estrategia de identificación	63
Multiplicador fiscal de impacto.....	63
Multiplicador fiscal acumulado	66
Multiplicadores en países de alto y bajo Ingreso	67
Características de la muestra.....	68
Resultados	70
Comparación	77
Multiplicadores en economías abiertas y cerradas	78
Características de la muestra	81

Resultados	82
Comparación	87
Multiplicadores bajo tipo de cambio fijo y flexible	88
Características de la muestra	90
Resultados	91
Comparación	95
Multiplicadores en países con endeudamiento alto y bajo	96
Características de la muestra	99
Resultados	100
Comparación	104
Conclusiones Capítulo I	105
Capítulo 2: Estimación de los multiplicadores fiscales para países individuales	107
Selección de la submuestra	108
Economías de alto ingreso.....	109
Tipo de cambio fijo y flexible	109
Apertura comercial alta y baja	111
Nivel de endeudamiento alto y bajo	113
Economías de bajo ingreso	114
Tipo de cambio fijo y flexible	114
Apertura comercial alta y baja	116
Nivel de endeudamiento alto y bajo	118
Conclusiones Capítulo II	119
Conclusiones	121
Recomendaciones	123
Referencias bibliográficas	125
Anexos	131
Anexo 1	131
Anexo 2	132
Anexo 3	133
Anexo 4	134
Anexo 5	135
Anexo 6	136
Anexo 7	137
Anexo 8	140
Anexo 9	141
Anexo 10	142

Anexo 11	143
Anexo 12	146
Anexo 13	147
Anexo 14	149
Anexo 15	150
Anexo 16	153

Índice de tablas

Tabla 1: Variables e indicadores.....	15
Tabla 2: Clasificación de países según su ingreso por el Banco Mundial.....	61
Tabla 3: Estadísticas descriptivas – Países de alto ingreso	68
Tabla 4: Estadísticas descriptivas – Países de bajo ingreso.....	68
Tabla 5: Multiplicador de impacto - Países de alto ingreso	71
Tabla 6: Modelos en nivel- Países de alto ingreso	73
Tabla 7: Multiplicador acumulado – Países de alto ingreso.....	73
Tabla 8: Multiplicador de impacto - Países de bajo ingreso	75
Tabla 9: Modelos en nivel- Países de bajo ingreso	76
Tabla 10: Multiplicador acumulado – Países de bajo ingreso.....	76
Tabla 11: Períodos de apertura comercial por país	79
Tabla 12: Multiplicador de impacto - Economías abiertas.....	82
Tabla 13: Multiplicador acumulado – Economías abiertas	83
Tabla 14: Multiplicador de impacto - Economías cerradas.....	85
Tabla 15: Multiplicador acumulado – Economías cerradas	86
Tabla 16: Multiplicador de impacto - Países con tipo de cambio fijo	91
Tabla 17: Multiplicador acumulado – Economías tipo de cambio fijo.....	92
Tabla 18: Multiplicador de impacto - Países con tipo de cambio flexible.....	93
Tabla 19: Multiplicador acumulado – Economías con tipo de cambio flexible.....	94
Tabla 20: Episodios de endeudamiento alto por países (Deuda del gobierno central que excede 60% del PIB).....	97
Tabla 21: Multiplicador de impacto-Períodos de alto endeudamiento.....	100
Tabla 22: Multiplicador de impacto-Períodos de alto endeudamiento.....	101
Tabla 23: Multiplicador de impacto- Períodos de bajo endeudamiento	103
Tabla 24: Multiplicador acumulado-Períodos de bajo endeudamiento	103
Tabla 25: Multiplicador de impacto - Finlandia y Suecia	110
Tabla 26: Multiplicador de impacto – Austria y España.....	112
Tabla 27: Multiplicador de impacto – Grecia y España.....	114
Tabla 28: Multiplicador de impacto – Ecuador y Perú.....	116
Tabla 29: Multiplicador de impacto – Malasia y Filipinas.....	117
Tabla 30: Multiplicador de impacto – Perú y Bolivia	119

Índice de gráficos

Gráfico 1: Equilibrio modelo IS-LM en una economía cerrada	28
Gráfico 2: Modelo IS-LM: Política monetaria expansiva	29
Gráfico 3: Modelo IS-LM: Política fiscal expansiva.....	30
Gráfico 4: Modelo IS-LM: Efectos de la política fiscal y monetaria.....	31
Gráfico 5: Política fiscal, tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capital	32
Gráfico 6: Política fiscal, tipo de cambio fijo e imperfecta movilidad de capital	34
Gráfico 7: Política fiscal, tipo de cambio flexible y perfecta movilidad de capital.....	35
Gráfico 8: Política fiscal, tipo de cambio flexible e imperfecta movilidad de capital.....	36
Gráfico 9: Efecto crowding-out ante curva LM perfectamente inelástica	38
Gráfico 10: Efecto crowding-out de la inversión privada.....	39

Gráfico 11: Promedio del gasto del gobierno de países de alto y bajo ingreso, durante el período 2000-2017.....	70
Gráfico 12: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Países de alto ingreso.....	74
Gráfico 13: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Países de bajo ingreso.....	77
Gráfico 14: Balanza en cuenta corriente para economías abiertas y cerradas.....	82
Gráfico 15: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Economías abiertas	84
Gráfico 16: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Economías cerradas	87
Gráfico 17: Función impulso-respuesta del modelo PVAR - Países con tipo de cambio fijo	93
Gráfico 18: Función impulso-respuesta del modelo PVAR- Países con tipo de cambio flexible.	95
Gráfico 19: Comportamiento de la deuda del gobierno central (% PIB) en economías de alto y bajo ingreso durante el período 2000-2017	99
Gráfico 20: Función impulso-respuesta del modelo PVAR, episodios de alto endeudamiento	102
Gráfico 21: Función impulso-respuesta del modelo PVAR, episodios de bajo endeudamiento	104

Introducción

La recesión global y la crisis financiera de 2008-2009 llevaron a muchos países a implementar estímulos fiscales, con el fin de incentivar la actividad económica doméstica y salir de la recesión (Barro y Redlick, 2009; Ilzetzki, Mendonza y Végh, 2011). Esta ola de paquetes fiscales implementados en numerosos países despertó nuevamente la larga discusión sobre qué tan eficaz es la política fiscal como herramienta de política macroeconómica para incentivar la producción y la demanda agregada (Barro y Redlick, 2009). La discusión entre economistas viene dada no solamente por la falta de consenso a nivel teórico, sino por evidencias empíricas contradictorias que surgen al utilizar metodologías y países distintos entre sí (Chian Koh, 2016).

Por un lado, las diferentes escuelas de pensamiento, como la escuela keynesiana, neoclásica y neokeynesiana, proponen diferentes argumentos a favor o en contra del uso de estímulos fiscales. Concretamente, se habla de la existencia de un efecto crowding-in o crowding-out del consumo y la inversión privada frente a aumentos del gasto del gobierno. Mientras las corrientes keynesiana y neokeynesiana proponen, en mayor o menor medida, un efecto crowding-in, la corriente neoclásica, en la que se incluye la escuela monetarista, argumentan que existirá un efecto crowding-out (Abel, Bernanke y Croushore, 2011; Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Hemming, 2002; Snowden y Vane, 2005).

En este contexto, las proposiciones de cada teoría condicionan la magnitud que podrían tomar los multiplicadores fiscales, que son un método para evaluar la actuación de la política fiscal y se entienden como el efecto de una política fiscal expansiva sobre el PIB u otras variables de actividad económica (Cerón, 2012; Chinn, 2012). Los multiplicadores serán mayores ante un efecto crowding-in de la demanda agregada según la teoría keynesiana, pero serán menores ante un efecto crowding-out o incluso pueden llegar a cero, según la escuela monetarista, neoclásica y la Nueva Economía Clásica (Abel, Bernanke y Croushore, 2011; Andersen y Carlson, 1970; Barro, 1989; Blanchard et al, 2012; Carlson y Spencer, 1975; Harris, 1953; Snowden y Vane, 2005). A su vez, la escuela ortodoxa keynesiana, mediante el modelo Mundell-Fleming, propone ciertos canales por los cuales existiría un efecto crowding-out parcial, como el nivel de apertura comercial de las economías o el régimen de tipo de cambio (Abel, Bernanke y Croushore, 2011; Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

Por otro lado, el cálculo empírico del valor de los multiplicadores permite evaluar en qué situaciones los multiplicadores serán grandes o pequeños; es decir, si efectivamente existe un efecto crowding-in o crowding-out en la economía tras un shock fiscal (Batini et al, 2014; Cerón, 2012). Esto permite corroborar los supuestos de la teoría económica, y evaluar bajo qué escenarios la política fiscal tendría efectos positivos sobre la producción y demanda agregada. Además, los resultados empíricos representan una herramienta importante para los hacedores de política pública, en el sentido de que una estimación adecuada de los multiplicadores fiscales juega un papel crucial para predecir la eficacia de la implementación de políticas fiscales expansivas y para proponer objetivos fiscales realistas (Batini, 2014; Blanchard y Leigh, 2013).

En este sentido, la presente investigación se enfocará en dos aspectos importantes de la política fiscal: la falta de consenso a nivel teórico sobre su uso y el cálculo empírico de los multiplicadores

bajo distintos escenarios. Para ello, el documento está dividido en tres secciones. La primera sección es la Fundamentación Teórica, la cual consiste en una recapitulación de las posturas de las diferentes escuelas de pensamiento macroeconómico con respecto al efecto de la política fiscal sobre la producción y el empleo. Se revisarán los conceptos de política fiscal, sus instrumentos, política fiscal discrecional, estabilizadores automáticos y el multiplicador fiscal. Posteriormente, se analizarán las posturas de la escuela keynesiana, ortodoxa keynesiana, neoclásica, monetarista, la nueva economía clásica y neokeynesiana sobre el rol de la política fiscal, el tamaño de los multiplicadores y los supuestos que sustentan la existencia de un efecto crowding-in o crowding-out. Finalmente, se presentará una serie de metodologías econométricas para el cálculo empírico de los multiplicadores fiscales bajo una estructura de datos de panel y series temporales, que se aplicarán en los capítulos posteriores.

En el primer capítulo, se calcula de manera empírica el valor del multiplicador fiscal de impacto y acumulado, utilizando un panel de 34 economías para el período 2000-2017. El objetivo principal es corroborar empíricamente si es que los canales predichos por el modelo Mundell-Fleming y la teoría de Equivalencia Ricardiana se cumplen o no, mediante la comparación del resultado del multiplicador bajo distintos escenarios que podrían conllevar a un efecto crowding-out. Para ello, se sigue a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), de manera que los países de la muestra se dividen según: i) nivel de ingreso, ii) apertura comercial; iii) tipo de cambio; y iv) nivel de endeudamiento. Para el cálculo de los multiplicadores, se utilizó los estimadores de panel dinámico de LSDV, Arellano y Bond de uno y dos pasos, Blundell y Bond y Kiviet, siguiendo la propuesta empírica de Borys, Ciżkowicz y Rzońca (2014). Además, se propone modelos de variables instrumentales (Kraay, 2012), ecuaciones simultáneas y VAR en panel (Lennman, 2016), con el fin de solventar posibles sesgos de endogeneidad.

En el segundo capítulo, se estima el valor del multiplicador fiscal de corto plazo en una submuestra de países para el período 2000-2017. El objetivo aquí es corroborar la robustez de los resultados encontrados en el primer capítulo, al calcular el multiplicador en economías que presenten características económicas que los hagan propensos a tener multiplicadores altos o bajos. Bajo este contexto, la selección de la submuestra se realizó de manera que se obtuvieran dos economías comparables por característica analizada. Es decir, para cada escenario de apertura comercial, tipo de cambio y nivel de endeudamiento, se eligieron dos economías que presentaran características económicas similares, pero que difirieran en nivel de apertura, régimen cambiario y nivel de deuda pública. Para ello, el multiplicador de cada país fue estimado mediante modelos de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas, y los resultados se compararon con los obtenidos en el primer capítulo.

Finalmente, se presenta la sección de conclusiones y recomendaciones. Las conclusiones se centran específicamente en los resultados obtenidos y en el análisis de los mismos, desde una perspectiva de las teorías económicas presentadas en la disertación. Por otro lado, la sección de recomendaciones presenta ciertas observaciones realizadas a lo largo de la investigación sobre cómo contribuir a una mejor estimación de los multiplicadores bajo la estructura de datos presentados en la misma, así como también otros análisis sobre el tema del multiplicador fiscal que podrían ser explorados en investigaciones posteriores.

Metodología del trabajo

Descripción de la metodología

Estrategia de investigación

La estrategia de la presente investigación es mixta. Por un lado, es cualitativa, pues mediante un análisis de la literatura teórica se quiere identificar los mecanismos de transmisión de los shocks fiscales, es decir, las variables que condicionan la efectividad de la política fiscal y el tamaño de los multiplicadores, para luego incorporarlos en la estimación empírica. Por otro lado, es cuantitativa, pues se aplicarán diversas metodologías y modelos econométricos para el cálculo del valor del multiplicador fiscal de impacto y acumulado.

El tipo de investigación es explicativa y exploratoria. Por un lado, mediante el cálculo del multiplicador fiscal bajo distintos escenarios argumentados desde la teoría, se pretende encontrar no solo una relación correlacional entre la variación del gasto del gobierno y la variación del PIB, sino que se quiere analizar cuáles son los canales y mecanismos por cuales se dan estos resultados. A su vez, si bien existen investigaciones previas que estiman el multiplicador fiscal bajo una estructura de panel (véase Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014)), la investigación es exploratoria en la aplicación de la metodología de estimadores de panel dinámicos, un modelo de variables instrumentales utilizando como instrumento la deuda pública, y un modelo de ecuaciones simultáneas. Del mismo modo, la estimación y comparación de países individuales mediante las dos últimas metodologías antes expuesta y bajo los escenarios propuestos no ha sido realizada anteriormente a la presente investigación.

Procedimiento metodológico

El primer capítulo se centra en el cálculo del multiplicador fiscal bajo una estructura de datos de panel, de manera que se agrupen economías bajo una característica en común, ya sea tamaño de la economía, tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento, siguiendo a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011). El problema de identificación al estimar los multiplicadores fiscales consiste en el sesgo de endogeneidad causado por el problema de causalidad simultánea entre el gasto público (política fiscal) y el PIB (Batini, 2014; Gechert, 2014). Para estimar el valor del multiplicador fiscal de manera insesgada, la presente investigación utiliza varias estrategias de identificación, de manera que se aborde el problema de endogeneidad de distintas formas y se compruebe la robustez de los resultados encontrados al comparar las estimaciones obtenidas en cada modelo.

De esta manera, se utiliza diferentes estimadores de panel dinámico, como el estimador de Least Square Dummy Variable (LSDV), Arellano y Bond de uno y dos pasos, Blundell y Bond, y Kiviet, los cuales resuelven la endogeneidad dada por la estructura autoregresiva del panel. Además, se propone un modelo de variables instrumentales estimado mediante MC2E como una manera más de abordar el problema de endogeneidad del gasto público, en donde el gasto del gobierno

se instrumenta con la deuda pública como porcentaje del PIB. Por otra parte, se estima un modelo de ecuaciones simultáneas para solventar directamente el problema de causalidad simultánea entre el PIB y el gasto del gobierno. Finalmente, se estima un modelo VAR de panel, con el fin de analizar la duración del efecto del shock fiscal sobre el PIB mediante el análisis de las funciones impulso-respuesta. En total, se aplican 7 modelos a cada panel, por lo que, a diferencia de las investigaciones de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014), la presente disertación provee un rango del valor del multiplicador, tanto de corto y largo plazo, estimados bajo distintas metodologías, en lugar de presentar un valor único.

El segundo capítulo se centra en corroborar los resultados encontrados en el primer capítulo bajo una estructura de datos de panel, al calcular el multiplicador de impacto para 12 economías mediante modelos aplicados a series temporales. De igual manera, se pretende comprobar si existe diferencia en el valor del multiplicador fiscal al separar economías según tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento. Para lograrlo, la submuestra se seleccionó de manera que los países sean comparables en características observables de la muestra, como tamaño de la economía, nivel de gasto del gobierno como porcentaje del PIB, nivel de consumo de los hogares como porcentaje del PIB, índice de apertura comercial, régimen de tipo de cambio y nivel de endeudamiento.

Sin embargo, dependiendo de la característica específica que se quisiera aislar, se buscaron 2 economías que difirieran en régimen cambiario, nivel de apertura comercial y nivel de endeudamiento público, para luego contrastar los resultados obtenidos bajo los dos escenarios. De manera seguida, se aplicó el modelo de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas estimados también en el primer capítulo, pero bajo un esquema de series temporales.

Fuentes de información

La información utilizada en la presente investigación se obtuvo de varias fuentes que se presentan a continuación. Variables macroeconómicas de frecuencia trimestral utilizadas para las estimaciones econométricas, como el PIB nominal, el gasto del gobierno, el consumo privado, balanza en cuenta corriente, importaciones, exportaciones y deuda del gobierno central, fueron obtenidas por medio de la empresa CEICDATA, quienes se encargan de recolectar datos macroeconómicos a nivel mundial. Las fuentes de información de CEICDATA son fuentes oficiales de cada país, como el banco central, ministerio de economía, ministerio de finanzas, entre otros.

Por otro lado, otras variables de frecuencia trimestral, como el deflactor del PIB, la tasa de interés de corto plazo y el tipo de cambio real efectivo se obtuvieron de la base de datos International Financial Statistics (IFS) del Fondo Monetario Internacional. Además, para clasificar a las economías según su ingreso, se utilizó la clasificación presentada por el Banco Mundial para el período 2017-2018, en donde se clasifica a las economías por tamaño según el PIB per cápita de cada país. La Tabla 1 presenta las fuentes, variables e indicadores utilizadas en el trabajo de disertación.

Tabla 1: Variables e indicadores

Variable	Descripción de la variable	Indicador	Fuente de información
PIB nominal, trimestral (millones de USD)	Producto interno bruto a precios corrientes	Actividad económica	CEICDATA
Gasto del gobierno nominal, trimestral (millones de USD)	El gasto del gobierno está entendido como el consumo del gobierno de bienes y servicios, transferencias a hogares y producción de bienes y servicios públicos.	Gasto público	CEICDATA
Consumo privado trimestral nominal (millones de USD)	El consumo privado es el consumo de bienes y servicios de los hogares.	Consumo de los hogares	CEICDATA
Importaciones totales, trimestrales (millones de USD)	Total de bienes y servicios importados por los habitantes del país.	Utilizado en índice de Apertura Comercial	CEICDATA
Exportaciones totales, trimestrales (millones de USD)	Total de bienes y servicios exportados por individuos o empresas del país.	Utilizado en índice de Apertura Comercial	CEICDATA
Balance de cuenta corriente, trimestral (%PIB)	Balanza de la cuenta corriente, la cual incluye balanza comercial, de servicios, rentas y transferencias.	Déficit/Superávit en cuenta corriente	CEICDATA
Deuda bruta del gobierno central (% PIB)	La deuda del gobierno puede ser categorizada como deuda doméstica (obligaciones con los prestamistas del mismo país) y deuda externa (obligaciones con prestamistas extranjeros). Los gobiernos usualmente adquieren deuda mediante la emisión de títulos, bonos o directamente de instituciones financieras internacionales.	Deuda pública	CEICDATA
Índice de tipo de cambio real efectivo, trimestral	Calculado dividiendo el tipo de cambio efectivo nominal por el deflactor del PIB. Este índice permite comparar tipos de cambio entre economías, ajustándolos por inflación. El año base del índice varía entre países.	Tipo de cambio real	Internacional Financial Statistics (FMI)
Tasa de interés real de corto plazo impuesta por el Banco Central, trimestral	Tasa de interés de corto plazo impuesta por la autoridad monetaria y que refleja la política monetaria	Tasa de interés	CEICDATA Internacional Financial

			Statistics (FMI)
Deflactor del PIB, trimestral	Índice de precios, año base varía de acuerdo al país		Internacional Financial Statistics (FMI)

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Preguntas de investigación

Pregunta General

- ¿Cuál fue el efecto de la política fiscal expansiva sobre el PIB en países de alto y bajo ingreso, durante el período 2000-2017?

Preguntas Específicas

- ¿Cuál es el valor del multiplicador fiscal de corto y largo plazo, en una agregación de países categorizados por nivel de ingreso, tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento, durante el período 2000-2017?
- ¿Cuál es el valor del multiplicador fiscal de corto y largo plazo para países individuales diferenciados según su nivel de ingreso, tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento, durante el período 2000-2017?

Objetivos de la investigación

Objetivo General

- Determinar el efecto promedio que tuvo una política fiscal expansiva sobre el PIB en países de alto y bajo ingreso, durante el período de 2000-2017.

Objetivos Específicas

- Estimar el valor promedio de los multiplicadores fiscales de corto y largo plazo en paneles de países categorizados por nivel de ingreso, tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento, durante el período 2000-2017.
- Estimar el valor promedio de los multiplicadores fiscales de corto y largo plazo en estimaciones para países individuales por medio de series temporales, diferenciados por nivel de ingreso, tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento, durante el período 2000-2017.

Fundamentos teóricos

El presente capítulo consiste en una revisión de los conceptos teóricos relacionados con el multiplicador fiscal y está dividido en tres secciones. La primera sección expone el concepto de política fiscal, los distintos instrumentos fiscales como herramientas de política macroeconómica, las funciones de la política fiscal identificadas por Musgrave (1959), el rol de estabilización macroeconómica de la misma y la definición de multiplicador fiscal. La segunda sección presenta las distintas escuelas de pensamiento económico, su perspectiva sobre la eficacia de la política fiscal como medida de estabilización y el valor que puede tomar el multiplicador fiscal bajo diferentes escenarios y supuestos. Aquí, resaltan conceptos clave como el multiplicador keynesiano, el modelo IS-LM y Mundell-Fleming, el efecto crowding-out, las expectativas racionales de los agentes y la teoría de la Equivalencia Ricardiana. Por último, la tercera sección expone las metodologías utilizadas para el cálculo de los multiplicadores, que serán aplicadas posteriormente en el Capítulo 1 y 2. Concretamente, se presentan distintas metodologías de series de tiempo y datos de panel, como el modelo de ecuaciones simultáneas, el modelo de variables instrumentales y el modelo VAR. Además, se presenta otras metodologías únicamente aplicables a datos de panel, que son los estimadores de panel dinámico.

Política fiscal

La política fiscal se refiere a una rama de la política económica basada en decisiones gubernamentales sobre los niveles de gasto público e impuestos para influir en el comportamiento de la economía (Mankiw, 2012). Por lo general, los gobiernos utilizan la política fiscal para promover el crecimiento económico a corto y largo plazo, incentivar la producción nacional y reducir la pobreza (Horton y El-Ganainy, 2009). A largo plazo, la política fiscal influye en los niveles de ahorro, inversión y el crecimiento económico, mientras que el corto plazo, cambios en el gasto o en el nivel de impuestos puede alterar la magnitud y la trayectoria de la demanda agregada de bienes y servicios, incentivando así la producción y el consumo (Kopcke, Tootell y Triest, 2006; Mankiw, 2012).

Instrumentos fiscales

El gobierno tiene dos maneras (instrumentos) para influenciar la actividad económica. El primer instrumento es el gasto público (G), el cual se refiere a las adquisiciones gubernamentales de bienes y servicios (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). En segundo instrumento se refiere a los impuestos (TA) y también a las transferencias monetarias (TR), puesto que ambos tienen un

efecto sobre el nivel de ingreso disponible de los hogares¹ (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). Las decisiones del gobierno sobre el nivel de G , TR y TA afectan directamente a la demanda agregada:

$$DA = C + I + G + (X - M)$$

donde un incremento en las compras o inversión del gobierno, G , aumentarán la producción general de la economía mediante G y C (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). A su vez, una disminución de las bases impositivas TR , así como también un aumento del nivel de transferencias TA , hará que el ingreso disponible de los hogares aumente, incrementando el consumo y desplazando la demanda agregada (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

Según Coenen et al (2010: 11-12), los instrumentos de gasto e impuestos se clasifican de la siguiente manera:

- Gasto público en inversión.
- Gasto público de consumo.
- Transferencias monetarias de suma fija.
- Impuesto a la renta.
- Impuesto al consumo.
- Impuesto sobre sociedades.

Funciones de la política fiscal

Bajo este contexto, el primer economista en identificar las funciones básicas de las finanzas públicas y de la política fiscal fue Musgrave (1959), el cual las define como: i) redistribución; ii) asignación; y iii) estabilización.

La función de redistribución persigue el objetivo de equidad y se refiere al rol que tiene la política fiscal en promover el crecimiento económico inclusivo. Esto quiere decir que la política fiscal debe asegurar, mediante sus instrumentos, que los beneficios del crecimiento se repartan de forma equitativa dentro de la población (FMI, 2017). Utilizando como instrumento al gasto público, el objetivo de equidad se conseguirá mediante un mayor gasto en programas de educación, salud, seguro social y seguro de desempleo (FMI, 2017). Por el lado de los impuestos y transferencias, se buscará implementar sistemas impositivos progresivos y un diseño eficiente de transferencias monetarias a hogares (FMI, 2017).

Por otra parte, la función de asignación persigue el objetivo de eficiencia y corresponde al rol de la política fiscal de promover el crecimiento económico en el largo plazo mediante inyecciones de recursos públicos en la economía para aumentar su capacidad de producción (FMI, 2017). Por el lado del gasto, la política deberá estar orientada a la inversión pública en sectores

¹ El ingreso disponible (YD) se entiende como el ingreso neto de los hogares destinado a consumo o ahorro. Formalmente se define como $YD=Y+TR-TA$ (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

productivos, específicamente en tres: i) stock de capital físico y humano; ii) fuerza laboral e; iii) innovación (R&D) ²(FMI, 2017).

Finalmente, la función de estabilización tiene como objetivo contrarrestar los efectos de las fluctuaciones económicas mediante el uso de estímulos fiscales para dinamizar la economía en etapas de recesión³(FMI, 2017). El principio básico de la política de estabilización es influir en la demanda agregada mediante cambios en el nivel de consumo e inversión pública, o mediante la reducción de impuestos, de manera que la actividad económica se estabilice (Cerón, 2012; FMI, 2017).

Si bien las tres funciones tienen objetivos únicos y persiguen resultados distintos, en la práctica la distinción entre ambas puede que no sea tan clara (FMI, 2017). Por ejemplo, la política fiscal contracíclica se puede apoyar en medidas redistributivas, como la transferencia monetaria a hogares. Del mismo modo, una política fiscal de estabilización que utilice un aumento de la inversión pública, por ejemplo, en infraestructura, podría tener efectos en el crecimiento económico del país a largo plazo (FMI, 2017).

Política fiscal de estabilización: política fiscal discrecional y estabilizadores automáticos

La función de estabilización de la política fiscal tomó fuerza con la publicación de la *Teoría general del empleo, el interés y el dinero* (1936), en donde Keynes expone los efectos positivos de una participación activa del gobierno mediante el aumento del gasto para combatir los efectos negativos de una recesión (Keynes, 2018; Musgrave, 1985).

La política fiscal de estabilización o contracíclica se divide en dos grandes componentes: las respuestas fiscales no-automáticas y las automáticas. La política fiscal de carácter no-automático es conocida como política discrecional y ocurre cuando el gobierno toma medidas deliberadas para contrarrestar los efectos de las fluctuaciones económicas mediante la utilización de distintos instrumentos fiscales (FMI, 2015). En etapas de recesión, el gobierno buscará aumentar el gasto, la inversión pública o disminuir las tasas impositivas para influir de manera positiva en la demanda agregada y cerrar la brecha negativa de producción (Krugman, Wells y Graddy, 2013)⁴. Los instrumentos fiscales utilizados para aplicar políticas fiscales expansivas (contractivas) por lo general son: i) un aumento (disminución) del consumo e inversión pública; ii) una disminución (aumento) del nivel impuestos; iii) un aumento (disminución) del nivel de transferencias hacia hogares (Krugman, Wells y Graddy, 2013).

Por otro lado, la política fiscal contracíclica de carácter automático es conocida como estabilizadores automáticos (Krugman, 2013). Los estabilizadores automáticos son cambios en

² Esta parte de la política fiscal se puede entender mediante modelos endógenos de crecimiento económico. Para una revisión de éstos, ver Fiscal Monitor FMI (abril, 2015).

³ Las políticas de estabilización también son conocidas como políticas contracíclicas (FMI, 2007).

⁴ La política fiscal contracíclica utilizada en recesiones se conoce como política fiscal *expansiva*, mientras que la utilización de medidas de estabilización en etapas de crecimiento económico se conoce como política fiscal *contractiva* (Krugman, Wells y Graddy, 2013).

la política fiscal que estimulan la economía en momentos de recesión y la ralentizan en momentos de crecimiento, con el objetivo de evitar situaciones de desempleo e inflación, sin que exista acciones deliberadas por parte de los diseñadores de política económica (Mankiw, 2012; Pietrobuono y Todesca, 2013). Por ejemplo, la caída del PIB real en una situación de recesión económica hará que el ingreso disponible de los hogares disminuya. A su vez, el ingreso del gobierno proveniente de la recaudación de impuesto a la renta también caerá, pues la cuota fiscal de cada individuo depende positivamente de la renta disponible (Krugman, Wells y Graddy, 2013). Además, el impuesto a la renta tiene un carácter progresivo, por lo que, ante menor ingreso, el porcentaje de impuestos a pagar será menor (Pietrobuono y Todesca, 2013). Esta situación es similar a un escenario en donde el gobierno deliberadamente pusiera en marcha una política fiscal expansiva mediante una disminución de tasas impositivas.

La recaudación tributaria no es el único mecanismo de estabilización automática. Desde el punto de vista del gasto público, las transferencias, como las prestaciones por desempleo y los programas de atención sanitaria, tienden a aumentar en época de contracción económica, ya que el número de personas beneficiarias aumenta (Krugman, Wells y Graddy, 2013). De igual manera, este aumento del gasto público no es el resultado de políticas concretas de estabilización, sino del mecanismo natural de estabilización de la economía (Krugman, Wells y Graddy, 2013).

Por lo general, se considera que los estabilizadores automáticos son la respuesta fiscal de estabilización más efectiva (FMI, 2015). Éstos operan en tiempo real y no es necesaria la toma de decisiones por parte del gobierno central, mientras que los efectos de la política fiscal discrecional pueden presentarse con cierto retraso, dado que existe un proceso de identificar la recesión, tomar decisiones e implementar cierto tipo de política fiscal (Blanchard, Dell'Ariccia y Mauro, 2010).

Sin embargo, la política fiscal discrecional es necesaria en ciertos escenarios donde los estabilizadores automáticos y la política monetaria no son suficiente para estabilizar la economía (FMI, 2015). Por ejemplo, los estabilizadores automáticos podrían ser ineficientes si es que la estructura impositiva es de carácter regresivo, o si los recursos públicos no están destinados a cubrir automáticamente programas sociales, como pensiones o seguro de desempleo (FMI, 2015). De igual manera, la política monetaria como política estabilizadora podría debilitarse si la tasa de interés se aproxima o llega a cero, o podría no existir en casos de una unión monetaria o en situaciones donde el país adopte un tipo de cambio fijo⁵ (FMI, 2015).

⁵ En la crisis japonesa en la década del 90, así como en la crisis financiera de 2008, las tasas de interés nominales de corto plazo cayeron cerca de cero (*Zero Lower Bound*), creando una trampa de liquidez y afectando la capacidad de los bancos centrales para estimular el crecimiento económico. En ambos casos, la política macroeconómica se centró en paquetes de estímulo fiscal que servirían para impulsar la demanda agregada y la producción (Blanchard, Dell'Ariccia y Mauro, 2010; Furman, 2016).

Multiplicador fiscal

Definición

El multiplicador fiscal se define como el efecto que tiene un cambio en la política fiscal sobre el PIB real (u otra variable que mida la actividad económica, como el nivel de empleo), calculado como el cociente entre una variación del PIB real y una variación exógena del balance fiscal con respecto a sus niveles base (Coenen et al, 2010)⁶.

Tipos de multiplicador

Esta definición general del multiplicador está sujeta a modificaciones, dependiendo de la línea de análisis del investigador y el horizonte temporal de cálculo, lo que da paso a diferentes tipos de mediciones para el multiplicador fiscal (Cerón, 2012). Recopilando lo expuesto en la literatura, se encuentran cuatro tipos de mediciones: i) impacto; ii) impacto en un periodo determinado; iii) impacto máximo y iv) acumulado (Cerón, 2012; Spilimbergo, Symansky y Schindler, 2009).

El multiplicador de impacto mide el efecto que tiene el cambio de política fiscal en el mismo periodo temporal (t) (Cerón, 2012; Spilimbergo, Symansky y Schindler, 2009). Denominando ΔY como una variación en la producción y ΔG como un cambio de política fiscal sobre el gasto público, el multiplicador de impacto inmediato se calcula como (Cerón, 2012; Spilimbergo, Symansky y Schindler, 2009):

$$\frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)}$$

El multiplicador de impacto inmediato en un periodo determinado mide el impacto de una actuación fiscal realizada en el período (t) sobre un horizonte específico ($t+N$) (Spilimbergo Symansky y Schindler, 2009). Se lo calcula mediante:

$$\frac{\Delta Y(t + N)}{\Delta G(t)}$$

Por otro lado, el multiplicador de impacto máximo mide el impacto máximo que llega a tener el multiplicador a lo largo del periodo N (Ceron, 2012) y se lo calcula como:

$$\max_N \frac{\Delta Y(t + N)}{\Delta G(t)}$$

⁶ A partir de aquí, el análisis teórico y empírico de la disertación se centrará en los shocks exógenos fiscales, es decir, los efectos de la política fiscal discrecional. Sin embargo, la respuesta endógena de la política fiscal, los estabilizadores automáticos, también inciden en el tamaño del multiplicador (Coenen et al, 2010).

Finalmente, el multiplicador de impacto acumulado, también llamado multiplicador dinámico, mide el cambio acumulativo en el PIB dado una variación del gasto del gobierno, desde el periodo en donde se da el estímulo hasta el horizonte de predicción (Spilimbergo, Symansky y Schindler, 2009). Formalmente, se lo define como (Cerón, 2012; Spilimbergo, Symansky y Schindler, 2009):

$$\frac{\sum_{j=0}^N \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^N \Delta G(t+j)}$$

No existe un consenso dentro de la literatura teórica ni empírica sobre cuál de las modalidades de medición de los multiplicadores es la más apropiada para capturar los efectos de la política discrecional. Sin embargo, Cerón (2012) sugiere que el multiplicador acumulado recoge el impacto total de la política fiscal dentro de un periodo determinado, por lo que es útil para capturar el efecto total de la política discrecional, así como también su relación con respecto al ciclo económico.

El signo de los multiplicadores indica qué dirección y el efecto que tiene la política fiscal sobre la actividad económica. Por ejemplo, un multiplicador positivo implica que una expansión (contracción) fiscal causa una expansión (contracción) del PIB (Gechert, 2014). Por otro lado, un multiplicador negativo significa que una expansión (contracción) fiscal causa una contracción (expansión) del PIB (Gechert, 2014).

Además, el tamaño que toma el multiplicador determina el impacto de la política fiscal en términos reales. Si el ratio de producción sobre gasto público (o reducción de impuestos) es mayor a 1, significa que, ante una variación de una unidad del gasto público, el PIB aumenta en más de una unidad (Batini et al, 2014). En otras palabras, la política discrecional tiene retornos crecientes con respecto al PIB. Por otro lado, si el tamaño del multiplicador es menor a 1, quiere decir que, ante una unidad adicional de gasto público, el PIB crece en menor proporción (Batini et al, 2014).

Teorías económicas sobre el multiplicador fiscal

La visión macroeconómica sobre cómo la política fiscal y el gasto del gobierno afecta la actividad económica ha ido evolucionando desde los argumentos de Keynes en la década de 1930. Las diferentes escuelas de pensamiento macroeconómico han introducido a su análisis el efecto que tiene la actuación discrecional del gobierno sobre la demanda agregada y el nivel de producción. Específicamente, teorías como la keynesiana y la nekeynesiana identifican un efecto crowding-in, mientras que la teoría neoclásica identifica un efecto crowding-out.

Teoría keynesiana

En su trabajo *“Teoría General del Empleo, el interés y el dinero”* (1936), John Maynard Keynes presenta el primer concepto del multiplicador fiscal, más tarde llamado el multiplicador keynesiano. El concepto nace del análisis de una situación en donde el nivel de producción está por debajo del pleno empleo y, por lo tanto, la demanda efectiva puede ser estimulada mediante la actuación del gobierno.

Antes de Keynes, la teoría dominante era la teoría clásica, en la cual predominaba la idea de que cualquier situación de desequilibrio sería corregida por las fuerzas del mercado y que, por lo tanto, la economía siempre alcanzaría el punto de pleno empleo (Blinder y Solow, 1972). Esta teoría se basa en tres supuestos principales, que son: i) la Ley de Say; ii) competencia perfecta, y iii) flexibilidad del mercado laboral (Snowdon y Vane, 2005).

La Ley de Say dictamina que toda oferta crea su propia demanda; es decir, la demanda agregada nunca se estancará por debajo del pleno empleo ya que, en situaciones donde exista deficiencia de la demanda, la oferta se ajustará automáticamente, creando nueva producción (Snowdon y Vane, 2005). Bajo esta ley, el consumo agregado de la economía siempre será suficiente para absorber el nivel de producción de pleno empleo (Snowdon y Vane, 2005). Para exponer esta idea, se tiene que considerar la función de consumo agregado de la teoría clásica, que es:

$$E = C(r) + I(r)$$

$$\frac{\Delta C}{\Delta r} < 0$$

$$\frac{\Delta I}{\Delta r} < 0$$

en donde el consumo agregado es una función lineal del consumo de los hogares (C) y de la inversión de las firmas (I), y ambas son funciones de la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005). En el caso de que los hogares decidieran ahorrar más (consumir menos), la tasa de interés caería, ya que existen más fondos prestables disponibles en el mercado, por lo que el nivel de inversión de las firmas aumentaría, balanceando el nivel de consumo agregado de la economía y evitando situaciones de desequilibrio (Snowdon y Vane, 2005).

Por otro lado, los supuestos de competencia perfecta y flexibilidad del mercado laboral apoyan la idea detrás de la Ley de Say, en el sentido que no existe rigidez en los mercados que evite que la oferta agregada y la producción se ajusten automáticamente. En un mercado perfectamente competitivo donde los salarios son completamente flexibles, cualquier desequilibrio por fuera del pleno empleo hará que salarios nominales se ajusten y disminuyan, regresando al punto de equilibrio (Snowdon y Vane, 2005; Harris, 1953). Por lo tanto, bajo la teoría clásica, situaciones

de desempleo y deficiencia de la demanda agregada se resuelven mediante los mecanismos automáticos del mercado⁷ (Harris, 1953).

La teoría keynesiana cuestiona los supuestos de la teoría clásica, argumentando que, en situaciones donde existe un shock negativo en la demanda agregada, es necesaria la intervención del gobierno para incentivar el consumo y volver al equilibrio de pleno empleo cuando los mecanismos del mercado fallan (Barro, 1989; Blinder y Sollow, 1972).

En contraposición con la teoría clásica, Keynes argumenta la existencia de rigidez de los salarios en el mercado laboral (Harris, 1953). Bajo esta suposición, los mecanismos del mercado no se ajustarían automáticamente; es decir, los salarios nominales no disminuirían, causando situaciones de desempleo involuntario (Harris, 1953). Keynes argumenta que, si el supuesto de flexibilidad del mercado laboral no se sostiene, entonces tampoco lo hace el supuesto de la Ley de Say (Snowdon y Vane, 2005).

Multiplicador keynesiano

El modelo del multiplicador keynesiano parte del principio de demanda efectiva, la cual dictamina el nivel de producción y empleo dentro de la economía (Snowdon y Vane, 2005). Para una economía cerrada, la demanda efectiva está determinada por el consumo de los hogares (C) y la inversión de las firmas (I) (Snowdon y Vane, 2005):

$$(1) \quad Y = C(Y) + I(r)$$

A diferencia de la función de consumo agregado de la teoría clásica, el consumo de los hogares es una función del ingreso (Snowdon y Vane, 2005). A su vez, la función de consumo es una función lineal del consumo autónomo de los hogares (α) y de la propensión marginal al consumo de éstos ($\Delta C/\Delta Y=c$) (Snowdon y Vane, 2005). Por lo que la ecuación de consumo agregado será:

$$(2) \quad C = \alpha + cY$$

Substituyendo C en (1) se obtiene la forma reducida de Y :

$$\begin{aligned} Y &= \alpha + cY + I \\ Y - cY &= \alpha + I \\ Y(1 - c) &= \alpha + I \\ Y &= \frac{1}{1 - c} (\alpha + I) \end{aligned}$$

⁷ La teoría clásica propone que el nivel de desempleo existente en la economía es desempleo voluntario. En este sentido, los trabajadores no están dispuestos a aceptar un salario real menor, por lo que toman la decisión de abandonar el mercado laboral (Harris, 1953)

en donde $1/1-c$ representa el multiplicador keynesiano⁸ (Snowdon y Vane, 2005). Dejando que k simbolice el multiplicador, y evaluando la ecuación en término de variaciones, se obtiene:

$$\Delta Y = \Delta I \times k$$

$$k = \frac{\Delta Y}{\Delta I}$$

La interpretación del multiplicador es que, ante una variación en la inversión, la producción incrementará proporcionalmente (Snowdon y Vane, 2005; Harris, 1953). Suponiendo que en una situación donde la economía estuviera por debajo del pleno empleo, un aumento de la inversión por parte de las firmas resultará en un incremento del empleo en el sector de bienes de capital (Snowdon y Vane, 2005). Los trabajadores recién empleados gastarán una fracción de su ingreso en bienes de consumo y la otra la destinarán a ahorro (Snowdon y Vane, 2005). El aumento de la demanda de bienes de consumo a su vez hará que el nivel de empleo aumente en firmas especializadas en este sector, que resultará en otra ronda de gasto e inversión por parte de las firmas. Por lo tanto, un aumento inicial de la inversión tiene un efecto multiplicador en toda la economía (Blinder y Sollow, 1972; Snowdon y Vane, 2005). A su vez, mientras más alta sea la propensión marginal al consumo de los hogares, el tamaño del multiplicador será mayor (Harris, 1953).

Para lograr el efecto multiplicador y salir de una situación por debajo del pleno empleo, se tiene dos opciones: i) incentivar la demanda efectiva por el lado de la inversión de las firmas; o ii) incentivar la demanda efectiva por el lado del consumo de los hogares (Snowdon y Vane, 2005). En el primer caso, el nivel de inversión es una función de la tasa de interés, por lo que una reducción de ésta hará que las firmas inviertan más (Snowdon y Vane, 2005). Para ello, Keynes propone un aumento de la oferta monetaria que reduzca las tasas de interés e incentive la inversión, producción y empleo (Snowdon y Vane, 2005):

$$+ \Delta M \rightarrow -\Delta r \rightarrow +\Delta I \rightarrow +\Delta Y, \Delta L$$

Sin embargo, Keynes reconoció que el poder de la política monetaria para incentivar la demanda efectiva podría estar restringida en épocas de recesión, pues las tasas de interés de por sí podrían estar cercanas a cero (Gechert, 2014; Snowdon y Vane, 2005). Es por ello que propone que el consumo agregado debería ser estimulado directamente vía aumento del gasto del gobierno o, indirectamente, vía reducción de impuestos (Barro, 1989; Snowdon y Vane, 2005). Ambas medidas estimularían el consumo al incrementar el ingreso disponible de los hogares, con efectos positivos sobre la producción y empleo (Snowdon y Vane, 2005).

Debido al supuesto keynesiano de rigidez de precios, la expansión fiscal no provocaría un efecto inflacionario inmediato, pues los precios y los salarios responden lentamente ante variaciones de la oferta y la demanda (Keynes, 2018; Hemming, 2002). Por otro lado, Keynes supone que la economía tiene exceso de capacidad, por lo que las firmas podrían hacer frente al aumento de

⁸ El desarrollo aritmético del multiplicador se expresa de la siguiente forma: un aumento del ingreso provocado por una variación en la inversión incrementará el ingreso en ΔI , luego en $c(\Delta I)$, y así sucesivamente. Por lo tanto, el efecto completo de un cambio en la inversión sobre el ingreso se expresa como $\Delta Y = \Delta I + c\Delta I + c^2\Delta I + \dots = \Delta I(1 + c + c^2 + \dots)$, donde $(1 + c + c^2 + \dots) = 1/1-c$ (Snowdon y Vane, 2005; Harris, 1953).

oferta de bienes y servicios y responder adecuadamente aumentando la producción (Keynes, 2018; Hemming, 2002).

Escuela Ortodoxa Keynesiana

La escuela ortodoxa keynesiana continuó desarrollando las ideas propuestas por Keynes durante los años posteriores a la publicación de la *Teoría General*. Específicamente, de esta escuela nació el modelo IS-LM, el cual incorpora, de manera formal, los supuestos y proposiciones keynesianos dentro de un modelo macroeconómico (Gerrard, 1996; Young y Zilberfarb, 2000). Más aún, el modelo permite visualizar los efectos de una intervención del gobierno en términos de una expansión fiscal cuando la economía presenta un shock en la demanda agregada (Snowdon y Vane, 2005).

Los supuestos que distinguen a la escuela ortodoxa keynesiana son los siguientes (Snowdon y Vane, 2005):

- a) La economía es inestable y está expuesta a shocks, cuyo origen es la falta de confianza de agentes e inversores (Snowdon y Vane, 2005).
- b) Ante un shock, la economía no se ajusta rápidamente al nivel previo de pleno empleo, dada la rigidez de precios y salarios (Snowdon y Vane, 2005).
- c) El nivel agregado de empleo y producción está determinado por la demanda agregada y las autoridades tienen la habilidad de intervenir para influenciar el nivel de demanda agregada, de manera que se retorne más rápido al equilibrio de pleno empleo (Snowdon y Vane, 2005).
- d) En términos de política de estabilización, la política fiscal es preferida sobre la política monetaria, ya que se considera que sus efectos son más directos, rápidos y predecibles (Snowdon y Vane, 2005).

Modelo IS-LM en una economía cerrada

El modelo *IS-LM*, desarrollado inicialmente por Hicks (1937) y popularizado por Modigliani (1944), Hansen (1949) y Samuelson (1955), es el más representativo dentro de la Escuela ortodoxa Keynesiana y permite analizar el comportamiento e interacción de dos mercados: el mercado de bienes y servicios (sector real) y el mercado financiero (sector monetario) (Abel, Bernanke y Croushore, 2011; Snowdon y Vane, 2005). El modelo, además, permite analizar los efectos que tendrían la política fiscal y monetaria en situaciones de recesión sobre el nivel de producción y empleo en el corto plazo (Blanchard et al, 2012).

El primer mercado a analizar es el mercado de bienes y servicios. Este mercado está en equilibrio cuando la demanda de bienes y servicios es igual a la oferta de bienes y servicios, o cuando el nivel de ahorro es igual al nivel de inversión (Abel, Bernanke y Croushore, 2011). La curva *IS* representa el equilibrio del sector real de la economía y muestra la tasa de interés real (r) para

cualquier nivel de producción (Abel, Bernanke y Croushore, 2011). En una economía cerrada, la curva *IS* estará dada por:

$$IS = C(Y) + G + I(r)$$

donde *C* representa el consumo de los hogares que está en función del ingreso disponible; *G* representa el gasto del gobierno que es exógeno; y *I* representa la inversión que está negativamente relacionada con la tasa de interés (Abel, Croushore, 2011; Snowdon y Vane, 2005).

La pendiente de la curva *IS* es negativa, ya que el nivel de inversión está negativamente relacionado con la tasa de interés real (Snowdon y Vane, 2005). Un incremento de la tasa de interés hará que el uso del capital sea más costoso, por lo que las firmas reducirán su nivel de inversión (Abel, Bernanke y Croushore, 2011). La pendiente será más (menos) pronunciada dependiendo de la elasticidad de la inversión con respecto a la tasa de interés, que a su vez condicionará el valor del multiplicador fiscal (Snowdon y Vane, 2005). La curva *IS* será más empinada si la inversión es menos elástica a cambios en la tasa de interés; es decir, el cambio en el nivel de inversión será menos que proporcional a cambios en la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005). A su vez, esto hará que el valor del multiplicador sea menor (Snowdon y Vane, 2005).

El comportamiento del gobierno, que está incorporado directamente en la curva *IS*, permite analizar los posibles efectos de una política fiscal expansiva con objetivos de estabilización económica (Hart, 2005; Snowdon y Vane, 2005). Un aumento del gasto del gobierno estará asociado con un nivel más alto de ingreso de los hogares, lo que desplazará la curva *IS* hacia la derecha, elevando el nivel de producción y la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005)⁹.

El segundo mercado es el mercado financiero. Este mercado estará en equilibrio cuando la demanda de dinero sea igual a la oferta de dinero (Abel, Bernanke y Croushore, 2011). En este modelo, se asume que la oferta de dinero es exógena y determinada por las autoridades, mientras que la demanda de dinero se determina por diferentes motivos: i) transacciones; ii) precaución; y iii) especulación (Snowdon y Vane, 2005). Dado que la demanda de dinero está positivamente relacionada con el ingreso, la curva *LM* tiene una pendiente positiva (Snowdon y Vane, 2005). A su vez, la pendiente será más (menos) pronunciada dependiendo de la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005). La curva *LM* será más empinada si la demanda de dinero es menos elástica a cambios en la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005).

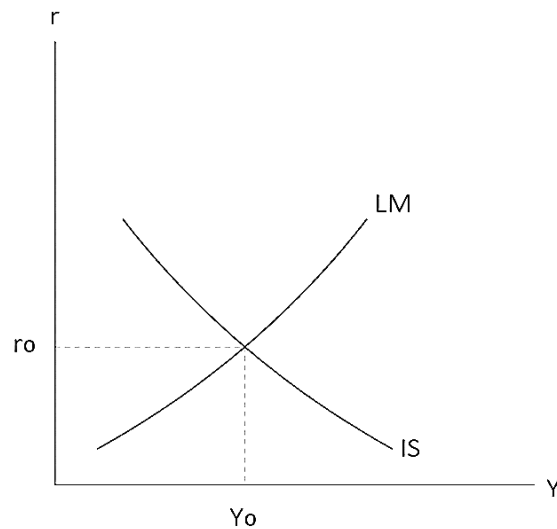
Ya que la oferta de dinero es exógena, las autoridades pueden ejercer política monetaria para influenciar el nivel de tasa de interés y producción dentro del modelo *IS-LM* (Abel, Bernanke y Croushore, 2011). Una política monetaria expansiva desplazará la curva *LM* hacia la derecha, disminuyendo la tasa de interés, mientras que una política monetaria restrictiva la desplazará hacia la izquierda (Abel, Bernanke y Croushore, 2011)¹⁰. El Gráfico 1 muestra el equilibrio del

⁹ Otros factores que desplazan la curva *IS* son: i) expectativas sobre producción futura; ii) ingreso de los hogares; iii) nivel de impuestos; iv) expectativas sobre el rendimiento marginal del capital; y v) expectativas sobre impuestos al capital (Abel, Bernanke y Croushore, 2011).

¹⁰ Otros factores que desplazan la curva *LM* son: i) nivel de precios e ii) inflación esperada (Abel, Bernanke y Croushore, 2011).

modelo, el cual se da en el cruce de la curva IS con la curva LM, dando un nivel de producción de pleno empleo y tasa de interés consistentes con el equilibrio en ambos mercados (Blanchard et al, 2012).

Gráfico 1: Equilibrio modelo IS-LM en una economía cerrada

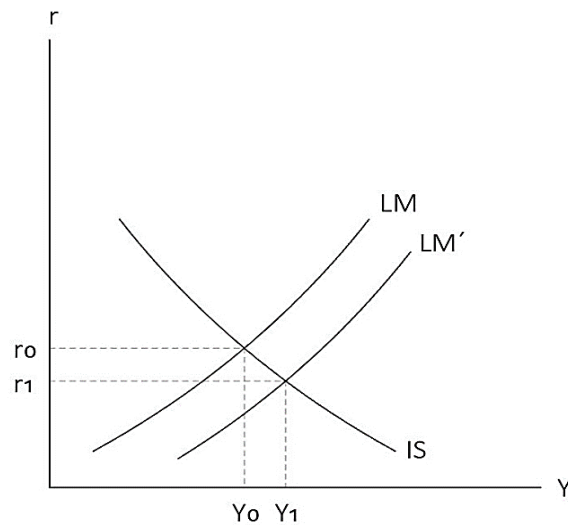


Fuente: Blanchard et al (2012)

Elaboración: Carolina Alvarez

Ahora, si el nivel de producción está por debajo del nivel de producción de pleno empleo, tanto la política fiscal como monetaria tendrían un importante rol en la estabilización de la economía. El Gráfico 2 representa el efecto de una política monetaria expansiva. Aquí, el equilibrio $r_0 Y_0$ está por debajo de pleno empleo. Desde el lado de la política monetaria, las autoridades buscarán equilibrar el mercado al nivel de pleno empleo al aumentar la oferta monetaria, que desplazará la curva LM hacia la derecha (Blanchard et al, 2012). Un aumento de la oferta de dinero provocará una reducción de las tasas de interés, lo que da lugar a un aumento de la inversión y, por lo tanto, de la demanda y producción agregadas, volviendo al equilibrio de pleno empleo $r_1 Y_1$ (Blanchard et al, 2012).

Gráfico 2: Modelo IS-LM: Política monetaria expansiva



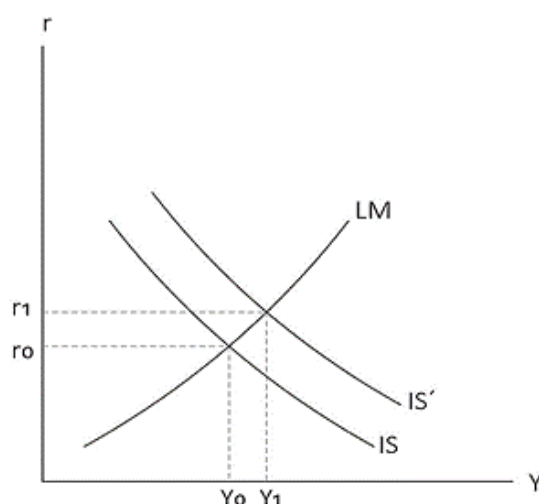
Fuente: Blanchard et al (2012), Snowdon y Vane (2005)

Elaboración: Carolina Alvarez

Por otro lado, ante la misma situación de desequilibrio de pleno empleo, la política fiscal buscará incentivar la economía por el lado de la demanda de bienes y servicios (Blanchard et al, 2012; Snowdon y Vane, 2005). El Gráfico 3 muestra el efecto de la política fiscal en la economía, en donde el equilibrio $r_0 Y_0$ está por debajo del pleno empleo. Una política fiscal expansiva basada en el aumento del gasto público provocará que la curva IS se desplace hacia la derecha, aumentando tanto la tasa de interés como la producción (Snowdon y Vane, 2005). Esto se da porque el aumento del gasto del gobierno hace que el ingreso disponible y el consumo de los hogares aumente, incrementando consecuentemente la producción, la demanda de dinero y la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005). A su vez, la magnitud del desplazamiento estará determinada por el tamaño del multiplicador fiscal, que se refiere a la magnitud de la variación de la producción ante una variación del gasto del gobierno (Blanchard et al, 2012). Entre más alto sea el valor del multiplicador, mayor será el desplazamiento de la curva IS (Blanchard et al, 2012). Finalmente, se regresa al equilibrio de pleno empleo $r_1 Y_1$ ¹¹.

¹¹ Se puede realizar el mismo análisis con una expansión fiscal basada en reducción de impuestos. Una reducción de la tasa impositiva hará que los hogares tengan más ingreso disponible para consumo, aumentando la demanda agregada, producción y tasas de interés (Snowdon y Vane, 2005).

Gráfico 3: Modelo IS-LM: Política fiscal expansiva



Fuente: Blanchard et al (2012), Snowdon y Vane (2005)

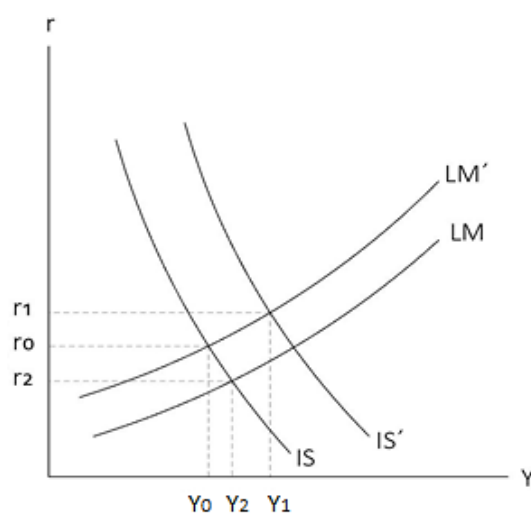
Elaboración: Carolina Alvarez

Como se mencionó anteriormente, la escuela ortodoxa keynesiana argumenta que la política fiscal deberá ser preferida generalmente a la política monetaria como medida estabilizadora (Snowdon y Vane, 2005). Este argumento se basa en supuestos keynesianos sobre la elasticidad de la demanda de dinero y de la inversión con respecto a la tasa de interés. Por ejemplo, la política monetaria sería preferida a la política fiscal si es que la demanda de dinero fuera menos elástica con respecto a la tasa de interés (curva LM más plana) y la inversión más elástica con respecto a la tasa de interés (curva IS más empinada) (Snowdon y Vane, 2005).

Tradicionalmente, la escuela ortodoxa keynesiana ha considerado que la demanda de dinero es altamente elástica con respecto a la tasa de interés, mientras que la inversión parece ser altamente inelástica con respecto a la misma (Snowdon y Vane, 2005). El Gráfico 4 muestra que, bajo estos supuestos, la política fiscal sería más efectiva en aumentar la producción agregada. El nivel de producción agregada de equilibrio tras una expansión fiscal, representado por Y_1 , es mucho mayor al nivel de producción agregada resultante de una expansión monetaria, representado por Y_2 , lo que demuestra que la política fiscal sería más efectiva para dinamizar la economía¹² (Snowdon y Vane, 2005).

¹² Dos casos extremos de estos supuestos son: i) trampa de liquidez, en donde la curva LM es perfectamente elástica a la tasa de interés; e ii) inversión perfectamente inelástica con respecto a la tasa de interés. En ambos escenarios, los mecanismos de estabilización automática del mercado fallan, a pesar de la existencia de precios y salarios flexibles, y la política fiscal tiene su máximo efecto (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Snowdon y Vane, 2005).

Gráfico 4: Modelo IS-LM: Efectos de la política fiscal y monetaria



Fuente: Snowdon y Vane (2005)

Elaboración: Carolina Alvarez

Modelo Mundell-Fleming

El modelo IS-LM en una economía abierta, también llamado modelo Mundell-Fleming, incorpora el sector externo de la economía al modelo IS-LM tradicional. La contribución más importante del modelo es el análisis sistemático del rol de la movilidad del capital y el régimen del tipo de cambio sobre la efectividad de la política fiscal y monetaria (Frenkel y Razin, 1987). La composición y análisis de la curva de demanda agregada en el modelo Mundell-Fleming es casi idéntico al del modelo en una economía cerrada, salvo que se tiene que incorporar el sector externo de la economía, que son las exportaciones e importaciones. Por lo tanto, la curva IS estará dada por:

$$IS = C(Y) + G + I(r) + (X - M)$$

donde las exportaciones dependen del ingreso en los países extranjeros, los precios relativos de los productos domésticos con respecto al exterior y el tipo de cambio (Abel, Bernanke y Croushore, 2011; Snowdon y Vane, 2005). De igual manera, las importaciones dependen del ingreso en la economía local, los precios relativos de los productos extranjeros con respecto a los domésticos y el tipo de cambio (Snowdon y Vane, 2005).

Al igual que la curva IS, la curva LM es exactamente igual que en el caso de una economía cerrada, pero se debe incorporar a su análisis el régimen del tipo de cambio y el efecto que éste tiene en la balanza de pagos y la demanda de dinero (Snowdon y Vane, 2005). La balanza de pagos se define como el registro de las transacciones de los habitantes de un país con el resto del mundo y se compone de dos cuentas principales: la cuenta corriente y la cuenta de capital (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). La cuenta corriente registra transacciones en el mercado de

bienes y servicios, mientras que la cuenta de capital registra la compra y venta de activos físicos y financieros (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

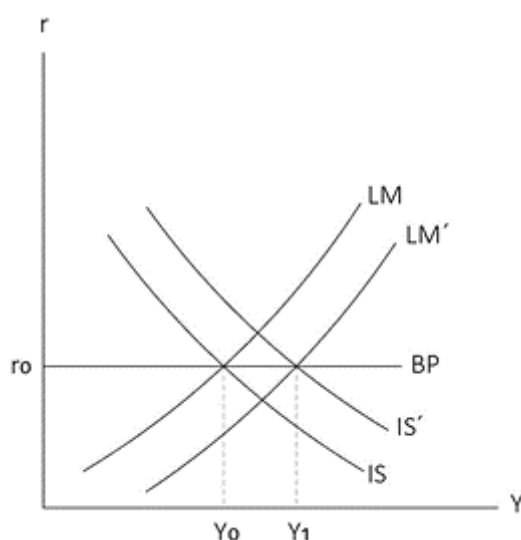
El equilibrio del modelo IS-LM para una economía abierta se da en la intersección de las curvas IS, LM y BP (balanza de pagos) y arroja el nivel de tasa de interés y producción agregada coherentes con el equilibrio interno de los tres mercados (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Snowden y Vane, 2005). En lo que sigue, se analizarán los efectos de la política fiscal bajo los escenarios de tipo de cambio fijo o flexible, y, además, bajo los supuestos de perfecta o imperfecta movilidad de capital (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Snowden y Vane, 2005).

1. Política fiscal bajo tipo de cambio fijo

Primeramente, se analizará el efecto de una política fiscal expansiva con tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capital. El capital es perfectamente movable cuando los inversionistas extranjeros pueden comprar activos en la economía doméstica sin altos costos de transacción y en cantidades ilimitadas (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). Cuando existe perfecta movilidad de capital, la curva BP es totalmente horizontal (Snowdon y Vane, 2005). El Gráfico 6 muestra que, bajo este escenario, una expansión fiscal desplazará la curva IS hacia la derecha, aumentando la tasa de interés y el nivel de producción agregada (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

El aumento de las tasas de interés estimula la entrada de capital extranjero, lo que hará que la demanda de dinero aumente y, por consiguiente, que el tipo de cambio se aprecie (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). Para mantener el tipo de cambio, el banco central deberá aumentar la oferta monetaria lo suficiente para que el tipo de cambio se estabilice, lo que a su vez disminuirá la tasa de interés hasta alcanzar su valor original (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). En este caso, ya que la tasa de interés no cambia con la actuación fiscal, existe un efecto multiplicador completo sobre el nivel de producción. Es decir, el multiplicador fiscal será igual a 1 (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

Gráfico 5: Efecto de una política fiscal bajo tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capital



Fuente: Snowdon y Vane (2005)

Elaboración: Carolina Alvarez

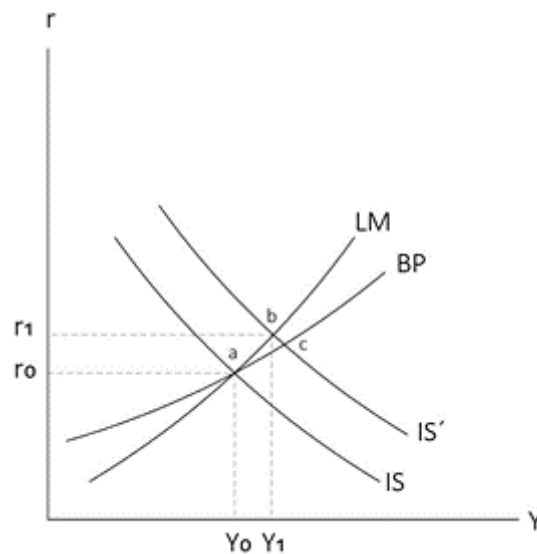
Por otro lado, una expansión fiscal bajo un régimen de tipo de cambio fijo e imperfecta movilidad de capital hará que el efecto de la actuación fiscal, y, por lo tanto, el valor del multiplicador, no sea tan alto como en el anterior escenario (Snowdon y Vane, 2005). Aquí, la curva BP tiene pendiente positiva y el desplazamiento de la demanda agregada provocará un aumento de la producción y la tasa de interés (Snowdon y Vane, 2005). El aumento del ingreso desfavorece a la cuenta corriente, ya que los habitantes demandarán más bienes importados, mientras que el aumento de las tasas de interés favorece a la cuenta de capital, atrayendo a inversionistas extranjeros (Snowdon y Vane, 2005).

En este caso, el resultado del saldo de la balanza de pagos es crucial para determinar el valor del multiplicador fiscal, pues dependiendo si existe un déficit o superávit podría existir o no un efecto expulsión (*crowding out*)¹³ (Carlson y Spencer, 1975; Snowdon y Vane, 2005). Por ejemplo, si es que la elasticidad del flujo de capital con respecto a la tasa de interés es alta, entonces un aumento de la tasa de interés hará que exista un mayor flujo de capital extranjero hacia la economía local, dejando en superávit a la cuenta de capital y a la balanza de pagos, y dando como resultado un multiplicador fiscal alto (Snowdon y Vane, 2005). En cambio, entre mayor sea la proporción marginal a importar de la economía doméstica, la pendiente de la curva BP tenderá a ser más plana, provocando que el déficit de cuenta corriente sea mayor y generando un efecto *crowding out* que hará que el valor del multiplicador fiscal se reduzca (Snowdon y Vane, 2005).

Por lo tanto, el valor del multiplicador en este caso dependerá de: i) la propensión marginal a importar y la elasticidad del flujo de capital con respecto a la tasa de interés (pendiente de la curva BP); y ii) la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés (pendiente de la curva LM) (Snowdon y Vane, 2005).

¹³ El efecto *crowding out* por lo general se refiere al efecto que tienen las políticas fiscales expansivas sobre la actividad económica (Carlson y Spencer, 1975). Si una política fiscal expansiva financiada en deuda o impuestos falla en estimular la actividad económica total, entonces se puede decir que el sector privado ha sido desplazado (*crowding out*) por las acciones del gobierno (Carlson y Spencer, 1975).

Gráfico 6: Política fiscal, tipo de cambio fijo e imperfecta movilidad de capital



Fuente: Snowdon y Vane (2005)

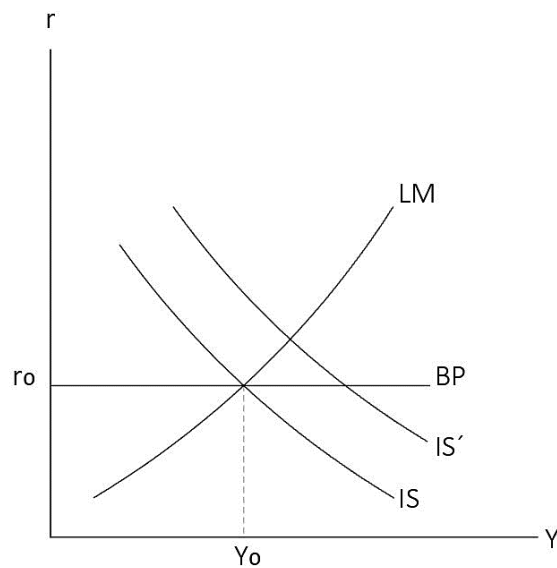
Elaboración: Carolina Alvarez

2. Política fiscal bajo tipo de cambio flexible

Igualmente, el primer caso a analizar es el efecto de una política fiscal expansiva bajo un régimen de tipo de cambio flexible y perfecta movilidad de capital. Aquí, el banco central no interviene para controlar el tipo de cambio, sino que éste determinado por el mercado de divisas (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). A su vez, este ajuste del tipo de cambio asegura que la balanza de pagos esté en equilibrio y que el saldo sea cero (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). Con tipo de cambio flexible y perfecta movilidad de capital, la política fiscal es completamente inefectiva e incapaz de afectar la producción y el ingreso agregado (Snowdon y Vane, 2005).

El Gráfico 7 muestra cómo una expansión fiscal desplazará la curva IS hacia la derecha, elevando la tasa de interés, lo cual incrementará el flujo de capital hacia la economía doméstica y apreciará el tipo de cambio (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). La apreciación del tipo de cambio hará que las importaciones aumenten y las exportaciones disminuyan, causando que la curva IS se desplace a la izquierda a su posición original. En este caso, el multiplicador fiscal es igual a cero (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Hart, 2005).

Gráfico 7: Política fiscal, tipo de cambio flexible y perfecta movilidad de capital



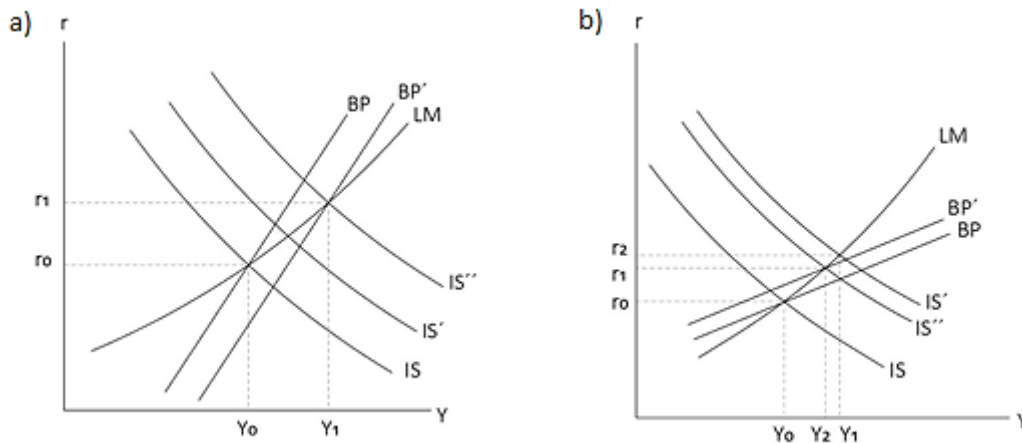
Fuente: Dornbusch, Fischer y Startz (2009)

Elaboración: Carolina Alvarez

Por otro lado, bajo una imperfecta movilidad de capital, el efecto de una política fiscal expansiva dependerá de las pendientes de las curvas LM y BP. Por ejemplo, si la curva BP tiene una pendiente más empinada que la curva LM (es decir, si la demanda de dinero es más elástica a cambios en la tasa de interés que el flujo de capital), entonces el desplazamiento de la curva IS dada una expansión fiscal provocará un déficit en balanza de pagos y un exceso de moneda doméstica en el mercado de divisas, que a su vez generará una depreciación del tipo de cambio (Snowdon y Vane, 2005). La depreciación de la moneda local hace que la curva de demanda agregada se desplace aún más a la izquierda, en conjunto con la curva de balanza de pagos, dando como resultado un efecto mayor de la política fiscal sobre la producción y un multiplicador fiscal más alto (Snowdon y Vane, 2005).

En contraste, si la curva LM tiene una pendiente más inclinada que la curva BP, los efectos de la política fiscal se parecen a los efectos que tiene en un escenario con perfecta movilidad de capital (Snowdon y Vane, 2005). Aquí, la expansión fiscal hará que exista un superávit en balanza de pagos, que apreciará el tipo de cambio y desplazará la curva BP e IS hacia la izquierda, disminuyendo el efecto inicial de la política fiscal sobre la producción y el valor del multiplicador fiscal (Snowdon y Vane, 2005). El efecto de la política fiscal en un régimen de tipo de cambio flexible bajo ambos escenarios de movilidad de capital se muestra en el Gráfico 8.

Gráfico 8: Política fiscal, tipo de cambio flexible e imperfecta movilidad de capital



Fuente: Snowdon y Vane (2005)

Elaboración: Carolina Alvarez

Escuela Monetarista, Escuela Neoclásica y efecto “crowding out”

Aunque la teoría ortodoxa Keynesiana dominó el ámbito macroeconómico hasta principios de 1960, los economistas neoclásicos y monetaristas cuestionaron los supuestos de los modelos keynesianos y la efectividad de la política fiscal como medida estabilizadora (Snowdon y Vane; 2005). Estas dos escuelas argumentan que una expansión fiscal tendría un efecto *crowding-out* sobre la inversión, el consumo y el crecimiento económico, dando como resultado multiplicadores más pequeños o incluso nulos (Hemming, 2002). La teoría ortodoxa keynesiana habría ignorado ciertos factores que dan paso a un efecto *crowding out*, como: i) la elasticidad de la curva LM; ii) la relación entre la inversión privada y la tasa de interés; y iii) el financiamiento de la expansión fiscal (Carlson y Spencer, 1975; Gerrard, 1996; Palley; 2013, Snowdon y Vane; 2005).

Antes de examinar los posibles escenarios en donde habría un efecto *crowding-out* de la demanda agregada tras una actuación fiscal, es importante mencionar los supuestos bajo los que funcionan los modelos de estas escuelas de pensamiento macroeconómico. En primer lugar, la escuela monetarista tiene como supuesto principal a la teoría cuantitativa del dinero, la cual dictamina que la velocidad del dinero es el principal determinante del gasto agregado de la economía, y, por lo tanto, de la producción (Andersen y Carlson, 1970). Además, se asume que la economía es estable y que épocas de recesiones fuertes y shocks de la demanda no son usuales, por lo que políticas de estabilización fiscales son innecesarias e inefectivas (Andersen y Carlson, 1970; Snowdon y Vane, 2005).

Por otro lado, la escuela neoclásica tiene como supuesto principal la flexibilidad de precios y salarios y la competencia perfecta. Dados estos supuestos, cualquier desequilibrio

macroeconómico se solucionará mediante las fuerzas del mercado y, por lo tanto, la economía se encuentra constantemente en el equilibrio de pleno empleo (Palley, 2013; Snowdon y Vane, 2005).

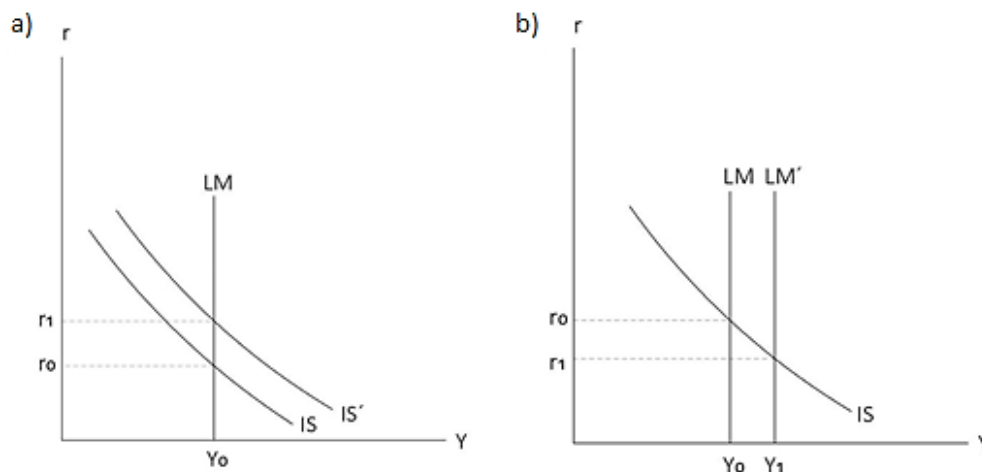
Efecto crowding-out: curva LM vertical

La escuela monetarista rechaza las proposiciones de la escuela ortodoxa keynesiana, específicamente, el modelo IS-LM tradicional. Se argumenta que la curva LM es completamente vertical, es decir, la demanda de dinero es perfectamente inelástica a cambios en la tasa de interés, a diferencia de la proposición keynesiana que sostiene que la curva LM es altamente elástica a la tasa de interés (Carlson y Spencer, 1975). En el caso de una curva LM vertical, la política fiscal no tendría efecto sobre el nivel producción en la economía, ya que, si la demanda de dinero es independiente de la tasa de interés, una política fiscal expansiva que aumente la tasa de interés no tendría ningún efecto sobre el nivel de consumo privado, por lo que la política fiscal tiene un efecto crowding-out y el multiplicador fiscal sería cero (Carlson y Spencer, 1975; Snowdon y Vane, 2005).

En el caso de una curva LM completamente vertical, la única política macroeconómica capaz de afectar la demanda agregada sería la política monetaria, como se ve en el panel b del Gráfico 9. Una política monetaria expansiva hará que la curva LM se desplace a la derecha, disminuyendo la tasa de interés real e incentivando la inversión privada, lo cual incrementará la producción agregada (Snowdon y Vane, 2005).

El ejemplo de la curva LM completamente vertical es un caso extremo de la relación entre la demanda de dinero y la tasa de interés. Según Carlson y Spencer (1975), no existe evidencia empírica que apoye la idea de que la sensibilidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés real sea cero. Sin embargo, el análisis monetarista fue el primero en argumentar en contra del modelo IS-LM tradicional y en exponer un efecto crowding-out completo de las actuaciones fiscales (Carlson y Spencer, 1975).

Gráfico 9: Efecto crowding-out ante curva LM perfectamente inelástica



Fuente: Carlson y Spencer (1975), Snowdon y Vane (2005)

Elaboración: Carolina Alvarez

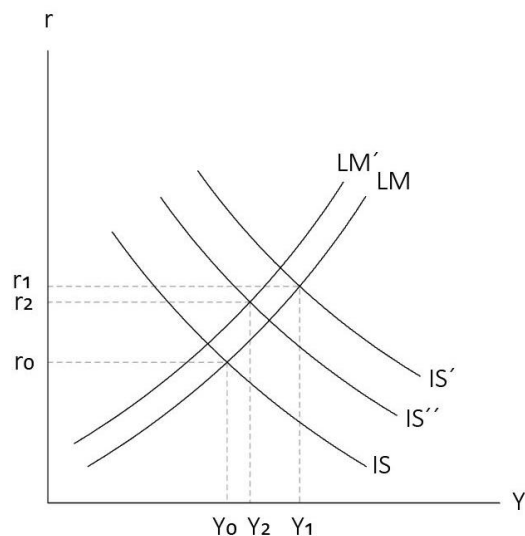
Efecto crowding-out: inversión privada

La escuela neoclásica argumenta que, bajo un análisis del modelo IS-LM tradicional, los efectos de la política fiscal no serían los predichos por los economistas keynesianos, ya que no toman en cuenta el posible efecto crowding-out de la inversión debido al aumento de las tasas de interés (Carlson y Spencer, 1975; Spencer y Yohe, 1970). El Gráfico 10 muestra que el aumento del gasto del gobierno desplaza la curva IS a la derecha, lo cual incrementa la tasa de interés. Bajo un análisis neoclásico, el aumento de la tasa de interés tendrá un efecto riqueza negativo sobre la inversión privada, pues la inversión está correlacionada de manera negativa con las tasas de interés (Spencer y Yohe, 1970).

El esquema keynesiano no toma en cuenta el efecto crowding-out de la inversión porque está basado en la función de consumo privado y la preferencia por la liquidez, lo que significa que el aumento del gasto del gobierno tiene un efecto riqueza positivo en los hogares, que hace que éstos aumenten el consumo, mientras que el supuesto de preferencia por la liquidez hace que los hogares demanden dinero a pesar del aumento de las tasas de interés (Spencer y Yohe, 1970; Snowdon y Vane, 2005). Además, el supuesto keynesiano sobre la elasticidad de la curva LM implicaría que no existiría grandes aumentos de la tasa de interés tras un shock fiscal (Snowdon y Vane, 2005).

El efecto riqueza negativo sobre la inversión privada hace que la curva LM se desplace hacia la izquierda, pues la demanda de dinero se contrae, mientras que la curva IS se desplaza igualmente hacia la izquierda, dada la disminución en el nivel de inversión (Spencer y Yohe, 1970). En este caso, el multiplicador fiscal tiene un valor menor que el multiplicador fiscal predicho por la teoría ortodoxa keynesiana.

Gráfico 10: Efecto crowding-out de la inversión privada



Fuente: Carlson y Spencer (1975), Snowdon y Vane (2005)

Elaboración: Carolina Alvarez

Efecto crowding-out: Financiamiento de la política fiscal

Los efectos de la política fiscal expansiva, ya sea basada en cortes de impuestos o aumento del gasto público, podrían depender de la manera en que el gobierno financie el déficit fiscal (Palley, 2013). Las dos formas de financiamiento del déficit público son: i) financiamiento basado en una expansión monetaria; o ii) financiamiento basado en la emisión de bonos por parte del gobierno central; es decir, mediante deuda pública (Palley, 2013).

La escuela monetarista argumenta que una política fiscal basada en emisión de bonos tiene un efecto crowding-out en la demanda agregada, pues el efecto riqueza de la obtención de bonos del gobierno se ve afectada por las obligaciones futuras de los hogares en impuestos (Carlson y Spencer, 1970). En cambio, una expansión fiscal basada en la impresión de dinero desplazaría las curvas IS y LM hacia la derecha, lo que aumentaría el nivel de producción agregada (Palley, 2013). La escuela monetarista, por lo tanto, acepta la efectividad en el corto plazo de la política fiscal discrecional basada en una expansión monetaria, pero rechaza la efectividad de ésta cuando está financiada mediante deuda (Palley, 2013).

Por otro lado, la escuela neoclásica, bajo los supuestos de flexibilidad de precios y salarios y el equilibrio de pleno empleo, argumenta que la política fiscal basada en deuda o en expansión monetaria no tendría ningún efecto en la economía real (Palley, 2013). Por ejemplo, una expansión fiscal basada en deuda desplazaría la curva IS hacia la derecha, aumentando la tasa de interés, los precios y los salarios nominales (Palley, 2013). El aumento de los precios y los salarios nominales hacen que el salario real no cambie, y, por lo tanto, tampoco la producción agregada (Palley, 2013). A su vez, el incremento del consumo del gobierno tiene un efecto

crowding-out del consumo y la inversión privada, ya que, dado que la economía opera bajo pleno empleo, la composición de la demanda agregada cambia, mas no su valor (Palley, 2013).

Nueva Economía Clásica

La nueva economía clásica emergió a principios de 1970, como la continuación de las críticas sobre los modelos macroeconómicos keynesianos tradicionales (Gerrard, 1996; Snowdon y Vane, 2005). Aquí, las fluctuaciones de la economía en términos reales no son causadas por fallas del mercado, sino por la incertidumbre de los agentes con respecto al comportamiento de las variables macroeconómicas (Barro, 1989). Los principales supuestos de esta escuela son: i) Teoría de las Expectativas Racionales; y ii) Equivalencia Ricardiana (Gerrard, 1996). Estos supuestos son importantes para identificar los posibles efectos de una política fiscal discrecional bajo el modelo de la Nueva Economía Clásica. Por otro lado, la discusión dentro de la Nueva Economía Clásica sobre la política fiscal discrecional se centra en los efectos que ésta tiene, dependiendo si se trata de una política fiscal temporal o permanente (Hemming, 2002; Palley, 2013).

La Teoría de las Expectativas Racionales se fundamenta en supuestos microeconómicos sobre las expectativas de los agentes (Gerrard, 1996). En este sentido, los agentes forman expectativas futuras sobre ciertas variables macroeconómicas, condicionándolas a la cantidad de información disponible en el presente (Gerrard, 1996). Bajo este supuesto, una política fiscal temporal podría ser efectiva y generar multiplicadores fiscales mayores a uno (Hemming, 2002). Sin embargo, una política fiscal permanente generaría un efecto *crowding-out* del consumo e inversión, ya que la expectativa de los agentes sería que la tasa de interés, los precios y la apreciación de tipo de cambio seguirán incrementando en el futuro (Hemming, 2002). En este caso, el multiplicador fiscal sería cero, o incluso podría llegar a tener un valor negativo (Hemming, 2002).

Por otro lado, el supuesto de Equivalencia Ricardiana nace del supuesto de expectativas racionales y sostiene que el financiamiento del gasto público también tendría un efecto *crowding-out* (Barro, 1974; Gerrard, 1996). Los efectos de un déficit fiscal basado en impuestos o en deuda son equivalentes, pues los agentes reconocen que un déficit fiscal en el período actual significará un mayor nivel de tasas impositivas en el futuro, por lo que el consumo en el presente no cambiará, y, por lo tanto, tampoco la demanda agregada (Hemming, 2002). Esto implica que incluso los bonos del gobierno no son considerados como riqueza neta para los agentes económicos (Barro, 1974). La Equivalencia Ricardiana Perfecta implica que un aumento del gasto del gobierno desplaza el consumo y la inversión privada en la misma proporción, dando como resultado un multiplicador fiscal igual a cero (Hemming, 2002).

Bajo estos supuestos, la Nueva Economía Clásica sostiene que la única forma en la que la política fiscal podría tener efectos sobre la producción agregada es que ésta se aplique de manera sorpresiva (Palley, 2013). Si la política fiscal no pudiera ser prevista por los agentes económicos, la política fiscal podría tener un efecto en el corto plazo, dado que las expectativas de los agentes tardarían en ajustarse (Palley, 2013).

Sin embargo, un argumento en contra de un efecto crowding-out completo como resultado de las expectativas racionales de los agentes es el expuesto por Baxter y King (1993). Los autores argumentan que, si bien los agentes tienen expectativas racionales e incrementan su nivel de ahorro ante una expansión fiscal (efecto sustitución), la oferta de trabajo va a aumentar, ya que los hogares incrementan sus horas de trabajo para compensar las obligaciones impositivas futuras. En el equilibrio del modelo, el consumo privado y los salarios son menores, pero el empleo y la producción aumentarán, lo que significaría un multiplicador fiscal diferente de cero (Baxter y King, 1993).

Por último, si bien la Nueva Economía Clásica rechaza la idea de la implementación de la política fiscal discrecional como medida estabilizadora, sí acepta la efectividad de los estabilizadores automáticos (Palley, 2013). Los estabilizadores automáticos equivaldrían a una política fiscal temporal que los agentes no pueden anticipar, por lo que no existiría un efecto crowding-out debido a las expectativas futuras de los agentes (Palley, 2013)

Escuela Neokeynesiana

La escuela neokeynesiana nace de la unión de microfundamentos de la Nueva Economía Clásica y elementos de la macroeconomía keynesiana. En este sentido, se utilizan conceptos como la Equivalencia Ricardiana y la Teoría de Expectativas Racionales, mientras que a su vez se añaden supuestos de corte keynesiano, como la rigidez de precios y salarios (Chinn, 2012; Woodford, 2010).

A diferencia de los modelos neoclásicos, los modelos neokeynesianos asumen que el mercado no se encuentra en competencia perfecta, sino que las firmas compiten monopolísticamente (Palley, 2013). Debido a esto, los precios y salarios no son perfectamente flexibles, por lo que no se ajustan inmediatamente ante una caída del producto (Palley, 2013).

Por lo tanto, se acepta que la política fiscal tiene un efecto estabilizador de corto plazo y sirve para estimular la economía en recesiones (Palley, 2013). Sin embargo, debido a que se acepta la Equivalencia Ricardiana dentro de los modelos, una política fiscal expansiva sólo será efectiva si es que no es anticipada por los agentes (Palley, 2013). En este caso, un aumento del gasto del gobierno incrementará la demanda agregada y el ingreso marginal de las firmas, sin alterar el consumo privado en el presente ni nivel de precios en el corto plazo (Palley, 2013).

Debido a que la rigidez de precios es temporal, la política fiscal será efectiva hasta que los precios y salarios se ajusten ante el incremento de la demanda agregada, por lo que expansiones fiscales se consideran medidas de estabilización de corto plazo (Palley, 2013).

Efectos del instrumento fiscal utilizado

Como se mencionó anteriormente, los instrumentos fiscales pueden dividirse en dos grandes componentes: i) Gasto, que se refiere a gasto público, inversión pública, gasto militar y transferencias monetarias a hogares y firmas; e ii) ingreso, que toma en cuenta las tasas y bases

impositivas (Coenen et al, 2010; Gechert, 2014). Cada instrumento tendrá un efecto diferente sobre la actividad económica, por lo que el tamaño de los multiplicadores va a variar dependiendo del instrumento fiscal que se evalúe (Batini et al, 2014).

En este sentido, existe un debate a nivel teórico sobre los efectos de los diferentes instrumentos. Por ejemplo, en lo que concierne a los componentes del gasto, Aschauer (1989) argumenta que la inversión en infraestructura o el gasto en educación incrementaría el stock de capital tangible e intangible de la economía, aumentando a su vez la producción marginal de bienes de consumo, por lo que habrá un efecto crowding-in de la demanda. En cambio, Doepke, Lehnert y Sellgren (1999) plantean un escenario donde el gasto está financiado por un aumento de impuestos. En este caso, el gasto en infraestructura del gobierno hará que la producción aumente, pero tendrá un efecto crowding-out del consumo de los hogares. Un argumento similar se encuentra en Snowdon y Vane (2005), quienes exponen el argumento de que el gasto público financiado por la venta de bonos del gobierno tendrá un efecto crowding-out de la inversión privada vía aumento de las tasas de interés en el mercado de fondos prestables.

Por otro lado, Ardagna (2001) toma en cuenta los efectos distorsionarios que tienen los impuestos sobre las decisiones de los agentes y argumenta que una política fiscal basada en reducción de impuestos tendría un efecto crowding-in, ya que, dependiendo del tipo de impuesto que se reduzca, la disminución de los mismos significaría una reducción de costos de consumo y de producción, lo que incentivaría la actividad económica.

Multiplicadores y el ciclo económico

La eficacia de la política fiscal, y, por lo tanto, el tamaño de los multiplicadores dependerá del estado donde se encuentre la economía, es decir, la fase del ciclo económico. Tanto la teoría keynesiana como la neo-keynesiana predicen que el tamaño de los multiplicadores será mayor en recesiones, porque cuando la economía está por debajo del punto de pleno empleo, una expansión fiscal estimulará la demanda agregada, la creación de empleo y la producción.

En cambio, si se está en la etapa de expansión, los multiplicadores serán menores porque la economía está funcionando con capacidad plena y un aumento del consumo público tiene un efecto crowding-out sobre la demanda privada (Batini et al, 2014; Snowdon y Vane, 2005). En este caso, tiene sentido utilizar políticas fiscales contracíclicas para incentivar la actividad económica (Rafiq y Zenfack, 2012).

Por otro lado, la teoría neoclásica predice que la política fiscal tendrá un efecto crowding-out de la inversión privada y del consumo, lo que agravaría los efectos de una recesión. Si la economía se comporta de esta manera, la política fiscal sería mucho más efectiva si se utiliza procíclicamente (Rafiq y Zenfack, 2012).

Marco Metodológico

Una vez expuesta la teoría detrás del multiplicador fiscal y las visiones de las diferentes escuelas de pensamiento económico sobre el mismo, es importante exponer las diferentes metodologías aplicadas para la estimación del valor del multiplicador. Para ello, se expondrá el problema de identificación relacionado con la estimación empírica de los multiplicadores fiscales, las metodologías utilizadas bajo una estructura de datos de series de tiempo y las metodologías de datos de panel, las cuales serán aplicadas posteriormente en los Capítulos 1 y 2.

Aspectos preliminares de series temporales

Los datos de series temporales son datos para un único individuo o entidad, ya sea una persona, una empresa o un país, recogidos para múltiples períodos temporales (Stock y Watson, 2012). Al trabajar con series temporales macroeconómicas e implementar modelos de series de tiempo o datos de panel, es importante considerar los supuestos del modelo de regresión de series temporales (Stock y Watson, 2012). El cumplimiento de los supuestos asegura que la estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sea insesgada y consistente.

Sea el siguiente modelo general:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \delta_1 X_{1t-1} + \delta_2 X_{1t-2} + \dots + \delta_k X_{kt-p} + u_t$$

donde los supuestos son (Stock y Watson, 2012):

- i) Exogeneidad de los regresores: $E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}, X_{1t-1}, X_{1t-2}, \dots, X_{kt-p}) = 0$ (Stock y Watson, 2012).
- ii) Estacionariedad de las variables aleatorias $Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt}$ (Stock y Watson, 2012).
- iii) $Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt}$ y $Y_{t-j}, X_{1t-j}, \dots, X_{kt-j}$ pasan a ser independientes cuando j se hace grande (Stock y Watson, 2012).
- iv) Los valores extremos son poco probables y $Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt}$ y presentan momentos de cuarto orden finitos y distintos de cero (Stock y Watson, 2012).
- v) No existe multicolinealidad perfecta (Stock y Watson, 2012).

Cuando alguno de estos supuestos no se cumple, existen metodologías que se aplican para encontrar estimadores insesgados y consistentes (Stock y Watson, 2012). Por ejemplo, si el supuesto de exogeneidad no se cumple, se puede utilizar modelos de vectores autoregresivos (VAR), modelos de ecuaciones simultáneas o modelos de variables instrumentales. En el caso de que las variables no sean estacionarias, es decir, si las variables presentan una tendencia a lo largo del tiempo, entonces se puede transformar las variables a primeras diferencias, de manera que se obtengan series estacionarias (Stock y Watson, 2012).

Estimación de los multiplicadores: Problema de identificación

La estimación del valor de los multiplicadores fiscales se hace mediante modelos de series temporales o datos de panel. Un marco de referencia para la estimación de los multiplicadores se puede sintetizar como:

$$\Delta Y_{t+j} = \alpha + k \sum_j \Delta X_{t+j} + u_{t+j}$$

donde ΔY_{t+j} es el cambio en la tasa de crecimiento del PIB, ΔX_{t+j} es la variación del gasto del gobierno y k es la estimación del multiplicador fiscal (Blanchard y Perotti, 2002; Gechert, 2014). Sin embargo, existen ciertos problemas de identificación, como la endogeneidad del gasto público y la causalidad simultánea entre el PIB y el gasto (Gechert, 2014).

Como se vio en la sección previa de los supuestos de series temporales, para tener una estimación insesgada y consistente de k , la variable explicativa tiene que estar no correlacionada con el término de error; es decir, la variación del instrumento fiscal debe ser exógena. Este supuesto no es sostenible, ya que implica que hay una sola dirección causa-efecto entre el PIB y los estímulos fiscales, cuando en realidad existe una causalidad simultánea entre las dos variables (Gechert, 2014).

Específicamente, hay dos posibles direcciones causales entre las variables de PIB y gasto del gobierno: i) el gasto público puede afectar el crecimiento económico al incentivar el consumo e inversión privada; ii) el crecimiento económico puede afectar el volumen de gasto público, como, por ejemplo, en una recesión se tienden a implementar políticas de estímulo fiscal para amortiguar el decrecimiento de la actividad económica, o del mismo modo, el gasto público puede incrementar en épocas de bonanza económica (Ilzetzki, Mendoza y Végh, 2011).

En este caso, la estimación directa del modelo propuesto anteriormente mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sin tomar en cuenta las direcciones de causalidad, arrojaría estimaciones sesgadas debido al sesgo de causalidad simultánea (Gechert, 2014; Stock y Watson, 2012). Por ejemplo, supongamos que el verdadero valor de k es positivo. Supongamos también que la economía entra en recesión y la tasa de crecimiento del PIB cae por debajo de su tendencia, o incluso se torna negativa, lo cual provoca una política de estímulo fiscal deliberada (Gechert, 2014). La ecuación antes expuesta solo tomaría en cuenta la causalidad de la política fiscal sobre el PIB, mas no la causalidad de las variaciones del crecimiento económico sobre las decisiones de política fiscal, estimando un k más pequeño y subestimando el verdadero valor del multiplicador (Gechert, 2014).

La literatura empírica ha identificado varios procedimientos metodológicos que hacen frente al problema de identificación. Uno de ellos es el uso de variables instrumentales (VI), de tal manera que la variable instrumental esté correlacionada con ΔX_{t+j} , pero no correlacionada con el término de error (Afonso y Fuerzi, 2010; Gechert, 2014). Por otro lado, la metodología de ecuaciones simultáneas toma en cuenta el problema de causalidad simultánea y estima los parámetros mediante un sistema de ecuaciones en donde todas las variables son consideradas como endógenas (Wooldridge, 2010).

Otro modelo utilizado es el de vectores autoregresivos (VAR), que toma en cuenta la endogeneidad de las variables y el problema de causalidad simultánea. En un modelo VAR, todas las variables y sus rezagos son endógenos, por lo que no es posible identificar una relación causa-efecto (Stock y Watson, 2012). Los coeficientes del VAR son estimados mediante la metodología de ecuaciones simultáneas, que genera un sistema de ecuaciones, donde el número de ecuaciones está dado por el número de variables endógenas en el modelo (Stock y Watson, 2012). La forma reducida del sistema de ecuaciones impone una relación unidireccional de causalidad, estimando los coeficientes que capturan esta causalidad y restringiendo con un valor de cero a aquellos que capturan la doble causalidad (Stock y Watson, 2012). Una vez que se obtiene la forma reducida del sistema de ecuaciones, se da paso a la estimación de los coeficientes por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Stock y Watson, 2012; Gechert, 2014).

Metodologías de series de tiempo

Modelo de ecuaciones simultáneas

El modelo de ecuaciones simultáneas se utiliza para resolver el sesgo de simultaneidad existente en el modelo a ser estimado (Wooldridge, 2010). La idea básica del modelo de ecuaciones simultáneas es construir un sistema de ecuaciones de forma estructural y pasar al modelo de forma reducida, donde todas las variables independientes son exógenas, de manera que se pueda aplicar MCO a cada ecuación y estimar los parámetros del sistema (Wooldridge, 2010).

Consideremos el siguiente modelo:

$$y_t = \phi_1 x_t + \phi_2 w_{1t} + \phi_3 w_{2t} + u_{1t}$$

donde x_t causa a y_t , pero a su vez, y_t causa a x_t , causando un sesgo de causalidad simultánea (Wooldridge, 2010). Las variables w_{1t} y w_{2t} son regresores exógenos. En este caso, el modelo estructural puede definirse de la siguiente forma:

$$y_t = \phi_1 x_t + \phi_2 w_{1t} + \phi_3 w_{2t} + u_{1t}$$

$$x_t = \gamma_1 y_t + \gamma_2 w_{1t} + \gamma_3 w_{2t} + u_{2t}$$

Para llegar a la ecuación de forma reducida, se pasan todos los términos endógenos del sistema al lado izquierdo:

$$y_t - \phi_1 x_t = \phi_2 w_{1t} + \phi_3 w_{2t} + u_{1t}$$

$$x_t - \gamma_1 y_t = \gamma_2 w_{1t} + \gamma_3 w_{2t} + u_{2t}$$

La forma reducida se puede expresar a nivel matricial de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\phi_1 \\ -\gamma_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_2 & \phi_3 \\ \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

Dividiendo la parte derecha de la ecuación para el primer término, queda:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}$$

de esta manera, el sistema de ecuaciones queda expresado únicamente con variables exógenas. La matriz de coeficientes π es la matriz de parámetros a ser estimados mediante MCO en cada ecuación, de tal forma que el estimador es:

$$\hat{\pi} = (x'x)^{-1}(x'y)$$

Modelos VAR y SVAR

En el caso del cálculo de los multiplicadores fiscales, las metodologías de series de tiempo más utilizadas son los modelos de vectores autoregresivos (VAR), así como los modelos de vectores autoregresivos estructurales (SVAR), que toman en cuenta el problema de identificación antes expuesto al estimar un sistema de ecuaciones en donde todas las variables del modelo y sus rezagos son endógenas (Caldara y Kamps, 2008; Cerón, 2012; Gechert, 2014). La formulación reducida del modelo VAR puede expresarse como (Caldara y Kamps, 2008):

$$X_t = A(L)X_{t-1} + u_t$$

en donde X_{t-1} es un vector de variables endógenas, en este caso, el PIB y el gasto del gobierno, A es la matriz de coeficientes a estimar de orden L (que representa el número de rezagos óptimos) y u_t es el vector de perturbaciones de dimensión k con $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_t') = \sum u$ y $E(u_t u_s') = 0$ para $s \neq t$ (Caldara y Kamps, 2008). Un modelo VAR con dos variables de series temporales constará de dos ecuaciones: en una de ellas, la variable dependiente es Y_t (por ejemplo, el PIB); en la otra, la variable dependiente es X_t (por ejemplo, el gasto del gobierno), donde los regresores de ambas ecuaciones serán los retardos de las variables dependientes (Stock y Watson, 2012). La representación del sistema de ecuaciones a estimar es la siguiente:

$$(1) \quad Y_t = \gamma_{10} + \gamma_{11}Y_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}Y_{t-p} + \phi_{11}X_{t-1} + \dots + \phi_{1p}X_{t-p} + u_{1t}$$

$$(2) \quad X_t = \gamma_{20} + \gamma_{21}Y_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}Y_{t-p} + \phi_{21}X_{t-1} + \dots + \phi_{2p}X_{t-p} + u_{2t}$$

donde los coeficientes γ y ϕ son desconocidos y u_{1t} y u_{2t} son los términos de error (Stock y Watson, 2012). Cada una de las ecuaciones del VAR se estima por MCO de la misma manera que se resolvería un sistema de ecuaciones tradicional (Stock y Watson, 2012).

La selección de la longitud de retardos del VAR es necesario para incluir el número óptimo de rezagos, de manera que el modelo cuente con la suficiente información explicativa (Stock y Watson, 2012). Esto se puede sortear estimando p bajo los diferentes criterios de información

que existen: i) criterio de información de Bayes (BIC); ii) criterio de información de Akaike; y iii) criterio de información de Hannan-Quinn (HQIC) (Stock y Watson, 2012). Los criterios de información proporcionan un valor óptimo de p para la estimación del VAR.

Los coeficientes de un modelo VAR pueden ser difíciles de interpretar, por lo que usualmente se utilizan funciones impulso-respuesta, de manera que se puedan analizar las dinámicas que caracterizan al modelo estimado (Becketti, 2013; Lennman, 2016). La idea detrás de las funciones impulso-respuesta es ilustrar cómo un modelo en equilibrio reacciona ante un shock de innovaciones, es decir, un shock en el término de error del modelo (Becketti, 2013). De esta manera, se puede visualizar el resultado del VAR de manera más intuitiva (Becketti, 2013).

Por otro lado, los modelos de vectores autoregresivos (SVAR) son utilizados en la práctica para aislar de mejor manera el efecto de un shock fiscal exógeno sobre la actividad económica. Para ello, consideremos la forma reducida del modelo VAR (Caldara y Kamps, 2008):

$$X_t = A(L)X_{t-1} + u_t$$

Para conseguir la forma estructural del modelo, se lo pre-multiplica por una matriz A_0 de dimensión $(k \times k)$ (Caldara y Kamps, 2008):

$$A_0 X_t = A_0 A(L) X_{t-1} + B e_t$$

donde $B e_t = A_0 u_t$ describe la relación entre las perturbaciones estructurales, e_t y las perturbaciones de la forma reducida del modelo, u_t (Caldara y Kamps, 2008). Se asume que las perturbaciones estructurales no están correlacionadas entre sí, por lo que la matriz de varianza-covarianza $\sum e_t$ es diagonal (Caldara y Kamps, 2008). Esta representación de la forma estructural del modelo, también llamado modelo AB , necesita de restricciones en las matrices A_0 y B (Caldara y Kamps, 2008). Existen varias aproximaciones econométricas para imponer restricciones a las matrices del modelo estructural, donde las más conocidas son: i) el modelo recursivo (*The recursive approach*), popularizado por Fatás y Mihov (2011), y ii) el modelo de Blanchard-Perotti (2002)¹⁴.

Modelo de variables instrumentales

Los modelos antes expuestos lidian con el problema de causalidad simultánea de las variables, de manera que se obtengan estimadores insesgados y consistentes. Otra manera de solventar el problema de doble causalidad es utilizar el método de variables instrumentales (VI), que es un método general para la obtención de un estimador consistente cuando la variable explicativa X_t está correlacionada con el término de error u_t , como en el caso de causalidad simultánea (Stock y Watson, 2012):

¹⁴ Para una revisión de la literatura empírica de los modelos SVAR aplicados al cálculo de los multiplicadores fiscales, ver Batini et al (2014), Caldara y Kamps (2008) y Gechert (2014).

$$\text{cov}(X_t, u_t) \neq 0$$

La regresión mediante VI funciona de la siguiente manera: la variable X_t tiene dos partes, una que está correlacionada con u_t y otra que está no correlacionada con u_t (Stock y Watson, 2012). Si se tiene información que permita aislar la parte exógena de X_t , entonces la regresión puede centrarse en las variaciones de X_t que no están correlacionadas con el término de error (Stock y Watson, 2012). Por lo tanto, el método de variables instrumentales utiliza variables adicionales como herramientas o “instrumentos” para aislar el componente exógeno de la variable explicativa (Stock y Watson, 2012).

Consideremos el siguiente modelo simple de series de tiempo (Stock y Watson, 2012):

$$Y_t = \beta X_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

donde X_t es endógena, por lo que una estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) arrojaría estimadores inconsistentes (Stock y Watson, 2012). La idea es encontrar una variable instrumental Z_t que cumpla con las siguientes condiciones de validez (Stock y Watson, 2012):

- i) Relevancia del instrumento Z_t : $\text{cov}(Z_t, X_t) \neq 0$ (Stock y Watson, 2012)
- ii) Exogeneidad del instrumento Z_t : $\text{cov}(Z_t, u_t) = 0$ (Stock y Watson, 2012)

La condición de relevancia indica que variaciones en Z_t están correlacionadas con variaciones en X_t ; es decir, Z_t explica a X_t (Wooldridge, 2010). Por otro lado, la condición de exogeneidad asegura que el instrumento no está correlacionado con el término de error (Wooldridge, 2010).

La estimación del modelo con VI se la hace mediante el método de Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E), que, como su nombre lo indica, calcula el estimador en dos fases (Stock y Watson, 2012). La primera etapa consiste en estimar una regresión de Z_t sobre X_t mediante MCO y utilizar el parámetro estimado de Z_t en la segunda etapa (Stock y Watson, 2012). Formalmente, la primera etapa sería (Stock y Watson, 2012):

$$(1) \quad X_t = \pi Z_t + v_t$$

Estimando (1) mediante MCO, se obtiene $\hat{X}_t = \hat{\pi} Z_t$. La segunda etapa incorpora estas estimaciones de la siguiente manera (Stock y Watson, 2012):

$$(2) \quad Y_t = \beta \hat{X}_t + u_t$$

Finalmente, el estimador de VI por MC2E resulta en $\hat{\beta}_{IV,MC2E} = (Z'X)^{-1}(Z'Y)$ (Wooldridge, 2010).

El método de variables instrumentales ha sido aplicado en el campo del cálculo de los multiplicadores fiscales como una alternativa a los modelos VAR y SVAR. Mediante la identificación de una variable instrumental que sea exógena a movimientos en el PIB, se puede resolver el problema de sesgo por causalidad simultánea y estimar la regresión mediante MC2E.

Por ejemplo, Ramey y Shapiro (1998) utilizan períodos de gasto militar altos en Estados Unidos como instrumento para el gasto del gobierno en general, ya que el gasto militar no está correlacionado con fluctuaciones en el PIB. Así mismo, Chodorow-Reich et al (2012) utilizan la ayuda estatal proveída después de la Ley de Reinversión y Recuperación de Estados Unidos de 2009 (*American Recovery and Reinvestment Act of 2009*) como instrumento para el gasto fiscal, mientras que Shoag (2013) utiliza shocks de las pensiones estatales en Estados Unidos como instrumento.

Metodologías de datos de panel

Las metodologías antes expuestas, como el modelo VAR y las diferentes estimaciones de los modelos SVAR, son utilizadas en la práctica como metodologías estándar para el cálculo de los multiplicadores fiscales en series temporales, es decir, en el caso de países individuales. Sin embargo, bajo una estructura de datos de panel, la estimación de los multiplicadores debe hacerse mediante la utilización de metodologías de paneles dinámicos autoregresivos; específicamente, mediante la estimación de los diferentes estimadores de paneles dinámicos. En esta sección, se presentará el concepto de paneles dinámicos, sus supuestos y los diferentes estimadores que pueden utilizarse bajo estos modelos, así como también algunas metodologías de series temporales como VI, ecuaciones simultáneas y el modelo VAR aplicado a panel.

Datos de panel

Los datos de panel, también denominados datos longitudinales, son datos sobre varios individuos (personas, empresas, países) en los que cada individuo se observa durante varios períodos temporales (Stock y Watson, 2012). El número de individuos en una estructura de datos de panel se denomina como N , mientras que el número de períodos se expresa como T (Stock y Watson, 2012).

Paneles dinámicos

Muchas relaciones económicas son dinámicas por naturaleza, y una de las ventajas de datos de panel es que permiten entender la dinámica de ajuste de las variables macroeconómicas (Baltagi, 2005). Las relaciones dinámicas se caracterizan por la presencia del rezago de la variable dependiente dentro de los regresores del modelo (Baltagi, 2005):

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x_{it}'\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

donde $y_{i,t-1}$ es el rezago de la variable dependiente; es decir, la variable evaluada en un período anterior a t , x'_{it} es un vector de regresores de dimensión $1 \times k$ y β es un vector de parámetros de dimensión $k \times 1$ (Baltagi, 2005). Se asume que el término de error tiene los siguientes componentes:

$$u_{it} = c_i + v_{it}$$

donde c_i representa la heterogeneidad no observada del panel que varía entre los individuos pero es invariante en el tiempo, y v_{it} representa las demás perturbaciones que varían entre individuos y en el tiempo, también llamados errores idiosincráticos (Baltagi, 2005).

Estimador Least Square Dummy Variable (LSDV)

La inclusión de la variable rezagada en el modelo se explica por el hecho de que y_{it} no sólo depende de otras variables explicativas contenidas en el vector x'_{it} , sino que también dependerá de su valor pasado $y_{i,t-1}$ (Baltagi, 2005). Sin embargo, la presencia de un rezago en el modelo introduce ciertas complicaciones para la estimación del mismo (Baltagi, 2005). Ya que y_{it} es una función de c_i , el rezago $y_{i,t-1}$ también será una función de c_i , por lo que la condición de exogeneidad estricta no se cumple dentro del modelo (Baltagi, 2005). La exogeneidad estricta implica que u_{it} no se relaciona con y_{it} en ningún período temporal, por lo que (Baltagi, 2005):

$$\text{cov}(u_{it}, y_{it}) = 0$$

En el caso de modelos dinámicos autoregresivos, esta condición no se cumple, por lo que tenemos:

$$\text{cov}(u_{it}, y_{it}) \neq 0$$

Por lo tanto, el modelo no puede ser estimado mediante las metodologías estándar de datos de panel, como efectos fijos (FE), puesto que cuando el supuesto de exogeneidad estricta no se cumple, el estimador de FE, también llamado estimador *Least Square Dummy Variable* (LSDV) es sesgado e inconsistente (Hsiao, 2003).

Para demostrarlo, tomemos en cuenta el modelo propuesto anteriormente:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x'_{it} \beta + \sum_{i=1}^N c_i d_i + v_{it}$$

donde $d_i = 1$ para el individuo i y $d_i = 0$ caso contrario. Si aplicamos el estimador “within” de efectos fijos, se obtiene (Baltagi, 2005):

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \delta(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) + (x'_{it} - \bar{x})' \beta + (c_i - \bar{c}) + (v_{it} - \bar{v}_i)$$

$$\ddot{y}_{it} = \delta \ddot{y}_{i,t-1} + \ddot{x}'_{it} \beta + \ddot{v}_{it}$$

La transformación de efectos fijos elimina la heterogeneidad inobservada del modelo, ya que c_i es invariante en el tiempo, y, por lo tanto, su promedio será el mismo para cada observación (Baltagi, 2005). Sin embargo, la expresión $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})$ estará correlacionada con el término $(v_{it} - \bar{v}_i)$, ya que \bar{v}_i recoge los errores de todos los períodos. Tomando la probabilidad en límite (*plim*) del estimador de efectos fijos, tenemos:

$$p \lim \hat{\beta}_{LSDV} = \beta + \frac{\frac{1}{N}(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})(v_{it} - \bar{v}_i)}{\frac{1}{N}(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})^2}$$

donde se puede observar que el tamaño del sesgo viene dado por el término $\frac{1}{N}(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})(v_{it} - \bar{v}_i) / \frac{1}{N}(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})^2$, que es la correlación que existe entre el término de error y la variable rezagada (Hsiao, 2003).

Nickell (1981) calculó el sesgo asintótico del estimador LSDV, especialmente para paneles donde N tiende al infinito y T es fijo. El sesgo de Nickell se calcula restando el valor del estimador LSDV con el valor verdadero del parámetro, y se encuentra que el tamaño del sesgo asintótico es $O(1/T)$ (Abonazel, 2017; Nickell, 1981).

Estimadores LSDV corregidos por sesgo e inconsistencia

Como se presentó anteriormente, el sesgo y la inconsistencia presentados en el estimador LSDV representan problemas al estimar modelos de paneles dinámicos autoregresivos (Abonazel, 2017). La literatura econométrica presenta varios estimadores que son usados como alternativas del estimador LSDV, como el estimador de Arellano y Bond (1991), el estimador de Blundell y Bond (1998) y el estimador de Kiviet (1995). A continuación, se presentará el supuesto base de estos estimadores, que es el supuesto de exogeneidad secuencial. Después, se expondrá cada uno de los estimadores junto con sus respectivos supuestos.

Exogeneidad secuencial

El problema de estimar modelos de paneles dinámicos se basa en que el supuesto de exogeneidad estricta no se cumple. Por lo tanto, para evitar la correlación entre los rezagos de la variable dependiente y el término de error, se introduce una nueva condición de exogeneidad, la exogeneidad secuencial. Ésta se define como (Muro, 2003):

$$E(v_{it} | x_{it}, y_{it-1}, \dots, y_{i0}, c_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Esta expresión quiere decir que el error no está correlacionado con los rezagos de la variable dependiente ni con los regresores exógenos del modelo en cada período temporal (Muro, 2003). Las consecuencias de la exogeneidad secuencial, por lo tanto, son: i) los errores idiosincráticos

están serialmente no correlacionados; ii) los efectos individuales no observables no están correlacionados con los errores idiosincráticos (Baltagi, 2005).

Estimador de Arellano y Bond

El estimador de panel dinámico de Arellano y Bond (1991) parte del siguiente modelo autoregresivo de panel:

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + c_i + u_{it}$$

El modelo original puede considerarse un modelo AR(1), ya que el único regresor es el rezago de la variable dependiente. Los supuestos que sigue el modelo de Arellano y Bond (1991) son los siguientes:

- i) Exogeneidad secuencial, tal que $\text{cov}(v_{it} | y_{it-1}, c_i) = 0$
- ii) La heterogeneidad individual está relacionada con los regresores del modelo, tal que $\text{cov}(c_i, y_{t-1}) \neq 0$
- iii) Homocedasticidad condicional $\text{cov}(v_{it}^2 | y_{it-1}, c_i) = \sigma_i^2$, que quiere decir que la varianza del error condicional a las variables explicativas en el modelo es la misma para todo i del periodo, pero distinta entre periodos.
- iv) Homocedasticidad en el tiempo $E(v_{it}^2) = \sigma^2$, que quiere decir que la varianza del error es constante a lo largo del tiempo.
- v) Modelo estable, donde $|\beta| < 1$. Esta condición asegura que el modelo no tenga saltos exponenciales y que el proceso sea estacionario. Además, se asume que existe estacionariedad en media y varianza. La estacionariedad en media se refiere a que la media de la serie no varía a lo largo del tiempo, mientras que la estacionariedad en varianza significa que la varianza es constante a través del tiempo.

Para encontrar el estimador de Arellano y Bond, primero se debe transformar el modelo de manera que se elimine la heterogeneidad individual del panel. Para ello, los autores utilizan la transformación de diferencias finitas, que se basa en diferenciar las variables con respecto a su período anterior. Formalmente, la transformación de diferencias finitas se da de la siguiente manera:

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + c_i + u_{it}$$

$$(y_{it} - y_{it-1}) = \beta(y_{it-1} - y_{it-2}) + (c_i - c_i) + (u_{it} - u_{it-1})$$

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta y_{it-1} + \Delta u_{it}$$

Debido a que los efectos individuales no varían en el tiempo, el modelo transformado elimina la heterogeneidad no observada del panel. Ahora, bajo el supuesto de que existe una exogeneidad secuencial débil, los autores proponen estimar el modelo mediante la utilización de variables instrumentales. En este caso, las variables instrumentales son los valores de y_{it} retardados dos

períodos o más. Recordemos que para que un instrumento sea válido, debe cumplir con las condiciones de relevancia y exogeneidad (Jiménez, 2012).

Por ejemplo, tomando en cuenta el modelo transformado, un instrumento válido para Δy_{it-1} sería el rezago de la variable un período antes, es decir, $z = y_{it-2}$. La validez del instrumento se evalúa mediante las condiciones (Baltagi, 2005; Jiménez, 2012):

- i) Relevancia de z : y_{it-2} está correlacionado Δy_{it-1} por medio de $\Delta y_{it-1} = y_{it-1} - y_{it-2}$; es decir $\text{cov}(y_{it-2}, \Delta y_{it-1}) \neq 0$ (Baltagi, 2005; Jiménez, 2012).
- ii) Exogeneidad de z : y_{it-2} no está correlacionado con Δu_{it} , ya que $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$ es decir, $E(\Delta u_{it} | y_{it-2}) = 0$ (Baltagi, 2005; Jiménez, 2012).

De esta manera se puede obtener una matriz de instrumentos que siguen la condición $E(Z_i u_{it}) = 0$, $i = 1, \dots, N$ $t = 3, \dots, T$ (Jiménez, 2012):

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & & 0 & 0 \\ \vdots & & & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix}$$

Debido a que el modelo de Arellano y Bond utiliza más de un instrumento, la estimación se la hace por medio del Método Generalizador de Momentos (GMM), ya que el modelo está sobre-identificado. Cuando existen más instrumentos que parámetros a estimar, el método tradicional de MC2E no puede utilizarse, por lo que el modelo se estima mediante GMM.

Así, después de instrumentar con la matriz de rezagos y aplicar GMM, el estimador de Arellano y Bond puede definirse como (Arellano y Bond, 1991):

$$\hat{\beta}_{AB,GMM} = \left[(\Delta Y^{(-1)' } Z) \hat{V}_N^{-1} (Z' \Delta Y^{(-1)}) \right]^{-1} (\Delta Y^{(-1)' } Z) \hat{V}_N^{-1} (Z' \Delta Y)$$

donde \hat{V}_N es una matriz de ponderación que asegura homocedasticidad condicional y en el tiempo en la estimación, dada por $\hat{V}_N = \sum_i \sum_t Z_{it}' D' D Z_{jt}$ (Arellano y Bond, 1991).

Una versión del estimador de Arellano y Bond antes expuesto es el estimador Arellano y Bond de dos pasos (Jiménez, 2012). La diferencia con el estimador de Arellano y Bond de un paso es que el estimador de dos pasos utiliza una elección robusta de \hat{V}_N , expresada como $\tilde{V}_N = \sum_i \sum_t Z_{it}' \Delta \hat{u}_{it} \Delta \hat{u}_{it}' Z_{jt}$, donde $\Delta \hat{u}_{it}$ son los residuos de la estimación GMM de un paso (Jiménez, 2012).

Por lo tanto, el estimador de dos pasos se define como:

$$\hat{\beta}_{AB2,GMM} = \left[(\Delta Y^{(-1)' } Z) \tilde{V}_N^{-1} (Z' \Delta Y^{(-1)}) \right]^{-1} (\Delta Y^{(-1)' } Z) \tilde{V}_N^{-1} (Z' \Delta Y)$$

La bondad del estimador de Arellano y Bond es que permite estimar un modelo dinámico incesgado sin necesidad de utilizar instrumentos externos. Además, el modelo puede incluir más variables independientes, que pueden ser estrictamente exógenas o que pueden ser endógenas, por lo que la estimación de GMM utilizaría también sus rezagos como instrumentos. Por ejemplo, siguiendo el siguiente modelo:

$$y_{it} = \beta y_{i,t-1} + \alpha x_{it} + c_i + u_{it}$$

Si x_{it} es una variable explicativa endógena, entonces se puede construir una matriz de instrumentos utilizando los rezagos exógenos de x_{it} , siguiendo la misma lógica del modelo AR(1). La estimación de igual manera se hace mediante GMM (Baltagi, 2005).

Estimador de Blundell y Bond (1998)

Blundell y Bond (1998) realizan una crítica al estimador de Arellano y Bond, argumentando que el estimador es ineficiente al utilizar instrumentos débiles. La debilidad de los instrumentos radica en que sólo se toma en cuenta la información de y_{it} en diferencias, por lo que los autores sugieren utilizar información adicional de y_{it} evaluada en niveles (Jiménez, 2012). La combinación de información en niveles y en diferencias de la estimación por medio de GMM resulta en el estimador de Blundell y Bond, también llamado estimador de sistema de GMM (Behr, 2003; Blundell y Bond, 1998).

El modelo sigue los mismos supuestos que el modelo de Arellano y Bond, sólo que el modelo de Blundell y Bond requiere únicamente estacionariedad en media y no en varianza (Jiménez, 2012). Para demostrar el problema que surge al utilizar instrumentos débiles, consideremos el siguiente modelo en primeras diferencias y evaluado en $t = 3$ (Jiménez, 2012):

$$\Delta y_{i3} = \beta \Delta y_{i2} + \Delta u_{i3}$$

donde el instrumento para Δy_{j2} será:

$$z_1 = y_{i1}$$

El primer paso de la estimación de variables instrumentales (VI) queda entonces como:

$$\Delta y_{i2} = \pi y_{i1} + \varepsilon_i$$

$$\Delta y_{i2} = (\beta - 1)y_{i1} + \Delta u_{i2}$$

Si β tiene un valor de 1 o cercano a 1, entonces la correlación entre Δy_{j2} y Δy_{j1} será débil, por lo que se considera que Δy_{j1} no es un buen instrumento para Δy_{j2} (Jiménez, 2012).

Para incluir información relevante y exógena al modelo, los autores proponen estimar un sistema de ecuaciones, en donde el modelo evaluado en niveles se estima utilizando como instrumentos a las variables en diferencias, mientras que el modelo evaluado en diferencias se estima mediante la utilización de las variables en niveles como instrumentos (Behr, 2003; Jiménez, 2012). De esta manera, se incluye mayor información resolviendo el modelo por medio de un sistema de ecuaciones, lo que dará un estimador más consistente que el propuesto por Arellano y Bond (Behr, 2003).

De esta manera, se proponen las siguientes matrices de instrumentos (Behr, 2003):

$$Z^D_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2} & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & y_{i1}, y_{i2} \cdots y_{i,T-1} \end{pmatrix}$$

$$Z^N_i = \begin{pmatrix} dy_{i2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & dy_{i2}, dy_{i3} & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & y_{i2}, y_{i3} \cdots y_{i,T-2} \end{pmatrix}$$

donde Z^D_i es la matriz de instrumentos en niveles para el modelo en diferencias y Z^N_i es la matriz de instrumentos en diferencias para el modelo en niveles (Behr, 2003). La matriz general de instrumentos puede ser representada como (Behr, 2003):

$$Z_i = \begin{bmatrix} Z_i^D & 0 \\ 0 & Z_i^N \end{bmatrix}$$

Lo que nos da el estimador final de Blundell y Bond (Blundell y Bond, 1998):

$$\hat{\beta}_{BB,GMM} = \left[\left(\sum_{i=1}^N Y_i^{(-1)'} Z_i \right) \hat{V}_N^{-1} \left(Z_i' Y_i^{(-1)} \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N Y_i^{(-1)'} Z_i \right) \hat{V}_N^{-1} \left(Z_i' Y_i \right)$$

De igual manera que en el modelo de Arellano y Bond, se puede incluir más variables explicativas, las cuales pueden ser estrictamente exógenas o endógenas (Behr, 2003). Si los regresores adicionales son endógenos, sus instrumentos en nivel y en diferencias se añaden a las matrices antes expuestas, por lo que el estimador en este caso también sería consistente e insesgado (Behr, 2003).

Estimador de Kiviet (1995)

El estimador de Kiviet surge como respuesta directa a la inconsistencia del estimador LSDV en paneles dinámicos derivado por Nickell (Behr, 2003; Jimenez, 2012). Kiviet (1995) propone un método para encontrar un estimador consistente, al corregir por el sesgo presentado en el estimador LSDV (Behr, 2003). La motivación para calcular el sesgo asintótico e incorporarlo en la estimación de los parámetros del modelo recae en que el estimador LSDV, si bien es inconsistente, tiene una varianza mucho menor comparada con los estimadores calculados mediante variables instrumentales, como los estimadores de Arellano y Bond y el estimador de Blundell y Bond (Behr, 2003).

La idea básica de la estimación de Kiviet es la incorporación del sesgo de los parámetros en la estimación de los mismos mediante un procedimiento de dos etapas (Behr, 2003). La primera etapa del procedimiento consiste en estimar de manera empírica los parámetros del modelo mediante, por ejemplo, el estimador de Anderson y Hsiao (1981), mientras que la segunda etapa incorpora la estimación del sesgo a la estimación previa de los parámetros (Behr, 2003). De esta manera, el estimador de Kiviet queda expresado como (Jiménez, 2012):

$$\hat{\beta}_{kiviet} = \hat{\beta}_{LSDV} - sesgo$$

VARIABLES INSTRUMENTALES EN PANEL

Como se vio anteriormente en la sección de series de tiempo, el método de variables instrumentales surge como un método alternativo para aislar el sesgo por simultaneidad o endogeneidad existente en los modelos a estimar. En el caso de paneles dinámicos, los estimadores de Arellano y Bond y Blundell y Bond utilizan una aproximación de variables instrumentales estimando los parámetros mediante GMM, lo que resuelve el problema de endogeneidad tanto de la variable dependiente rezagada como de los demás regresores endógenos que se considere en el modelo. En el caso del cálculo del multiplicador fiscal, estas metodologías resuelven a su vez el problema de endogeneidad ligado a la variable del gasto del gobierno. No obstante, el método de variables instrumentales podría considerarse como una alternativa a los estimadores tradicionales de paneles dinámicos para extraer la endogeneidad presentada por la variable fiscal.

El análisis del método de variables instrumentales presentado en la sección de series de tiempo puede extenderse fácilmente al caso de datos de panel dinámicos. Murtazashvili y Wooldridge (2007) demuestran que la metodología de VI puede ser combinada con la transformación tradicional de datos de panel de FE para encontrar estimadores consistentes e insesgados. Para formalizarlo, consideremos el siguiente modelo (Murtazashvili y Wooldridge, 2007):

$$y_{it} = \beta y_{i,t-1} + \delta x_{it} + c_i + u_{it}$$

donde x_{it} es una variable endógena, de forma que (Murtazashvili y Wooldridge, 2007):

$$\text{cov}(x_{it}, u_{it}) \neq 0$$

El primer paso es transformar el modelo mediante efectos fijos para eliminar la heterogeneidad inobservada individual (Murtazashvili y Wooldridge, 2007):

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,t-1}) + \delta(x_{it} - \bar{x}) + (c_i - \bar{c}) + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

$$\ddot{y}_{it} = \delta \ddot{y}_{i,t-1} + \ddot{x}_{it} \beta + \ddot{u}_{it}$$

Una vez que el componente individual ha sido eliminado, el siguiente paso es encontrar un instrumento para x_{it} que cumpla las condiciones de relevancia y exogeneidad. En el caso de modelos de datos de panel dinámicos, el instrumento debe cumplir con la condición de exogeneidad estricta (Murtazashvili y Wooldridge, 2007):

$$E(u_{it} | Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{iT}) = 0$$

Esta condición asegura que el instrumento no está correlacionado con el término de error en ningún período temporal. Si el supuesto de exogeneidad estricta se cumple, entonces el modelo transformado puede ser estimado mediante MC2E (Murtazashvili y Wooldridge, 2007).

Modelo VAR en panel

Anteriormente se analizó el modelo VAR aplicado a series temporales. Al igual que la metodología de ecuaciones simultáneas, el modelo VAR toma en cuenta el sesgo de causalidad simultánea existente en el modelo, por lo que todas las variables son consideradas como endógenas (Stock y Watson, 2012).

Consideremos el siguiente modelo de vector de panel autoregresivo con k regresores y de orden p (Abrigo y Love, 2016):

$$y_{it} = A_1 y_{it-1} + A_2 y_{it-2} + \dots + A_{p-1} y_{it-p} + A_p y_{it-p} + Bx_{it} + c_i + e_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

en donde y_{it} es un vector de variables dependientes endógenas de dimensión $(1 \times k)$, x_{it} es un vector de variables exógenas de $(1 \times l)$, c_i es el vector de heterogeneidad individual de dimensión $(1 \times k)$ y e_{it} es el vector de error idiosincrático de $(1 \times k)$, mientras que A y B son las matrices de parámetros a ser estimados (Abrigo y Love, 2016).

Para remover el efecto individual del panel, Abrigo y Love (2016:2) proponen una transformación del modelo mediante desvíos ortogonales, que elimina c_i al restar a cada una de las observaciones la media de sus observaciones futuras (Abrigo y Love, 2016):

$$y^*_{it} = (y_{it} - \bar{y}_{it}) \sqrt{\frac{T_{it}}{(T_{it} + 1)}}$$

donde T_{it} es el número de observaciones futuras para i en el período t . Ya que c_i es invariante en el tiempo, una vez más el término se elimina al restarle la media de sus observaciones futuras, pues $c_i = c^*_i$ (Abrigo y Love, 2016). La estimación de los coeficientes del VAR en panel se hace mediante GMM, puesto que utiliza los rezagos de las variables explicativas como instrumentos para la estimación del modelo (Abrigo y Love, 2016).

Al igual que en el modelo VAR de series de tiempo, la selección de rezagos óptima se hace mediante la comparación de los criterios de información BIC, AIC y HQIC (Abrigo y Love, 2016; Lennman, 2016). Además, se puede implementar de la misma forma los conceptos antes vistos como las funciones impulso respuesta, la causalidad en el sentido de Granger y la descomposición de la varianza (Abrigo y Love, 2016).

Capítulo I: Estimación de los multiplicadores fiscales bajo una estructura de datos de panel

Como se mencionó anteriormente, la efectividad de la política fiscal como una medida de estabilización económica ha sido objeto de gran debate entre economistas durante décadas. La crisis de 2008 reanudó la discusión alrededor de la política fiscal de estabilización, en el sentido de que se retomó el debate sobre si los instrumentos fiscales tienen algún tipo de efecto sobre la actividad económica en el corto y largo plazo. La falta de consenso, tanto a nivel teórico como empírico, sobre la magnitud de los multiplicadores fiscales ha incentivado a que se realicen más investigaciones y estimaciones, mediante la utilización de métodos y datos distintos.

El propósito de este capítulo es calcular el valor de los multiplicadores fiscales utilizando el gasto público como instrumento fiscal para un panel de países, divididos en: i) países de alto y bajo ingreso; ii) economías abiertas y cerradas; iii) tipo de cambio fijo y flexible; y iv) países altamente endeudados y países con bajo endeudamiento. La razón de esta estimación empírica de los multiplicadores se halla en que la teoría económica señala que el efecto de la política fiscal será mayor en economías grandes, mientras que el modelo Mundell-Fleming argumenta que los multiplicadores serán mayores en economías con tipo de cambio fijo y en países con apertura comercial baja. Por otro lado, la teoría de Equivalencia Ricardiana indica que una expansión fiscal podría tener un efecto crowding-out de la demanda agregada cuando las economías tienen un endeudamiento alto.

Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) fueron los primeros autores en utilizar una metodología de datos de panel para estimar el tamaño de los multiplicadores bajo los escenarios antes mencionados, utilizando un panel de 44 economías. Más tarde, Contreras y Battelle (2014) replicaron el estudio de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) utilizando un panel de 55 países y encontraron resultados distintos. En este sentido, la presente investigación busca replicar las estimaciones de los multiplicadores fiscales bajo una estructura de datos de panel y una clasificación de países de acuerdo a las características económicas antes mencionadas. La diferencia con los dos estudios previamente realizados radica en tres factores importantes: el período, los países incluidos en la muestra y la metodología utilizada.

Por un lado, Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) estiman los multiplicadores para el período de 1998 a 2008, mientras que Contreras y Battelle (2014) utilizan un período de 1988 a 2010. La presente investigación utiliza datos macroeconómicos seguidos desde el primer trimestre del año 2000 hasta el último trimestre de 2017. Por otro lado, los países incluidos en la muestra varían con respecto a ambas investigaciones, mientras que, a su vez, las muestras de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014) difieren también entre sí. La muestra utilizada en esta disertación utiliza un panel de 34 países, la cual incorpora 6 países distintos con respecto a la investigación de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y 4 con respecto a Contreras y Battelle (2014)¹⁵.

Finalmente, se propone utilizar una metodología distinta a la utilizada por ambas investigaciones, las cuales utilizan un modelo de VAR estructural aplicado a panel. En este

¹⁵ Los países nuevos con respecto a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) son: Austria, Bolivia, Costa Rica, Croacia, Filipinas y Suiza, mientras que los países nuevos con respecto a Contreras y Battelle (2014) son Bulgaria, Croacia, Israel y Rumania.

sentido, se siguió la metodología de Borys, Cizkowicz y Rzońca (2014), quienes utilizan estimadores tradicionales de panel dinámico para el cálculo de los multiplicadores en un panel de economías de la OECD. La idea detrás del cálculo de los multiplicadores para un set de estimadores es corroborar la robustez de los resultados y obtener un tipo de rango del tamaño de los estimadores. Además, se propone también un modelo de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas, para corregir posibles sesgos de endogeneidad no capturados por los estimadores de panel dinámico.

Ventajas de datos de panel

En los últimos años, el uso de datos de panel para calcular el multiplicador fiscal en economías que comparten características similares se ha ido popularizando¹⁶. En este sentido, Baltagi (2005: 4-7) hace referencia a la importancia del uso de datos de panel para estimar modelos macroeconómicos, y enumera los beneficios de utilizar este tipo de datos:

1. **Permite controlar por heterogeneidad individual:** Los datos de panel sugieren que los estados o países son heterogéneos; es decir, tienen características que difieren entre ellos, como características institucionales, políticas, comportamiento de los agentes económicos, entre otros (Baltagi, 2005). Al incorporar variables que identifiquen la heterogeneidad individual de los países, y al estimar modelos que eliminen esta heterogeneidad inobservada (como modelos de efectos fijos o primeras diferencias), se puede obtener un estimador consistente e insesgado para un grupo de países, lo cual no se podría hacer mediante la utilización de modelos de series de tiempo (Baltagi, 2005).
2. **Tipo de datos:** Los datos de panel proveen datos más informativos, mayor variabilidad de datos, menor colinealidad entre variables, mayores grados de libertad y mayor eficiencia (Baltagi, 2005). Al utilizar datos de varios países en el mismo período temporal, la dimensión longitudinal de los datos de panel añade mucha variabilidad, lo que hace que se tenga un proceso generador de datos mucho más informativo (Baltagi, 2005). Es más, la variabilidad de los datos se puede descomponer en: i) variabilidad entre países de diferentes tamaños y características; y ii) variación de los datos dentro de un mismo país (Baltagi, 2005). La estructura de datos de panel, contiene ambos componentes de variabilidad, mientras que las series temporales sólo poseen la variabilidad dentro de una misma unidad de observación (Baltagi, 2005).
3. **Medición de efectos:** Los datos de panel son mejores para identificar y medir efectos que no son detectables en series temporales puras (Baltagi, 2005). Este punto se hace

¹⁶ Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), Contreras y Battelle (2014), Chian Koh (2016), Kitsios y Patnam (2013), Gonzales-García et al (2013), Borys, Cizkowicz y Rzońca (2014), Abdullah, Habibullah y Baharumshah (2009), Lennman (2016). Estas investigaciones utilizan paneles distintos de países, así como períodos temporales diferentes.

evidente cuando se quiere encontrar un efecto promedio entre países de características similares (Baltagi, 2005).

4. **Dimensión:** Los datos de panel macroeconómicos proveen un mayor número de observaciones gracias a la dimensión N del panel, por lo que se puede trabajar con un número relativamente pequeño de T , lo cual no es posible en series temporales puras, donde se necesita un número de períodos alto para obtener estimaciones consistentes (Baltagi, 2005).

En este sentido, la utilización de datos de panel para estimar los multiplicadores fiscales en países que comparten características en común es sumamente importante. Por ejemplo, Baltagi (2005: 6) argumenta que algunos efectos no son posibles de medir en series temporales puras. En el caso de los multiplicadores fiscales, por ejemplo, para identificar la diferencia que existe en el tamaño de éstos bajo diferentes regímenes de tipo de cambio, es necesario tener una muestra de países que pueda ser dividida entre economías de tipo de cambio fijo y flexible, de manera que la estimación del multiplicador para cada grupo de países refleje la variación del tamaño del multiplicador entre ambos regímenes de tipo de cambio. Esto no sería posible de realizar utilizando series de tiempo para una sola unidad de observación (país), ya que es muy poco probable que se obtengan series lo suficientemente largas como para evaluar el efecto de la política fiscal bajo un tipo de cambio fijo y flexible para un mismo país.

Del mismo modo, el control por heterogeneidad individual que ofrecen los modelos de datos de panel permite extraer el efecto de la política fiscal en cada panel, sin necesidad de que el estimador esté contaminado por efectos individuales de cada país, como factores institucionales, estructura de la economía, sistema político, entre otros. Dado que estos efectos no varían en el tiempo, los métodos tradicionales de efectos fijos o efectos aleatorios permiten eliminar la heterogeneidad del panel sin afectar el proceso generador de datos ni las estimaciones de los modelos econométricos.

Países incluidos en la muestra

Los países incorporados en la base de datos se eligieron de acuerdo su disponibilidad de datos y a la clasificación del Banco Mundial de acuerdo a ingreso para el período 2017-2018. Esta clasificación divide a los países entre economías de alto, mediano alto, mediano bajo y bajo ingreso, según la Producto Nacional Bruto (PNB) per cápita. Los umbrales de clasificación del Banco Mundial se presentan a continuación.

Tabla 2: Clasificación de países según su ingreso por el Banco Mundial

Clasificación	PNB per cápita (USD\$)
Bajo ingreso	< 995
Mediano-bajo ingreso	996 - 3,895

Mediano-alto ingreso	3,896 – 12,055
Alto ingreso	> 12,055

Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Carolina Álvarez G.

Siguiendo a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2010), para facilitar la comparación entre economías, se definió países de alto ingreso a los países con un PNB per cápita mayor a 12,055 USD, mientras que los países de mediano alto y bajo ingreso se definieron como países de bajo ingreso. Debido a la poca disponibilidad de datos, no se seleccionó ningún país con PNB per cápita menor a < 995. De acuerdo a estos criterios de selección, los países reportados en la investigación son los siguientes:

Países de alto ingreso: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Chile, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Grecia, Inglaterra, Irlanda, Israel, Italia, Noruega, Portugal, Suecia y Suiza.

Países de bajo ingreso: Bolivia, Brasil, Bulgaria, Colombia, Costa Rica, Croacia, Ecuador, Malasia, México, Perú, Filipinas, Rumania, Suráfrica, Tailandia y Turquía.

Datos

El proceso de recolección de datos de la presente investigación presentó varios desafíos. En primer lugar, para lograr estimar el efecto de la política fiscal sobre la actividad económica, es necesario utilizar datos trimestrales. La razón por la cual se necesita datos de alta frecuencia es expuesta por Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011: 11), quienes argumentan que el uso de datos anuales puede arrojar estimaciones erróneas, pues la reacción del PIB ante un cambio en el gasto público no tarda un año, sino se ve reflejado en el trimestre posterior al estímulo fiscal. En este sentido, las bases de datos de series macroeconómicas mundiales que presentan información para un gran número de países, incluyendo países en vías de desarrollo, como la World Economic Outlook o la base de datos World Bank Open Data, no pudieron ser utilizadas, pues presentan datos únicamente de frecuencia anual. Por esta razón, se decidió utilizar la base de datos International Financial Statistics (IFS) del FMI, que presenta datos en frecuencia trimestral.

Sin embargo, el segundo desafío consistió en encontrar datos para países en vías de desarrollo, necesarios para estimar las diferencias que existe entre los multiplicadores fiscales en países de alto y bajo ingreso. Si bien la base de datos de IFS cuenta con series macroeconómicas de frecuencia trimestral, los datos no están disponibles para muchas economías en desarrollo. Además, en el caso de que estén disponibles, las series son muy cortas; es decir, no hay datos para grandes períodos temporales, lo que comprometería la robustez de los estimadores

encontrados (Ilzetzki, Mendoza y Végh, 2011). Por último, existe una gran cantidad de datos perdidos en las series de economías en vías de desarrollo, lo que dificulta la construcción de un panel balanceado.

Dadas las limitaciones de frecuencia y disponibilidad de datos, se optó por utilizar las series macroeconómicas recolectadas por la empresa CEICDATA. Los datos recolectados provienen de fuentes oficiales de cada país, como el banco central, el ministerio de economía y el ministerio de finanzas. Algunas series, como el deflactor del PIB, la tasa de interés de corto plazo y el tipo de cambio real efectivo se las obtuvo de la base IFS del FMI, ya que contaban con disponibilidad para todos los países. De esta manera, se logró obtener una base de datos balanceada, con información para 34 economías, 19 de alto ingreso y 14 de bajo ingreso, con 9 variables macroeconómicas de frecuencia trimestral seguidas desde el año 2000 hasta el 2017.

La conversión de las variables nominales como el PIB, el gasto del gobierno y el consumo privado a términos reales se realizó por medio del deflactor del PIB de cada país. Debido a que no todas las series de deflactor contaban con el mismo año base, éstas se re-escalaron de manera que todas tuvieran como base el último trimestre del año 2011. Así, las variables se presentan en términos de precios constantes ajustados por inflación. La serie de índice de tipo de cambio real efectivo también se re-escaló de manera que todos los países tuvieran como base el último trimestre del año 2011.

Estrategia de identificación

Multiplicador fiscal de impacto

Siguiendo a Lennman (2016), el multiplicador de impacto se calcula estimando los modelos mediante la transformación de las series en primeras diferencias, de manera que se asegure la estacionariedad de éstas. De esta forma, la estrategia de identificación propuesta para el cálculo de los multiplicadores fiscales de impacto para un panel de países es la siguiente:

$$\log(Y_t) = \beta_1 \log(Y_{t-1}) + \beta_2 \log(G_t) + c_i + u_{it}$$

en donde $\log(Y_t)$ es la primera diferencia de la variación del PIB en el trimestre t , $\log(Y_{t-1})$ es la primera diferencia de la variación del PIB en el trimestre anterior a t , $\log(G_t)$ es la primera diferencia de la variación del gasto público en el período t , c_i es el término que recoge la heterogeneidad del panel y u_{it} es el error idiosincrático. El coeficiente de interés es β_2 , que representa el efecto contemporáneo que tiene el gasto público sobre la actividad económica;

es decir, el multiplicador fiscal de impacto medido como un efecto porcentual ¹⁷ (Lenman, 2016).

A diferencia de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), quienes utilizan la metodología de SVAR en panel, este trabajo propone utilizar metodologías de paneles dinámicos para calcular del efecto del gasto del gobierno sobre la actividad económica. Esta misma metodología de estimación es aplicada por Borys, Cizkowicz y Rzońca (2014), quienes estiman el tamaño de los multiplicadores fiscales para un panel de países miembros de la Unión Europea para el período 1995-2011, utilizando los estimadores de efectos fijos, efectos aleatorios y LSDV corregido por sesgo asintótico. Así mismo, Abdullah, Habibullah y Baharumshah (2009) estiman el efecto de la política fiscal sobre el crecimiento económico para economías asiáticas para el período 1985-2001 utilizando los estimadores de Arellano y Bond y Blundell y Bond. La razón por la cual se propone una metodología de estimación diferente se halla en que la estimación de un VAR estructural para una estructura de datos de panel tiene una complejidad alta que sale de los alcances de esta investigación.

Bajo esta estrategia de identificación, se calculará el multiplicador fiscal utilizando los estimadores tradicionales de paneles dinámicos presentados en el capítulo anterior. Específicamente, se utilizarán los estimadores de LSDV, Arellano y Bond, Arellano y Bond en dos pasos, Blundell y Bond y Kiviet. La importancia de la comparación de varios estimadores de panel radica en que cada uno especifica distintos supuestos y se estiman mediante diferentes métodos, como MCO o GMM, por lo que comparar los resultados obtenidos mediante distintas metodologías asegura la robustez de los resultados encontrados en panel (Borys, Cizkowicz y Rzońca, 2014). Además, los estimadores de Arellano y Bond, Blundell y Bond y Kiviet nos permite incorporar al gasto del gobierno como otra variable endógena e instrumentarla mediante sus rezagos por medio de GMM, lo que solventa de cierta forma el problema de sesgo por endogeneidad.

Sin embargo, se proponen dos metodologías más para identificar y resolver el problema de endogeneidad y causalidad simultánea de las variables. En este sentido, se estimará una regresión por medio de variables instrumentales para extraer la endogeneidad presentada en la variable del gasto por medio de un instrumento exógeno y relevante. Cabe recalcar que encontrar un instrumento que cumpla con ambas condiciones no es sencillo, especialmente cuando se tiene una base de datos restringida. No obstante, se propone instrumental al gasto público por medio de la variable de deuda del gobierno como porcentaje del PIB. El sustento teórico detrás de esta variable instrumental radica en que una de las fuentes de financiamiento de la política fiscal es la adquisición de deuda por parte del gobierno central (FMI, 2017; ver Kraay, 2010).

En este sentido, la variación de la deuda del gobierno central como porcentaje del PIB está correlacionada con el gasto público, mas no tiene una correlación con el término de error; es decir, no tiene una relación de causalidad simultánea con el PIB. Si bien no existe un test que determine la exogeneidad del instrumento a utilizar, sí se puede determinar si es que el instrumento está correlacionado con la variable a instrumentar. En este sentido, los gráficos del

¹⁷ La estrategia de identificación presentada es una regresión bivariada del gasto público sobre el PIB. Este tipo de estrategia también se utiliza en Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), Lenman (2016), Contreras y Battelle (2014) y Kraay (2010).

Anexo 1 muestran que existe una correlación fuerte entre la deuda adquirida por el gobierno central y el gasto del gobierno en todo el período de la muestra, tanto en economías de alto como bajo ingreso. Por lo tanto, la estrategia de identificación de variables instrumentales es la siguiente:

$$(1) \log(G_t) = \pi \log(Z_t) + v_i$$

$$(2) \log(Y_t) = \beta_1 \log(Y_{t-1}) + \beta_2 \log(\hat{G}_t) + c_i + u_{it}$$

donde la ecuación (1) es la primera etapa de la regresión por medio de MC2E y la ecuación (2) es la segunda etapa de la regresión. El modelo sigue los siguientes supuestos de VI: i) $\text{cov}(Z_t, G_t) \neq 0$; ii) $\text{cov}(Z_t, u_{it}) = 0$; y iii) $\text{cov}(\hat{G}_t, u_{it}) = 0$ (Stock y Watson, 2007; Wooldridge, 2010). Por otro lado, se eligió una metodología de efectos fijos para eliminar la heterogeneidad inobservada del panel. De esta manera, se pretende corroborar los resultados de los demás estimadores que utilizan el método de GMM como chequeo de robustez de los estimadores que toman en cuenta la endogeneidad del gasto.

Finalmente, una manera directa de controlar el sesgo de causalidad es mediante la estimación de un sistema de ecuaciones (Wooldridge, 2010). En este sentido, se propone estimar un modelo de ecuaciones simultáneas para panel en donde se resuelva el problema de endogeneidad sin necesidad de una variable instrumental exógena. La estrategia de identificación del sistema de ecuaciones es la siguiente, donde el coeficiente de interés, es decir, el multiplicador de impacto es β_2 :

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 G_t + \varepsilon_t \\ G_t &= \beta_3 G_{t-1} + \beta_4 Y_t + u_t \end{aligned}$$

La forma matricial se representa como:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 & 0 \\ 0 & \beta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ G_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_2 & 0 \\ 0 & \beta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ u_t \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ G_t \end{bmatrix} = \left[I + \begin{bmatrix} \beta_2 & 0 \\ 0 & \beta_4 \end{bmatrix} \right]^{-1} \begin{bmatrix} \beta_1 & 0 \\ 0 & \beta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ G_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ u_t \end{bmatrix}$$

Por lo tanto, la reducida del modelo es:

$$Y = AY_t + \varepsilon$$

Donde A es la matriz de coeficientes a estimar. Para controlar los efectos inobservables individuales de los países, se añadió variables dummy para cada país, de modo que se controlara por las diferencias promedio entre economías. Los coeficientes de las variables binarias extraen el efecto o variabilidad propio de cada país, por lo que los coeficientes de las otras variables explicativas reflejan la variabilidad del panel (el efecto promedio calculado para todas las economías). Además de esto, se estimará un VAR de panel, que también toma en cuenta el

problema de sesgo de causalidad. El inconveniente al utilizar un VAR para panel es la dificultad de interpretar los resultados, debido a la gran cantidad de rezagos estimados en el modelo (Becketti, 2013). Sin embargo, un aporte interesante del VAR son las funciones impulso-respuesta, que ayudan a visualizar cómo un shock de una variable endógena afecta a la otra (Becketti, 2013). De esta forma se puede obtener una simulación de qué pasa con el PIB ante un shock en el gasto fiscal.

Multiplicador fiscal acumulado

Los multiplicadores de impacto se calculan utilizando las mismas estimaciones expuestas anteriormente, solo que, en este caso, los modelos son estimados con las series en nivel, de manera que se obtenga el equilibrio del modelo de largo plazo (Lenman, 2016). El cálculo del efecto acumulado se estima dividiendo el multiplicador de impacto sobre uno menos la elasticidad del PIB en el corto plazo (Lenman, 2016). Para demostrarlo, consideremos el siguiente modelo simple con k número de rezagos:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta_0 G_t + \beta_1 G_{t-1} + \beta_2 G_{t-2} + \dots + \beta_k G_{t-k} + u_t$$

en donde β_0 es el multiplicador de impacto en $k=1$, también definido como $\beta_0 = \partial Y_t / \partial G_t$ (Lenman, 2016). Se entiende que el multiplicador de largo plazo es la suma de todos los coeficientes de los rezagos del gasto, ponderado por un factor de contracción de largo plazo. Así, Lenman (2016) desarrolla el multiplicador acumulado como:

$$\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_k = \frac{\beta_0}{1 - \rho}$$

A su vez, esta definición del multiplicador de largo plazo se puede demostrar de la siguiente manera. Consideremos el siguiente modelo con solo un rezago:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta G_t + u_t$$

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \beta G_t + u_t$$

donde,

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = Y \quad \forall t$$

$$E(G_t) = G \quad \forall t$$

$$E(u_t) = 0$$

por lo tanto,

$$E(Y_t - \rho Y_{t-1}) = E(\beta G_t + u_t)$$

$$Y - \rho Y = \beta G$$

$$Y(1 - \rho) = \beta G$$

$$\text{Multiplicador acumulado} = \frac{\partial Y}{\partial G} = \frac{\beta}{(1 - \rho)}$$

Para que esto se cumpla, es necesario que las variables muestren estacionariedad, de manera que la derivada del PIB con respecto al gasto se considere una elasticidad de largo plazo en un modelo estable (Becketti, 2013; Lennman, 2016). De este modo, se tiene que cumplir que:

$$0 < \rho < 1$$

lo cual asegura que el modelo es estacionario.

Multiplicadores en países de alto y bajo Ingreso

La diferencia del tamaño de los multiplicadores fiscales en economías de alto versus bajo ingreso ha sido estudiada en los últimos años. Esto se debe a que la teoría argumenta que economías más grandes presentarán un efecto crowding-out menor que economías pequeñas (Shen, Yang y Zanna, 2015). Los canales por los cuales podría existir un efecto crowding-in o crowding-out son varios, pero puede atribuirse a la propensión marginal a consumir, la propensión marginal a importar, el grado de endeudamiento, la movilidad de capital, la percepción de los agentes económicos, entre otros (Shen, Yang y Zanna, 2015). Países de alto ingreso tienden a presentar un nivel de consumo privado local más elevado, así como también una propensión marginal a importar menor (Shen, Yang y Zanna, 2015). Del mismo modo, países de bajo ingreso presentan un grado de financiamiento interno y externo mayor, que puede tener un efecto crowding-out del gasto del gobierno sobre el PIB debido a la percepción futura de los agentes sobre incrementos en el nivel de impuestos (Shen, Yang y Zanna, 2015).

Existen pocas investigaciones empíricas que estimen el multiplicador fiscal para un panel de países, ya sean de alto o bajo ingreso. Sin embargo, los estudios que se basan en datos de panel demuestran que, por lo general, los multiplicadores fiscales son mayores en economías de alto ingreso que en economías en vías de desarrollo. Batini et al (2014) presentan una revisión de la literatura empírica que se ha desarrollado en torno a este tema. Por ejemplo, modelos de DSGE y SVAR sugieren que los multiplicadores de impacto en economías desarrolladas fluctúan entre 0 y 1 en el primer año (Batini et al, 2014). Mineshima et al (2014) encuentran que el multiplicador de impacto en economías desarrolladas se sitúa en 0.75, mientras que Guajardo et al (2014) estiman un multiplicador de impacto de 0.3 y un multiplicador acumulado de 1 (Batini et al, 2014). Por otro lado, Ilzetki, Mendonza y Végh (2011) estiman un multiplicador de impacto del gasto de 0.37 y un multiplicador acumulado de 0.8 para economías de alto ingreso, mientras que Contreras y Battelle (2014) estiman un multiplicador positivo, pero estadísticamente no significativo.

Por otro lado, investigaciones empíricas sobre el tamaño del multiplicador para un panel de países de bajo ingreso es aún más escasa. Kraay (2012) estima un multiplicador del gasto de 0.5 en el corto plazo, mientras que Ilzetki, Mendonza y Végh (2011) encuentran que un

multiplicador de impacto negativo de -0.21 y un acumulado de 0.18. Por otro lado, Contreras y Battelle (2014) estiman un multiplicador de impacto mayor en economías de bajo ingreso que en países de alto ingreso, siendo el multiplicador del gasto 0.88 en economías emergentes.

La diferencia entre estimaciones puede estar dada por el uso de diferentes estrategias de identificación, metodologías, países o el período temporal de las series con las que se trabaje (Contreras y Battelle, 2014). Es por ello que las comparaciones entre estimaciones resultan ser difíciles y poco precisas. Utilizando la clasificación antes expuesta por el Banco Mundial y la estrategia de identificación definida en la sección anterior, esta investigación pretende calcular el tamaño de los multiplicadores para un panel de países de alto y bajo ingreso, con el fin de aportar a la discusión sobre si los multiplicadores son mayores en economías grandes que en comparación con economías pequeñas.

Características de la muestra

Tabla 3: Estadísticas descriptivas – Países de alto ingreso

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,368	19.30017	4.026813	9.477249	28.22011
(Consumo/PIB)	1,368	55.87009	7.583219	33.04366	71.79852
PIB real (Millones USD)	1,368	387090.8	815736.3	16243.26	4938526
Gasto del gobierno (Millones USD)	1,368	66907.09	124907.1	1958.094	693056.5
Consumo Privado (Millones USD)	1,368	242290.2	555346.8	10372.02	3413580
Importaciones	1,368	76862.1	110698.8	4209.371	609802
Exportaciones	1,368	69119.63	86792.57	2393.86	408444
Apertura comercial	1,368	56.95966	22.08356	16.24486	136.2858
Deuda (% PIB)	1,368	64.06154	34.7679	4.013596	180.8
Balanza cuenta corriente (%PIB)	1,354	.709109	6.143475	-21.04919	19.68889

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Tabla 4: Estadísticas descriptivas – Países de bajo ingreso

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,077	14.84003	3.472476	4.586233	25.59274
(Consumo/PIB)	1,077	63.29087	7.192023	41.85773	82.19777
PIB real (Millones USD)	1,077	80816.28	116634.6	1098.615	670279

Gasto del gobierno (Millones USD)	1,077	12430.57	20838.1	139.1366	134106.2
Consumo Privado (Millones USD)	1,077	50617.05	73538.16	725.645	408662.1
Importaciones	1,078	33846.31	54398.4	389.7474	348997.2
Exportaciones	1,077	32917.33	53902.74	268.2564	370790.5
Apertura comercial	1,077	109.2604	134.7598	14.74663	941.306
Deuda (% PIB)	1,080	40.60962	16.28049	12.3	83.95513
Balanza cuenta corriente (%PIB)	1,078	-1.081835	6.955975	-30.18165	31.1602

Fuente: CEIC Data y FMI

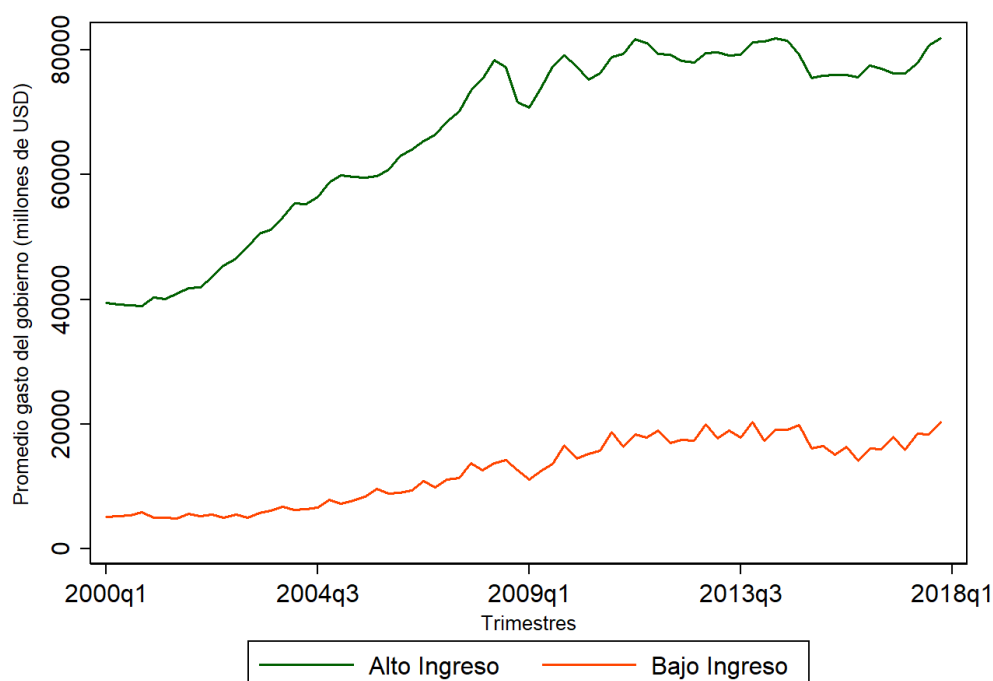
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Las estadísticas descriptivas nos permiten comparar las características principales de ambos paneles de países. En una primera instancia, las Tablas 3 y 4 nos muestran que para ambos paneles se tiene un alto y similar número de observaciones, lo que asegura que los estimadores calculados posteriormente sean robustos. En lo que concierne a las variables, los países de alto ingreso presentan un PIB real trimestral promedio de 387 090 millones de USD, mientras que los países de bajo ingreso presentan un PIB trimestral real promedio de 80 816 millones de USD. El país más grande de la muestra, en términos de su promedio de PIB real trimestral, es Estados Unidos, con un PIB promedio de 3 654 539 millones de USD, mientras la economía más pequeña es Bolivia, con un PIB promedio de 4 837.17 millones de USD (Anexo 16).

Por otro lado, se puede observar que, si bien el nivel de consumo trimestral promedio de los hogares de países de alto ingreso es de 242 290 millones de USD y 50 617 millones de USD en países de bajo ingreso, el porcentaje que este rubro representa sobre el PIB es de 55.87% en economías grandes y 63.29% en economías pequeñas. También se puede observar que las economías de bajo ingreso tienen una apertura comercial promedio mucho mayor que las economías de alto ingreso. El promedio de grado de apertura económica para países de bajo ingreso es de 109.28%, mientras que en economías de alto ingreso es de 56.95. Por otro lado, las economías emergentes tienden a tener un porcentaje de deuda con respecto al PIB menor que las economías desarrolladas, donde el promedio de deuda en países de bajo ingreso es de 40.6%, mientras que en países de alto ingreso es de 64.6. La deuda máxima presentada en economías grandes es de 180.8, mientras que en economías pequeñas es de 83.95.

Por último, se puede observar que los países de alto ingreso muestran gasto público como porcentaje del PIB mayor que los países de bajo ingreso. Por ejemplo, los países de alto ingreso presentan un gasto público trimestral promedio equivalente al 19,3% del PIB, mientras que los países de bajo ingreso muestran un gasto del gobierno equivalente al 14,8% del PIB. A su vez, el gasto del gobierno es, en promedio, 5 veces más grande en países de alto ingreso que en países de bajo ingreso. Esta diferencia es evidente también en el siguiente gráfico.

Gráfico 11: Promedio del gasto del gobierno de países de alto y bajo ingreso, durante el período 2000-2017



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Resultados

Países de alto ingreso

La estimación de los multiplicadores se realizó aplicando las estrategias de identificación antes expuestas a cada uno de los paneles; es decir, tanto al panel de países de alto como bajo ingreso. Siguiendo a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), el corte de la muestra clasificando a los países por ingreso asegura que se esté comparando países que tengan un ingreso promedio similar. Por otro lado, aplicando las metodologías de datos de panel dinámicos, como efectos fijos o primeras diferencias, se controla por la heterogeneidad inobservada de cada panel, sea ésta diferencias institucionales, políticas, expectativas de los agentes, entre otros.

El primer resultado es el multiplicador de impacto para países de alto ingreso durante el período 2000-2017. Como se explicó anteriormente, el efecto de corto plazo es calculado mediante la estimación de los modelos por medio de las variables diferenciadas, para asegurar que éstas sean estacionarias (Lennman, 2016). El multiplicador de impacto se estimó mediante los 5 estimadores de datos de panel dinámico, una regresión de VI que utiliza la deuda del gobierno central como instrumento y un sistema de ecuaciones simultáneas para controlar por causalidad simultánea de las variables.

Los resultados se presentan en la Tabla 5. El estimador LSDV da como resultado un multiplicador fiscal de corto plazo de 0.700 y estadísticamente significativo a un nivel de confianza del 1%. El

coeficiente estimado significa que, ante una variación positiva del 1% del gasto del gobierno, el PIB aumentará en promedio 0.7% en el mismo período en economías de alto ingreso. Sin embargo, hay que recordar que el estimador LSDV puede ser sesgado cuando se lo utiliza bajo un esquema de panel dinámico, por lo que se estimó también los estimadores de Arellano y Bond de un paso (AB1), Arellano y Bond de dos pasos (AB2), Blundell y Bond (BB) y Kiviet.

Los resultados de AB1, AB2 y Kiviet arrojan estimaciones un poco más altas que el estimador LSVD, siendo estadísticamente significativas a un nivel de confianza del 1% y consistentes entre ellas. Una de las ventajas de estos estimadores es que, debido a que se estiman mediante GMM, es posible incorporar al gasto público como un regresor endógeno e instrumentarlo con sus rezagos, por lo que se controla de cierta medida por sesgo de endogeneidad. El estimador de BB presenta la estimación más elevada, con un multiplicador de impacto de 0.834, mientras que los estimadores de AB1, AB2 y Kiviet arrojan un multiplicador de 0.759, 0.756 y 0.770, respectivamente.

Por otro lado, en lo que respecta al modelo de variables instrumentales, incorporar la deuda como variable instrumental da una estimación del multiplicador de 0.701, la cual es estadísticamente significativa al 1% de nivel de confianza. Esto no sólo corrobora la validez del instrumento, sino que significa que la estimación del multiplicador cambia al incorporar una variable estrictamente exógena al modelo. Finalmente, las estimaciones del sistema de ecuaciones arrojan un multiplicador de 0.767 que estadísticamente significativo al 1% de nivel de confianza.

El objetivo detrás de la estimación de los multiplicadores bajo distintos modelos es corroborar la robustez de los hallazgos encontrados e incorporar distintos supuestos que deben ser tomados en cuenta en el cálculo de los multiplicadores. Siguiendo a Borys, Ciżkowicz y Rzońca (2014), no se pretende encontrar un verdadero y único valor del multiplicador, sino que la idea detrás es encontrar un rango de estimaciones de los multiplicadores bajo distintos supuestos y metodologías. En este caso, se puede decir que el multiplicador de impacto para países de alto ingreso oscila entre 0.7 y 0.834. El hecho de que el multiplicador no sea exactamente 1 nos indica que existe un efecto crowding-out parcial en la economía.

Tabla 5: Multiplicador de impacto - Países de alto ingreso

Variables	(1) LSDV	(2) AB 1	(3) AB 2	(4) BB	(5) Kiviet	(6) VI-FE	(7) ES
$\log(Y_{t-1})$	0.0859*** (0.0139)	0.104*** (0.0176)	0.107** (0.0452)	0.0804*** (0.0165)	0.0912* (0.0147)	0.0925** * (0.0152)	0.0594*** (0.0111)
$\log(G)$	0.700*** (0.0125)	0.759*** (0.0152)	0.756*** (0.0842)	0.834*** (0.0164)	0.770*** (0.0132)	0.701*** (0.132)	0.767*** (0.01227)

Observaciones	1,327	1,308	1,308	1,327	1,327	1,327	1,327
R-cuadrado	0.753	-	-	-	-	-	0.657
Número de países	19	19	19	19	19	19	19

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, para encontrar el multiplicador acumulado en países de alto ingreso, se aplicó la metodología propuesta por Lennman a cada uno de los modelos estimados con las variables en nivel. A diferencia de los modelos del multiplicador de impacto que se estimaron con las primeras diferencias de las variables, los modelos en nivel son estimados por medio de las variables en logaritmo, sin diferenciarlas. Siguiendo el desarrollo de la metodología de Lennman (2016), el multiplicador acumulado es el resultado de dividir el coeficiente del gasto sobre uno menos la elasticidad del PIB en el período anterior:

$$\text{Multiplicador acumulado} = \frac{\beta}{(1-\rho)}$$

La Tabla 6 muestra las estimaciones por medio de los modelos utilizando las variables en nivel. En este caso, los coeficientes de la variable Gasto no representan al multiplicador de corto ni largo plazo, sino simplemente son las elasticidades de largo plazo que se utilizarán para el cálculo del multiplicador acumulado siguiendo a Lennman (2016). Por otro lado, el coeficiente del rezago del PIB nos indica que la condición de estacionariedad se cumple en los modelos con las variables en nivel, por lo que se puede decir que los modelos son estables en el largo plazo y que se pueden construir estimaciones del multiplicador acumulado.

La Tabla 7 muestra que el multiplicador acumulado para países de alto ingreso oscila entre 1.171 y 1.254. La interpretación del multiplicador de largo plazo es el cambio acumulado del PIB en el largo plazo en relación con el cambio acumulado en el gasto en el largo plazo. Por ejemplo, el efecto acumulado del PIB ante variaciones acumuladas del 1% del gasto es de 1.130% en el largo plazo ($k=\infty$) según el estimador de Arellano y Bond de dos pasos (Lennman, 2016). La razón por la que el multiplicador de largo plazo no se calcula mediante las estimaciones del sistema de ecuaciones es que en el sistema no se puede obtener una derivada directa; es decir, la elasticidad del gasto con respecto al PIB no se calcula directamente como en la metodología expuesta por Lennman (2016). Por lo tanto, el cálculo del efecto de largo plazo se estimó únicamente con los modelos presentados en la Tabla 5. Las estimaciones encontradas muestran que existe un efecto multiplicador mayor que 1 en el largo plazo para economías grandes, por lo que se puede decir que en el largo plazo existe un efecto crowding-in de la demanda tras un shock fiscal.

Tabla 6: Modelos en nivel- Países de alto ingreso

Variab les	(1) LSDV	(2) AB 1	(3) AB 2	(4) BB	(5) Kiviet	(6) VI-FE
Log(Y) _{t-1}	0.491*** (0.0101)	0.424*** (0.0104)	0.487*** (0.0543)	0.889*** (0.0093)	0.487* (0.0103)	0.0752*** (0.0199)
Log(G)	0.611*** (0.0151)	0.651*** (0.0095)	0.662*** (0.0711)	0.130*** (0.0109)	0.599*** (0.1066)	1.162*** (0.2647)
Observacio-nes	1,346	1,327	1,327	1,346	1,346	1,327
R-cuadrado	0.788	-	-	-	-	-
Número de países	19	19	19	19	19	19

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Tabla 7: Multiplicador acumulado – Países de alto ingreso

Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	1.200
AB 1	1.130
AB 2	1.290
BB	1.171
Kiviet	1.167
VI-FE	1.254

Fuente: CEIC Data y FMI

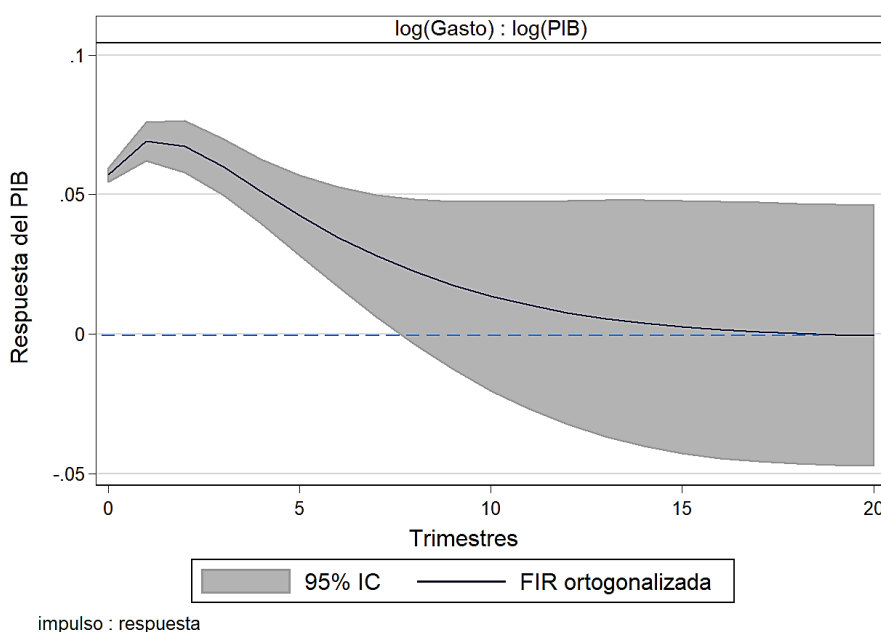
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por último, se estimó un modelo de VAR de panel, con el fin de obtener una especie de

simulación de qué pasa con el PIB en el tiempo ante un shock en t del 1% del gasto público¹⁸. Esto se logra mediante las funciones impulso-respuesta computadas después de la estimación del VAR. En este caso, el modelo PVAR fue estimado mediante 2 rezagos para cada variable dependiente, y se comprobó que el sistema cumpliera con la condición de estabilidad de largo plazo. Para ello, se debe chequear que todos los autovalores del modelo sean menores a uno; es decir, que caigan dentro del círculo que representa la unidad (La estimación del modelo se encuentra en el Anexo 2).

Debido a que los resultados de la regresión del VAR de panel son difíciles de interpretar porque cuentan con varios rezagos de ambas variables dependientes, se analizará únicamente las funciones impulso-respuesta (Becketti, 2013). La función impulso respuesta indica que el efecto de un shock ortogonal del 1% del gasto del gobierno en el trimestre 1 es positivo y se prolonga hasta aproximadamente el trimestre 17; es decir, se el efecto del shock del gasto sobre el PIB dura hasta 1 año y 4 meses tras el shock. Sin embargo, los intervalos de confianza de la función incrementan considerablemente después del período 7 aproximadamente. Esto indica que la simulación del modelo estimado puede no ajustarse bien ante horizontes de tiempo demasiado altos.

Gráfico 12: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Países de alto ingreso



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

¹⁸ Para las estimaciones de VAR de panel, se utilizó el comando del paquete estadístico STATA pvar, desarrollado por Abrigo y Love (2016). Éste estima el modelo VAR para panel utilizando el estimador de Anderson y Hsiao y eliminando la heterogeneidad del panel mediante la metodología de desvíos ortogonales.

Países de bajo ingreso

Los resultados para los países de bajo ingreso se presentan a continuación. La Tabla 8 presenta el multiplicador de impacto para estos países. En general, los estimadores de panel dinámico dan como resultado un multiplicador que oscila entre 0.254 y 0.294. El estimador de BB da un estimador del multiplicador de 0.534, pero es significativo únicamente al 10% de nivel de confianza. Por otro lado, las estimaciones por medio de IV y ecuaciones simultáneas dan resultados similares, con un multiplicador de impacto 0.310 y 0.294, respectivamente. Sin tomar en cuenta el estimador de BB, debido a que presenta una estimación demasiado grande con respecto a los demás modelos, se podría decir que las estimaciones del multiplicador de impacto para países de bajo ingreso son robustas bajo los modelos propuestos. Las estimaciones sugieren que existe un alto grado de efecto crowding-out de la demanda agregada tras una expansión fiscal, ya que el multiplicador de impacto está en un rango entre 0.275 y 0.310.

Tabla 8: Multiplicador de impacto - Países de bajo ingreso

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Variables	LSDV	AB1	AB 2	BB	Kiviet	VI-FE	ES
Log(Y) _{t-1}	0.0921*** (0.0263)	0.0650** (0.0294)	0.0645** (0.0219)	0.0984*** (0.0334)	0.0758*** (0.0201)	0.0846** * (0.0262)	0.0276 (0.0351)
Log(G)	0.292*** (0.0143)	0.275*** (0.0153)	0.254*** (0.0618)	0.534* (0.0243)	0.294*** (0.213)	0.310*** (0.0269)	0.294*** (0.00984)
Observaciones	1,029	1,014	1,014	1,029	1,029	1,029	1,029
R-cuadrado	0.310	-	-	-	-	-	0.597
Número de países	15	15	15	15	15	15	15

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

La Tabla 10 muestra que el multiplicador de largo plazo para países de bajo ingreso oscila entre 0.757 y 0.938. Del mismo modo, el estimador de BB arroja resultados distintos; en este caso, el cálculo del multiplicador de largo plazo utilizando el estimador de BB da como resultado un multiplicador acumulado de 0.651. Tomando en cuenta que el estimador BB de corto plazo

también arrojó resultados muy diferentes al de los otros estimadores, se puede argumentar que no es un resultado robusto en el corto y largo plazo. En general, los resultados indican, por ejemplo, que el efecto acumulado del PIB del gasto del gobierno en el largo plazo para países de bajo ingreso es de 0.757%, según el estimador de VI. Otros estimadores, como el de Arellano y Bond de un paso, estiman un multiplicador acumulado de 0.885. Estas estimaciones sugieren que existe un grado de efecto crowding-out de la demanda agregada incluso en el largo plazo para economías de bajo ingreso, dado que el multiplicador no iguala ni supera la unidad.

Tabla 9: Modelos en nivel- Países de bajo ingreso

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variables	LSDV	AB 1	AB 2	BB	Kiviet	VI-FE
Log(Y) _{t-1}	0.629*** (0.0180)	0.590*** (0.0221)	0.560*** (0.126)	0.828*** (0.0114)	0.644*** (0.0165)	0.591*** (0.0349)
Log(G)	0.317*** (0.0162)	0.363*** (0.0190)	0.413*** (0.0903)	0.112*** (0.0139)	0.309*** (0.0110)	0.310*** (0.0264)
Observaciones	1,044	1,029	1,029	1,044	1,044	1,014
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	0.899
Número de países	15	15	15	15	15	15

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Tabla 10: Multiplicador acumulado – Países de bajo ingreso

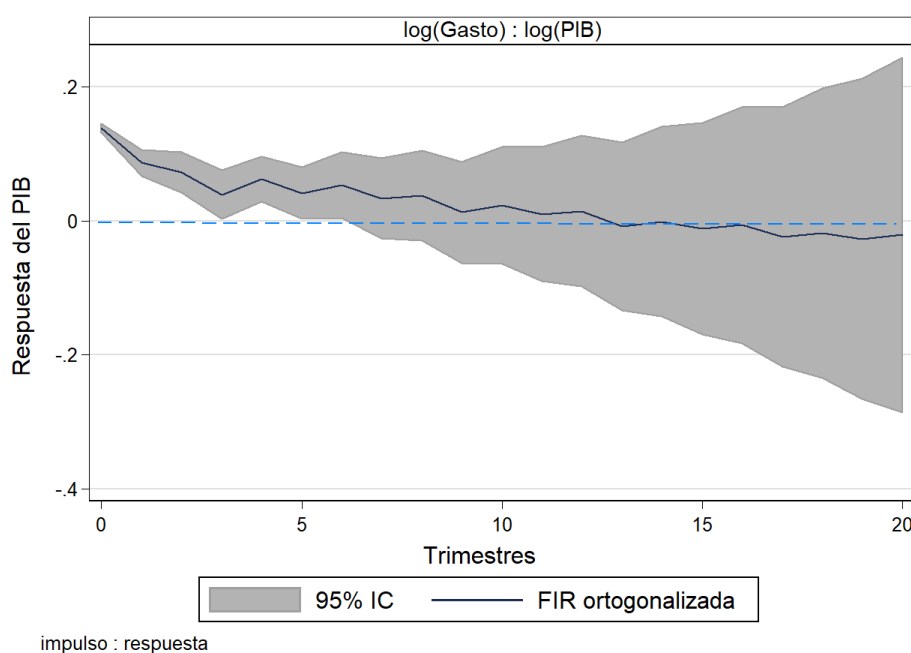
Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	0.854
AB 1	0.885
AB 2	0.938
BB	0.651
Kiviet	0.867

VI-FE	0.757
-------	-------

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por último, el modelo VAR de panel para economías de bajo ingreso se estimó utilizando 4 rezagos y se comprobó que cumpliera con la condición de estabilidad de largo plazo. La función impulso respuesta del modelo PVAR para países de bajo ingreso muestra que el shock del gasto del gobierno dura mucho menos que el presentado en economías de alto ingreso. Aquí, un shock ortogonal del gasto público del 1%, si bien tiene un efecto positivo pero menor que el presentado en países de alto ingreso, tiene una duración únicamente hasta el trimestre 13 aproximadamente; es decir, tiene una duración de 1 año. De igual manera, los intervalos de confianza del modelo PVAR se agrandan con el tiempo, lo que sugiere que el modelo no se ajusta bien a simulaciones con largos períodos temporales. Las estimaciones del modelo PVAR para países de bajo ingreso se encuentran en el Anexo 3.

Gráfico 13: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Países de bajo ingreso



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Comparación

El valor encontrado de los multiplicadores difiere considerablemente entre países de alto y bajo ingreso, tanto a nivel de impacto como a nivel acumulado. Los canales por los cuales esta diferencia podría ser explicada son muchos. Batini et al (2014) identifica los factores por los cuales los multiplicadores son menores en economías emergentes: i) incertidumbre de los

agentes económicos, la cual hace que exista una mayor propensión a ahorrar; ii) ineficiencias en el manejo y control del gasto público, el cual puede ser canalizado a sectores no productivos; iii) endeudamiento; y iv) economías pequeñas y más abiertas.

Una explicación intuitiva detrás de las diferencias de los multiplicadores en economías de alto y bajo ingreso se puede rescatar del análisis de los estadísticos descriptivos presentados anteriormente. En ellos se vio que las economías de bajo ingreso tienen una apertura comercial mucho mayor que las economías de alto ingreso, lo cual podría significar que existe un efecto crowding-out por medio de importaciones. Sin embargo, esto dependerá en gran medida de la propensión marginal a importar de los agentes económicos, lo cual no puede verse mediante los datos obtenidos en esta muestra.

En lo que concierne al comportamiento del consumo privado, este podría ser un factor clave para entender las diferencias entre los multiplicadores entre tamaños de economías. Las estadísticas descriptivas mostraron que el consumo privado como porcentaje del PIB es mayor en economías de bajo ingreso que en economías de alto ingreso. Sin embargo, lo que se necesita estudiar es cómo reacciona el consumo privado ante un shock fiscal. La teoría keynesiana argumenta que el canal principal del efecto multiplicador es el comportamiento del consumo de los hogares, el cual tendrá efectos positivos sobre la demanda agregada.

Por lo tanto, se corrió una regresión simple del gasto sobre el consumo privado para ver si existen diferencias en el efecto que tiene un estímulo fiscal sobre el consumo de los hogares en países de alto y bajo ingreso (Anexo 4). El resultado de la regresión muestra que un estímulo fiscal del 1% tiene un efecto positivo tanto para economías de alto como de bajo ingreso, pero la magnitud difiere entre ambos casos. Una variación del 1% del gasto público incrementa el consumo privado en 0.491% en economías de alto ingreso, mientras que el consumo privado en países de bajo ingreso solamente aumenta en 0,022%. Si bien esta regresión muestra una gran diferencia de la reacción del consumo privado entre tamaños de economías, es uno de los muchos canales por los cuales se puede explicar la diferencia de los multiplicadores entre economías grandes y pequeñas.

Multiplicadores en economías abiertas y cerradas

La teoría económica indica que los multiplicadores fiscales tienden a diferir en tamaño dependiendo de la apertura económica de los países, en el sentido de que existirá un mayor efecto crowding-out en economías abiertas debido al aumento de importaciones (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). Esto se da debido a que el aumento del ingreso disponible de los agentes tras la expansión fiscal hará que demanden no sólo bienes y servicios domésticos, sino que su demanda de bienes importados también aumentará (Dornbusch Fischer y Startz, 2009). Por lo tanto, mientras más apertura comercial tenga la economía, es decir, mientras existan menos barreras de comercio exterior, y mientras mayor sea la propensión marginal a importar de los agentes, el multiplicador fiscal será menor (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009).

Existen limitadas investigaciones que abordan este tema. Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) encuentran que el multiplicador fiscal de impacto en economías cerradas es de 0.02, mientras que para economías abiertas encuentran un multiplicador negativo de -0.28. Por otro lado, estiman que el multiplicador acumulado para economías cerradas es de 1.29, mientras que para economías abiertas es de -0.75. Contreras y Battelle (2014) encuentran que el multiplicador de corto plazo para economías cerradas es de 0.62 y 0.37 para economías abiertas.

El propósito de esta sección es contribuir a las investigaciones realizadas sobre cómo la apertura comercial puede afectar el tamaño de los multiplicadores fiscales. Para ello, se dividió la muestra de países de acuerdo a su grado de apertura comercial. Se siguió la metodología de-facto utilizada por Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) y también aplicada por Contreras y Battelle (2014), que consiste en calcular el grado de apertura comercial mediante el siguiente indicador:

$$AC = \frac{(I + X)}{Y} \times 100$$

donde *I* representa las importaciones, *X* las exportaciones y *Y* el PIB. Otra manera de calcular la apertura comercial es tomando en cuenta las restricciones legales al comercio, mediante las barreras arancelarias y no arancelarias aplicadas en cada país (Ilzetzki, Mendoza y Végh, 2011). Una economía con una mayor restricción legal hacia el comercio es una economía cerrada, mientras que un país con menores restricciones se considera una economía abierta. Sin embargo, no fue posible copilar este tipo de información para el panel presentado en esta investigación, por lo que se utilizó el indicador de apertura comercial expuesto arriba.

La clasificación de economías abiertas y cerradas se realizó por períodos, al imponer el umbral en 60%; es decir, en los períodos en los que los países presentan una apertura comercial mayor a 60% se los clasificó como períodos de alta apertura comercial, mientras que si presentaron una apertura comercial menor al 60% se los clasificó como períodos de baja apertura (Ilzetzki, Mendoza y Végh, 2011). Esta manera de clasificación por períodos en lugar de clasificar a la economía por su promedio total de apertura comercial permite establecer más observaciones para cada caso y obtener estimaciones más robustas. La Tabla 11 presenta los períodos de clasificación de apertura comercial por país.

Tabla 11: Períodos de apertura comercial por país

País	Período de grado alto de apertura comercial (Economías abiertas)	Período de grado bajo de apertura comercial (Economías cerradas)
Alemania	2005q2-2017q4	2000q1-2005q1
Australia	2000q1-2017q4	-
Austria	2000q1-2017q4	-
Bélgica	2000q1-2017q4	-
Bolivia	2005q4 2006q2-2006q4	2001q1-2005q3; 2007q1

	2007q2-2008q4	2009q1-2009q4
	2010q1-2014q4	2015q1-2017q4
Brasil	-	2000q1-2017q4
Canadá	2000q1-2003q1	2003q2-2004q1
	2004q2-2004q3	2004q4-2017q4
Chile	2004q3	2001q1-2004q2
	2005q2-2008q4	2004q4-2005q1
		2009q1-2017q4
Colombia	-	2000q1-2017q4
Costa Rica	2000q1-2017q4	-
Croacia	2000q1-2008q4	2009q1-2013q3
	2013q4-2017q4	
Dinamarca	2005q4-2008q3	2000q1-2005q3
	2011q1-2013q4	2008q4-2010q4
		2014q1-2017q4
Ecuador	2006q4-2008q4	2001q1-2006q3
	2010q2-2013q1	2009q1-2010q1
		2013q2-2017q4
España	-	2000q1-2017q4
Estados Unidos	-	2000q1-2017q4
Filipinas	2000q1-2008q3	2008q4-2017q4
Finlandia	2005q3-2008q3	2000q1-2005q2
		2008q4-2017q4
Grecia	-	2000q1-2017q4
Inglaterra	-	2000q1-2017q4
Irlanda	2000q1-2017q4	-
Israel	-	2000q1-2017q4
Italia	-	2000q1-2017q4
Malasia	2000q1-2017q4	-
México	2011q4-2017q4	2000q1-2011q3
Noruega	-	2000q1-2017q4
Perú	-	2000q1-2017q4
Portugal	2012q1-2017q4	2000q1-2011q4
Rumania	2000q1-2017q4	-
Suráfrica	2000q1-2017q4	-
Suecia	2000q1-2001q1	2001q2-2004q4
	2005q1-2012q3	2012q4-2017q4
Suiza	2003q4-2017q4	2000q1-2003q3
Tailandia	2000q1-2017q4	-
Turquía	-	2000q1-2017q4
Observaciones	1,008	1,361

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez G.

La Tabla 11 indica que un mismo país ha experimentado períodos de alta apertura como también períodos de baja apertura durante el primer trimestre de 2000 hasta el último trimestre de 2017, como es el caso de Bolivia, Canadá, Chile, Croacia, Dinamarca, Ecuador, Finlandia y Suecia. Esto genera variabilidad de los datos y más observaciones para cada caso de apertura comercial. Del mismo modo, la Tabla 11 nos muestra que se tienen 1,008 observaciones para períodos de alta apertura y 1,361 para períodos de baja apertura, lo cual indica que los paneles son balanceados entre sí y que las estimaciones serán robustas.

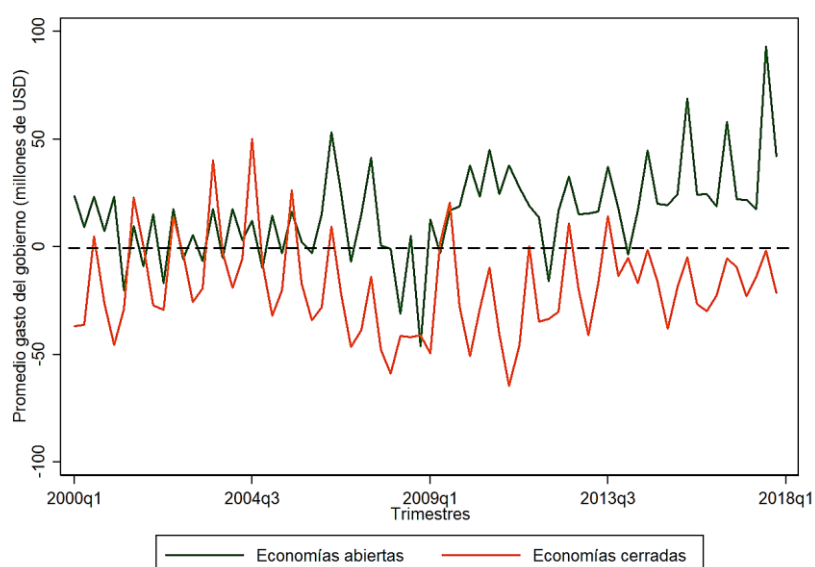
Características de la muestra

Las comparaciones entre las estadísticas descriptivas para ambos paneles nos sugieren que existen semejanzas y diferencias importantes entre ambos ¹⁹(Anexo 5). Por un lado, el promedio del ratio del gasto público sobre el PIB es similar en ambos paneles, siendo éste de 16.76% en países con economías abiertas y 17.75% para economías cerradas. El promedio del PIB trimestral en economías abiertas es de 103 168.4 millones de USD, mientras que en economías cerradas es de 361 011.7 millones de USD, lo cual indica que economías de bajo ingreso tienden a tener mayores períodos de apertura comercial alta, mientras que países de alto ingreso usualmente presentan períodos de baja apertura. Esto concuerda con lo encontrado en la sección anterior, donde se comparó economías grandes y pequeñas y se evidenció que las economías grandes presentaban un nivel de apertura menor que las economías pequeñas. La economía con mayor apertura de la muestra es Suráfrica, con un promedio de apertura comercial de 531.22%, mientras que la economía más cerrada es Brasil, con un promedio de apertura de 19.62% en todo el período.

Del mismo modo, el consumo privado trimestral promedio como porcentaje del PIB es de 57.09% durante períodos de alta apertura y 60.63% en períodos de baja apertura. Finalmente, la balanza de cuenta corriente como porcentaje del PIB nos indica que el promedio para economías abiertas es de 1.101%, lo cual quiere decir que, en promedio, existe un superávit en cuenta corriente para los países que presentan períodos de alta apertura comercial. En cambio, el promedio de la balanza en cuenta corriente para economías cerradas es de -0.954 %, lo cual indica que, por lo general, existe un déficit en balanza de pagos en países con períodos de baja apertura comercial. Esto puede visualizarse también en el Gráfico 14, donde la balanza de cuenta corriente tiende a estar sobre cero, es decir, en superávit para economías abiertas, mientras que tiende a estar en déficit para economías cerradas.

¹⁹ De ahora en adelante, las tablas de estadísticas descriptivas, así como los modelos econométricos estimados con las variables en nivel, serán presentados como Anexos.

Gráfico 14: Balanza en cuenta corriente para economías abiertas y cerradas



Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Resultados

Economías abiertas

El resultado del multiplicador de impacto para economías abiertas se presenta en la Tabla 12. Los estimadores tradicionales de panel dinámico arrojan estimaciones semejantes y son todos estadísticamente significativos al 1% nivel de confianza. Por ejemplo, el multiplicador de impacto estimado mediante Arellano y Bond es de 0.321; es decir, un aumento del 1% del gasto del gobierno en el trimestre t hará que el PIB aumente en 0.321% en el mismo período. Las estimaciones mediante AB de dos pasos, LSDV y Kiviet son muy similares, al igual que el modelo de ecuaciones simultáneas. La regresión de variables instrumentales por efectos fijos arroja un multiplicador un poco menor que el de los estimadores antes mencionados, siendo éste de 0.295. Por otro lado, el estimador de Blundell y Bond calcula un multiplicador de 0.517, demasiado alto comparado con los demás estimadores, por lo que se sugiere que éste no es un buen predictor para economías abiertas. Por lo tanto, el rango del multiplicador de impacto en períodos de alta apertura comercial está entre 0.317 y 0.327.

Tabla 12: Multiplicador de impacto - Economías abiertas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(9)
Variables	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE	ES

Log(Y) _{t-1}	0.0676*** (0.0261)	0.0396 (0.0295)	0.0262** * (0.0056)	0.0753** (0.0317)	0.0446*** (0.0136)	0.0679** (0.0260)	0.0321*** (0.0088)
Log(G)	0.317*** (0.0144)	0.321*** (0.0153)	0.328*** (0.0781)	0.517*** (0.0220)	0.320*** (0.0110)	0.295*** (0.0264)	0.327*** (0.00794)
Observaciones	995	982	982	995	995	995	995
R-cuadrado	0.335	-	-	-	-	-	0.338
Número de países	22	22	22	22	22	22	22

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, las estimaciones del multiplicador acumulado arrojan resultados similares entre sí para el panel presentado en esta sección. Los resultados de las regresiones utilizando las variables en nivel son presentados en el Anexo 6, en donde se comprueba que el modelo cumple con la condición de estacionariedad y estabilidad del largo plazo por medio de los rezagos del PIB que son menor que 1. Mientras tanto, el multiplicador acumulado calculado bajo los distintos modelos es presentado en la Tabla 15. Comparando los resultados, se puede decir que el rango del multiplicador acumulado para economías con alta apertura comercial está entre 0.691 y 0.706, lo cual refleja la robustez de los estimadores, ya que se trata de un rango pequeño. La interpretación de los resultados puede hacerse, por ejemplo, tomando en cuenta el estimador de AB1, donde el efecto acumulado del PIB tras un shock acumulado del 1% en el gasto es de un incremento del 0.706% en el largo plazo en economías con alta apertura comercial.

Tabla 13: Multiplicador acumulado – Economías abiertas

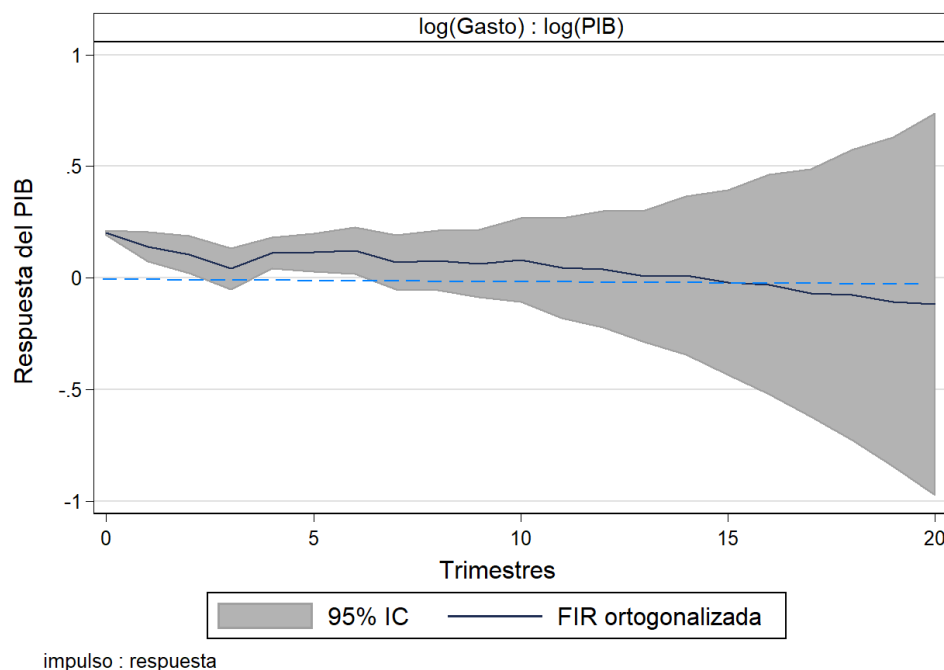
Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	0.695
AB 1	0.706
AB 2	0.691
BB	0.687
Kiviet	0.707

VI-FE	0.698
-------	-------

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, el modelo PVAR bajo el escenario de economías abiertas se estimó mediante 4 rezagos, especificados mediante el contraste de los criterios de información. Del mismo modo, se comprobó que el modelo convergiera a un equilibrio de largo plazo mediante la condición de estabilidad (Anexo 7). Como de costumbre, la función impulso-respuesta muestra la simulación sobre qué pasa con el PIB ante un shock del 1% en el gasto público en el período t . El Gráfico 14 muestra que un shock del 1% tiene un efecto positivo sobre el PIB en el mismo período, que dura hasta aproximadamente el trimestre 15 y se desvanece posteriormente e incluso puede tornarse negativo. Sin embargo, al igual que las funciones impulso-respuesta mostradas anteriormente, los intervalos de confianza al final de la función se tornan demasiado grandes, por lo que posiblemente el modelo PVAR estimado no se ajuste a una simulación con un horizonte temporal tan alto. No obstante, el Gráfico 15 provee cierta intuición sobre la dirección y la duración del shock fiscal sobre el PIB en economías abiertas.

Gráfico 15: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Economías abiertas



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Economías cerradas

Los resultados para países con economías cerradas se presentan a continuación. La Tabla 14 muestra el resultado del multiplicador de impacto para países con bajo grado de comercio exterior. Las estimaciones de panel dinámico muestran estimaciones similares y estadísticamente significativas, al igual que en el caso de economías abiertas. El multiplicador de impacto varía entre 0.419 y 0.493 mediante el cálculo del estimador de LSDV, AB1, AB2 y Kiviet. El estimador de BB arroja un resultado alto en comparación con los otros estimadores de panel dinámico, como en las estimaciones de países con alto grado de apertura comercial, siendo éste de 0.620. Por otro lado, las estimaciones mediante VI y ecuaciones simultáneas son estadísticamente significativas y presentan un multiplicador un poco más alto que los estimadores de panel dinámico, siendo éste de 0.528 y 0.513, respectivamente.

En este caso, las estimaciones sí difieren entre sí, en donde el rango del multiplicador según los resultados presentados sería entre 0.419 y 0.620. Tomando en cuenta las estimaciones realizadas en las secciones anteriores, el estimador de BB suele arrojar valores del multiplicador mayores que los demás estimadores de panel dinámico, por lo que, en este caso, podría también considerarse que no es un resultado robusto. Considerando esto, el rango del multiplicador de impacto calculado bajo los distintos modelos estaría entre 0.419 y 0.528.

Tabla 14: Multiplicador de impacto - Economías cerradas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(9)
Variables	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE	ES
Log(Y) _{t-1}	0.0533** (0.0212)	0.0101*** (0.0025)	0.0107** (0.0042)	0.0177*** (0.0028)	0.0209* (0.0101)	0.0216*** (0.0027)	0.0143*** (0.0023)
Log(G)	0.419*** (0.0144)	0.493*** (0.0159)	0.492*** (0.0854)	0.620*** (0.0247)	0.481*** (0.0203)	0.528*** (0.0334)	0.513*** (0.0105)
Observaciones	1,361	1,340	1,340	1,361	1,361	1,361	1,361
R-cuadrado	0.403	-	-	-	-	-	0.399
Número de países	25	25	25	25	25	25	25

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, los modelos en niveles para el cálculo del multiplicador acumulado se encuentran en el Anexo 6, donde también se observa que los modelos cumplen con la condición de estacionariedad y estabilidad de largo plazo. Mientras tanto, el multiplicador acumulado se presenta en la Tabla 15. Se puede observar que el multiplicador acumulado varía entre 0.885 y 0.957 de acuerdo con los estimadores de panel dinámico y la regresión por medio de variables instrumentales. De nuevo, el rango estrecho de los multiplicadores de largo plazo comprueba la robustez de éstos para la estimación del efecto del gasto sobre el PIB en el largo plazo. La interpretación de los resultados es, por ejemplo, que el efecto acumulado del PIB tras un shock acumulado del 1% del gasto es de un incremento del 0.957% del PIB en economías cerradas, según el estimador de Arellano y Bond de dos pasos.

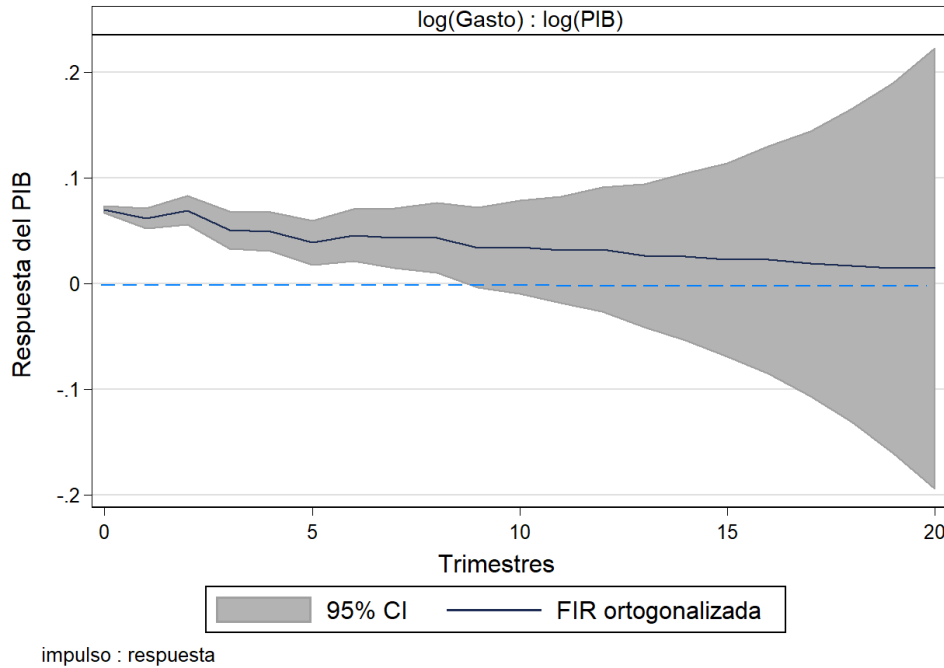
Tabla 15: Multiplicador acumulado – Economías cerradas

Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	0.957
AB 1	0.943
AB 2	0.957
BB	0.952
Kiviet	0.885
VI-FE	0.948

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Finalmente, el modelo de PVAR para economías cerradas se estimó mediante 4 rezagos escogidos por medio del contraste de los criterios de información BIC, AIC y QIC. Por otro lado, el modelo muestra estabilidad en el largo plazo según la condición de estabilidad del sistema (Anexo 7). En el caso de economías cerradas, la simulación mediante la función impulso-respuesta indica que un shock del gasto público tiene un efecto positivo sobre el PIB en el mismo período del impulso, el cual continúa incluso después del período 20. Sin embargo, al igual que en la función impulso-respuesta de economías abiertas, ésta muestra un intervalo de confianza demasiado grande después del trimestre 10, lo cual indica que posiblemente el modelo no sea una buena simulación ante un horizonte temporal tan grande.

Gráfico 16: Función impulso-respuesta del modelo PVAR – Economías cerradas



Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Comparación

Tras presentar los resultados de los multiplicadores tanto para economías abiertas como cerradas, se puede concluir que los multiplicadores son menores si es que el país tiene una alta apertura comercial y son mayores si es que el comercio exterior es más restringido. El multiplicador de impacto para economías abiertas es de aproximadamente 0.328, mientras que para economías cerradas es de aproximadamente 0.528. Estos hallazgos son similares a los encontrados por Contreras y Battelle (2014), quienes calculan un multiplicador de impacto para economías abiertas de 0.37 y un multiplicador de impacto de 0.62 para economías cerradas. A su vez, las estimaciones presentadas aquí muestran que los multiplicadores también difieren en el largo plazo, donde el multiplicador acumulado alcanza una magnitud de hasta 0.706 en economías abiertas y 0.957 en economías cerradas.

La diferencia entre los multiplicadores bajo estos escenarios de apertura comercial puede ser explicada por muchas razones. Por un lado, las muestras presentadas en esta investigación difieren en características económicas que podrían contribuir al tamaño de los multiplicadores, como, por ejemplo, el PIB real promedio. La muestra de países con períodos de alta apertura comercial presenta un PIB real promedio mucho menor que aquellas economías con períodos de apertura comercial baja, lo que indicaría que economías grandes tienden a ser más cerradas al comercio que las economías pequeñas. Recordando los resultados del panel de países de bajo y alto ingreso, se evidenció que un shock fiscal incrementa en mayor medida el consumo privado de los hogares en economías de alto ingreso que en economías pequeñas, por lo que este canal también podría evidenciarse en el panel de economías con baja apertura comercial, tomando

en cuenta que las economías de alto ingreso tienden a ser más cerradas. Un mayor consumo privado significaría un aumento de la producción doméstica, en vez de un aumento de las importaciones.

Sin embargo, algo que llama la atención es que las economías abiertas presentan un menor déficit en balanza de cuenta corriente que las economías cerradas. La teoría económica indica que los multiplicadores fiscales podrían ser menores en economías abiertas si es que los agentes tienen una alta propensión marginal a importar. Esto debería reflejarse de cierta manera en el comportamiento de la balanza en cuenta corriente de las economías analizadas, donde se esperaría ver que las economías abiertas tienden a tener un déficit en balanza de cuenta corriente mayor que las economías cerradas. No obstante, hay que recordar que la cuenta corriente no se compone solamente de la balanza comercial, sino también de la balanza de servicios, rentas y transferencias (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009), por lo que la balanza en esta cuenta podría estar afectada por otros factores a parte de la propensión marginal a importar de los hogares.

Sin embargo, para examinar cómo reacciona la balanza en cuenta corriente ante un estímulo fiscal, se realizó una regresión simple del logaritmo del gasto sobre el logaritmo de la balanza en cuenta corriente para economías de alta y baja apertura comercial, siguiendo a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) (Anexo 8). Los resultados para economías abiertas indican que una variación del 1% del gasto público afecta la balanza en cuenta corriente en -0.165%. Por otro lado, un shock fiscal del 1% en economías cerradas tiene un efecto positivo en la balanza de cuenta corriente de 0.302%. Esto indica que un shock del gasto del gobierno deteriora la balanza de pagos en economías abiertas, lo cual indica que los agentes podrían tener una alta propensión marginal a importar. Si bien estos resultados solo son significativos al 10% de nivel de confianza, proveen cierto indicio sobre uno de los posibles canales por los cuales los multiplicadores pueden variar entre economías abiertas y cerradas.

Multiplicadores bajo tipo de cambio fijo y flexible

El modelo IS-LM indica que una política fiscal expansiva tendrá efectos mayores en una economía que se encuentre bajo un régimen de tipo de cambio fijo que una economía que maneje un tipo de cambio flexible (Snowdon y Vane, 2005). Bajo tipo de cambio fijo, el aumento del gasto del gobierno hará que la tasa de interés real aumente, provocando entrada de capital hacia la economía doméstica y apreciando el tipo de cambio (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). La apreciación del tipo de cambio no afecta la balanza en cuenta corriente, ya que el Banco Central aumentará la oferta monetaria con el fin de mantener el tipo de cambio, volviendo éste a su estado previo al igual que la tasa de interés (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). Por lo tanto, no existirá un efecto crowding-out y el multiplicador fiscal será alto. El tamaño del multiplicador dependerá de la movilidad de capital y de la propensión marginal a importar (Snowdon y Vane, 2005).

Por otro lado, bajo un tipo de cambio flexible, el Banco Central no interviene para controlar el tipo de cambio, sino que éste viene dado por el mercado de divisas (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). En este caso, la efectividad de la política fiscal dependerá en gran medida de la movilidad de capital. Una perfecta movilidad de capital hará que la tasa de interés se aprecie, lo que incrementará el flujo de capital y el tipo de cambio real (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009). A su vez, esta apreciación de la moneda deteriorará la cuenta corriente debido al aumento de las importaciones, lo que hará que exista un efecto crowding-out y el multiplicador fiscal sea bajo o incluso llegue a cero (Snowdon y Vane, 2005).

Las investigaciones de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014) muestran que los multiplicadores fiscales varían dependiendo del régimen cambiario de las economías. Por un lado, Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) calculan, bajo su metodología de SVAR de panel, que el multiplicador en economías con tipo de cambio fijo es de 0.09 en el corto plazo y de 1.5 en el largo plazo. En el caso de economías con tipo de cambio flexible, el multiplicador fiscal de impacto es -0.28, mientras que el de largo plazo es de -0.41. Por otro lado, Contreras y Battelle (2014) encuentran que el multiplicador de corto plazo para países con tipo de cambio fijo es de 0.57, mientras que para economías con tipo de cambio flexible es de 0.27. El multiplicador acumulado encontrado por los autores es de 1.58 para economías bajo un régimen cambiario fijo, mientras que países con tipo de cambio flexible tienen un multiplicador acumulado de -0.27.

De igual forma, la presente investigación busca aportar a las estimaciones antes mencionadas para corroborar si es que la teoría del modelo Mundell-Fleming se cumple bajo el panel y el período aquí expuestos. La clasificación de países por régimen de tipo de cambio se realizó siguiendo la clasificación de-facto del FMI ²⁰ que divide a los países según 8 categorías de tipo de cambio:

- 1) Arreglo sin emisor legal (*Exchange rate arrangements with no separate legal tender*) (FMI, 2008): La unidad monetaria de otro país circula en forma exclusiva en el país que adopta la moneda extranjera (FMI, 2008). Aquí se incluye los casos de economías dolarizadas y países miembros de una Unión Monetaria, como la Eurozona (FMI, 2008).
- 2) Cajas de conversión (*Currency Board Arrangement*) (FMI, 2008): El país se compromete a convertir su moneda local por una extranjera a una tasa fija (FMI, 2008).
- 3) Compromisos de vinculación con monedas fuertes (*Other conventional fixed peg arrangements*) (FMI, 2008): Este régimen cambiario supone una estrecha vinculación de la moneda local con alguna moneda extranjera, con una tasa de cambio fijo que fluctúa alrededor del 1% (FMI, 2008).
- 4) Tasas de cambio dentro de bandas horizontales (*Pegged exchange rates with horizontal bands*) (FMI, 2008): La fluctuación de la moneda local se encuentra dentro de cierto margen alrededor de una tasa fija (FMI, 2008).
- 5) Ajuste por bandas (*Crawling Bands*) (FMI, 2008): Las fluctuaciones de la moneda local se mantienen dentro de márgenes ajustados periódicamente a una tasa fija preanunciada (FMI, 2008).

²⁰ De facto Classification of Exchange Rate Regimes and Monetary Policy Frameworks (FMI, 2008).

- 6) Tasas de cambio flotantes (*Managed floating with no predetermined path for the Exchange rate*) (FMI, 2008): La autoridad monetaria tiene influencia sobre los movimientos en el tipo de cambio, sin necesidad de preanuncios o compromisos previos (FMI, 2008).
- 7) Regímenes de flotación independiente (*Independently floating*) (FMI, 2008): El tipo de cambio es fijado por el mercado sin intervención de las autoridades (FMI, 2008).

Bajo estas especificaciones y siguiendo a Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), se clasificó a un país como una economía con tipo de cambio fijo a aquellas que tuvieran un régimen cambiario distinto a un régimen de flotación independiente o tasas de cambio flotantes, además de considerar también a las economías de la Eurozona como países bajo régimen de tipo de cambio fijo. En este sentido, la clasificación de países de la muestra se presenta a continuación:

Tipo de cambio fijo: Alemania (Eurozona); Austria (Eurozona); Bélgica (Eurozona); Bulgaria (Cajas de conversión); Bolivia (Ajuste por bandas); Costa Rica (Ajuste por bandas); Dinamarca (Tasas de cambio dentro de bandas horizontales); Ecuador (Arreglo sin emisor legal-dolarización); España (Eurozona); Finlandia (Eurozona); Grecia (Eurozona); Irlanda (Eurozona); Italia (Eurozona); Portugal (Eurozona);

Tipo de cambio flexible: Australia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Croacia, Estados Unidos, Inglaterra, Israel, Malasia, México, Noruega, Perú, Filipinas, Rumania, Suráfrica, Suecia, Suiza, Tailandia, Turquía.

Características de la muestra

Mediante el análisis de las estadísticas descriptivas se puede observar que las muestras de países divididos entre tipo de cambio fijo y flexible difieren en algunas características observables. Por un lado, el PIB real trimestral promedio en países con régimen cambiario fijo es de 149 379 millones de USD, mientras que para países con tipo de cambio flexible es de 32 395 millones de USD, por lo que se puede concluir que economías de alto ingreso presentan regímenes de tipo de cambio fijo. Esto también es evidente al realizar la categorización de países, ya que gran parte de la muestra de tipo de cambio fijo está dado por economías que pertenecen a la Eurozona. Además, se observa que el promedio del ratio gasto público sobre PIB es mayor en regímenes de tipo de cambio fijo, con un promedio de 18.62%, mientras que en regímenes de tipo de cambio flexible, el promedio del gasto público sobre el PIB es de 16.43%.

Por otra parte, el consumo privado como porcentaje del PIB es similar en ambas muestras, donde, en promedio, el consumo de los hogares representa el 58.50% del PIB en economías con tipo de cambio fijo y 59.58% en economías con tipo de cambio flexible. En lo que respecta a comercio, los países con tipo de cambio flexible tienen una apertura comercial mayor que los países de tipo de cambio fijo, al igual que el valor total de importaciones. Finalmente, la deuda pública como porcentaje del PIB difiere en ambas muestras, donde países con tipo de cambio fijo muestran una deuda promedio superior de 67.28%, frente a 44.21% presentado por

economías con tipo de cambio flexible. Las tablas de estadísticos descriptivos para países diferenciados por régimen de tipo de cambio se encuentran en el Anexo 9.

Resultados

Tipo de cambio fijo

Los resultados de las estimaciones de los diferentes modelos del multiplicador fiscal para economías de tipo de cambio fijo no difieren demasiado entre sí, lo que supone que los resultados son robustos para las distintas metodologías presentadas. De acuerdo a las estimaciones de la Tabla 16, el multiplicador de impacto para economías con régimen cambiario fijo varía entre 0.389, que es el resultado del estimador de Arellano y Bond de dos pasos, y 0.417, que es el resultado estimado mediante el modelo de ecuaciones simultáneas. A su vez, la estimación mediante variables instrumentales con la deuda como instrumento arroja un multiplicador de 0.402, similar a los encontrados mediante los otros modelos. El estimador de Blundell y Bond arroja un multiplicador de 0.491, que puede considerarse demasiado alto en comparación con los demás resultados encontrados.

Tabla 16: Multiplicador de impacto - Países con tipo de cambio fijo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Variables	LSDV	AB 1	AB 2	BB	Kiviet	VI-FE	ES
Log(Y) _{t-1}	0.0257*** (0.0033)	0.0456*** (0.0025)	0.0468*** (0.0068)	0.0219** * (0.0024)	0.0801** * (0.0102)	0.0222** (0.0032)	0.00820 (0.00918)
Log(G)	0.408*** (0.0138)	0.392*** (0.0143)	0.389*** (0.0365)	0.491*** (0.0161)	0.411** (0.0150)	0.402*** (0.0234)	0.417*** (0.0204)
Observaciones	972	958	958	972	972	972	972
R-cuadrado	0.389	-	-	-	-	-	0.479
Número de países	14	14	14	14	14	14	14

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, la Tabla 17 muestra las estimaciones del multiplicador acumulado para estas economías (Los resultados del modelo en nivel se encuentran en el Anexo 10). Se puede observar que el multiplicador acumulado en economías con tipo de cambio fijo puede llegar a ser hasta de 1.08, que es el resultado de los estimadores de LSDV y Kiviet. Es decir, el efecto acumulado de un shock del 1% del gasto del gobierno sobre el PIB es de aproximadamente 1.08% en economías con tipo de cambio fijo, según los modelos de LSDV y Kiviet. Los demás estimadores muestran resultados similares, donde la estimación de multiplicador acumulado más baja es el resultado de la regresión de variables instrumentales de 1.002. Por lo tanto, se considera que el rango del multiplicador acumulado para economías de tipo de cambio fijo es de 1.002 y 1.2 según los modelos especificados.

Tabla 17: Multiplicador acumulado – Economías tipo de cambio fijo

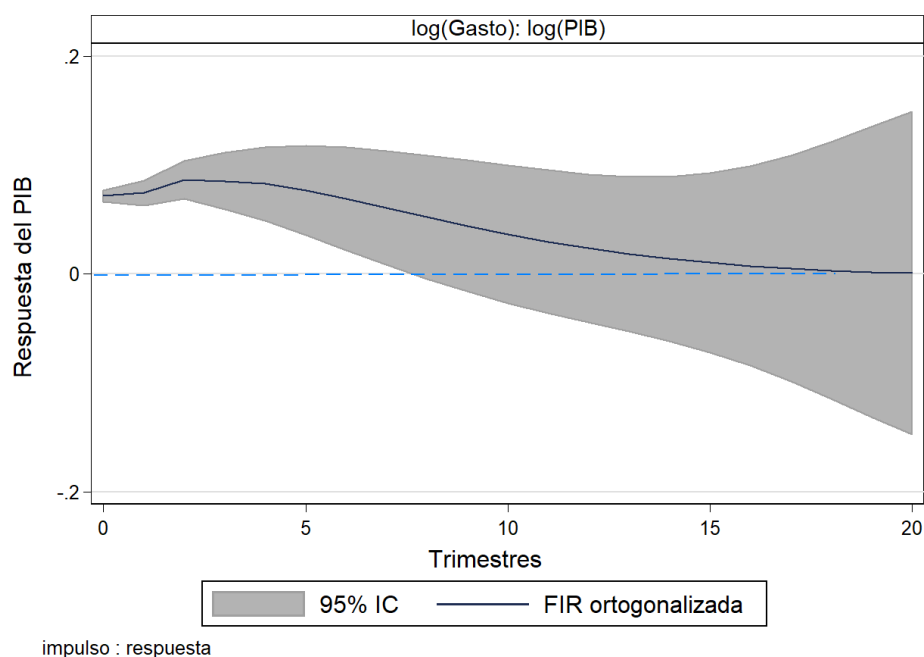
Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	1.08
AB 1	1.05
AB 2	1.03
BB	1.2
Kiviet	1.08
IV-FE	1.002

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Por otro lado, la estimación del modelo PVAR se realizó con 2 rezagos, de acuerdo con la minimización de los criterios de información. Todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 1% de nivel de confianza y el modelo muestra estabilidad en el largo plazo según la condición de estabilidad (los resultados del modelo PVAR para economías con tipo de cambio fijo se encuentran en el Anexo 11). En este caso, la función impulso-respuesta muestra que un shock ortogonal de 1% en el gasto del gobierno tiene un efecto positivo en el PIB en el mismo período, que se prolonga hasta el período 17 aproximadamente; es decir el efecto del shock fiscal prevalece hasta un año y medio aproximadamente en economías con tipo de cambio fijo.

Gráfico 17: Función impulso-respuesta del modelo PVAR - Países con tipo de cambio fijo



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Tipo de cambio flexible

Por otro lado, los resultados de los multiplicadores fiscales para economías con tipo de cambio flexible se presentan a continuación. El multiplicador de impacto calculado bajo los modelos de panel dinámico, variables instrumentales y ecuaciones simultáneas muestra resultados similares entre sí. Por un lado, el estimador de LSDV presenta un multiplicador de impacto de 0.229, mientras que los estimadores de Arellano y Bond de un paso y Arellano y Bond de 2 pasos muestran multiplicadores casi iguales, de 0.252 y 0.254, respectivamente. El modelo de variables instrumentales muestra un multiplicador de impacto de 0.275, mientras que el modelo de ecuaciones simultáneas presenta un resultado de 0.261. En cambio, el estimador de Blundell y Bond presenta un multiplicador de 0.508, demasiado alto comparado con las demás estimaciones, por lo que se supone que el modelo no se ajusta de manera adecuada. En general, se puede decir que el multiplicador de corto plazo para economías con tipo de cambio flexible varía entre 0.229 y 0.275.

Tabla 18: Multiplicador de impacto - Países con tipo de cambio flexible

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(9)
Variables	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE	ES

Log(Y) _{t-1}	0.0288 (0.0029)	0.0850*** (0.0270)	0.0479** (0.0166)	0.0503 (0.0332)	0.0137*** (0.0020)	0.0253*** (0.0023)	0.0287** (0.0113)
Log(G)	0.229*** (0.0140)	0.252*** (0.0155)	0.254*** (0.0882)	0.508*** (0.0297)	0.249*** (0.0190)	0.275*** (0.0330)	0.261*** (0.0292)
Observaciones	1,384	1,364	1,364	1,384	1,384	1,384	1,384
R-cuadrado	0.698	-	-	-	-	-	-
Número de países	20	20	20	20	20	20	20

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, el multiplicador acumulado para países con tipo de cambio flexible varía entre 0.527 y 0.573. Este rango nos indica que las estimaciones no varían demasiado entre sí y que los resultados son robustos. La interpretación del multiplicador acumulado en este caso sería, por ejemplo, que el efecto acumulado de un shock del gasto del gobierno sobre el PIB es de 0.573% en economías que operan bajo un tipo de cambio flexible, según el estimador de Arellano y Bond de 1 paso. Las estimaciones del modelo en nivel se encuentran en el Anexo 10.

Tabla 19: Multiplicador acumulado – Economías con tipo de cambio flexible

Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	0.527
AB 1	0.573
AB 2	0.561
BB	0.541
Kiviet	0.533
IV-FE	0.531

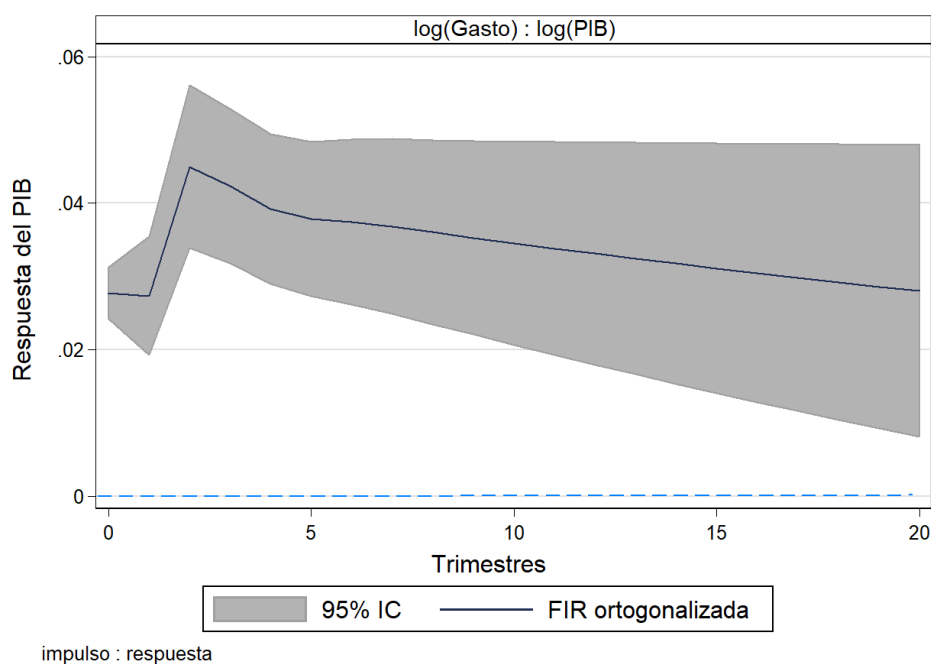
Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Finalmente, la estimación por medio del modelo PVAR se realizó utilizando 4 rezagos para ambas variables dependientes. Todos los coeficientes resultan significativos al 1% de nivel de confianza y el modelo cumple con la condición de estabilidad (Anexo 11). Sin embargo, los resultados de la función impulso-respuesta para el modelo PVAR en economías operando bajo tipo de cambio

flexible parece no converger a un equilibrio en el largo plazo. El Gráfico 18 muestra la función impulso-respuesta ortogonalizada para estas economías, en donde se puede observar que el PIB reacciona positivamente ante un shock fiscal, pero éste no converge a cero en el horizonte temporal presentado en la función impulso-respuesta. Para verificar este resultado, se estimó otros modelos PVAR utilizando 2, 3 y 5 rezagos, pero los resultados fueron similares. Se puede concluir que, en el caso del panel de economías con régimen cambiario flexible, el modelo PVAR no se ajusta adecuadamente.

Gráfico 18: Función impulso-respuesta del modelo PVAR- Países con tipo de cambio flexible



Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Comparación

Los resultados obtenidos demuestran que, efectivamente, el multiplicador fiscal es menor en economías que operan bajo un tipo de cambio flexible. Los canales por los cuales se podría explicar la diferencia en las estimaciones encontradas bajo distintos regímenes de cambio son varios, pero los principales podrían ser atribuidos al efecto que tiene la política fiscal sobre variables estudiadas en el modelo Mundell-Fleming, como la tasa de interés de corto plazo, el balance en cuenta corriente y el tipo de cambio real efectivo (Contreras y Battelle, 2014; Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Ilzetzki, Mendonza y Végh, 2011).

Para estudiar estos posibles canales, se estimaron regresiones simples del gasto público sobre cada una de estas tres variables, utilizando el estimador de Arellano y Bond de dos pasos. Los resultados de las regresiones se pueden encontrar en el Anexo 12. La regresión de la variación del gasto público sobre la tasa de interés de corto plazo revela que ésta decrece en -0.0713% en

el mismo período en que el gasto del gobierno aumenta en 1% para economías con tipo de cambio fijo, mientras que el efecto del gasto sobre la tasa de interés en economías con tipo de cambio flexible es aproximadamente de cero. El resultado del efecto del gasto sobre la tasa de interés para ambos tipos de economías no concuerda con lo propuesto por el modelo Mundell-Fleming, ya que, en ambos casos, una variación del gasto del gobierno parece no tener ningún efecto sobre la tasa de interés, por lo que no se evidencia ningún tipo de acomodación monetaria. A su vez, estos resultados sugieren que la divergencia del multiplicador bajo ambos regímenes no podría atribuirse al comportamiento de la tasa de interés, lo cual también se evidencia en las investigaciones realizadas por Contreras y Battelle (2014) y Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011).

La regresión del gasto público sobre el tipo de cambio real efectivo para economías con tipo de cambio fijo indica que, tras una variación del 1% en el gasto del gobierno, el tipo de cambio real se aprecia en 0.0361%. A su vez, el resultado de esta misma regresión para economías con tipo de cambio flexible indica que, para estos países, el tipo de cambio real se aprecia en 0.0447%. Si bien las variaciones sobre el tipo de cambio son muy pequeñas, ambos resultados concuerdan con el modelo Mundell-Fleming, el cual sostiene que una expansión fiscal hará que el tipo de cambio se aprecie cuando existe una alta movilidad de capital, ya que se atrae capital extranjero hacia la economía local, aumentando la demanda de dinero doméstica (Dornbusch, Fischer y Startz, 2009; Snowden y Vane, 2005). Si bien las economías con tipo de cambio fijo presentan una apreciación menor de su moneda, este resultado no puede tomarse como explicación para las diferencias entre los multiplicadores. Una apreciación de la moneda hará que las importaciones aumenten, pero el efecto crowding-out estará determinado por la propensión marginal a importar de los agentes económicos.

Para intentar comprobar si existe un efecto crowding-out por importaciones, se corrió una regresión del logaritmo del gasto sobre el logaritmo de la balanza en cuenta corriente. Estos resultados muestran que ambos regímenes de tipo de cambio muestran una deterioración en su balanza de cuenta corriente, pero es mucho mayor en economías con tipo de cambio flexible. Los países bajo un régimen de tipo de cambio fijo presentan un efecto negativo de -0.207% en su balanza de cuenta corriente tras una variación del gasto del gobierno, mientras que las economías que operan bajo un régimen cambiario flexible muestran un efecto de -0.667% en la balanza en cuenta corriente tras una expansión fiscal del 1%. Estos resultados sugieren que los países con tipo de cambio flexible podrían presentar una propensión marginal a importar mayor que las economías con tipo de cambio fijo, y que éste podría ser un canal de crowding-out que explica la diferencia del multiplicador bajo distintos regímenes cambiarios.

Multiplicadores en países con endeudamiento alto y bajo

La fragilidad financiera, es decir, el alto endeudamiento del gobierno, puede afectar el tamaño de los multiplicadores, en el sentido de que se esperaría que economías altamente endeudadas presenten multiplicadores fiscales menores que economías con bajo endeudamiento. La teoría de la equivalencia Ricardiana sostiene que, dado que los agentes tienen expectativas racionales,

una política fiscal acompañada de períodos de alto endeudamiento por parte del gobierno central hará que los agentes perciban la expansión fiscal como futuras obligaciones impositivas para pagar la deuda adquirida (Barro, 1974; Gerrard, 2002). En el caso más extremo, la teoría de la equivalencia Ricardiana argumenta que una expansión fiscal tendrá un efecto riqueza sobre los hogares, haciendo que el ahorro aumente y el consumo y la producción agregada no cambien, dando como resultado un multiplicador fiscal igual a cero (Gerrard, 1996). En casos menos extremos, el multiplicador fiscal no llegará a cero, pero será más bajo en comparación con un escenario de endeudamiento bajo.

Otro canal por el que un aumento del gasto del gobierno tendría un efecto crowding-out en la economía es el comportamiento de la tasa de interés (Corsetti et al, 2013). Aquí, la expansión fiscal basada en endeudamiento público hará que la percepción de riesgo de los inversionistas aumente, lo cual se verá reflejado en un aumento de la tasa de interés y, por lo tanto, el costo de los préstamos incrementará. Esto tendrá un efecto negativo tanto en la inversión privada como en el consumo privado (Corsetti et al, 2013).

Las investigaciones empíricas en relación al tamaño de los multiplicadores en economías endeudadas y no endeudadas concuerdan con los argumentos de la existencia de un efecto crowding-out cuando el nivel de deuda es alto. Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) encuentran que el multiplicador de corto plazo en períodos de deuda alta es de 0.06, mientras que en períodos de deuda baja es de 0.7. También encuentran que el multiplicador acumulado para períodos de alto endeudamiento es de -2.3, mientras que en el caso de períodos de bajo endeudamiento este llega a 0.5. Contreras y Battelle (2014) muestran un multiplicador de impacto de 0.37 para economías endeudadas y 0.44 para economías no endeudadas, mientras que el multiplicador de largo plazo es de 0.39 y 1.49, respectivamente.

Para comprobar si este efecto es visible en el panel de países aquí presentado, se siguió la metodología de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), también aplicada por Contreras y Battelle (2014), para la clasificación de períodos de alto endeudamiento por países. Para ello, se utilizó la variable de deuda del gobierno central anual como porcentaje del PIB y se estableció un umbral de 60 para establecer los períodos de alta deuda. En este sentido, si un país presenta un período con un porcentaje de deuda con respecto al PIB de más de 60%, se clasifica al período como un período de alto endeudamiento.

La razón por la cual se utilizó la variable deuda con frecuencia anual es que las variaciones de deuda no son observables a nivel trimestral, únicamente a nivel anual, por lo que la clasificación de endeudamiento está dada en períodos anuales. Debido a que las estimaciones econométricas de los multiplicadores se realizan a nivel trimestral (a nivel anual no se capturaría el valor del multiplicador de impacto), se considera a todos los trimestres de los años que presentan deuda alta como observaciones de trimestres de alto endeudamiento. La clasificación de episodios de alta deuda por países se presenta en la Tabla 20.

Tabla 20: Episodios de endeudamiento alto por países (Deuda del gobierno central que excede 60% del PIB)

País	Alto endeudamiento	Bajo endeudamiento
------	--------------------	--------------------

	Período	Período
Alemania	2003-2017	2000-2002
Australia	-	2000-2017
Austria	2000-2017	-
Bélgica	2000-2017	-
Bolivia	2000-2005	2006-2017
Brasil	2000-2005 2015-2017	2006-2014
Bulgaria	2000-2001	2002-2017
Canadá	2000-2002	2002-2017
Chile	-	2001-2017
Colombia	-	2000-2017
Costa Rica	-	2000-2017
Croacia	2011-2017	2000-2010
Dinamarca	-	2001-2017
Ecuador	2000-2002	2003-2017
España	2010-2017	2000-2009
Estados Unidos	2003-2017	2000-2002
Filipinas	2000-2006	2007-2017
Finlandia	2014-2017	2000-2013
Grecia	2000-2017	-
Inglaterra	2009-2017	2000-2009
Irlanda	2009-2017	2000-2008
Israel	2000-2017	-
Italia	2000-2017	-
Israel	2000-2017	
Malasia	-	2000-2017
México	-	2000-2017
Noruega	-	2000-2017
Perú	-	2000-2017
Portugal	2004-2017	2000-2003
Rumania	-	2000-2017
Suráfrica	-	2000-2017
Suecia	-	2000-2017
Suiza	-	2000-2017
Tailandia	-	2000-2017
Turquía	2000-2003	2004-2017
Observaciones (trimestres)	809	1,636

Fuente: CEIC Data

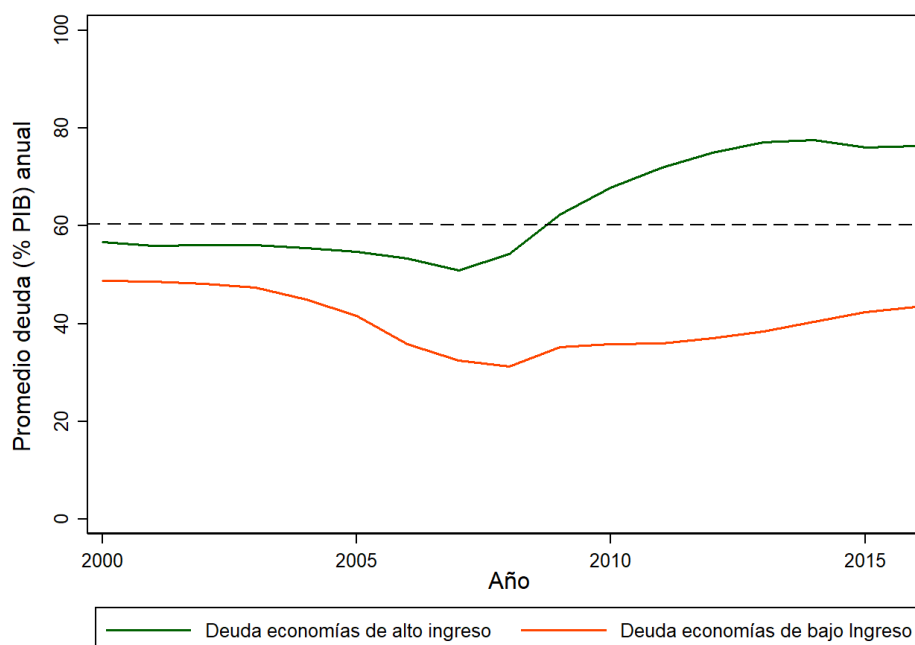
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Características de la muestra

La Tabla 20 indica que episodios de deuda que supera el 60% del PIB son más frecuentes en economías de alto ingreso que en economías de bajo ingreso. Las estadísticas descriptivas para ambos paneles muestran que los períodos de alta deuda están relacionados con un PIB trimestral promedio de 485 588 millones de USD, mientras que para episodios de baja deuda este alcanza un promedio de 136 759 millones de USD. Esto también sugiere que las economías de alto ingreso tienden a tener episodios de deuda altas para el período 2000-2017. El máximo de deuda con respecto al PIB alcanzado en países con endeudamiento alto es de 180.81%, que corresponde a Grecia (Anexo 13).

Mediante el Gráfico 19 se puede visualizar que, en promedio, las economías de alto ingreso han mostrado un nivel de deuda mucho más elevado que las economías de bajo ingreso, y que ésta ha superado el 60% del PIB desde el año 2009 en economías desarrolladas. Sin embargo, la Tabla 20 muestra que países de bajo ingreso como Brasil, Bolivia, Ecuador, Bulgaria, Croacia, Ecuador, Filipinas y Turquía muestran episodios de endeudamiento por encima del 60% del PIB, por lo que la muestra de episodios de deuda alta también incluye economías en vías de desarrollo y no se restringe solamente a economías grandes.

Gráfico 19: Comportamiento de la deuda del gobierno central (% PIB) en economías de alto y bajo ingreso durante el período 2000-2017



Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, los gráficos del Anexo 1 muestran que existe una correlación fuerte entre la deuda adquirida por el gobierno central y el nivel de gasto público, tanto para economías de alto ingreso como de bajo ingreso. A su vez esto también se refleja en el ratio del gasto sobre el PIB para ambas muestras, en donde el gasto público representa el 19.09% del PIB durante episodios de alta deuda, mientras que, en períodos de bajo endeudamiento, éste es de 16.46%. Esto podría indicar que los agentes económicos posiblemente pueden actuar de manera Ricardiana bajo expectativas racionales, al anticipar que un aumento del gasto público viene acompañado de adquisición de deuda pública, lo que podría restringir su consumo y afectar la demanda agregada. En la siguiente sección, se analizará si la deuda tiene un efecto negativo en la efectividad de la política fiscal, al calcular los multiplicadores fiscales bajo escenarios de alto y bajo endeudamiento.

Resultados

Períodos de alta deuda

Los resultados del multiplicador fiscal para períodos de alto endeudamiento se presentan a continuación. Los estimadores de panel dinámico dan resultados estadísticamente significativos y similares entre sí, donde el estimador de LSDV muestra un multiplicador de impacto de 0.471, los estimadores de Arellano y Bond de uno y dos pasos muestran un multiplicador de 0.443 y 0.446 respectivamente, el estimador de Blundell y Bond calcula un multiplicador de 0.489 y el de Kiviet un multiplicador de 0.475.

Sin embargo, si bien los resultados de los estimadores de panel dinámico concuerdan entre sí, el modelo de VI y el modelo de ecuaciones simultáneas dan estimaciones diferentes y estadísticamente significativas. En el caso del modelo de VI, el multiplicador de impacto en episodios de alto endeudamiento es de 0.263, mientras que el modelo de ecuaciones simultáneas arroja un multiplicador de corto plazo de 0.277. En este caso, el rango del multiplicador es más ancho que en casos anteriores, en donde el multiplicador de impacto oscila entre 0.263 y 0.489.

Tabla 21: Multiplicador de impacto-Períodos de alto endeudamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Variables	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE	ES
Log(Y) _{t-1}	0.0507 (0.0277)	0.0553** (0.0042)	0.0561** (0.0035)	0.0211** (0.0031)	0.0670** (0.0261)	0.0848*** (0.0298)	0.0678*** (0.0229)
Log(G)	0.471*** (0.0213)	0.443*** (0.0930)	0.446*** (0.0930)	0.489*** (0.0280)	0.475*** (0.0131)	0.263*** (0.0614)	0.277*** (0.0585)

Observaciones	785	773	773	785	785	785	785
R-cuadrado	0.415	-	-	-	-	-	0.334
Número de países	20	20	20	20	20	20	20

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Por otro lado, el modelo en niveles y el multiplicador acumulado para episodios de alta deuda se presentan en la Tabla 22, mientras que los modelos estimados en nivel se encuentran en el Anexo 14. El multiplicador de impacto calculado mediante los estimadores de panel dinámico muestra un rango entre 0.467 y 0.488, mientras que el multiplicador de largo plazo calculado mediante el modelo de VI es de 0.267. Es decir, el multiplicador de corto y largo plazo para economías que presentan períodos de endeudamiento alto no varía en el período analizado y bajo las estimaciones presentadas. Esto sugiere que no existe un efecto acumulado de un estímulo fiscal sobre el PIB en el largo plazo durante períodos donde la deuda del gobierno central excede el 60%.

Tabla 22: Multiplicador de impacto-Períodos de alto endeudamiento

Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	0.488
AB 1	0.485
AB 2	0.476
BB	0.478
Kiviet	0.467
VI-FE	0.267

Fuente: CEIC Data y FMI

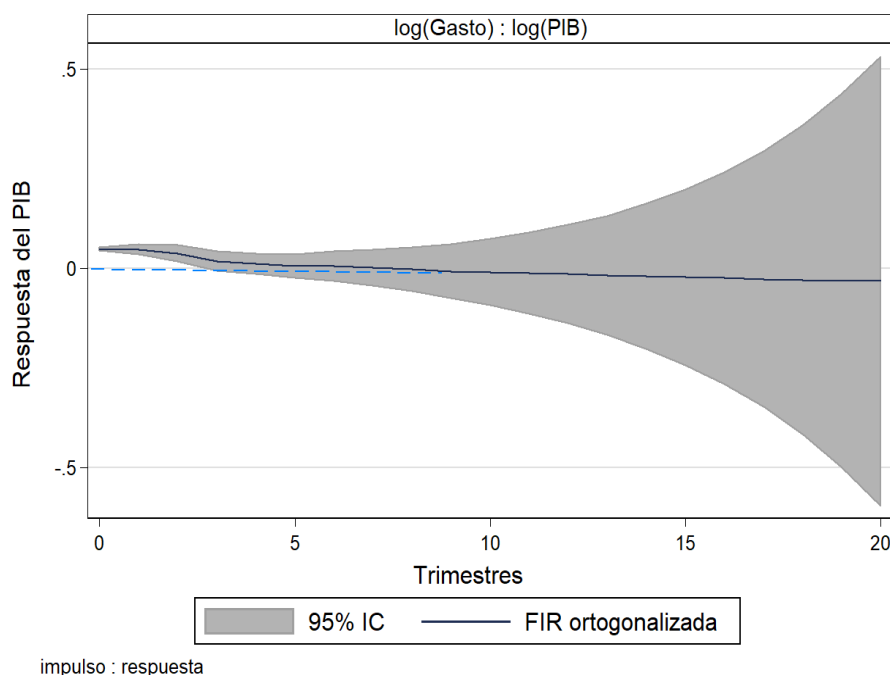
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Finalmente, las estimaciones mediante el modelo PVAR se realizaron utilizando 4 rezagos para cada variable dependiente. Si bien el test de selección de rezagos indicó que se utilizara solamente 1 rezago para la estimación, el modelo se especificó mediante 4 rezagos, debido a que las estimaciones con solo 1 rezago no eran estadísticamente significativas. La razón por la cual se utilizaron 4 rezagos de cada variable radica en que, en la práctica, las estimaciones

empíricas siguen la regla del pulgar (*rule of thumb*) de utilizar 4 rezagos cuando los criterios de información no logran predecir el número de rezagos óptimos (Abrigo y Love, 2016).

Los resultados del modelo VAR de panel se encuentran en el Anexo 15. Al analizar la función impulso-respuesta, se puede observar que un shock ortogonal del 1% del gasto del gobierno tiene un efecto muy pequeño sobre el PIB en el mismo período, el cual se desvanece en el trimestre 8 aproximadamente. Este resultado podría apoyar a lo encontrado en las estimaciones del multiplicador de largo plazo, el cual indica que posiblemente no hay un efecto acumulado de la política fiscal sobre el PIB cuando las economías pasan por períodos de deuda elevada.

Gráfico 20: Función impulso-respuesta del modelo PVAR, episodios de alto endeudamiento



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Períodos de baja deuda

Por otro lado, los resultados del multiplicador fiscal para períodos en donde la deuda del gobierno central está por debajo del 60% del PIB se presentan a continuación. En este caso, los estimadores de panel dinámico arrojan multiplicadores de impacto similares, que varían entre 0.308 y 0.338. Sin embargo, las estimaciones por medio de Blundell y Bond, VI y ecuaciones simultáneas arrojan multiplicadores más altos. El estimador de Blundell y Bond muestra un multiplicador de 0.519, mientras que las estimaciones por medio de VI y ecuaciones simultáneas arrojan un multiplicador de corto plazo de 0.418 y 0.432, respectivamente. Esto concuerda con lo hallado bajo el escenario de episodios de alta deuda, en donde los modelos de VI y ecuaciones simultáneas mostraron resultados distintos a los estimadores de panel dinámico autoregresivo.

En todo caso, el rango del multiplicador de impacto en períodos de bajo endeudamiento oscila entre 0.308 y 0.432.

Tabla 23: Multiplicador de impacto- Períodos de bajo endeudamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Variab les	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE	ES
Log(Y) _{t-1}	0.0671*** (0.0206)	0.0469** (0.0231)	0.0467 (0.0369)	0.0698*** (0.0270)	0.049** (0.0165)	0.0528** (0.0239)	0.0113 (0.0090)
Log(G)	0.336*** (0.0117)	0.309*** (0.0126)	0.308*** (0.0671)	0.519*** (0.0205)	0.338** * (0.0200)	0.418*** (0.0979)	0.432*** (0.0197)
Observaciones	1,571	1,549	1,549	1,571	1,571	1,549	1,571
R-cuadrado	0.367	-	-	-	-	-	0.528
Número de países	29	29	29	29	29	29	29

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Los resultados del multiplicador acumulado para períodos de endeudamiento bajo se presentan en la Tabla 24, mientras que el modelo en niveles se encuentra en el Anexo 15. En el caso de períodos en donde la deuda del gobierno no excede el 60% del PIB, el multiplicador de largo plazo está en un rango de 0.892 y 0.914, según los modelos estimados. Si bien el modelo de VI muestra un multiplicador de impacto mucho mayor que los demás modelos de panel dinámico, en el caso del multiplicador acumulado la estimación por medio de VI parece concordar con los demás modelos propuestos. Por lo tanto, se puede decir que el efecto acumulado de un shock del gasto del gobierno sobre el PIB puede llegar a ser hasta de 0.914% en el largo plazo cuando la deuda no excede el 60% del PIB.

Tabla 24: Multiplicador acumulado-Períodos de bajo endeudamiento

Estimador	Multiplicador acumulado
LSDV	0.901
AB 1	0.902

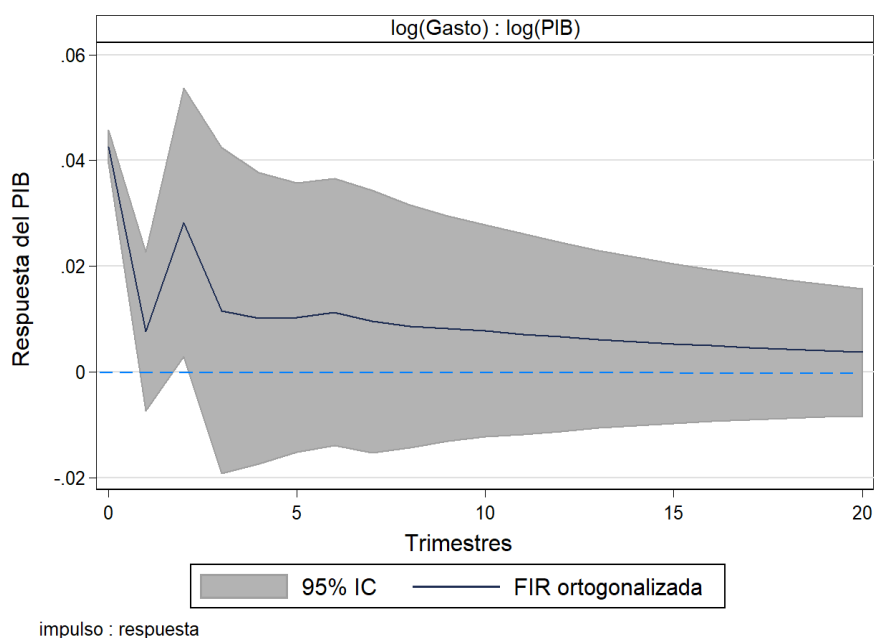
AB 2	0.892
BB	0.910
Kiviet	0.914
IV-FE	0.894

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Finalmente, también se estimó un modelo de VAR de panel para episodios de deuda baja. En este caso, el modelo se estimó igualmente mediante 4 rezagos, ya que el modelo especificando 2 rezagos de acuerdo a los criterios de información resultó no significativo y no estable en el largo plazo. Los resultados del modelo PVAR mediante 4 rezagos para períodos de bajo endeudamiento pueden encontrarse en el Anexo 15. Al analizar la función impulso-respuesta, se observa que un shock fiscal ortogonal del 1% del gasto público tiene un efecto positivo sobre el PIB en el mismo período, el cual decrece un período después hasta casi llegar a cero, para luego crecer otra vez y tender a desvanecerse después del trimestre 20. Sin embargo, se puede observar que los intervalos de confianza en este caso son demasiado anchos, lo cual indica que la simulación por medio del modelo PVAR no es tan exacta.

Gráfico 21: Función impulso-respuesta del modelo PVAR, episodios de bajo endeudamiento



Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Comparación

Los resultados encontrados de los multiplicadores fiscales para períodos de alta y baja deuda reflejan que las diferencias entre ambos escenarios no son obvias al comparar los multiplicadores de corto plazo. En este caso, las estimaciones de panel dinámico difieren de las estimaciones de los modelos de VI y ecuaciones simultáneas tanto para períodos de alto endeudamiento como para períodos de bajo endeudamiento. Si comparamos las estimaciones de panel dinámico, se puede concluir que el multiplicador de corto plazo es mayor para economías altamente endeudadas que para economías donde la deuda no sobrepasa el 60% del PIB, mientras que si comparamos las regresiones por medio de VI y ecuaciones simultáneas, se llega al resultado contrario. Es decir, los modelos de VI y ecuaciones simultáneas muestran que el multiplicador de impacto es mayor en períodos de deuda baja que en períodos de alto endeudamiento.

Sin embargo, las diferencias son notorias cuando comparamos los resultados del multiplicador acumulado para ambos casos. El multiplicador acumulado para economías que presentan períodos altos de endeudamiento no varía con respecto al multiplicador de impacto, mientras que, en el caso de períodos de bajo endeudamiento, el multiplicador de largo plazo puede llegar a ser hasta de 0.914. En cierta manera, estos resultados son similares a los encontrados por Contreras y Battelle (2014), quienes encuentran que el multiplicador de impacto para economías endeudadas es de 0.37, mientras que el multiplicador acumulado es de 0.39, lo que indica que no existe una variación entre el efecto de corto y largo plazo para economías con alta deuda. Por otro lado, los autores encuentran que el multiplicador de impacto para economías con un endeudamiento bajo es de 0.44, mientras que el multiplicador de largo plazo es de 1.49.

Conclusiones Capítulo I

En general, las estimaciones presentadas en este capítulo concuerdan con lo predicho por la teoría y lo encontrado en las investigaciones empíricas de similar enfoque. Por un lado, se encuentra que los multiplicadores fiscales en economías de alto ingreso son mayores que economías pequeñas, tanto en el corto como en el largo plazo. Se encontró que un posible canal por el que se da esta diferencia consiste en el efecto que tiene el gasto del gobierno sobre el consumo privado.

Además, se evidenció que los multiplicadores son mayores en períodos de baja apertura comercial que en períodos de alta apertura, en donde un posible canal que explique esta diferencia es el efecto que tiene el shock fiscal sobre la balanza en cuenta corriente. Además, se estimó que los multiplicadores son mayores en economías con tipo de cambio fijo que en países con un régimen de tipo de cambio flexible, en donde los canales del modelo Mundell-Fleming con respecto a la apreciación del tipo de cambio y efecto en cuenta corriente se hicieron evidentes, pero no se encontró indicios de una acomodación monetaria. Finalmente, las divergencias entre períodos de endeudamiento alto y bajo sólo se hicieron evidentes en el largo plazo, mientras que las estimaciones del multiplicador de impacto dieron resultados ambiguos.

Por otro lado, los resultados de estimadores de panel autoregresivo, así como las estimaciones por medio de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas dieron resultados estadísticamente significativos y similares entre sí para todos los escenarios propuestos, excepto

para el caso de períodos de alto endeudamiento. Sin embargo, la estimación por medio del modelo VAR para panel arrojó funciones impulso respuestas con intervalos de confianza demasiado anchos para horizontes temporales altos, lo cual es un indicio de que puede que este tipo de modelos no se ajuste de manera adecuada a los datos presentados en esta disertación. Las estimaciones mediante vectores autoregresivos podrían mejorar aplicando una metodología de VAR de panel estructural, como lo aplicado por Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014).

Finalmente, los resultados encontrados difieren en algunos casos de las estimaciones encontradas tanto en el caso de Ilzetzki, Mendonza y Végh, como Contreras y Battelle. Contreras (2014: 15) sugiere que las divergencias de los resultados pueden darse debido a la metodología utilizada, pero que una fuente más importante de diferencias entre estimaciones es el período y el panel de datos utilizado. Esto indica que los multiplicadores podrían ser sensibles a los datos incorporados en el panel, así como el período temporal en el que se estiman. Lo último indica que el tamaño de los multiplicadores no es lineal en el tiempo, y que varían dependiendo el contexto temporal en el que son estimados.

Capítulo 2: Estimación de los multiplicadores fiscales para países individuales

El Capítulo I se centró en la estimación de los multiplicadores fiscales de corto y largo plazo para diferentes paneles de países, separados según factores que afectarían el valor de los multiplicadores, como tamaño de la economía, régimen de tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento. Este capítulo busca corroborar los resultados de datos de panel, al estimar el tamaño de los multiplicadores para economías individuales utilizando un enfoque de series temporales. El problema de este enfoque radica en la dificultad de encontrar economías que sean comparables entre sí y en la complejidad de aislar características económicas específicas para comprobar si es que los multiplicadores varían bajo distintos escenarios. Al no tener una estructura de datos de panel, es difícil aislar un componente específico de las economías, con el fin de obtener el resultado del multiplicador bajo determinada característica económica.

Para lograr esto, lo ideal sería utilizar a un mismo país como su propio contrafactual; es decir, analizar períodos donde el país hubiera manejado regímenes de tipo de cambio distintos, períodos de alta o baja apertura comercial, etc. Sin embargo, a diferencia de la estructura de datos de panel, las series temporales individuales de la muestra contienen pocas observaciones y menor variabilidad de datos, por lo que no es posible utilizar a un mismo país y contrastarlo con sí mismo en diferentes períodos. En este sentido, se optó por separar a los países una vez más entre alto y bajo ingreso, y en cada panel encontrar economías similares en las variables presentadas en la muestra, pero que difieran en la característica que se quiere analizar.

Usualmente, las estimaciones del multiplicador para países individuales se las realiza mediante modelos de vectores autoregresivos estructurales, los cuales aíslan la exogeneidad de la política fiscal (ver Batini, 2014; Blanchard y Perotti, 2003; Caldara y Kamps, 2008; Cerón, 2012). Sin embargo, debido a la complejidad de los modelos SVAR y para que las estimaciones sean comparables con los resultados del Capítulo I, se aplicó los modelos de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas, pero bajo un esquema de series de tiempo. Si bien los modelos presentados no son aplicados de manera habitual al cálculo de los multiplicadores para países individuales, proveen un buen indicio sobre el valor de los multiplicadores para las economías analizadas.

Por otro lado, las estimaciones presentadas en este capítulo son los resultados del multiplicador de impacto de los países individuales. La razón por la cual no se calculó el multiplicador de largo plazo es que las estimaciones por medio de VI no resultaron estadísticamente significativas para algunos países, y, como se explicó anteriormente, la metodología del cálculo de las elasticidades de largo plazo no se puede realizar mediante las estimaciones del modelo de ecuaciones simultáneas. Sin embargo, si bien el multiplicador acumulado provee de mayor información sobre el comportamiento del PIB en el largo plazo bajo shocks acumulados del gasto, el multiplicador de corto plazo es válido para comparar los efectos de la política fiscal sobre la actividad económica entre países (Cerón, 2012). De igual manera, hay que recordar que el valor estimado del multiplicador es un promedio del efecto de corto plazo del gasto sobre el PIB durante el período de 2000 a 2017.

Finalmente, el objetivo de este capítulo no es analizar el comportamiento de la política fiscal en cada uno de los países a estudiar. Dado que el período temporal utilizado en la disertación es de 2000 a 2017, examinar el desarrollo de la política fiscal durante 17 años para 12 economías resulta demasiado extenso. En lugar de eso, se pretende únicamente comparar las características observables de los países y comprobar si es que la teoría económica sobre los determinantes del tamaño de los multiplicadores se cumple también a nivel de desagregación de países.

Selección de la submuestra

Para poder comprobar si es que las características específicas de un país en términos de tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento afectan el valor del multiplicador fiscal calculado mediante el uso de series de tiempo, se decidió extraer una submuestra de cada panel de economías de alto y bajo ingreso. La razón por la cual se separó a las economías según ingreso es que, para lograr una comparación válida, se debe tomar en cuenta países que tengan un tamaño de economía similar. En este sentido, la submuestra se eligió de forma que se obtuvieran 2 países comparables por cada característica a analizar. Es decir, se seleccionaron 2 economías que presentaran características económicas similares, pero que difirieran en el factor determinante del tamaño de los multiplicadores, como régimen de tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento.

En una primera instancia, se consideró elegir a la submuestra de tal manera que se obtuvieran países que cumplieran con todas las características sostenidas por la teoría que determinarían un multiplicador alto o bajo. Es decir, se buscó países que cumplieran con las 4 condiciones analizadas en el capítulo 1: i) alto (bajo) ingreso; ii) tipo de cambio fijo (flexible); iii) baja (alta) apertura comercial; y iv) bajo (alto) nivel de endeudamiento. De esta forma se podría calcular los multiplicadores bajo escenarios en donde la teoría predijera que el valor del multiplicador sería alto (bajo), y comprobar si es que las estimaciones empíricas concordaban con la teoría y las estimaciones de datos de panel. Sin embargo, no se encontró países que cumplieran con las 4 características en el período analizado, por lo que esta estrategia de selección de la submuestra quedó descartada.

Debido a esta complicación, se optó por elegir la submuestra de tal forma que se obtuvieran dos economías comparables que difirieran en la característica que se quisiera aislar. De esta manera, se obtuvo países comparables entre sí y se calculó el valor del multiplicador fiscal para cada uno, en donde la diferencia entre éstos se atribuye a la característica en la que difieren. Sin embargo, se reconoce que la diferencia del multiplicador fiscal puede darse por medio de muchos canales, y no es posible atribuir esta divergencia a un único factor. Por ejemplo, los países comparados podrían diferir en su estructura económica, aspectos institucionales y administración de los recursos fiscales. Estos factores podrían también condicionar el valor del multiplicador en el período analizado; sin embargo, dada la restricción de variables obtenidas, no es posible ahondar en mayor medida sobre los determinantes del tamaño del multiplicador en cada una de las economías analizadas.

Economías de alto ingreso

Tipo de cambio fijo y flexible

Como se mencionó anteriormente, para poder aislar el efecto que tiene el régimen de tipo de cambio sobre los multiplicadores utilizando series temporales, se eligieron dos economías de alto ingreso que fueran semejantes entre sí en características observables. En este sentido, fue difícil encontrar dos economías con características semejantes que pertenecieran a diferentes regímenes de tipo de cambio, pero después de analizar los promedios de las variables de la muestra general, se eligió Finlandia y Suecia, dos economías europeas vecinas (Anexo 17)²¹.

Para poder contrastar las características de las economías, se tomó el promedio de todas las variables durante el período estudiando. Tras esto, ambas economías presentan similitudes en características observables de la muestra, como nivel de gasto del gobierno y consumo privado como porcentaje del PIB, grado de apertura comercial, nivel de deuda del gobierno central como porcentaje del PIB y balance en cuenta corriente en el período de 2000-2017. En lo que respecta al nivel de gasto del gobierno, Finlandia muestra un promedio de gasto como porcentaje del PIB de 22.50%, mientras que Suecia presenta 25.36%. Por otro lado, el promedio del período de consumo privado con respecto al PIB es de 51.68% en Finlandia y 45.8% en Suecia. El nivel de endeudamiento también es similar entre estas economías, en donde Finlandia presenta un promedio de deuda con respecto al PIB de 47.21%, mientras que para Suecia este indicador es de 43.73%. Además, ambas economías muestran un promedio de grado de apertura comercial alto, con 57.57% para Finlandia y 60.16% para Suecia. No obstante, las dos presentan un promedio de balanza de pagos positivo durante todo el período.

En lo que respecta a regímenes de tipo de cambio, Finlandia ha sido parte de la Unión Europea (UE) desde 1995 y adoptó oficialmente el Euro como moneda nacional en el año 1999 (Salo, 2006). La Eurozona es una Unión Monetaria de países miembros de la UE que utiliza el euro como moneda común. El Banco Central Europeo, junto con los bancos centrales de los países miembros de la Eurozona, forman la autoridad monetaria llamada Eurosistema, encargada de conducir la política monetaria de todos los países miembros (European Central Bank, 2011).

El modelo Mundell-Fleming sostiene que, en regímenes de tipo fijo, una política fiscal expansiva no tendría efectos en la tasa de cambio de la moneda doméstica, pues las autoridades monetarias intervendrían para mantener el tipo de cambio. En este sentido, si bien el euro no es una moneda que opera bajo un esquema de tipo de cambio fijo, un país miembro de la Eurozona, al tener al euro como moneda oficial, pierde control sobre el tipo de cambio. Así, Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) sostienen que países de la eurozona deben tomarse en cuenta como países con tipo de cambio fijo, pues un aumento del gasto del gobierno no tiene un efecto sobre la tasa cambiaria del euro, y tampoco tendría los efectos devaluatorios que se presentarían bajo un esquema de tipo de cambio flexible. Por lo tanto, Finlandia está en la categoría de régimen de tipo de cambio del FMI que corresponde a arreglo sin emisor legal, y se considera que tiene un tipo de cambio fijo.

²¹ El Anexo 17 presenta los promedios de las variables a analizar para el período 2000-2017 de todas las economías de la muestra total. Las comparaciones y elección de países de este capítulo se basan en los promedios presentados en este anexo.

Por otro lado, al igual que Finlandia, Suecia es parte de la Unión Europea desde 1995, pero no ha adoptado el Euro como moneda oficial. La moneda oficial es la Corona sueca y opera bajo un tipo de cambio flexible flotante desde 1990 (Heikensten, 2001). Desde 2010, la corona sueca ha ido perdiendo su valor con respecto al euro, debido en gran parte a una política cambiaria de depreciación por parte del Banco Central para fomentar las exportaciones y mantener una inflación baja, dando como resultado una depreciación de más del 15% en los últimos 7 años (Blitz, 2016).

Una vez expuesta la diferencia entre regímenes de tipo de cambio de ambas economías, se puede sentar una base de que los dos países comparten características similares, excepto que Finlandia opera bajo un tipo de cambio fijo sin emisor legal, mientras que Suecia opera bajo un tipo de cambio flexible flotante. A continuación, en la Tabla 25 se muestran los resultados del multiplicador fiscal de impacto para ambas economías.

Tabla 25: Multiplicador de impacto - Finlandia y Suecia

Variables	Finlandia		Suecia	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	VI	ES	VI	ES
Log(Y) _{t-1}	0.0453** (0.00696)	0.00824** (0.00139)	0.0352* (0.0137)	0.0520 (0.0663)
Log(G)	0.983*** (0.169)	0.988*** (0.0637)	0.826*** (0.248)	0.811*** (0.122)
Observaciones	70	70	70	70
R-cuadrado	0.888	0.887	0.908	0.915

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto).

Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Los resultados de la Tabla 25 muestran que las estimaciones son similares entre el modelo de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas, lo que contribuye a la robustez de los resultados encontrados. El multiplicador en Finlandia tiene un valor de 0.983 bajo el modelo de VI y 0.988 bajo el modelo de ecuaciones simultáneas. Es decir, un shock fiscal del 1% incrementará el PIB en 0.98% en promedio en este país en el mismo período. Por otro lado, el multiplicador de Suecia es de 0.826 bajo el modelo de VI y 0.811 bajo el modelo de ecuaciones simultáneas.

Si bien la diferencia entre multiplicadores no es extremadamente alta, si se puede evidenciar que el multiplicador fiscal en una economía con tipo de cambio fijo es más alto que el multiplicador fiscal en una economía que opera bajo tipo de cambio flexible. Intuitivamente se

puede argumentar que la diferencia se encuentra en la apreciación que tiene una expansión fiscal sobre el tipo de cambio en Suecia, lo cual hará que las importaciones aumenten. El grado en el cual habrá un efecto crowding-out por importaciones dependerá en gran medida de la propensión marginal a consumir de los hogares y el efecto del gasto fiscal sobre el consumo privado.

Apertura comercial alta y baja

Del mismo modo, para comprobar si es que los multiplicadores fiscales son mayores en economías con baja apertura comercial utilizando un enfoque de series de tiempo, se eligieron dos economías que tuvieran características similares pero que difirieran en el grado de apertura comercial. Igual que en el caso expuesto anteriormente, encontrar dos economías comparables en este sentido no fue una tarea sencilla. Sin embargo, se llegó a la conclusión que Austria y España comparten características observables similares en la base de datos y período presentado, en donde la única diferencia radica en su grado de apertura comercial.

En relación a todo el período, Austria presenta un promedio de porcentaje del gasto del gobierno con respecto al PIB de 19.63%, mientras que para España este indicador es de 18.44%. Por otro lado, el nivel de consumo de los hogares con respecto al PIB es de 53.24% en Austria y 57.88% en España. El nivel de endeudamiento de ambos países se considera alto de acuerdo al umbral presentado en el capítulo anterior, en donde Austria presenta un promedio de deuda del gobierno central de 72.39% del PIB en todo el período, mientras que España tiene un porcentaje de deuda promedio de 68.18% para todo el período. Por medio de estas comparaciones básicas, se puede concluir que ambos países son comparables, ya que presentan características observables similares.

Ahora bien, la diferencia entre ambas economías surge por su grado de apertura comercial y su promedio de balanza en cuenta corriente durante todo el período estudiado. Debido a que, al trabajar con series de tiempo, no se tienen tantas observaciones como bajo una estructura de datos de panel, no fue posible separar las economías por períodos de alta y baja apertura comercial, sino que se utilizó el promedio del índice de apertura para todo el período y se clasificó a las economías en abiertas o cerradas. De esta manera, Austria presenta un alto grado de apertura comercial entre 2000 y 2017, con un índice promedio de 75.29%. Por otro lado, España presenta una apertura comercial promedio de 43.21% en el mismo período, lo cual es considerado una apertura comercial baja.

Tomando estas consideraciones, se calculó el multiplicador de impacto para ambas economías utilizando de igual manera modelos de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas, con el fin de comprobar si es que los resultados de panel concuerdan con los modelos evaluados desde un enfoque de series de tiempo. La Tabla 26 muestra los resultados de las estimaciones. La primera observación que puede hacerse de la Tabla 26 es que, a diferencia de los modelos de tipo de cambio, los parámetros estimados de los modelos para Austria y España difieren considerablemente entre el modelo de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas.

En el caso de Austria, el multiplicador de impacto calculado por medio de VI es de 0.916, mientras que el multiplicador estimado por ecuaciones simultáneas es de 0.404. Sin embargo, la estimación de VI no es estadísticamente significativa, mientras que el parámetro estimado por medio de ecuaciones simultáneas es significativo al 1% de nivel de confianza. Por lo tanto, se podría argumentar que la deuda no es un buen instrumento del gasto en el caso de una economía como Austria; es decir, puede que la correlación entre deuda y gasto del gobierno no

sea alta, o que el instrumento no es totalmente exógeno. También podría considerarse que, dadas las pocas observaciones obtenidas bajo una estructura de series de tiempo, la deuda no presente una variabilidad suficiente para explicar cambios en la política fiscal en el período estudiado. Tomando en cuenta esto, se considera que el multiplicador de impacto de Austria es de 0.404, calculado por medio de ecuaciones simultáneas.

Por otro lado, las estimaciones de IV y ecuaciones simultáneas también difieren en el caso de España. Aquí, el multiplicador calculado por medio de VI es de 0.595, mientras que el modelo de ecuaciones simultáneas arroja un multiplicador de 0.763. A diferencia de los modelos aplicados a Austria, ambas estimaciones son estadísticamente significativas, pero en distintos niveles de confianza. La estimación por medio de VI es significativa al 5% de nivel de confianza, mientras que la estimación de ecuaciones simultáneas es significativa al 1% de nivel de confianza. Basándonos en estos criterios, se puede concluir que la estimación por medio de VI es válida para el caso de España, pero puede que no extraiga todo el componente endógeno del gasto. Por ello, se considera que el multiplicador fiscal de España es de 0.763 por medio de la estimación de ecuaciones simultáneas.

Al comparar los resultados de los modelos para los dos países, se evidencia que el multiplicador es mayor en una economía cerrada que en una economía con alta apertura comercial, lo cual ratifica lo encontrado en los modelos aplicados a datos de panel. Sin duda, existen muchos factores por los cuales se puede explicar la diferencia en multiplicadores entre ambas economías que deberían ser estudiadas con mayor profundidad, como la propensión marginal a importar, el tipo de gasto público, el efecto del gasto sobre el consumo de los hogares, entre otros.

Tabla 26: Multiplicador de impacto – Austria y España

Variables	Austria		España	
	(1) VI	(2) ES	(1) VI	(2) ES
Log(Y) _{t-1}	0.0327* (0.388)	0.0338* (0.0357)	0.143* (0.118)	0.185* (0.0279)
Log(G)	0.916 (0.822)	0.404*** (0.0550)	0.595** (0.0261)	0.763*** (0.0858)
Observaciones	70	70	70	70
R-cuadrado	-	0.412	0.784	0.871

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto).

Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Nivel de endeudamiento alto y bajo

Finalmente, se quiere comprobar si existe diferencias en el valor de los multiplicadores fiscales entre economías con distintos niveles de endeudamiento público. Los resultados mediante datos de panel arrojaron resultados un tanto ambiguos en el corto plazo, en donde la diferencia entre países de alto y bajo endeudamiento no eran tan notorias. Por lo tanto, en esta sección se pretende analizar si es que los multiplicadores de impacto difieren entre distintos niveles de endeudamiento utilizando series de tiempo. Para ello, se eligió dos economías de alto ingreso que difirieran considerablemente en el porcentaje de deuda neta del gobierno con respecto al PIB, pero que fueran similares en otras características económicas observables. Bajo estos criterios, en una primera instancia se eligió Canadá y Estados Unidos, por ser economías vecinas y con diferencias notorias en su nivel de deuda. Sin embargo, mientras Estados Unidos presenta una deuda alta, también es una economía con una de las aperturas comerciales más bajas de la muestra, mientras que Canadá presenta una apertura alta.

Por esta razón, se eligió a España y Grecia como dos economías comparables que difieren en nivel de endeudamiento. Si bien ambas economías presentan un nivel de deuda alto, la deuda de Grecia promedio del período dobla en tamaño a la deuda presentada en España, por lo que una comparación entre ambos países toma a España como una economía con bajo nivel de deuda y a Grecia como un país altamente endeudado. Los dos países sufrieron las consecuencias de la crisis económica de 2008, en donde el alto déficit fiscal dio paso a mayores contrataciones de deuda por parte del gobierno (Kenny, 2018). En Grecia, los altos niveles de endeudamiento dieron paso a una crisis que necesitó la intervención del FMI y el Banco Central Europeo, mediante un rescate financiero (Kenny, 2018).

Como se vio anteriormente, la teoría de Equivalencia Ricardiana argumenta que altos niveles de endeudamiento podrían socavar la efectividad de la política fiscal de estabilización, en el sentido de que los agentes racionales anticipan la deuda como obligaciones tributarias futuras, por lo que restringirán su consumo hoy. En este caso, con una deuda neta del gobierno central promedio de 134.32 % del PIB, Grecia debería tener un multiplicador fiscal mucho más bajo que España, con una deuda promedio de 68.18% del PIB. La Tabla 27 muestra el cálculo del multiplicador de corto plazo para ambas economías. El multiplicador de impacto para Grecia es de 0.717 bajo el modelo de VI, mientras que el modelo de ecuaciones simultáneas estima un multiplicador de 0.734. Ambos son estadísticamente significativos y no difieren en mayor medida, por lo que se puede concluir que los resultados son robustos bajo los dos modelos. Por otro lado, en la sección anterior ya se presentó el multiplicador fiscal de corto plazo de para España, que es de 0.763 basado en el modelo de ecuaciones simultáneas.

Estos resultados nos indican que los multiplicadores fiscales no difieren entre sí bajo distintos niveles de endeudamiento público. Se vio que, si bien España presenta una deuda promedio alta durante todo el período, Grecia tiene una deuda promedio que duplica a la de España, por lo que el multiplicador debería ser menor bajo la teoría de Equivalencia Ricardiana. Sin embargo, estos resultados también se observaron en las estimaciones de datos de panel, en donde el multiplicador era diferente únicamente en el largo plazo. No obstante, bajo las estimaciones presentadas en esta sección y bajo los criterios por los cuales se seleccionaron los países, se puede decir que, en el período estudiado, los estímulos fiscales sí tienen un efecto positivo en economías altamente endeudadas como Grecia y, en cierta medida, España, en donde el multiplicador de impacto se aproxima al valor de 0.7.

Tabla 27: Multiplicador de impacto – Grecia y España

Variables	Grecia		España	
	(1) VI	(2) ES	(1) VI	(2) ES
Log(Y) _{t-1}	0.0826 (0.0585)	0.00207 (0.0142)	0.143* (0.118)	0.185* (0.0279)
Log(G)	0.717*** (0.174)	0.734*** (0.150)	0.595** (0.0261)	0.763*** (0.0858)
Observaciones	70	70	70	70
R-cuadrado	0.805	0.805	0.784	0.871

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto).

Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Economías de bajo ingreso

Tipo de cambio fijo y flexible

La sección anterior se enfocó en encontrar diferencias en los multiplicadores fiscales bajo distintos escenarios de tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento para economías de alto ingreso. Esta sección se centrará en verificar si existen diferencias en los multiplicadores fiscales entre países de bajo ingreso que difieran en características económicas que condicionen la efectividad de la política fiscal. El primer escenario es el cálculo del multiplicador fiscal en economías emergentes que difieran en el régimen de tipo de cambio, pero que mantengan similitudes en otras características observables de la muestra. Esto resulta especialmente complicado para la submuestra de economías emergentes, donde sólo 3 países de bajo ingreso manejan un tipo de cambio fijo. Debido a que estas 3 economías pertenecen a la región de Latino América y el Caribe, se debió encontrar una economía de la región que manejara un tipo de cambio flexible y que sea comparable con alguna de éstas.

Tras comparar las economías utilizando los promedios del período de las variables incluidas en la base de datos, se llegó a la conclusión que Ecuador y Perú son economías comparables que difieren en el régimen de tipo de cambio. Por un lado, el promedio del porcentaje del gasto con respecto al PIB para el período de 2000-2017 en ambos países es similar, en donde Ecuador tiene un promedio de porcentaje de gasto del gobierno de 12.13% para todo el período, mientras que Perú presenta un gasto de 11.24% del PIB. Por otro lado, ambas economías presentan un promedio de porcentaje de consumo de los hogares con respecto al PIB semejante, siendo éste

del 64.53% en Ecuador y 65.58% en Perú. En lo que respecta a apertura comercial, Ecuador presenta una economía más abierta, teniendo un promedio del índice de apertura comercial de 54.42% para todo el período, mientras que Perú muestra una apertura de 38.69% del PIB. Si bien su nivel de comercio exterior no es completamente similar, se puede concluir que ambas economías son relativamente cerradas y se mantienen por debajo del umbral del 60% establecido en el Capítulo 1 para categorizar a las economías según su apertura comercial. Finalmente, ambas muestran un nivel de endeudamiento promedio bajo para todo el período, siendo éste de 34.11% para Ecuador y 31.62% para Perú.

En lo que respecta al régimen cambiario, Perú maneja un tipo de cambio flotante de su moneda, el Sol peruano, mientras que Ecuador adoptó un esquema de dolarización desde el año 2000. Bajo la categorización de regímenes cambiarios por parte del FMI, se considera que Ecuador, al ser una economía dolarizada, maneja un tipo de cambio fijo bajo la categoría de arreglo sin emisor legal. La dolarización implica la anulación de la moneda nacional reemplazando su uso con la moneda de otro país como numerario de curso legal, en este caso, el dólar de Estados Unidos (Onur Tas y Togay, 2014). Ecuador perdió autonomía sobre la política monetaria y cambiaria tras dolarizarse, además del rol del Banco Central como prestamista de última instancia (Onur Tas y Togay, 2014). Esto hace que la política fiscal sea la única política macroeconómica que se pueda aplicar con autonomía bajo un esquema de dolarización. Como se vio anteriormente, en el caso de los países de la Eurozona, el hecho de que un país no tenga influencia sobre el tipo de cambio de su moneda en uso, como es el caso de un país dolarizado como Ecuador, hace que una política fiscal expansiva no tenga efectos apreciativos sobre la tasa cambiaria. Por este motivo, el multiplicador fiscal debería ser mayor que en una economía similar que opere bajo un régimen de tipo de cambio flexible.

En este sentido, se calculó el multiplicador de impacto de ambas economías para comprobar si existe una diferencia en el efecto de la política fiscal bajo distintos escenarios de tipo de cambio. La Tabla 28 muestra los resultados del multiplicador para Ecuador y Perú. En el caso de Ecuador, la estimación por medio del modelo de variables instrumentales no es estadísticamente significativa, mientras que el resultado de la estimación de ecuaciones simultáneas da un multiplicador de 0.209. Es decir, un aumento del gasto público del 1% aumentará en PIB en 0.209% en el mismo período. Debido a que la estimación por medio de variables instrumentales no es significativa bajo ningún nivel de confianza, se asume que el valor del multiplicador para Ecuador es el estimado mediante el modelo de ecuaciones simultáneas. En el caso de Perú, tanto la estimación del modelo de VI como la del modelo de ecuaciones simultáneas son estadísticamente significativas. Si bien los resultados son un tanto distintos, se puede concluir que el multiplicador de Perú de corto plazo varía entre 0.307 y 0.368.

Los resultados de la Tabla 28 contradicen lo encontrado en los modelos de datos de panel y en los modelos de series temporales para países de alto ingreso. Aquí, el multiplicador de Ecuador, país con tipo de cambio fijo, es menor que el multiplicador de Perú. Este resultado contradictorio con la teoría y las estimaciones empíricas encontradas anteriormente puede explicarse, entre otros factores, al nivel de apertura comercial de ambos países, donde Ecuador presenta una apertura mucho mayor que Perú. Si es que Ecuador tiene una alta propensión marginal a importar, un aumento del ingreso disponible tras un shock fiscal hará que los agentes económicos demanden más bienes importados que bienes domésticos, por lo que el multiplicador será menor. Por otro lado, ambos países muestran multiplicadores bajos y concuerdan con el promedio encontrado para países de bajo ingreso estimados bajo modelos de datos de panel.

Tabla 28: Multiplicador de impacto – Ecuador y Perú

Variables	Ecuador		Perú	
	(1) VI	(2) ES	(1) VI	(2) ES
Log(Y) _{t-1}	0.146 (0.348)	0.341*** (0.115)	0.252** (0.107)	0.110 (0.0854)
Log(G)	0.426 (0.263)	0.209*** (0.0746)	0.307*** (0.0779)	0.368*** (0.0719)
Observaciones	70	70	70	70
R-cuadrado	-	0.199	-	0.332

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto).

Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Apertura comercial alta y baja

Esta sección tiene como objetivo verificar si es que los resultados del multiplicador difieren según la apertura comercial en países de bajo ingreso, a manera de verificar si es que los resultados concuerdan con los encontrados en datos de panel y series temporales de países de alto ingreso. De igual forma, encontrar dos economías de la muestra con características similares que difieran únicamente en el nivel de apertura comercial no fue fácil. Por ejemplo, las economías de la región de América Latina y el Caribe muestran índices de apertura comercial bajos y similares entre sí, en donde el único país que presenta una apertura comercial alta es Costa Rica. Sin embargo, dado que Costa Rica maneja un tipo de cambio fijo, sería comparable únicamente con Ecuador y Bolivia, economías que presentan características distintas.

Es por ello que se eligió a Malasia y Filipinas, países similares del sudeste asiático y dos de las economías más fuertes de la Asociación de Naciones del Sureste Asiático (ASEAN). Durante el período estudiado, Malasia muestra un porcentaje de gasto público promedio de 12.37% del PIB, mientras que en Filipinas el gasto del gobierno promedio fue de 10.24% del PIB. Por otro lado, ambas economías muestran un consumo privado promedio similar, siendo éste del 68.08% del PIB en Malasia y del 73.74% en Filipinas en el período estudiado. Además, los dos países presentan un porcentaje de deuda semejante, donde la deuda pública promedio del período alcanza el 46.58% del PIB en Malasia y 56.03% en Filipinas.

En lo que respecta a la apertura comercial, Malasia muestra una apertura mucho mayor que Filipinas. El promedio del índice de comercio exterior durante el período estudiado es de 153.81% para Malasia, mientras que para Filipinas el índice es de 65.62%. Malasia es una de las

economías más abiertas del Asia, en donde los aranceles para productos extranjeros son extremadamente bajos, al igual que las barreras arancelarias (OECE, 2016). Si bien ambas economías son consideradas como abiertas de acuerdo con el umbral propuesto en el Capítulo 1, la apertura comercial de Malasia es 2,3 veces más grande que la de Filipinas, por lo que se considera que existirá un efecto crowding-out por importaciones mucho mayor en una economía como Malasia después de una expansión del gasto fiscal.

En este sentido, la Tabla 29 presenta el cálculo del multiplicador de corto plazo para ambos países en el período 2000-2017. En el caso de Malasia, las estimaciones por medio de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas dan resultados similares y estadísticamente significativos, donde el multiplicador de impacto varía entre 0.153 y 0.159. Por otro lado, los resultados para Filipinas son distintos bajo los dos modelos calculados. En el caso del modelo de variables instrumentales, el resultado del multiplicador es de 0.362, pero no es estadísticamente significativo bajo ningún nivel de confianza. Por otro lado, el resultado del modelo de ecuaciones simultáneas arroja un multiplicador estadísticamente significativo de 0.727; es decir, un aumento del 1% del gasto fiscal aumenta, en promedio, el PIB en 0.727% en el mismo período. En este sentido, se puede concluir que el modelo de variables instrumentales para Filipinas no se ajusta de manera adecuada a los datos y, por lo tanto, el valor del multiplicador para este país es el estimado mediante el modelo de ecuaciones simultáneas.

A su vez, estos resultados concuerdan con los encontrados en los modelos de datos de panel y series de tiempo, en donde se demostró que el multiplicador fiscal es mayor en economías con baja apertura comercial que en economías abiertas. Un punto importante que cabe recalcar es que los resultados de los modelos de datos de panel reflejan períodos de alta apertura comercial, mientras que en series de tiempo se tomó el promedio de apertura de todo el período. Esto indica que, posiblemente, los resultados del multiplicador para una misma economía varíen de acuerdo a las épocas de alta o baja apertura comercial, lo cual se evidenciaría mediante la utilización de series más largas que tengan las suficientes observaciones para la estimación de resultados robustos.

Tabla 29: Multiplicador de impacto – Malasia y Filipinas

Variables	Malasia		Filipinas	
	(1) VI	(2) ES	(1) VI	(2) ES
Log(Y) _{t-1}	0.00673 (0.123)	0.0469 (0.0919)	0.00362 (0.007)	0.00188 (0.0514)
Log(G)	0.153*** (0.0295)	0.159*** (0.0240)	0.362 (1.007)	0.727*** (0.0912)
Observaciones	66	66	67	67
R-cuadrado	0.623	0.260	-	0.144

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto).

Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Nivel de endeudamiento alto y bajo

Finalmente, se plantea calcular el multiplicador fiscal utilizando series temporales bajo distintos escenarios de endeudamiento público en economías de bajo ingreso, con la finalidad de contrastar los resultados con los obtenidos mediante datos de panel y países desarrollados. De igual manera, se buscó dos economías que fueran similares en características observables de la muestra presentada, pero que difirieran en el nivel de deuda del gobierno central. Este ejercicio fue particularmente complicado en economías de bajo ingreso, donde todas excepto Brasil presentan un promedio de endeudamiento público bajo en el período estudiado. En una primera instancia, se decidió utilizar a Brasil como escenario de un alto nivel de deuda, con un promedio de endeudamiento del 62.10% del PIB. Sin embargo, Brasil presenta el promedio de apertura comercial más bajo de toda la muestra de economías emergentes, con 19.6% de índice de apertura comercial, además que es la economía más grande de la región de América Latina y el Caribe. Esto hizo que sea difícil encontrar una economía comparable con Brasil en tamaño, apertura comercial y nivel de deuda.

Por lo antes mencionado, se decidió utilizar dos economías comparables que difirieran en nivel de endeudamiento, sin que una necesariamente sobrepasara el umbral de deuda propuesto en el Capítulo I. Así, las economías seleccionadas fueron Perú y Bolivia. Ambas economías latinoamericanas presentan un nivel de gasto del gobierno similar, siendo éste de 15.12% del PIB en Bolivia y 11.24% en Perú. Por otro lado, el promedio de consumo de los hogares a lo largo del período es similar en ambos países, donde en Bolivia el 66.37% del PIB corresponde al consumo privado y en Perú el 65.58% del PIB está dado por el consumo de los hogares. Por otro lado, si bien la apertura comercial de ambos países no es exactamente igual, se puede considerar a ambas como economías cerradas, en donde el índice de apertura comercial para Bolivia es de 56.29% y 38.69% en Perú. Finalmente, en lo que respecta a la deuda del gobierno central como porcentaje del PIB, Bolivia muestra una deuda promedio de todo el período de 45.98%, mientras que Perú presenta una deuda promedio de 31.62%.

La Tabla 30 muestra los resultados de los multiplicadores de corto plazo para ambas economías. Por un lado, como ya se analizó anteriormente en el caso de Perú, las estimaciones por medio de los modelos de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas dan resultados estadísticamente significativos, por lo que se concluyó que el multiplicador de este país varía de 0.307 a 0.368 para el período analizado. De la misma manera, el multiplicador de corto plazo de Bolivia es estadísticamente significativo tanto en el modelo de variables instrumentales como el modelo de ecuaciones simultáneas. Por un lado, el modelo de VI estima un multiplicador de impacto de 0.384; es decir, un shock fiscal del 1% incrementará el PIB en 0.384% en el mismo período. Por otro lado, el modelo de ecuaciones simultáneas arroja un multiplicador de corto plazo de 0.412, el cual también es estadísticamente significativo. Debido a esto, se puede concluir que el multiplicador de impacto de Bolivia para el período estudiado varía entre 0.384 y 0.412.

Los resultados de diferentes tipos de endeudamiento para economías de bajo ingreso no varían demasiado. Por un lado, se obtiene un multiplicador de corto plazo de un rango de 0.307 a 0.368 para una economía con deuda baja, mientras que el multiplicador varía de 0.384 a 0.412 en una economía con deuda alta, como Bolivia. Si bien las estimaciones no varían demasiado entre sí, los resultados contradicen la teoría económica, que argumenta que el multiplicador fiscal será menor en economías altamente endeudadas. Ahora bien, estas estimaciones no son concluyentes, pues, como se explicó anteriormente, las economías analizadas en esta sección no presentan niveles de deuda extremadamente altos. En este caso, la economía tomada como altamente endeudada, Bolivia, tiene un nivel de deuda promedio de 45.98%, lo cual está por

debajo del umbral establecido por Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y utilizado en el capítulo 1. En este sentido, puede que las estimaciones no reflejen las diferencias esperadas tras analizar distintos niveles de endeudamiento manteniendo lo demás constante.

Tabla 30: Multiplicador de impacto – Perú y Bolivia

Variables	Perú		Bolivia	
	(1) VI	(2) ES	(1) VI	(2) ES
Log(Y) _{t-1}	0.252** (0.107)	0.0845 (0.161)	0.0731 (0.0925)	0.0261 (0.0483)
Log(G)	0.307*** (0.0779)	0.368*** (0.0719)	0.384*** (0.0453)	0.412*** (0.0231)
Observaciones	70	70	66	66
R-cuadrado	-	0.152	-	0.782

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto).

Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Conclusiones Capítulo II

En general, las estimaciones del multiplicador fiscal de corto plazo para países individuales dieron resultados similares a los encontrados bajo una estructura de datos de panel y los predichos por la teoría económica. Por un lado, los resultados de las comparaciones de regímenes de tipo de cambio en economías de alto ingreso concordaron con lo encontrado en el Capítulo I y lo propuesto por el modelo Mundell-Fleming, que argumenta que existirá un efecto crowding-out mucho mayor en economías con tipo de cambio flexible tras un shock del gasto del gobierno.

Por otro lado, se comprobó que, tanto en países de alto como bajo ingreso, los multiplicadores son menores en economías abiertas que en países con una baja apertura comercial. Además, la estimación de los multiplicadores dependiendo del nivel de endeudamiento utilizando series temporales arrojó resultados contradictorios tanto en países de alto como bajo ingreso, lo mismo que se evidenció en los modelos de datos de panel. Finalmente, el multiplicador fiscal en países de bajo ingreso diferenciados por régimen de tipo de cambio dio resultados contradictorios, a diferencia de los modelos de datos de panel y series de tiempo de países de

alto ingreso para el mismo caso. Aquí, se evidenció que el multiplicador de Ecuador, país con tipo de cambio fijo, es menor que el multiplicador de Perú, país con tipo de cambio flexible.

Si bien la selección de la submuestra se realizó de tal manera que las economías sean comparables entre sí, encontrar países con características similares pero que difirieran específicamente en la característica de interés fue una tarea complicada. Sin embargo, en general se encontró economías parecidas que mostraban un comportamiento promedio similar de las variables observables de la muestra. No obstante, cabe recalcar que, si bien las economías son comparables a nivel de las variables de la base de datos de la disertación, es muy probable que difieran o se asemejen en características como estructura de la economía, factores institucionales, reacción de los agentes económicos ante políticas macroeconómicas, entre otros.

Además, la estrategia de identificación aplicada aquí a series de tiempo, como variables instrumentales y ecuaciones simultáneas, no es común dentro de la literatura empírica. Se vio que algunas estimaciones por medio del modelo de VI resultaron no significativas. Esto no necesariamente quiere decir que el instrumento propuesto no sea válido, sino que las pocas observaciones y la poca variabilidad de la deuda pública en series de tiempo individuales puede que haya afectado las estimaciones por medio de VI. En todo caso, las estimaciones podrían mejorar aplicando modelos convencionales como los modelos de vectores autoregresivos estructurales (SVAR), aplicados por Blanchard y Perotti (2002) y Caldara y Kamps (2008). Por esta y otras razones expuestas anteriormente, se considera que las estimaciones presentadas no son concluyentes, y pueden verse afectadas por otros canales y factores no analizados bajo la presente investigación, pero que vale la pena investigar en el futuro.

Conclusiones

La crisis financiera de 2008-2009 renovó el interés sobre la efectividad de la política fiscal como medida de estabilización económica. La importancia de cuantificar el efecto de una política fiscal expansiva sobre el PIB radica en que las estimaciones empíricas del valor del multiplicador fiscal sirven para diseñar políticas macroeconómicas realistas, de manera que se optimice la asignación de recursos y los resultados esperados de la misma (Batini et al, 2014). Bajo este contexto, la presente investigación se propuso determinar el efecto de una política fiscal expansiva sobre el PIB en un panel de 34 países, el cual contenía países desarrollados y en vías de desarrollo.

Más aún, el interés de la investigación radicaba en replicar el estudio realizado por Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011), quienes analizaron el efecto del gasto público sobre el PIB para distintos escenarios siguiendo lo propuesto por el modelo Mundell-Fleming, el efecto crowding-out y la Teoría de Equivalencia Ricardiana. Así, se calcularon los multiplicadores de corto y largo plazo en paneles de países diferenciados por nivel de ingreso, apertura comercial, tipo de cambio y nivel de endeudamiento público.

En general, los resultados de los modelos de datos de panel concordaron con lo predicho por las teorías económicas analizadas y con lo encontrado en investigaciones empíricas de enfoque similar (ver Ilzetzki, Mendonza y Végh, 2011; Contreras y Battelle, 2014). Se evidenció que el multiplicador de corto y largo plazo es mayor en economías grandes que en comparación con economías pequeñas y se estimó que un posible canal por el cual se da esta diferencia es el efecto que tiene un shock fiscal sobre el consumo de los hogares. Asimismo, se evidenció que los multiplicadores de corto y largo plazo son mayores en economías con baja apertura comercial que en economías abiertas, en donde un posible canal por el cual habría un efecto crowding-out es el efecto que tiene la política fiscal sobre la balanza en cuenta corriente en economías con alta apertura comercial.

Por otro lado, se estudió si los canales tradicionales del modelo Mundell-Fleming se cumplían en el panel y período analizados en la presente investigación. Los modelos aplicados para el cálculo de los multiplicadores fiscales de impacto y acumulado para países con tipo de cambio fijo y flexible arrojaron resultados que concuerdan con lo propuesto en el modelo. En general, el valor del multiplicador de corto y largo plazo en economías que operan bajo un tipo de cambio fijo supera al valor del mismo en economías que manejan un tipo de cambio flexible.

A su vez, se estudiaron los canales por los cuales podría haber un efecto crowding-out que explicara la diferencia entre ambos escenarios. Se encontró que una política fiscal expansiva aprecia el tipo de cambio en mayor medida en economías con tipo de cambio flexible que en economías con tipo de cambio fijo, pero se concluyó que debería investigarse la propensión marginal a importar en ambos escenarios para determinar si esta es la causa de la diferencia del valor del multiplicador entre ambos. Una aproximación para llegar a esto fue estimar el efecto de una política fiscal expansiva sobre la balanza en cuenta corriente. Se evidenció que países con tipo de cambio flexible presentan una deterioración mayor de balanza en cuenta corriente que países con tipo de cambio fijo.

Finalmente, se estudió si existió algún tipo de acomodación monetaria tras un aumento del gasto del gobierno; es decir, si hubo un efecto del gasto público sobre la tasa de interés de corto

plazo. El modelo Mundell-Fleming predice que una política fiscal expansiva tiende a elevar las tasas de interés de corto plazo. Sin embargo, no se encontró evidencia de una acomodación monetaria tras un shock fiscal, resultado que se evidencia también en el estudio realizado por Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011). Una de las razones por las cuales no se observa ningún efecto sobre las tasas de interés puede deberse a que, tras la crisis financiera de 2008-2009, muchos países optaron por mantener la tasa de interés cercana o igual a cero, y algunas economías han mantenido sus tasas de interés rondando ese valor hasta la fecha. Debido a esto, la política fiscal expansiva no ha tenido ningún efecto sobre las tasas de interés, ya que han sido establecidas de manera independiente por las autoridades monetarias.

Finalmente, se quiso comprobar si es que los agentes se comportaron de manera Ricardiana ante un aumento del gasto público en el panel y período presentados en la investigación. A diferencia de lo propuesto por la teoría económica y lo encontrado en los estudios de Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014), los resultados del multiplicador de impacto no evidenciaron que el efecto del gasto del gobierno haya sido mayor en períodos de bajo endeudamiento que en períodos donde el nivel de deuda pública era alto. Sin embargo, se comprobó que el multiplicador acumulado es mayor en economías con bajo nivel de deuda que en países con alto nivel de endeudamiento.

Finalmente, para corroborar la robustez de los resultados de datos de panel y para verificar que las estimaciones también se evidenciaran a nivel desagregado, se estimó el multiplicador fiscal de impacto en 12 economías individuales. Cada economía se seleccionó de manera que representara un escenario en donde el multiplicador tomara un valor alto o bajo. Así, mediante la comparación de las estimaciones individuales de cada país, se evidenció que, en economías de alto ingreso, el valor del multiplicador es mayor cuando el país opera bajo un tipo de cambio fijo. A su vez, una economía con una apertura comercial alta presenta un multiplicador menor que una economía con apertura comercial baja. Finalmente, no se evidenció diferencias en el multiplicador entre una economía con alto y bajo nivel de endeudamiento.

Por otro lado, los resultados para economías de bajo ingreso concordaron con lo estimado para el caso de economías de alto ingreso bajo el escenario de apertura comercial, donde un país con alta apertura comercial presentó un multiplicador fiscal menor que una economía cerrada. También se demostró que el multiplicador de impacto no muestra ser distinto bajo escenarios de alto y bajo nivel de endeudamiento. Sin embargo, contradiciendo la teoría y las demás estimaciones empíricas, tanto de otros autores como de la presente investigación, se encontró que el multiplicador de impacto es mayor en una economía que opera bajo tipo de cambio flexible que en una economía con tipo de cambio fijo.

En general, los resultados obtenidos en la presente investigación señalan que la política fiscal expansiva sí tiene efectos sobre la actividad económica, los cuales tendrán una magnitud mayor o menor, dependiendo de las características de los países en variables como tipo de cambio, apertura comercial y nivel de endeudamiento. Del mismo modo, las estimaciones encontradas apoyan la idea de que la política fiscal sirve como herramienta de estabilización económica, al tener efectos dinamizadores sobre la economía. Sin embargo, debe tomarse en cuenta que las estimaciones de panel son promedios generalizados a economías que comparten cierta característica en común, y que representan una guía para evidenciar si ciertos factores económicos condicionan la efectividad de la política fiscal. Para que las estimaciones tengan una relevancia a nivel de política macroeconómica, es necesario que se realicen a nivel de países individuales.

Recomendaciones

Tras finalizar el proceso de investigación, se puede sugerir varias propuestas para mejorar las estimaciones presentadas y para continuar desarrollando temas importantes relacionados con los multiplicadores fiscales. Por un lado, el presente trabajo estimó el efecto de la política fiscal expansiva mediante la utilización del instrumento fiscal del gasto del gobierno. Sin embargo, el gasto público no es el único instrumento utilizado por los hacedores de política para incentivar la demanda agregada. Variaciones en el nivel de inversión del gobierno, así como recortes de distintos impuestos también son utilizados como instrumentos de política fiscal (Coenen et al, 2010). Aschauer (1989) argumenta que la inversión en infraestructura por parte del gobierno incrementaría el stock de capital tangible, aumentando a su vez la producción marginal de bienes de consumo, por lo que habrá un efecto crowding-in de la demanda. En este sentido, futuras investigaciones podrían explorar la diferencia de los multiplicadores bajo la estrategia de identificación expuesta en la presente investigación, tanto a nivel de panel como a nivel de economías individuales, para distintos tipos de instrumentos fiscales.

Por otro lado, ciertas estimaciones podrían ser mejoradas para obtener valores del multiplicador más precisos. En el caso de la estimación del modelo VAR para panel, se evidenció que las funciones impulso-respuesta mostraban intervalos de confianza demasiado grandes ante horizontes temporales altos. En este caso, se podría mejorar las estimaciones al aplicar un modelo SVAR para panel, el cual es utilizado por Ilzetzki, Mendonza y Végh (2011) y Contreras y Battelle (2014). La presente investigación no utilizó esta estrategia de investigación por su complejidad, pero futuras investigaciones podrían aplicarlo al panel y datos aquí presentados. De esta manera, se podría comparar de manera más directa los resultados de los estudios antes mencionados, y evidenciar si es que los resultados de los multiplicadores son sensibles al período y panel utilizado en la investigación, como lo indica Contreras y Battelle (2014).

Del mismo modo, por el lado de las metodologías de series temporales, si bien esta investigación aplica un modelo de variables instrumentales y ecuaciones simultáneas para la estimación del multiplicador, éstos no son los modelos más utilizados dentro de la literatura empírica bajo datos de series de tiempo. La metodología más común es el modelo SVAR, cuya aproximación puede realizarse mediante la forma recursiva, popularizada por Fatás y Mihov (2011), o mediante el modelo de Blanchard y Perotti (2002). Como se mencionó anteriormente, la importancia del cálculo preciso de los multiplicadores radica en su utilización por parte de hacedores de política macroeconómica, de manera que se tengan estimaciones confiables de los efectos de políticas públicas que involucren aumentos del gasto público sobre la actividad económica. Bajo este contexto, las estimaciones del multiplicador en países individuales deben ser lo más precisas e insesgadas posibles, por lo que futuras investigaciones podrían concentrarse particularmente en la comparación de economías individuales utilizando una estrategia de identificación como el modelo SVAR.

En lo que respecta a los datos utilizados, investigaciones posteriores podrían explotar las series encontradas a nivel de un país individual. En este sentido, estudios que se concentren en la estimación del multiplicador fiscal para un país individual pueden encontrar series más largas que las presentadas en esta disertación, al ingresar directamente a fuentes oficiales e instituciones de cada país. Como se mencionó en el Capítulo 2, la utilización de series temporales largas permite comparar el resultado del multiplicador fiscal bajo distintos escenarios de niveles de apertura comercial, regímenes de tipo de cambio y nivel de endeudamiento, al usar a un

mismo país como su propio contrafactual. De esta manera, no se tiene que buscar un país con el cual comparar los resultados obtenidos, sino que se evalúa a la misma economía, pero en distintos períodos temporales que reflejen diferentes escenarios que condicionarían la efectividad de la política fiscal.

Finalmente, las estimaciones de la presente investigación son promedios del valor del multiplicador fiscal en distintos paneles o economías individuales para el período 2000-2018. Esto significa que se asume que los multiplicadores tienen un carácter lineal a través del tiempo. Sin embargo, como se expuso en la sección de fundamentos teóricos, los multiplicadores podrían tener un carácter no lineal, al diferir en valor dependiendo de la fase del ciclo económico (Batini et al, 2014; Rafiq, 2012). En este sentido, otros estudios pueden explorar en mayor medida la función de estabilización de la política fiscal mediante la estimación de los multiplicadores dependiendo de la fase del ciclo en la que se encuentre la economía. Baum, Poplawski-Ribeiro y Weber (2012) estiman un modelo VAR con umbral (TVAR), en donde la variable umbral se construye al analizar el comportamiento del PIB; es decir, el umbral es igual a 1 cuando la economía tiene un crecimiento positivo y 0 cuando existe evidencia de un decrecimiento del PIB respecto al período anterior. Bajo este contexto, se puede comprobar si los multiplicadores son mayores en etapas de expansión que en etapas de recesión bajo una estructura de datos de panel como la presentada en esta investigación, así como también bajo un análisis de series temporales.

Referencias bibliográficas

- Abdullah, Hussin; Habibullah, Muzafar Shah y Baharumshah, Ahmad Zubaidi (2009) The effect of fiscal variables on economic growth in Asian economies: A dynamic panel data analysis. *International Journal of Business and Management*, 4 (1), 56-69.
- Abel, Andrew B.; Bernanke, Ben S. y Croushore, Dean (2011) *Macroeconomics*. (7^a ed.) Estados Unidos: Adison-Wesley.
- Abonazel, Mohamed Reda (2016) Bias Correction Methods for Dynamic Panel Data Models with Fixed Effects. *International Journal of Applied Mathematical Research*, 6 (2), 58-66.
- Abrigo, Michael R.M. y Love, Inessa (2016) Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs. *Stata Journal*, 16 (3), 778-804.
- Afonso, Antonio y Furceri, Davide (2010) Government size, composition, volatility and economic growth. *European Journal of Political Economy*, 26 (4), 517-532.
- Andersen, Leonall C. y Carlson Keith M. (1970) A Monetarist Model for Economic Stabilization. Federal Reserve Bank of St. Louis, 7-25.
- Anderson, Theodore Wilbur y Hsiao, Cheng (1981) Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American statistical Association*, 76 (375), 598-606.
- Ardagna, Silvia (2001) Fiscal Policy composition, public debt, and economic activity. *Public Choice*, 109 (3), 301-325.
- Arellano, Manuel (1989) A note on the Anderson-Hsiao estimator for panel data. *Economics Letters*, 31 (4), 337-341.
- Arellano, Manuel y Bond, Stephen (1991) Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-27.
- Aschauer, David A. (1989) Is public expenditure productive? *Journal of monetary economics*, 23 (2), 177-200.
- Baltagi, Badi H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*. (3^a ed.). England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Barro, Robert (1974) Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82 (6), 1095-1117.
- Barro, Robert J. (1989) New classicals and keynesians, or the good and the bad guys. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 2982.
- Barro, Robert y Redlick, Charles (2009) Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes. *The Quarterly Journal of Economics*, 126 (1), 51-102.

- Batini, Nicoletta; Eyraud, Luc; Forni, Lorenzo y Weber, Anke (2014) Fiscal Multipliers: Size, Determinants and Use in Macroeconomic Projections. *International Monetary Fund*, (14).
- Baum, Anja; Poplawski-Ribeiro, Marcos y Weber, Anke (2012) Fiscal Multipliers and the State of the Economy. *International Monetary Fund*, Working Paper No. 12/286.
- Baxter, Marianne y King, Robert (1993) Fiscal Policy in General Equilibrium. *American Economic Review*, 83 (3), 315-340.
- Beckett, Sean (2013) *Introduction to time series using Stata*. Estados Unidos: Stata Press
- Behr, Andreas (2003) A comparison of dynamic panel data estimators: Monte Carlo evidence and an application to the investment function. *Deutsche Bundesbank Research Centre*, Discussion Paper 05/03.
- Blanchard, Oliver y Leigh, Daniel (2013) Growth forecast errors and fiscal multipliers. *American Economic Review*, 103 (3).
- Blanchard, Oliver y Perotti, Roberto (2002) An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), 1329-1368.
- Blanchard, Oliver; Dell'Ariccia, Giovanni y Mauro, Paolo (2010) Rethinking Macroeconomic Policy. *International Monetary Fund*. Staff Position Note.
- Blanchard, Olivier; Amiguini, Alessia; Giavazzi, Francesco (2012) *Macroeconomía*. (5ª ed.). España: Pearson.
- Blinder, Alan S. y Solow, Robert M. (1972) Does Fiscal Policy Matter?. *Economic Research Program, Princeton University*, (144).
- Blitz, Roger (2016, septiembre, 26) How much weaker can the Swedish Krona go? *Financial Times*, Estados Unidos.
- Blundell, Richard y Bond, Stephen (1998) Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115-143.
- Borys, Pawel; Cizkowicz, Piotr y Rzońca, Andrzej (2014) Panel Data Evidence of the Effects of Fiscal Policy Shocks in the EU New Member States. *Fiscal Studies*, 35 (2), 189-224.
- Caldara, Dario y Kamps, Christophe (2008) What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis. *European Central Bank*. Working Paper No. 877.
- Carlson, Keith M. y Spencer, Roger W. (1975) Crowding-out and its critics. Federal Reserve Bank of St. Louis, 2-17.
- Cerón, Juan Antonio (2012) Los multiplicadores fiscales: una revisión de la literatura empírica. *Revista de Economía Mundial*, (34), Madrid.
- Chian, Koh (2016) Fiscal Multipliers: new evidence from a large panel of countries. *Oxford Economic Papers*, 69 (3), 569-590.

- Chinn, Menzie (2013) Fiscal Multipliers. *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 7.
- Chodorow-Reich, Gabriel; Feiveson, Laura; Liscow, Zachary y Woolston, Willian (2012) Does State Fiscal Relief during Recessions Increase Employment? Evidence from the American Recovery and Reinvestment Act. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4 (3), 118-45.
- Coenen, Günter; Erceg J., Christopher; Freedman, Charles; Furceri, Davide; Kumhof, Michael; Lalonge, René; Laxton, Douglas; Lindé, Jesper; Mourougane, Annabelle; Muir, Dirk; Mursula, Susana; De Resende, Carlos; Roberts, John; Roeger, Werner; Snudden, Stephen; Trabandt, Mathias y In't Veld, Jan (2012) Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4 (1), Estados Unidos.
- Coenen, Günter; Erceg, Christopher J.; Freedman, Charles; Furceri, Davide; Kumhof, Michael; Lalonge, René; Laxton, Douglas; Lindé, Jesper; Mourougane, Annabelle; Muir, Dirk; Mursula, Susanna; de Resende, Carlos; Roberts, John; Roeger, Werner; Snudden, Stephen; Trabandt, Mathias y in't Veld, Jan (2012) *Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. American Economic Journal: Macroeconomics*, 4 (1), 22-68.
- Contreras, Juan y Battelle, Holly (2014) Fiscal Multipliers in a Panel of Countries. *Banco de México*, Working Paper No.2014-15.
- Corsetti, Giancarlo; Kuester, Keith; Meier, André; Müller, Gernot (2013) Sovereign Risk, Fiscal Policy and Macroeconomic Stability. *The Economic Journal*. 123 (566).
- Doepke, Matthias; Lehnert, Andreas y Sellgren, Andrew (1999) *Macroeconomics*. Estados Unidos: University of Chicago.
- Dornbusch, Rudiger; Fischer, Stanley y Startz, Richard (2009) *Macroeconomía*. (10^{ma} ed.) México D.F: McGraw-Hill.
- European Central Bank (2011) The Monetary Policy of the European Central Bank.
- Fatás, Antonio y Mihov, Ilian (2001) The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. *Center of Economic Policy Research*, Discussion Paper No. 2760.
- FMI (2015, abril) Can fiscal policy stabilize output?. *Fiscal Monitor*. <http://www.justiciafiscal.org/wp-content/uploads/2015/05/fmc2.pdf> [Consulta: 13/04/2018]
- FMI (2017, abril) A greater role for fiscal policy. *Fiscal Monitor*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/ar/2017/eng/assets/fmc1.pdf> [Consulta: 13/04/2018]
- Frenkel, Jacob A. y Razin, Assaf (1987) The Mundell-Flemming Model: A Quarter Century Later. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 2321.
- Gechert, Sebastian (2014) **On the Measurement, Theory and Estimation of Fiscal Multipliers. A Contribution to Improve the Forecasting Precision Regarding the Impact of Fiscal Impulses**. (Tesis de doctorado), Technische Universität Chemnitz, Alemania.

- Gerrard, Bill (1996) Competing Schools of thought in macroeconomics- an ever- emerging consensus?. *Journal of Economic Studies*, 23 (1), 53-69
- Harris, Seymour E. (1953) *A Guide to Keynes*. Estados Unidos: McGraw-Hill.
- Hart, Neil (2005) The Role and Effectiveness of Fiscal Policy. *The Economic and Labor Relations Review*, 18-41
- Heikensten, Lars (2001) The Swedish Krona and monetary policy. Seminar of Credit Agricole Indosuez.
- Horton, Mark y El-Ganainy, Asmaa (2009, junio) ¿Qué es la política fiscal?. *Finanzas y Desarrollo*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/spa/2009/06/pdf/basics.pdf> [Consulta: 10/04/2018]
- Hsiao, Cheng (2003) *Analysis of Panel Data* (2ª ed.). Cambridge: University Press.
- Ilzetzki, Ethan; Mendoza, Enrique G. y Végh, Carlos A. (2011) How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? *International Monetary Fund*, Working Paper No.11-52.
- Jiménez, Andrés Eduardo (2012) Superioridad relativa de los estimadores Kiviet y Blundell-Bond (GMM1) en paneles dinámicos. Un experimento Monte Carlo con muestras finitas. *Estudios Gerenciales*, 28 (125), 81-86.
- Kenny, Thomas (2018, junio, 17) What is the european debt crisis? *The Balance*, Estados Unidos.
- Keynes, John Maynard (2018) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Estados Unidos: Palgrave Macmillan.
- Kiviet, Jan F. (1995) On bias, inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 53-78.
- Kopcke, Richard; Tootell, Geoffrey y Triest, Robert (2006) *The Macroeconomics of Fiscal Policy*. Estados Unidos: MIT Press.
- Kraay, Aart (2012) How large is the government spending multiplier? Evidence from World Bank lending. *The Quarterly Journal of Economics*, 127 (2), 829-887.
- Krugman, Paul; Wells, Robin y Graddy, Katheryn (2013) *Fundamentos de Economía*. (2ª ed.). Barcelona: Editorial Reverté.
- Lenman, Oscar (2016) *The Fiscal Spending Multiplier in a Panel of OECD Countries*. (Tesis de Maestría), Universidad de Umea, Suecia.
- Mankiw, Gregory (2012) *Principios de economía*. (6ª ed.). México D.F: Cengage Learning.
- Mineshima, Aiko; Poplawski-Ribeiro, Marcos y Weber, Anke (2014) Size of Fiscal Multipliers. *Post-crisis Fiscal Policy*, 315 (1).
- Muro, Juan (2003) Modelos dinámicos de datos de panel. <http://www3.uah.es/juanmuro/Clasedoc038.pdf> [Consulta: 15/06/2018]

- Murtazashvili, Irina y Wooldridge, Jeffrey M. (2007) Fixed effects instrumental variables estimation in correlated random coefficient panel data models. *Journal of Econometrics*, 142 (1), 539-552.
- Musgrave, Richard (1959) *The theory of Public Finance: A study in Public Economy*. New York: McGraw-Hill.
- Musgrave, Richard (1985) A brief history of fiscal doctrine. *Handbook of public economics*, 1, 1-59.
- Musgrave, Richard (1985) *Handbook of Public Economics*. North-Holland: Elsevier Science Publishers B.V.
- Nickell, Stephen (1981) Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1417-1426.
- Oficina Económica y Comercial de España en Kuala Lumpur- OECE (2016) Informe Económico y Comercial de Malasia.
- Onur Tas, Bedri Kamil y Togay, Selahattin (2014) Efectos de la dolarización oficial en una pequeña economía abierta: el caso de Ecuador. *Investigación Económica*, 73 (290), 51-86.
- Palley, Thomas (2013) Keynesian, Classical and New Keynesian Approaches to Fiscal Policy: Comparison and Critique. *Review of Political Economy*, 25 (2), 179-204.
- Pietrobuono, Andrea y Todesca, Nicolás (2013) Estabilizadores automáticos vs. Políticas discrecionales: el caso de la política fiscal en Argentina. *Revista Ensayos sobre Economía Política y Desarrollo*, 1 (1).
- Rafiq, Sohrab y Zeufack, Albert (2012) Fiscal Multipliers over the growth cycle: Evidence from Malaysia. *The World Bank*.
- Ramey, Valerie y Shapiro, Matthew (1998) Costly Capital Reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, 145-194.
- Shen, Wenyi; Yang, Shu-Chun y Zanna Luis-Felipe (2015) Government spending effects in low income countries. *International Monetary Fund*, Working Paper 15/286.
- Shoag, Daniel (2013) Using State Pension Shocks to Estimate Fiscal Multipliers since the Great Recession. *American Economic Review*, 103 (3), 121-24.
- Snowdon, Brian y Vane, Howard (2005) *Modern Macroeconomics*. Estados Unidos: Edward Elgar Publishing.
- Spencer, Roger W. y Yohe, William P. (1970) The "Crowding-out" of Private Expenditures by Fiscal Policy Actions. Federal Reserve Bank of St. Louis, 12-24.
- Spilimbergo, Antonio; Symansky, Steve; Schindler, Martin (2009) Fiscal Multipliers. *International Monetary Fund*. Staff Position Note.
- Stock, James y Watson, Mark (2007) *Introducción a la Econometría*. (3ª ed.). España: Pearson

Woodford, Michael (2011) Simple Analytics of the Government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3 (1), 1-35.

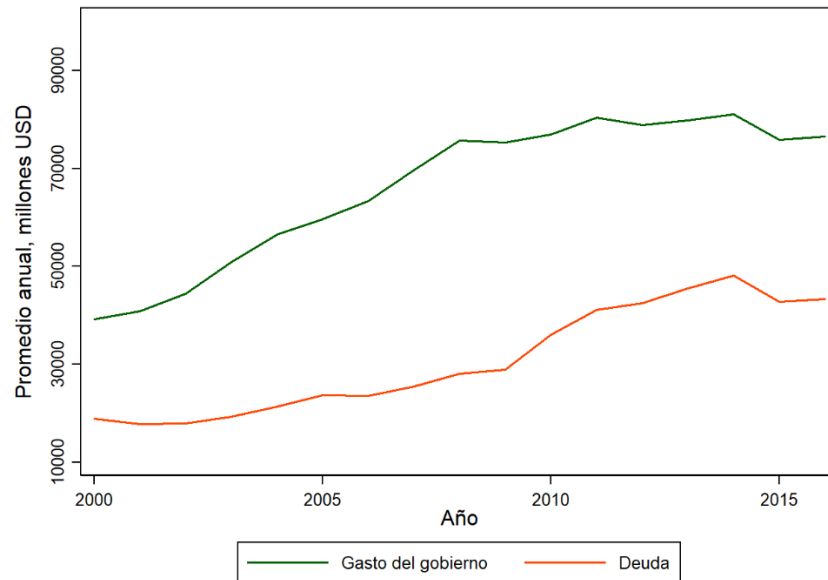
Wooldridge, Jeffrey M. (2010) *Introducción a la econometría. Un enfoque Moderno*. (4^a ed.). México: Cengage Learning.

Young, Warren y Zilberfarb, Ben Zion (2000) *IS-LM and Modern Macroeconomics*. Israel: Springer-Science + Business Media, LLC.

Anexos

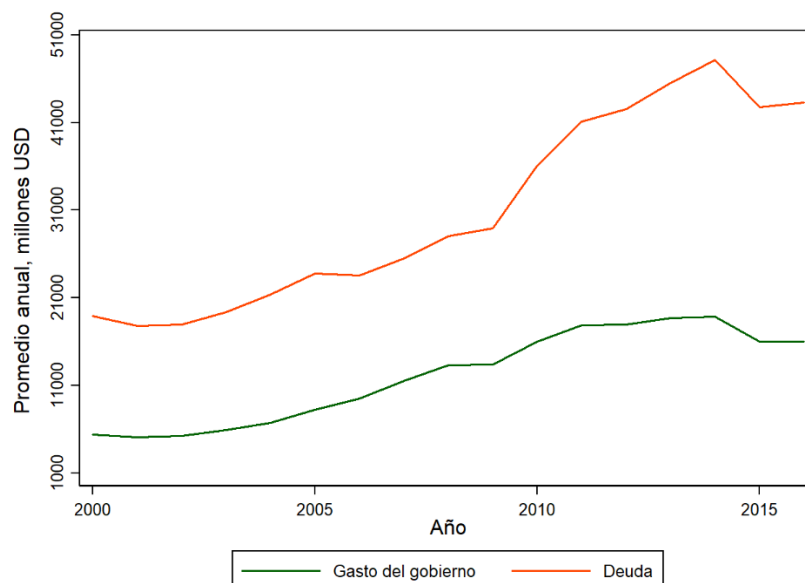
Anexo 1

Correlación entre deuda del gobierno central y gasto del gobierno, países de alto ingreso



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Correlación entre deuda del gobierno central y gasto del gobierno, países de bajo ingreso



Fuente: CEIC Data y FMI

Anexo 2

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

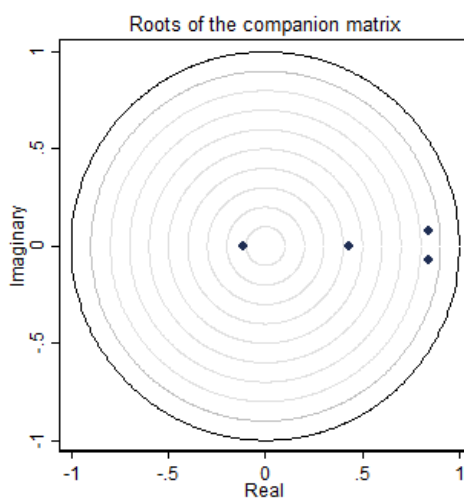
Selection order criteria
 Sample: 165 - 230

No. of obs = 1251
 No. of panels = 19
 Ave. no. of T = 65.842

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9999857	134.0385	1.05e-20	19.93131	102.0385	71.1729
2	.9999829	86.30825	2.55e-13	.7278667	62.30825	39.15906
3	.9999828	81.20378	2.80e-14	24.15019	65.20378	49.77099
4	.9999716	55.76135	2.25e-11	27.23455	47.76135	40.04495

Fuente: CEIC Data y FMI
 Elaboración: Carolina Alvarez G

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI
 Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – países alto ingreso

Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	0.681***	-0.344*

	(0.131)	(0.177)
Log(PIB)t-2	-0.378***	-0.329**
	(0.0963)	(0.142)
Log(Gasto)t	0.440***	1.315***
	(0.131)	(0.177)
Log(Gasto)t-1	0.156**	0.232**
	(0.0840)	(0.134)
Observaciones	1,270	1,270

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 3

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria
Sample: 165 - 230

No. of obs = 969
No. of panels = 15
Ave. no. of T = 64.600

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9989109	234.3758	8.17e-41	124.3556	202.3758	172.6774
2	.9991908	187.3555	1.31e-33	104.8403	163.3555	141.0817
3	.9976596	158.6108	3.12e-30	103.6007	142.6108	127.7616
4	.9984108	111.9598	2.78e-23	84.45475	103.9598	96.5352

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Países de bajo ingreso

Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	1.553*** (0.194)	1.756*** (0.241)
Log(PIB)t-2	0.0692 (0.132)	0.336** (0.156)
Log(PIB)t-3	0.482*** (0.130)	0.567*** (0.163)
Log(PIB)t-4	0.497***	0.148

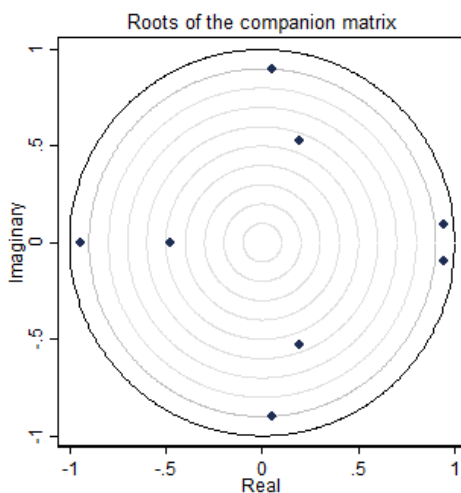
	(0.133)	(0.160)
Log(Gasto)t	0.558***	-0.648***
	(0.128)	(0.158)
Log(Gasto)t-1	-0.0836	-0.243*
	(0.105)	(0.128)
Log(Gasto)t-2	-0.401***	-0.652***
	(0.103)	(0.127)
Log(Gasto)t-3	-0.283***	0.260**
	(0.104)	(0.127)
Observaciones	969	969

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 4

Regresión simple del gasto público sobre el consumo privado Países de alto y bajo ingreso

Variables	(1) Economías alto ingreso	(2) Economías bajo ingreso
Log(Consumo Privado)t-1	0.0387** (0.0167)	0.0609* (0.0335)

Log(Gasto)	0.491*** (0.0152)	0.022*** (0.0016)
Observaciones	1,308	1,014
Número de países	19	15

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 5

Estadísticas descriptivas – Economías abiertas

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,032	16.76747	4.260294	4.586233	26.78125
(Consumo/PIB)	1,032	57.09655	8.294303	33.04366	77.23306
PIB real (Millones USD)	1,032	103168.4	182238.6	1098.615	1005151
Gasto del gobierno (Millones USD)	1,032	18398.4	34347.79	139.1366	192094.5
Consumo Privado (Millones USD)	1,032	56602.45	100922.8	725.645	551884.4
Importaciones	1,033	52460.33	73204.63	484.8	348997.2
Exportaciones	1,032	56487.55	82122.95	475.1958	390606.5
Apertura comercial	1,032	130.1124	129.077	60.05152	941.306
Deuda (% PIB)	1,035	49.07397	27.05974	4.013596	130.6
Balanza cuenta corriente (%PIB)	1,029	1.101126	7.351626	-30.18165	31.1602

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez

Estadísticas descriptivas – Economías cerradas

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,413	17.7504	4.440273	8.247861	28.22011
(Consumo/PIB)	1,413	60.63051	7.942465	37.39999	82.19777
PIB real (Millones USD)	1,413	361011.7	801427.8	1958.842	4938526

Gasto del gobierno (Millones USD)	1,413	60813.49	122803.3	260.7498	693056.5
Consumo Privado (Millones USD)	1,413	231814.4	545872.6	1331.278	3413580
Importaciones	1,413	61884.05	104673.9	389.7474	609802
Exportaciones	1,413	50751.93	71610.16	268.2564	408444
Apertura comercial	1,413	43.39577	11.69553	14.74663	59.97894
Deuda (% PIB)	1,413	57.11466	32.31638	4.952149	180.8
Balanza cuenta corriente (%PIB)	1,403	-9544853	5.792017	-21.04919	23.6463

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Anexo 6

Tabla 13: Modelos en nivel- Economías abiertas

Variables	(1) LSDV	(2) AB1	(3) AB2	(4) BB	(5) Kiviet	(6) VI-FE
Log(PIB)t-1	0.517*** (0.0182)	0.431*** (0.0284)	0.433*** (0.0902)	0.837*** (0.0118)	0.569*** (0.0202)	0.462*** (0.0902)
Log(Gasto)	0.336*** (0.0162)	0.402*** (0.0185)	0.392*** (0.122)	0.112*** (0.0141)	0.305*** (0.0128)	0.375*** (0.0232)
Observaciones	1,008	995	995	1,008	1,008	1,008
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	0.839
Número de países	22	22	22	22	22	22

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Modelos en nivel- Economías cerradas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Variabes	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE
Log(PIB)t-1	0.669*** (0.0180)	0.456*** (0.0212)	0.436*** (0.0681)	0.894*** (0.0795)	0.600*** (0.0511)	0.440*** (0.0409)
Log(Gasto)	0.317*** (0.0162)	0.513*** (0.0168)	0.540*** (0.0820)	0.101*** (0.00932)	0.354*** (0.0465)	0.531*** (0.0220)
Observaciones	1,044	1,361	1,361	1,382	1,382	1,281
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	0.855
Número de países	25	25	25	25	25	25

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Anexo 7

Modelo PVAR para economías abiertas

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria
Sample: 165 - 230

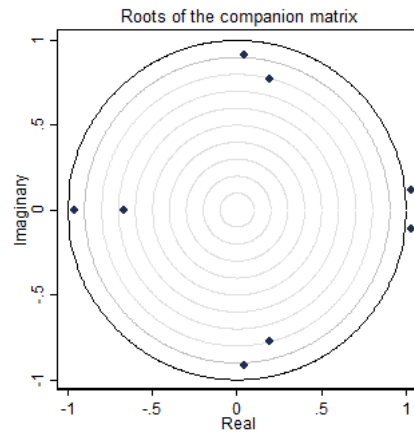
No. of obs = 937
No. of panels = 22
Ave. no. of T = 42.591

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9995195	138.2566	1.58e-21	28.77371	106.2566	76.71489
2	.9995245	122.7559	1.74e-20	40.64375	98.75595	76.59963
3	.9988546	109.2766	5.36e-20	54.53513	93.27659	78.50572
4	.9983905	60.07428	2.80e-12	32.70354	52.07428	44.68884

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Economías abiertas

Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	1.775*** (0.339)	1.747*** (0.483)
Log(PIB)t-2	0.432 (0.286)	0.682* (0.391)
Log(PIB)t-3	0.751** (0.314)	0.756* (0.446)
Log(PIB)t-4	1.038*** (0.326)	0.562 (0.446)
Log(Gasto)t-1	-0.864*** (0.301)	-0.864** (0.426)
Log(Gasto)t-2	-0.453* (0.249)	-0.533 (0.343)
Log(Gasto)t-3	-0.717*** (0.212)	-0.867*** (0.300)
Log(Gasto)t-4	-0.569*** (0.215)	0.0424 (0.297)
Observaciones	937	937

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Modelo PVAR para economías cerradas

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria

Sample: 165 - 230

No. of obs = 1283

No. of panels = 25

Ave. no. of T = 51.320

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.99987	176.5826	4.07e-29	62.07132	144.5826	113.6039
2	.9998554	148.6095	1.09e-25	62.72605	124.6095	101.3755
3	.999876	138.5653	4.72e-26	81.30963	122.5653	107.0759
4	.9998472	86.47687	7.37e-18	57.84905	78.47687	70.73219

Fuente: CEIC Data
Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Economías cerradas

Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	1.462*** (0.151)	1.439*** (0.306)
Log(PIB)t-1	-0.0595 (0.0891)	0.0654 (0.163)
Log(PIB)t-1	0.109 (0.0838)	0.194 (0.175)
Log(PIB)t-1	0.364*** (0.0764)	0.0722 (0.159)
Log(Gasto)t-1	-0.338*** (0.0884)	-0.196 (0.181)
Log(Gasto)t-1	0.0774 (0.0677)	-0.0293 (0.140)
Log(Gasto)t-1	-0.292*** (0.0711)	-0.547*** (0.159)
Log(Gasto)t-1	-0.205*** (0.0613)	0.263** (0.133)

Observaciones 1,283 1,283

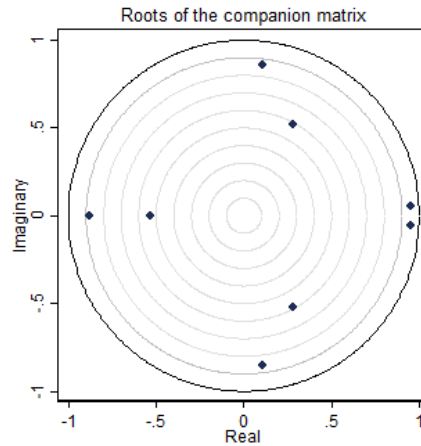
Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 8

Regresión simple del gasto público sobre balanza en cuenta corriente

Variables	(1) Alta apertura comercial	(2) Baja apertura comercial
Log(Balanza en cuenta corriente) _{t-1}	0.0676 (0.0941)	-0.124 (0.312)
Log(Gasto)	-0.165* (0.0785)	0.302* (0.1438)
Observaciones	985	1360
Número de países	22	25

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 9

Tabla 18: Estadísticas descriptivas – Países con tipo de cambio fijo

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,005	18.62858	3.845455	4.586233	28.22011
(Consumo/PIB)	1,005	58.50409	8.163776	33.04366	82.19777
PIB real (Millones USD)	1,005	149379.2	224497.9	1098.615	1005151
Gasto del gobierno (Millones USD)	1,005	28922.68	42595.68	139.1366	192094.5
Consumo Privado (Millones USD)	1,005	84764.91	127564.4	725.645	551884.4
Importaciones	1,006	43414.36	63908.59	389.7474	326229.8
Exportaciones	1,005	46050.2	76502.67	268.2564	390606.5
Apertura comercial	1,005	66.40187	24.41714	23.29545	136.2858
Deuda (% PIB)	1,008	67.28841	36.58334	13	180.8
Balanza cuenta corriente (%PIB)	992	-.8691546	6.262391	-30.18165	19.03011

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Tabla 19: Estadísticas descriptivas – Países con tipo de cambio flexible

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,440	16.43307	4.522217	8.144988	27.4602
(Consumo/PIB)	1,440	59.5819	8.32989	37.39999	76.47004
PIB real (Millones USD)	1,440	323925.9	796171.3	5217.187	4938526
Gasto del gobierno (Millones USD)	1,440	52673.14	122027.3	1078.038	693056.5
Consumo Privado (Millones USD)	1,440	208874.1	542879.1	3140.108	3413580
Importaciones	1,440	68026.97	107374.5	1630.79	609802

Exportaciones	1,440	58143.87	75722.09	1034.844	408444
Apertura comercial	1,440	89.48634	120.6346	14.74663	941.306
Deuda (% PIB)	1,440	44.21379	20.53753	4.013596	107.2612
Balanza cuenta corriente (%PIB)	1,440	.4556367	6.731531	-23.12087	31.1602

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez

Anexo 10

Modelos en nivel- Países con tipo de cambio fijo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabes	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE
Log(Y)t-1	0.625*** (0.0179)	0.610*** (0.0181)	0.599*** (0.0819)	0.968*** (0.00770)	0.635*** (0.0156)	0.602*** (0.0819)
Log(Gasto)	0.405*** (0.0154)	0.412*** (0.0157)	0.415*** (0.1005)	0.0384*** (0.0090)	0.396*** (0.0278)	0.399*** (0.1022)
Observaciones	986	972	972	986	986	986
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	-
Número de países	14	14	14	14	14	14

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez

Modelos en nivel- Países con tipo de cambio flexible

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabes	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE
Log(PIB)t-1	0.526***	0.557***	0.564***	0.725***	0.548***	0.558**

	(0.0154)	(0.0183)	(0.110)	(0.0101)	(0.0241)	(0.1993)
Log(Gasto)	0.250***	0.254***	0.245***	0.149***	0.241***	0.235**
	(0.0146)	(0.0167)	(0.104)	(0.0120)	(0.0512)	(0.104)
Observaciones	1,404	1,384	1,384	1,404	1,404	1,404
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	-
Número de países	20	20	20	20	20	20

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez

Anexo 11

Tipo de cambio fijo

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria
 Sample: 164 - 230

No. of obs	=	930
No. of panels	=	14
Ave. no. of T	=	66.429

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9998375	89.04426	7.56e-14	7.02205	65.04426	42.91426
2	.9996807	56.46909	2.29e-09	1.787612	40.46909	25.71575
3	.9993606	64.53217	3.23e-13	37.19143	56.53217	49.1555

Fuente: CEIC Data

Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Tipo de cambio fijo

Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	0.777*** (0.108)	0.551*** (0.180)
Log(PIB)t-2	-0.855*** (0.158)	-1.312*** (0.242)
Log(Gasto)t-1	0.177*	0.491***

	(0.0945)	(0.167)
Log(Gasto)t-2	0.692***	1.066***
	(0.115)	(0.172)
Observaciones	944	944

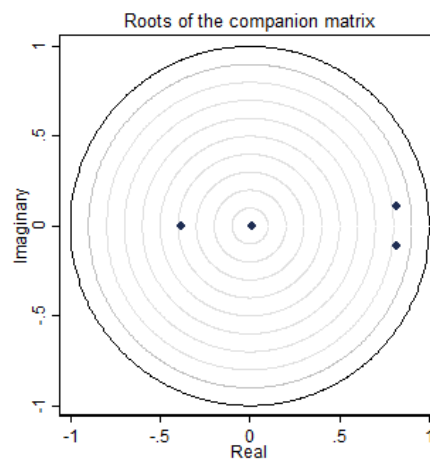
Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Tipo de cambio flexible

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria
Sample: 165 - 230

No. of obs = 1304
No. of panels = 20
Ave. no. of T = 65.200

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9996396	234.9425	6.26e-41	120.1714	202.9425	171.8912
2	.9995694	215.2057	2.34e-39	129.1274	191.2057	167.9172
3	.999015	187.1133	3.30e-36	129.7277	171.1133	155.5877
4	.9987805	94.63014	1.37e-19	65.93737	86.63014	78.86733

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Tipo de cambio flexible

Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	2.158*** (0.220)	2.339*** (0.506)
Log(PIB)t-2	0.432*** (0.102)	0.611** (0.247)
Log(PIB)t-3	0.395*** (0.107)	0.508** (0.252)
Log(PIB)t-4	0.861*** (0.129)	0.490 (0.304)
Log(Gasto)t-1	-0.784*** (0.131)	-0.825*** (0.309)
Log(Gasto)t-2	-0.425*** (0.101)	-0.605** (0.243)
Log(Gasto)t-3	-0.628*** (0.106)	-0.876*** (0.253)
Log(Gasto)t-4	-0.563*** (0.0953)	-0.0113 (0.236)
Observaciones	1,304	1,304

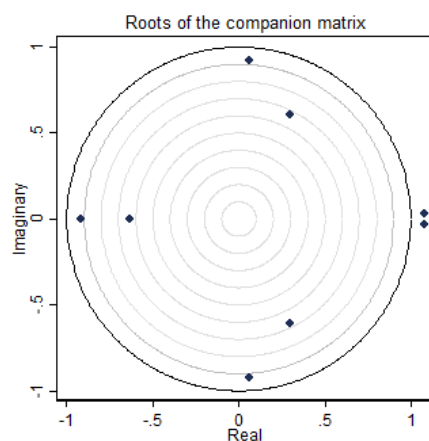
Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 12

Regresión del gasto sobre tasa de interés de corto plazo

	Tipo de cambio fijo	Tipo de cambio flexible
	(1)	(2)
Variables	AB2	AB2
Log(Tasa de interés) _{t-1}	0.962*** (0.0218)	1.037*** (0.0312)
Log(Gasto)	-0.0713*** (0.0269)	0.000558 (0.0546)
Observaciones	972	1,290
Número de países	14	20

Errores estándar en paréntesis
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Regresión gasto sobre balanza en cuenta corriente

	Tipo de cambio fijo	Tipo de cambio flexible
	(1)	(2)
Variables	AB2	AB2

Log(Balanza CC) t-1	0.135 (0.0681)	0.349 (0.613)
Log(Gasto)	-0.207*** (0.0403)	-0.667*** (0.0751)
Observaciones	972	1,290
Número de países	14	20

Errores estándar en paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Regresión gasto sobre tipo de cambio real efectivo

VARIABLES	Tipo de cambio fijo	Tipo de cambio flexible
	(1)	(2)
	AB2	AB2
Log(REER) t-1	0.735*** (0.0688)	0.692*** (0.136)
Log(Gasto)	0.0361** (0.0159)	0.0447 (0.0312)
Observaciones	972	1,384
Número de países	14	20

Errores estándar en paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 13

Estadísticas descriptivas – Episodios de endeudamiento alto

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	809	19.09387	3.513568	4.586233	27.4602
(Consumo/PIB)	809	60.04006	7.663625	33.04366	80.76736

PIB real (Millones USD)	809	485588.7	998534.6	1958.842	4938526
Gasto del gobierno (Millones USD)	809	82622.67	152934.1	175.154	693056.5
Consumo Privado (Millones USD)	809	312117.6	680182.1	1331.278	3413580
Importaciones	809	91413.71	135886.1	389.7474	609802
Exportaciones	809	79601.25	107572.5	268.2564	408444
Apertura comercial	809	57.24656	27.28035	15.56934	134.5479
Deuda (% PIB)	809	88.80927	25.57605	60.1	180.8
Balanza cuenta corriente (%PIB)	809	-.5237369	5.866701	-21.04919	31.1602

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Estadísticas descriptivas – Episodios de endeudamiento bajo

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
(Gasto/PIB)	1,636	16.46602	4.520763	8.144988	28.22011
(Consumo/PIB)	1,636	58.69324	8.531745	37.39999	82.19777
PIB real (Millones USD)	1,636	136759.2	258551.1	1098.615	2775959
Gasto del gobierno (Millones USD)	1,636	23273.15	41222	139.1366	422644.8
Consumo Privado (Millones USD)	1,636	81579.69	169483.1	725.645	1876809
Importaciones	1,637	41343.92	54036.61	484.8	348997.2
Exportaciones	1,636	40104.04	49579.96	475.1958	370790.5
Apertura comercial	1,636	91.24801	112.3238	14.74663	941.306
Deuda (% PIB)	1,639	36.39285	12.44438	4.013596	59.40583
Balanza cuenta corriente (%PIB)	1,623	.1340842	6.89261	-30.18165	22.03187

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Anexo 14

Modelos en nivel-Períodos de alto endeudamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabes	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE
Log(PIB)t-1	0.314*** (0.0217)	0.364*** (0.0731)	0.356*** (0.0731)	0.864*** (0.0246)	0.532*** (0.0265)	0.0757*** (0.0164)
Log(Gasto)	0.335*** (0.0205)	0.309*** (0.0855)	0.307*** (0.0855)	0.0651*** (0.0098)	0.219*** (0.0345)	0.247*** (0.0147)
Observaciones	797	785	785	797	797	797
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	-
Número de países	20	20	20	20	20	20

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Modelos en nivel-Períodos de bajo endeudamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabes	LSDV	AB1	AB2	BB	Kiviet	VI-FE
Log(PIB)t-1	0.595*** (0.0144)	0.540*** (0.0173)	0.536*** (0.0721)	0.833*** (0.0095)	0.660*** (0.0236)	0.601*** (0.0144)
Log(Gasto)	0.365*** (0.0127)	0.415*** (0.0148)	0.414*** (0.0746)	0.152*** (0.0114)	0.311*** (0.0124)	0.357*** (0.0127)
Observaciones	1,593	1,571	1,571	1,593	1,593	1,593
R-cuadrado	1.00	-	-	-	-	-
Número de países	29	29	29	29	29	29

Notas: Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(6) Modelo de VI estimado mediante MC2E. Variable instrumentada: log(Gasto). Instrumento: %Deuda con respecto al PIB.

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez

Anexo 15

Alto endeudamiento

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria

Sample: 166 - 230

No. of obs = 725

No. of panels = 19

Ave. no. of T = 38.158

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9999421	95.54091	7.84e-12	-36.18252	55.54091	20.14202
2	.999942	72.95195	3.02e-09	-32.42679	40.95195	12.63284
3	.9999462	56.80762	8.56e-08	-22.22644	32.80762	11.56828
4	.9999703	46.74372	1.72e-07	-5.945655	30.74372	16.58416
5	.9999607	18.53188	.0009711	-7.812806	10.53188	3.452103

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Períodos de alto endeudamiento

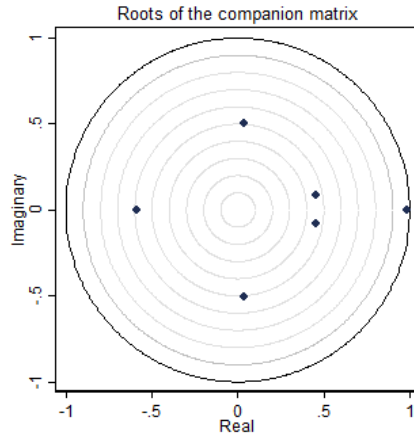
Variables	(1) Log(PIB)	(2) Log(Gasto)
Log(PIB)t-1	1.268*** (0.0994)	0.709*** (0.136)
Log(PIB)t-2	-0.339*** (0.117)	-0.262 (0.183)
Log(PIB)t-3	0.311*** (0.105)	0.227 (0.165)
Log(PIB)t-4	0.289*** (0.0870)	-0.201 (0.123)
Log(Gasto)t-1	-0.227** (0.131)	0.262 (0.182)
Log(Gasto)t-2	0.0857** (0.0906)	0.178 (0.120)
Log(Gasto)t-3	-0.357*** (0.0727)	-0.444*** (0.107)
Log(Gasto)t-4	-0.153* (0.0812)	0.405*** (0.109)
Observaciones	736	736

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: CEIC Data y FMI
 Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI
 Elaboración: Carolina Alvarez G.

Bajo endeudamiento

Selección de rezagos óptimos según criterios de información

Selection order criteria
 Sample: 165 - 230

No. of obs = 1484
 No. of panels = 29
 Ave. no. of T = 51.172

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.999536	211.6644	3.44e-36	94.82442	179.6644	148.0414
2	.9995542	164.3011	6.97e-29	76.67115	140.3011	116.5839
3	.9994311	165.5895	1.08e-31	107.1695	149.5895	133.778
4	.9996205	131.4637	1.89e-27	102.2537	123.4637	115.558

Fuente: CEIC Data y FMI
 Elaboración: Carolina Alvarez G.

VAR de panel – Períodos de bajo endeudamiento

	(1)	(2)
Variables	Log(PIB)	Log(Gasto)

Log(PIB)t-1	1.366*** (0.160)	1.528*** (0.220)
Log(PIB)t-2	0.00319 (0.104)	0.184 (0.129)
Log(PIB)t-3	0.186* (0.100)	0.240* (0.142)
Log(PIB)t-4	0.272*** (0.0960)	-0.0551 (0.128)
Log(Gasto)t-1	-0.362*** (0.0928)	-0.397*** (0.126)
Log(Gasto)t-2	0.0432 (0.0757)	-0.0614 (0.0994)
Log(Gasto)t-3	-0.239*** (0.0781)	-0.459*** (0.107)
Log(Gasto)t-4	-0.128* (0.0738)	0.408*** (0.0998)
Observaciones	1,484	1,484

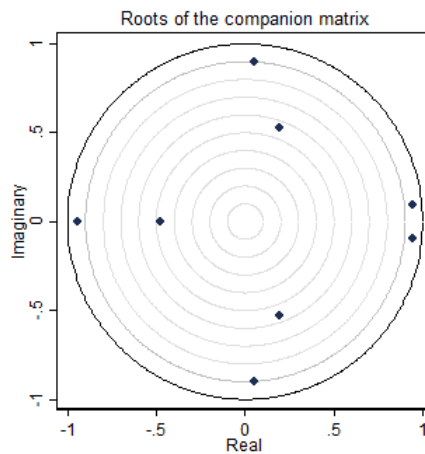
Errores estándar en paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Estabilidad del modelo PVAR



Fuente: CEIC Data y FMI

Elaboración: Carolina Alvarez G.

Anexo 16

País	PIB (mill.USD)	Gasto (%PIB)	Cons.Priv. (%PIB)	Comercio (%PIB)	Deuda (%PIB)	CC (%PIB)
Alemania	788264.6	18.79503	55.87514	64.58134	68.54355	5.111964
Australia	251025.3	17.77751	56.88158	41.76209	21.27377	-4.313041
Austria	88049.04	19.36559	53.24932	75.2954	72.39228	2.092344
Bélgica	106726.8	22.88099	51.52046	119.813	101.0116	1.136673
Bolivia	4837.17	15.12524	66.37821	56.2977	45.98705	2.20184
Brasil	382966.3	19.2334	62.17968	19.62613	62.10291	-1.65265
Bulgaria	10288.46	17.58186	65.52529	101.1014	29.43033	-5.859942
Canadá	342761.8	20.29665	55.82014	56.2598	53.71485	-.8112615
Chile	45177.26	11.92812	60.84238	55.57192	11.99321	-.4467117
Colombia	57615.86	14.65533	67.66154	29.05552	43.56837	-2.533174
Costa Rica	4119.414	15.35338	67.03534	76.8881	36.20939	-4.438714
Croacia	12357.16	19.54983	59.73991	60.86267	54.85573	-3.303823
Dinamarca	71534.68	25.40565	47.45245	58.89131	41.45117	3.675557
Ecuador	15812.96	12.13981	64.53098	54.42119	34.11423	.118542
España	301587.2	18.44695	57.8876	43.51224	68.18889	-3.437344
Estados Unidos	3654539	15.22923	67.8057	20.43066	80.99314	-3.580829
Finlandia	55904.82	22.50783	51.68995	57.75508	47.21667	2.301684
Grecia	59634.94	20.35774	67.63713	34.12257	134.3278	-7.439547
Inglaterra	623848.2	19.22562	65.66332	38.83566	60.62162	-3.37693
Irlanda	56069.5	13.93761	45.62384	87.09096	60.73513	-.1902539
Israel	53733.03	23.62005	55.58748	47.30067	75.27491	2.281938
Italia	471544.3	19.21317	60.2945	43.91234	113.5019	-.3551075
Malasia	54130.59	12.37999	68.08404	153.8111	46.58578	9.444188
México	251451.3	11.18384	66.92493	55.27688	31.06047	-1.480126
Noruega	91255.5	21.05718	42.21283	49.7103	36.67775	11.74811
Perú	32167.07	11.24988	65.58854	38.69898	31.62382	-1.81632
Filipinas	45456.8	10.24556	73.7446	65.62899	56.03793	1.782379
Portugal	50882.43	19.55283	64.71255	56.38051	89.92778	-6.301322
Rumania	35110.16	15.74702	65.06231	245.3437	26.51111	-5.440049
Suráfrica	70538.72	19.54311	60.70553	531.2218	38.74206	-2.96014
Suecia	111582.9	25.36119	45.80053	60.16492	43.73147	5.590837
Suiza	130604	11.74431	54.97481	70.8427	36.59188	10.36312
Tailandia	72010.23	14.9817	53.3015	109.2057	26.92794	3.8378
Turquía	160186.3	13.65182	63.05667	40.11664	45.38711	-4.220584

Nota: Los promedios presentados son el promedio de los datos de frecuencia trimestral para el período 2000-2017.

Fuente: CEIC Data y FMI
Elaboración: Carolina Alvarez G.