

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



Multiplicadores Fiscales: Efecto del gasto público desagregado sobre el nivel de actividad de la economía peruana

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE BACHILLER EN CIENCIAS SOCIALES CON MENCIÓN EN ECONOMÍA

AUTOR

Tello Fuentes, Alexander Max

ASESOR

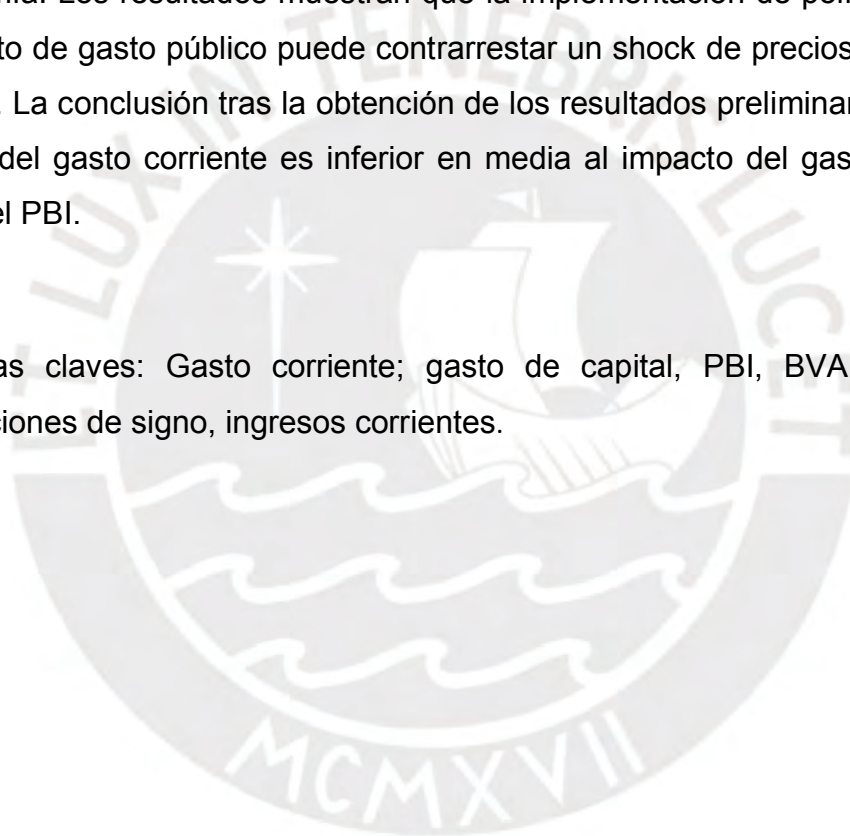
Pérez Forero, Fernando José

2019

RESUMEN

Este trabajo busca estudiar el efecto del gasto público desagregado sobre el nivel de la actividad económica real en el Perú en los últimos veinte años, tras el mejoramiento de la posición fiscal. Para ello, se emplea un modelo teórico lineal y un modelo econométrico de Vectores Autorregresivos Bayesiano (BVAR) identificado con restricciones de signo. A través de estos se analiza el impacto del gasto corriente y gasto de capital sobre las principales variables de la economía. Los resultados muestran que la implementación de política fiscal de aumento de gasto público puede contrarrestar un shock de precios de materias primas. La conclusión tras la obtención de los resultados preliminares es que el efecto del gasto corriente es inferior en media al impacto del gasto de capital sobre el PBI.

Palabras claves: Gasto corriente; gasto de capital, PBI, BVAR, Choleski, restricciones de signo, ingresos corrientes.



ÍNDICE

1.- INTRODUCCIÓN	1
1.1. TEMA DE INVESTIGACIÓN	1
1.2. MOTIVACIÓN.....	1
1.3. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN	8
2. MARCO TEÓRICO.....	9
2.1. MULTIPLICADORES FISCALES: APROXIMACIÓN TEÓRICA.....	9
2.2. MULTIPLICADORES FISCALES: APROXIMACIONES VAR.....	12
2.3. CÁLCULO DE LOS MULTIPLICADORES FISCALES PARA LA ECONOMÍA PERUANA	17
3. HIPÓTESIS	20
4. EL MODELO TEÓRICO	21
4.1. SUPUESTOS DEL MODELO	21
4.2. FUNCIÓN DE OFERTA AGREGADA.....	22
4.3. DEMANDA AGREGADA	23
5. RESULTADOS DE LA APLICACIÓN TEÓRICA.....	25
5.1. RESULTADOS TEÓRICOS DE UN AUMENTO DEL PRECIO DEL BIEN EXPORTABLE	25
5.2. RESULTADOS TEÓRICOS DE UNA EXPANSIÓN FISCAL	25
6. VARIABLES PARA LA APLICACIÓN EMPÍRICA.....	28
7. DATOS.....	29
8. MODELO ECONOMETRICO.....	30
8.1. MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS BAYESIANO	30
9. ESQUEMA DE IDENTIFICACIÓN	33
10. RESULTADOS PRELIMINARES	35
10.1. FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA.....	35
10.2. DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA.....	36
10.3. MULTIPLICADORES FISCALES	37
11. CONCLUSIONES.....	39
12. REFERENCIAS	40

1.- INTRODUCCIÓN

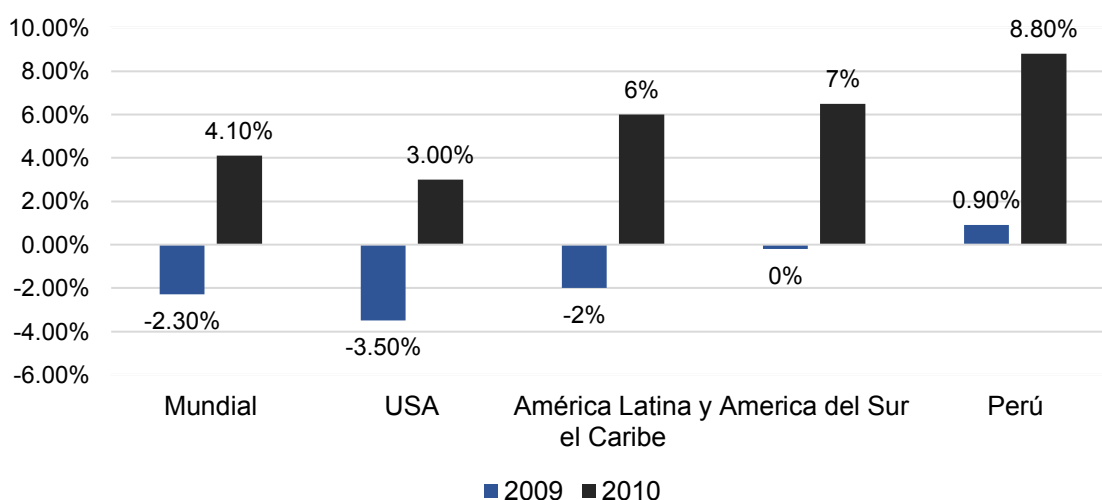
1.1. TEMA DE INVESTIGACIÓN

Efectividad de la política fiscal sobre el nivel de la actividad económica en el Perú en el periodo 1995-2019.

1.2. MOTIVACIÓN

El año 2008, las economías mundiales experimentaron un desplome del comercio y una caída de la inversión privada a raíz de la crisis originada en los sectores financieros (Sánchez y Galindo 2011). Así, tal como señala Parodi (2012), para el año 2009, el mundo experimentaba una recesión sincronizada que llevó a una caída del PBI mundial de 2.3%. Ese mismo año, CEPAL estimó una caída de 2.9% del PBI per cápita para Latinoamérica, una región que había atravesado seis años de crecimiento continuo. Esta interrupción del crecimiento afectó negativamente a la demanda del empleo, lo cual llevó a un incremento del desempleo de 8.3% y a un deterioro de la calidad de los empleos generados (CEPAL 2009). En ese mismo informe, CEPAL señala que las repercusiones de la crisis afectaron a las variables que habían sido el motor del crecimiento de América latina: la actividad del comercio, las exportaciones, los términos de intercambio y los precios de los productos básicos.

Gráfico 1. Tasa de crecimiento del PBI

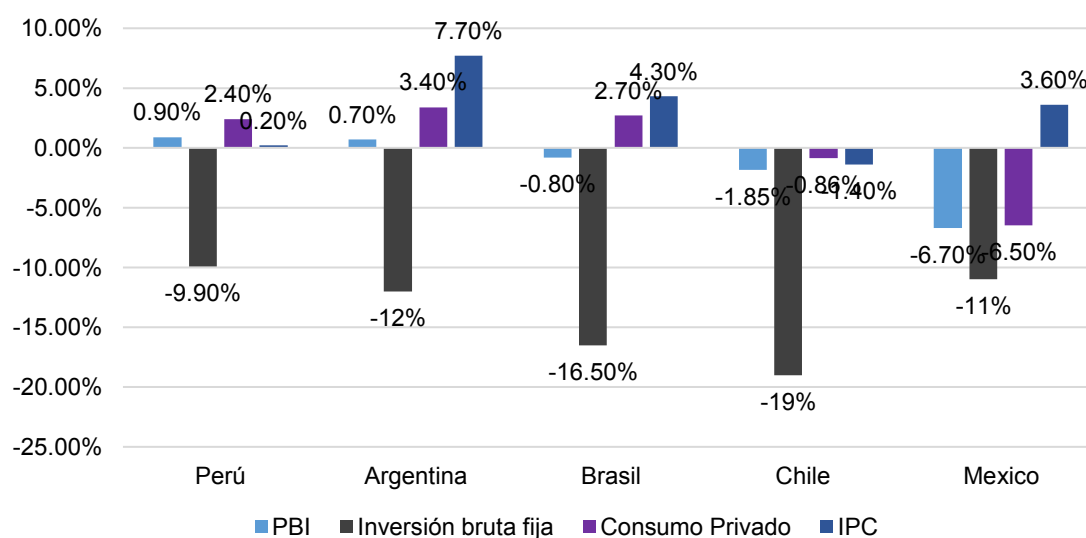


Fuente: Elaboración propia con datos de CEPAL (2009).

A raíz de los seis años de crecimiento, América Latina estaba en una condición sin precedentes: la región había logrado reducir su endeudamiento y re pactarlo en mejores condiciones, a la vez que aumentó sus reservas internacionales (CEPAL 2009). Por tales motivos, al momento de la crisis, la región contaba con liquidez y solvencia además de un mejor manejo de las políticas macroeconómicas. Así, la mayor ampliación del espacio macroeconómico permitía implementar políticas públicas para combatir la crisis.

Tras la crisis financiera, Latinoamérica enfrentó una caída abrupta de la inversión, además de una desaceleración en factores que habían venido creciendo a tasas elevadas. Como se muestra en la figura siguiente, Perú, Argentina, Brasil, Chile y México experimentaron variaciones anuales negativas del crecimiento de la Inversión Bruta Fija y una desaceleración en el crecimiento del consumo, que en el caso de Chile y México llegó a crecer a tasas negativas. Este desplome generalizado de la inversión ralentizó seriamente el crecimiento de los países señalados. Si bien en el caso de Perú la tasa de crecimiento del PBI no llegó a ser negativa, se debe considerar que Perú venía de crecer a una tasa de 9.84% en el 2008.

Gráfico 2. América Latina: PBI, Consumo, Inversión Bruta Fija, Inversión pública, IPC 2009 (var %. real anual)



Fuente: Elaboración propia con datos de CEPAL (2010).

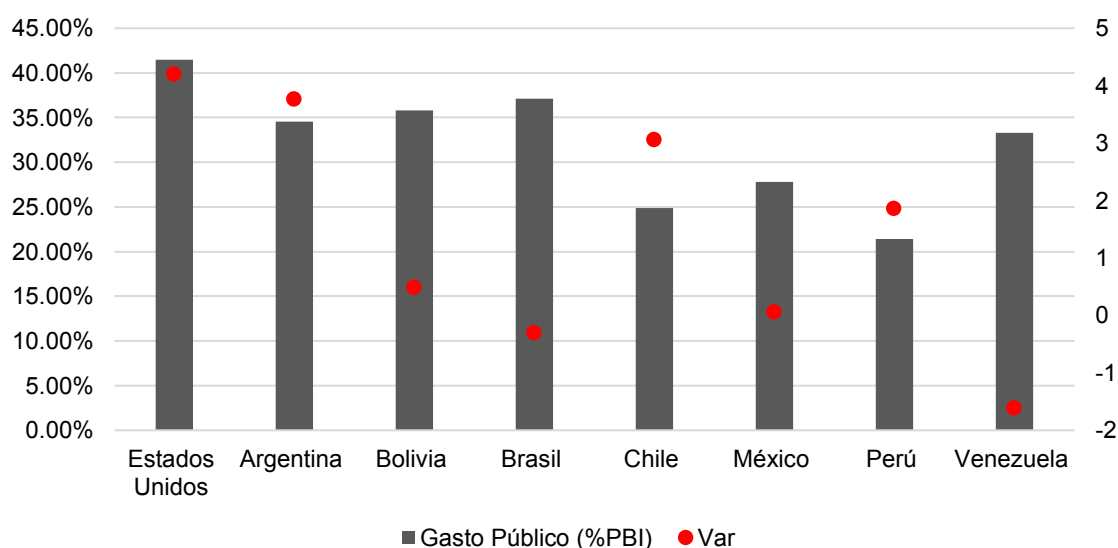
En su IMF STAFF POSITION NOTE del año 2008, Spilimbergo et al. analizan el potencial de la política fiscal para aliviar los síntomas de la crisis financiera de ese año. Los autores recomendaron usar la política fiscal para incrementar la demanda y restaurar la confianza. En los países desarrollados, de reducido margen para la política monetaria, se empezaron a proponer los "paquetes de estímulo fiscal". Así, se resaltaba la importancia de la aplicación la política fiscal en un contexto en el que, dada la naturaleza financiera de la crisis, el canal tradicional de política monetaria era más débil. Sin embargo, muchos países no se apresuraron a tomar medidas fiscales para sostener su actividad económica y como resultado, en muchos de estos países se incrementó la deuda e incluso se mantuvo en niveles elevados (Huidrom 2019).

Spilimbergo et al. (2009) ponen de manifiesto que dada la naturaleza incierta y los diferentes canales de transmisión de la política fiscal, ésta debía tener ciertas características. Así, los autores señalan que una política fiscal óptima debía balancear las siguientes características: ser oportuna, que tomase medidas inmediatas; grande, proporcional a la caída en la demanda; perdurable, mientras durase la recesión; diversificada, dada la inexistencia una política prescrita; contingente, que tomase las medidas adicionales necesarias; colectiva, si se considera que la actuación de cada país reduce la crisis global; y sostenible, porque evitaba el endeudamiento y los efectos adversos de largo y corto plazo. Las políticas fiscales óptimas se componían de incremento del gasto, reducción de impuestos y transferencias. De estas, el gasto probablemente tenía un multiplicador mayor al de los impuestos y transferencias, por lo que era recomendado para su aplicación. Las combinaciones de estos instrumentos fiscales son conocidos como "paquetes fiscales" y fueron ampliamente usados para aliviar los efectos de la crisis.

De esta manera, se implementaron medidas fiscales basadas en incrementos del gasto público y reducción de tasas impositivas. En Latinoamérica, el canal de transmisión de la crisis fueron canales que involucraban la relación con el exterior. Los canales eran precisamente de los que dependía la economía peruana: exportaciones, términos de intercambio,

inversión extranjera. Por tales razones, la política fiscal implementada iba dirigida a suavizar los efectos adversos de la deprimida economía externa. En ese sentido, el gobierno impulsó la economía con un gasto público del 21% del PBI. Y en general, en Latinoamérica, se adoptaron políticas basadas en el incremento del gasto público que ayudaron a sostener las economías en el corto plazo.

Gráfico 3. Gasto público (%PBI) 2009

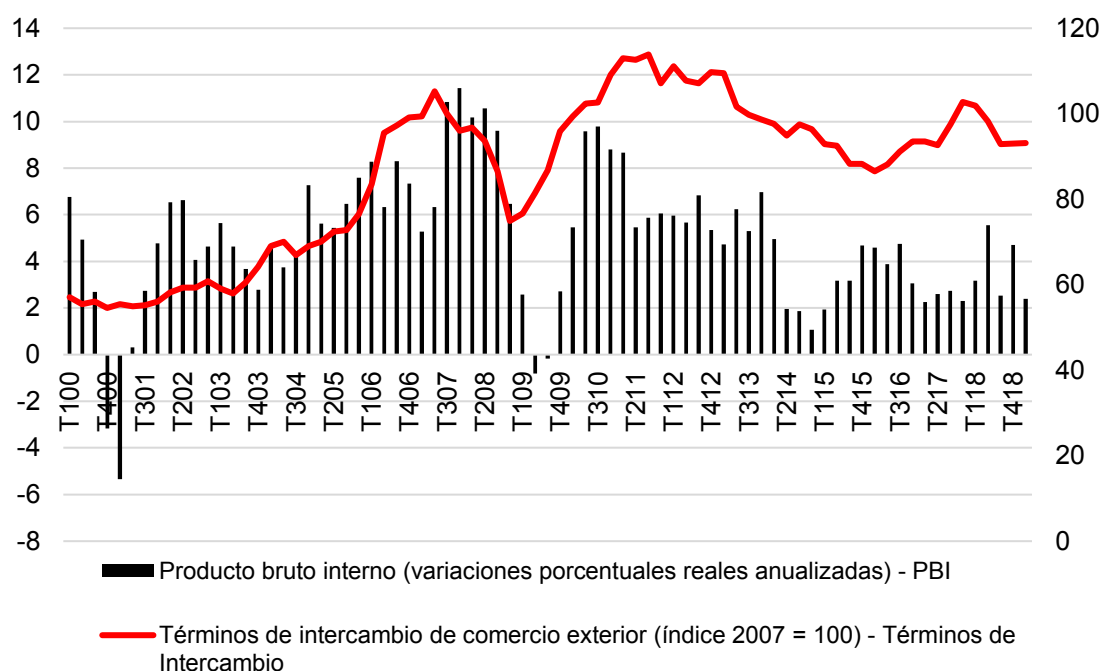


Fuente: Elaboración propia con datos de CEPAL (2010).

El Perú se caracteriza por su economía sensible a los choques externos: precios de los commodities, incertidumbre y liquidez internacional (Consejo Fiscal 2016). Esto, posiciona al país en una situación vulnerable a contingencias externas. Tal como explican Contreras y Gutiérrez (2016) "un aumento de los precios de los commodities genera una dinámica procíclica en la economía peruana", por el contrario, una reducción del valor de las exportaciones primarias reduce el consumo, gasto público y PBI. Ante este contexto, se abre la posibilidad de que la política fiscal pueda contrarrestar los efectos adversos de un contexto externo menos favorable. De ser así, ¿cuál sería la efectividad de la política fiscal? El Perú ha venido desacelerando sus tasas de crecimiento durante los últimos cinco años debido a la caída del precio de las materias primas. Actualmente, el reto de la política fiscal es estimular la sostenibilidad del

crecimiento con impulsos de corto plazo. Por lo tanto es importante estudiar su impacto y cambios en efectividad a lo largo del tiempo.

Gráfico 4. Crecimiento del PBI y Términos de Intercambio: 2000-2018

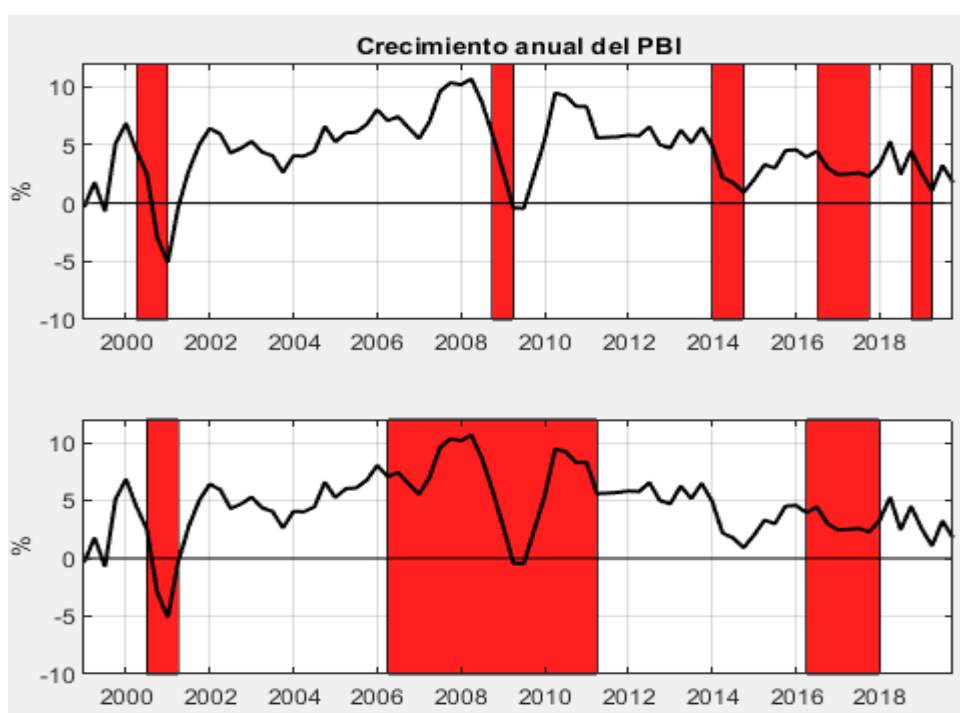


Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

En el Perú, tal como expone Loayza (2008), los años noventa marcaron una época de recuperación del crecimiento económico. Esto gracias a la continuación de políticas macroeconómicas responsables, el crecimiento de la mano de obra, la mayor productividad, y la bonanza de las exportaciones de las materias primas. En concordancia, Mendoza (2019) explica que el Perú tiene una de las posiciones más sólidas de América Latina y el Caribe con una deuda pública bruta menor en 34% a la deuda bruta promedio de la región (FMI 2017). Pero anterior a esta época, en 1990, la deuda pública alcanzó un pico de 90% del PBI de ese año, entonces ¿cómo se volvió sostenible el desempeño fiscal del país? La respuesta a esta pregunta tiene distintas aristas. La política fiscal en el Perú está regida por patrones estacionales de gobierno, patrones de ciclo económico, reglas fiscales, etc. Y si la posición fiscal del Perú ha mejorado, ¿también lo ha hecho la política fiscal?

El siguiente gráfico muestra la tasa de crecimiento anual del PBI contrastada con las fechas de recesión propuestas por Martínez y Florian (2019), Guevara (2018), además que reconoce los periodos de menor crecimiento. Así, se contabilizan cinco periodos en los que la economía ha atravesado dificultades. La tarea es resolver si dentro de esos cinco periodos la política fiscal fue efectiva.

Gráfico 5. Crecimiento anual del PBI

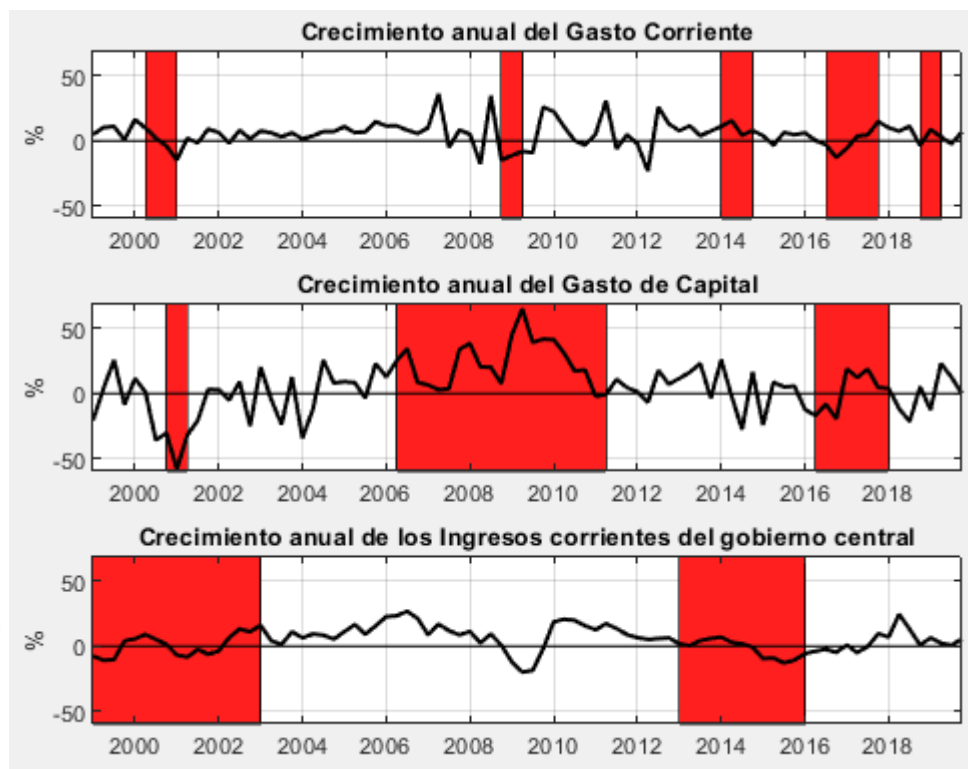


Fuente: BCRP. Elaboración propia. Las barras sombreadas en el gráfico superior representan los periodos de recesión y crecimiento negativo. Las barras sombreadas en el gráfico inferior representan los cambios de presidencia en el Perú.

Como se había planteado anteriormente, ¿cómo se volvió sostenible el desempeño fiscal del país? Mendoza atribuye este cambio a la mejora de la legislación fiscal que se inició con la constitución política de 1993, y continuó con la aplicación de las reglas de comportamiento fiscal de 1999, 2003, 2013 y 2016. Así, la proposición de Mendoza es que las reglas fiscales otorgaron rigurosidad a los saldos del gobierno lo que hizo que la posición fiscal mejorara. Sin embargo, la existencia de cuatro reglas fiscales en los últimos veinte años hace que sea difícil hallar cual ha sido el impacto de las reglas fiscales en la

política fiscal. Todavía queda por responder si este cambio en la sostenibilidad fiscal ha aumentado o reducido la potencia de las políticas fiscales.

Gráfico 6. Crecimiento anual de las variables fiscales



Fuente: BCRP. Elaboración propia. Las barras del gráfico superior indican los periodos de recesión de la economía. En el gráfico intermedio representan los cambios de presidente del Perú. Las barras del gráfico inferior representan los cambios en las Reglas Fiscales.

Por lo tanto, dada la implementación de las reglas fiscales, a la que se suma el permanente contexto macroeconómico de alta volatilidad de precios de los commodities, y los vaivenes de la incertidumbre, se pone de manifiesto la necesidad de conocer a priori los efectos dinámicos de las políticas fiscales (Sánchez y Galindo 2011). A pesar del poco consenso sobre el impacto de la política fiscal en el nivel de actividad económica, conocer la magnitud de los paquetes de estímulo fiscal es de vital importancia para afrontar las contingencias externas, y reproducir mejores políticas de intervención.

1.3. PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN

¿Cuál es el efecto de la política fiscal sobre el nivel de la actividad económica en el Perú durante el periodo planteado?



2. MARCO TEÓRICO

Existen diversas investigaciones que miden el efecto de la política fiscal sobre el nivel de actividad de la economía. El resultado de esta medición es lo que se conoce como multiplicador fiscal. Para el caso del multiplicador del gasto, Nakamura define de la siguiente manera: "el aumento porcentual en la producción que resulta cuando el gasto del gobierno se incrementa en 1 por ciento del PIB" (2014). Así, podemos definir el multiplicador fiscal como la variación porcentual en la producción que resulta de una variación del gasto o de los impuestos (o de otros términos fiscales) en 1 por ciento del PBI.

Para hallar la magnitud y signo de un multiplicador fiscal es posible servirse de distintas aproximaciones. Primero, se encuentra la aproximación teórica, cuyo amplio rango de resultados depende de los supuestos que fundamenten el modelo empleado. Luego, se encuentra la aproximación empírica, que a raíz de las contrastaciones teóricas en las que se basa, no tendrá un resultado consensuado ni en signo ni en magnitud. Esta última aproximación usualmente se desarrolla de dos maneras: el estudio de la actividad económica ante cambios en los gastos militares en épocas de guerra; y el estudio del comportamiento del producto, empleando un modelo SVAR basado en supuestos sobre la dinámica entre actividad económica y política fiscal (Nakamura 2014).

2.1. MULTIPLICADORES FISCALES: APROXIMACIÓN TEÓRICA

Primero, examinemos el estado de la literatura teórica respecto al efecto de la política fiscal sobre el producto. Por un lado, la teoría keynesiana propone un mecanismo en el que una política fiscal expansiva puede incrementar el producto, o reducirlo. Los resultados de esta teoría subyacen a dos supuestos: la dependencia del consumo respecto del ingreso corriente, y la rigidez de precios.

Céspedes y Galí (2013) revisan el argumento teórico keynesiano bajo el cual una política fiscal expansiva tiene un impacto positivo sobre la demanda. Para el caso del aumento en el gasto público sostienen que el multiplicador es mayor a uno. Esto debido a que un aumento del gasto eleva directamente la demanda y por consiguiente aumenta el producto. Este aumento del producto

incrementa a su vez el ingreso disponible, el cual estimula nuevamente la demanda y el nivel de actividad económica. De otro lado, los autores argumentan que un aumento de las transferencias tendría un efecto menor al del gasto. Esto debido a que las transferencias no afectan directamente a la demanda sino que encuentran su canal a través del ingreso disponible y del consumo.

Por otro lado, Hemming, Mahfouz y Schimmelpfennig (2002) revisan también los casos en que una política fiscal expansiva deprime la demanda. En el marco de un modelo IS-LM, resaltan que el efecto desplazamiento de la política fiscal expansiva dependerá de la sensibilidad de la inversión respecto a la tasa de interés. Esto dado que un aumento del gasto implica una subida en la tasa de interés interbancaria, que estimula a la inversión privada a responder negativamente. Los autores resaltan que la potencia de la política fiscal debe evaluarse en modelos de economía abierta en la que influyen los distintos regímenes de tipo de cambio. Así, revisan la afirmación teórica de que la política fiscal tiene más potencia en modelos de economía abierta con tipo de cambio fijo que en una economía con tipo de cambio flexible.

Con una perspectiva neoclásica, Barro (1974) plantea un modelo con agentes ricardianos. En este modelo, sin restricciones de liquidez, un incremento del gasto público implica un aumento futuro de los impuestos. Así, las familias, conocedoras de este suceso, ahorrarán el equivalente a los impuestos con lo que el ingreso disponible quedará inalterado y el consumo no se verá afectado.

Baxter y King (1993) analizan el efecto de la política fiscal empleando un modelo neoclásico sin rigideces nominales. En este modelo, un aumento del gasto genera un efecto riqueza con lo que los hogares se ven obligados a ofrecer más horas de trabajo. Y por ello, se tiene una caída de los salarios reales y un aumento del producto. Sin embargo, este aumento del producto difiere en magnitud dependiendo del financiamiento del incremento del gasto. Así, si la política fiscal expansiva está financiada por impuestos de suma alzada, generan un multiplicador más alto. Por el contrario, si los impuestos son distorsionantes, generan un multiplicador más pequeño.

Otra perspectiva sobre el efecto de la política fiscal la brinda la teoría neo keynesiana que vuelve a introducir rigideces nominales al modelo. Así, en el estudio de Linnemann y Schabert (2003), el multiplicador de la política fiscal expansiva es positivo, pero por canales distintos a los vistos anteriormente. Sucede que en el modelo planteado por los autores, un aumento del gasto público incrementa la demanda agregada, que a su vez, eleva el producto. Este aumento del producto lleva a un exceso de demanda de mano de obra con el cual los salarios reales aumentan. De esta manera, el incremento sobre los salarios impulsaría el consumo generando un multiplicador positivo.

En la misma línea, Galí, López-Salido y Vallés (2007) argumentan que las rigideces nominales garantizan un multiplicador fiscal positivo. Sin embargo, los autores señalan que este supuesto debe estar acompañado de restricciones de liquidez para tener un modelo más cercano a la realidad y con un multiplicador positivo de mayor magnitud. Así, los autores encuentran que bajo rigideces nominales, y restricciones de liquidez, el multiplicador obtenido será positivo y cercano a uno.

De otro lado, Auerbach (2003) presenta una visión post keynesiana del efecto de la política fiscal sobre la actividad económica. En este modelo, la intervención política del gobierno se vincula a una variación en la deuda pública. Así, si la política fiscal es expansiva, entonces se genera incertidumbre sobre la capacidad de repago de la deuda. Este suceso aumenta el riesgo de mercado lo que conduce a un aumento de la tasa de interés. Y es este último efecto es el que refuerza el efecto desplazamiento de un modelo keynesiano clásico. De esta manera, la percepción del riesgo juega un rol importante en la magnitud y el signo del multiplicador fiscal.

Melgarejo y Mendoza (2008) presentan un modelo que vincula el estado de las finanzas públicas con el efecto de la política fiscal. Así, los autores presentan un modelo con una meta de superávit fiscal por parte del gobierno que define el signo de la política fiscal expansiva. De esta manera, si la política fiscal se lleva a cabo en un estado inicial en el que el superávit primario es superior al

superávit óptimo, la expansión del gasto tendrá un efecto positivo sobre el producto. Si la política fiscal se lleva a cabo cuando el superávit del gobierno está por debajo de la meta planteada, entonces el aumento del gasto o la reducción de los impuestos no harán sino deprimir la demanda. Los autores argumentan que en una situación menos estable de las finanzas públicas, la sensibilidad a aumentos de la tasa de interés es mayor. Este suceso es el causante de que el signo de una política fiscal sea negativo en economías con finanzas públicas poco ordenadas. En complemento con este modelo, Caballero y Pyndick (1996) sostienen que el efecto de la política fiscal puede ser positivo o negativo dependiendo de la estabilidad macroeconómica del país. Si la incertidumbre es alta, el multiplicador podría ser negativo por conducto de una menor inversión y el mayor ahorro de los hogares.

Fontana (2009) revisa los efectos de un aumento del gasto público sobre las siguientes variables macroeconómicas en base a cuatro modelos teóricos: oferta y demanda de trabajo, empleo, producto, salario y consumo. Presentamos el resumen de sus hallazgos y agregamos la teoría de efectos no keynesianos (con un ratio de deuda-capital elevado).

Tabla 1

Efectos teóricos de un aumento del gasto publico						
	L^S	L^D	L	Y	W	C
Modelo Neoclásico	+	=	+	+	-	-
Modelo Neoclásico Enriquecido	+	=	+	+	?	+
Modelo Neo keynesiano	+	+	+	+	+	?
Modelo Neo keynesiano Enriquecido	+	+	+	+	+	+
Modelo Post Keynesiano	?	?	?	-	?	-

Fuente: Elaboración propia. En base a Fontana 2009.

2.2. MULTIPLICADORES FISCALES: APROXIMACIONES VAR

Respecto a los resultados empíricos, la literatura emplea dos acercamientos para el cálculo de los multiplicadores fiscales. Como señala Nakamura (2014), el primer acercamiento es el estudio del comportamiento del producto respecto a cambios en el gasto militar en periodos de guerra. Y el segundo, es la aproximación SVAR. Esta última, según la clasificación de Perotti

(2002), puede ser identificada de tres maneras distintas: la identificación por restricciones de signo; la identificación causal de Choleski; y la identificación mixta, que involucra el cálculo exógeno de elasticidades de las variables fiscales con el producto.

El primer acercamiento es el denominado "narrativo" (Romer y Romer 1989). Esta aproximación se caracteriza por buscar la identificación del choque a través de procedimientos no estadísticos basados en recuentos históricos de la serie a estudiar. Para el caso del estudio de la política fiscal, la aproximación narrativa usual para Norteamérica estudia los episodios fiscales de Ramey y Shapiro (1998): la acumulación de gastos militares de las guerras de Corea y Vietnam, y la expansión fiscal de Reagan. Sin embargo, tal como señala Perotti (2002), existen algunas desventajas de usar esta aproximación. La primera es la posibilidad de que estos episodios no sean del todo imprevistos. La segunda desventaja es que a lo largo de estos episodios pudieron haber ocurrido otros choques fiscales de diferente signo y tipo. Otras desventajas son las señaladas por Nakamura y Steinsson (2014): la infrecuencia de periodos de guerra largos, y la confusión con otros choques patrióticos y macroeconómicos (controles de precio, etc.).

Burnside, Eichenbaum y Fisher (2004) aplican esta aproximación para analizar la respuesta de los salarios reales y las horas de trabajo ante choques fiscales durante el periodo post Segunda Guerra Mundial. Los autores encuentran que bajo un modelo de crecimiento neoclásico y usando la identificación de Ramey y Shapiro (1998), un impuesto distorsionador o uno de suma alzada implicará un aumento en las horas trabajadas y una caída de los salarios reales. Otra aplicación empírica del esquema de identificación de episodios fiscales de gasto militar es el planteado por Nakamura y Steinsson (2014). La innovación de estos autores es que la investigación que realizan no es a nivel agregado sino a nivel regional.

Por otro lado, la aproximación narrativa que no recurre a episodios de gasto militar, examina documentos que provean información sobre cambios en

la política fiscal. Tal es el caso del estudio llevado a cabo por Guajardo et al. (2014) quienes comparan la aproximación narrativa con la aproximación usual basada en cambios de CAPB aplicada a los países de la OECD. Los autores encuentran que una serie "narrativa" es más exógena a los cambios en el producto que la serie CAPB, con lo cual se justificaría la identificación del sistema.

Otro acercamiento empírico recurrente es la aproximación SVAR con restricciones de signo. Este método identifica los choques de política en las funciones impulso respuesta a través de restricciones de signo en lugar de usar restricciones lineales en la matriz de efectos contemporáneos (Perotti 2002). Mountford y Uhlig (2009) aplican esta metodología al estudio de la política fiscal en las series de Estados Unidos. Los autores señalan que esta aproximación enfrenta tres dificultades típicas en cualquier esquema de identificación VAR. La primera dificultad es distinguir los movimientos de las variables fiscales debido a choques de política fiscal y no en respuesta automática a otros choques. También hay un problema en la definición de choque de política fiscal ¿qué significa un choque de este tipo? Existen distintas definiciones sobre qué es una política fiscal. El tercer problema es que hay rezago entre el anuncio de la política y su aplicación por lo que puede haber movimientos en las variables macroeconómicas antes de la aplicación efectiva del choque. Si bien las restricciones de signo permiten el movimiento de la variable antes del choque contemporáneo, el costo de esta aproximación es que no puede definir el momento exacto en el que ocurrió el choque fiscal.

La identificación por restricciones de signo implica una visión a priori de la respuesta de la economía a los choques fiscales (Perotti 2002). Para evitar el exceso de restricciones, Mountford y Uhlig (2009) emplean las restricciones de signo agnósticas que permite identificar algunas variables mientras las otras quedan irrestrictas. De esta manera, los autores plantean esquemas de identificación bajo distintas situaciones. Para su estudio realizado el 2009, Mountford y Uhlig plantean tres escenarios según la economía de Estados Unidos: gasto deficitario, recorte de impuestos financiados con déficit, y una

expansión equilibrada del gasto presupuestario. Los autores hallan que el recorte de impuestos financiado por déficit es la política fiscal que implica un mayor multiplicador.

Perotti (2002) resalta que aunque esta metodología parte de perspectivas a priori, puede enriquecerse de literatura más reciente que explique ciertos patrones de la política fiscal bajo condiciones específicas. Así, puede poner a prueba supuestos teóricos como el de la teoría de "efectos no keynesianos". Esta teoría argumenta que un aumento en los impuestos tiene como respuesta un incremento del PBI. Esta literatura explica que este efecto sucedería cuando el ratio entre la deuda y el PBI es grande (Alesina et al. 2002). Perotti (2002) explica que este supuesto no podría ser usado en economías como la de Estados Unidos pero que tendrían aplicación en el estudio de la política fiscal en otros países.

La tercera aproximación consiste en usar el ordenamiento causal recursivo de Cholesky. Esta estrategia de identificación ha sido usada por distintos autores como Fatas y Mihov (2004), Favero (2002), Kamps y Caldara (2006), Rossy y Zubairy (2011), Boiciuc (2015), y Ramey (2015). El ordenamiento es como sigue, primero, el gasto de gobierno es tomado como independiente del movimiento contemporáneo de otras variables macroeconómicas como los precios y el producto. Luego, el ordenamiento se invierte de modo que ahora el gasto de gobierno no tiene efectos contemporáneos sobre los precios y el producto.

La cuarta aproximación es la propuesta por Blanchard y Perotti (2002) y su estrategia de identificación mixta. Ésta consiste, primero, en la observación de que a las autoridades les toma más de tres meses decidir implementar un choque de política fiscal discrecional tras notar algún cambio en el producto o el nivel de precios. Este argumento sería suficiente para implementar algunas restricciones contemporáneas de valor cero. Luego, la identificación total se logra estimando las elasticidades de las variables que no lograron ser identificadas respecto a los cambios de la política fiscal.

Caldara y Kamps (2006) comparan los resultados de usar dos esquemas de identificación distintos: el ordenamiento causal recursivo de Cholesky y la propuesta de Blanchard y Perotti. Los autores encuentran que si el ordenamiento causal recursivo es bien seleccionado, las diferencias entre los esquemas de identificación serán menores. Así, las funciones impulso respuesta tendrán más coincidencias para los casos de choques de recaudación y gasto de gobierno.

Esquemas de identificación más recientes son los propuestos por Caldara y Kamps (2017) y Arias et al. (2018). Caldara y Kamps (2017) proponen un proxy SVAR. En ésta utilizan instrumentos no fiscales para estimar directamente los parámetros de las reglas fiscales. Así, usan instrumentos para reemplazar el producto, la inflación y la tasa de interés por una medida de productividad total ajustada por factores (Fernand 2012), las series de choques de petróleo (Hamilton 2003), y las series de choques de política monetaria (Romer y Romer 2004). Los autores proveen evidencia de la ortogonalidad y de la importancia de estas variables. Así, consiguen estimadores insesgados para los parámetros de las reglas fiscales. De esta manera, los autores hallan que el multiplicador del gasto de gobierno es mayor al multiplicador de las reducciones en impuestos.

Una última aproximación, recientemente más usada, para el cálculo de los multiplicadores fiscales es la estimación de un VAR con técnicas Bayesianas. Tal es el caso de Pereira y Lopes (2014), Kirchner, Cimadomo, y Hauptmeier (2010), e liboshi et al. (2019). Estos últimos utilizaron un modelo Bayesiano de parámetros cambiantes (TVP-VAR) para documentar la variación del multiplicador fiscal en el tiempo. Los autores, emplean las técnicas bayesianas junto con las restricciones de signo y las restricciones de tipo cero. liboshi et al (2019) encuentran que el multiplicador del gasto es dos por un año y después de ocho regresa a la unidad. En contraste, el multiplicador de la reducción de impuestos se mantiene con signo negativo la mayor parte del periodo.

Kirchner, Cimadomo, y Hauptmeier (2010) aplicaron un modelo TVP-VAR junto con un esquema de identificación recursivo. Los autores encontraron que para la euro-zona, la efectividad del gasto de gobierno para estabilizar el

producto y el consumo había aumentado; sin embargo, este mismo multiplicador se reducía sustancialmente a lo largo del periodo. En la misma línea, Pereira y Lopes (2014) usaron un modelo TVP-VAR bajo el esquema de identificación de Blanchard y Perotti (2002).

2.3. CÁLCULO DE LOS MULTIPLICADORES FISCALES PARA LA ECONOMÍA PERUANA

La literatura sobre los multiplicadores fiscales para el Perú no es muy extensa. Resaltamos a continuación los principales trabajos en esta materia. Primero tenemos el análisis realizado por Mendoza y Melgarejo en el año 2008. En su estudio, los autores emplean el esquema de identificación VAR de Blanchard y Perotti (2002). Los resultados de los autores señalan que en un periodo de fragilidad de las finanzas públicas (1980-1990), la efectividad de la política fiscal es débil. Mientras que esta efectividad aumenta en el periodo coincidente con el fortalecimiento de las finanzas públicas (1990-2006). A este punto queda todavía por responder cuál es la efectividad de la política fiscal durante los ciclos económicos en el Perú y si estos son coincidentes con los episodios planteados por Mendoza y Melgarejo (2008).

En el 2012, en Reporte de Inflación, el BCRP (2012) presentó un recuadro titulado "Los multiplicadores fiscales contingentes al estado de la economía", en el cual presentó el análisis del impacto de la política fiscal obtenido a través de un modelo econométrico de parámetros no lineales T-VAR con identificación Blanchard Perotti. Se encuentra que la respuesta del PBI a un choque no anticipado de gasto corriente y gasto de capital del gobierno general depende de la fase del ciclo económico. Así, cuando la economía se encuentra en fase expansiva, ambos multiplicadores son menores en comparación a los de una situación con menor crecimiento económico.

Por otro lado, Sánchez y Galindo (2013) estiman que el efecto del gasto público es mayor durante un periodo de recesión que en uno de auge. Salinas y Chuquilín (2014), por su lado, estiman los efectos asimétricos del ingreso tributario, gasto corriente y gasto de capital en los ciclos económicos del Perú

hasta el 2012. Para ello, los autores emplean un modelo T-VAR y encuentran que el gasto de capital es el que tiene mayor efecto durante las recesiones. Este resultado es parecido al encontrado por Sánchez y Galindo (2013) quienes utilizan un modelo VAR no lineal (LSTVAR).

Otro análisis del efecto del gasto desagregado es el llevado a cabo por BBVA Research (2014). En su análisis, se estima los multiplicadores de gasto e impuestos a través de una aproximación VAR con identificación Blanchard Perotti. Los resultados encontrados muestran que el multiplicador del gasto de inversión es mucho mayor y se mantiene por más tiempo en comparación al multiplicador del gasto corriente. Este último es de impacto inmediato sin duración de largo plazo. Por otro lado, se encontró que el multiplicador de los impuestos es mucho menor al del gasto de inversión.

En la misma línea que los trabajos mencionados, en el Marco Macroeconómico Multianual 2016-2018 (MEF 2015), el Ministerio de Economía y Finanzas realiza una estimación de los multiplicadores fiscales a través de una aproximación T-VAR (un modelo con umbrales). El análisis realizado por el MEF considera el gasto desagregado en gasto de inversión (formación de capital) y gasto de consumo del gobierno central. Así, se busca combinar las herramientas de gasto seleccionadas con la posición en el ciclo de la economía. Los resultados son los siguientes: en general, el efecto del gasto público es positivo sobre el PBI; sin embargo, en épocas de recesión, el multiplicador del gasto de inversión no tiene un efecto instantáneo aunque es 60% más potente al del gasto de consumo. Por otro lado, el efecto del gasto de consumo es más elevado en periodos de crecimiento bajo, mientras que su efectividad se reduce en periodos de crecimiento alto.

Por otro lado, en su Informe Anual del 2017, el Consejo Fiscal (2018) presenta un análisis sobre la efectividad de la política fiscal. Primero, se realiza una estimación de los multiplicadores fiscales para la economía peruana entre los años 1995-2017 a través de una aproximación SVAR. Así, se obtiene que el gasto de capital es más potente tanto en el corto como en el mediano plazo.

Además, también se encontró que el multiplicador del gasto corriente alcanzaba su pico un año después del choque para luego diluirse. A diferencia de esto, se señala que el gasto de capital alcanza su pico de forma más rezagada, luego de dos años mostrando mayor persistencia. Por el lado de los impuestos se obtuvo que el multiplicador es mucho más pequeño a los multiplicadores de gasto. Luego, se realiza un análisis que consiste en comparar los impactos registrados entre los años 2013 y 2017 (escenario base), respecto al impacto fiscal que se hubiera obtenido con una postura fiscal neutra (escenario contrafactual). El resultado de este ejercicio concluye que la postura fiscal expansiva en el periodo 2013-2017 tuvo un impacto positivo sobre el PBI.

A continuación presentamos los multiplicadores fiscales para la economía peruana calculados en los trabajos ya expuestos.

Tabla 2

Multiplicadores fiscales para la economía peruana				
Estudio	Ciclo/Período	Gasto Corriente	Gasto de Capital	Impuestos
Mendoza y Melgarejo 2008*	1980-1990	0.137		-0.026
	1990-2006	0.22		-0.145
Sánchez y Galindo 2013	Auge	[0,48 - 0,62]		[(-0,01)-(0,00)]
	Recesión	[1,25 - 1,35]		[0,1 -0,25]
Salinas y Chuquilín 2014**	Auge	0.14	0.58	
	Recesión	0.89	1.12	
BBVA 2014	Lineal	0.55	0.6	0.1
MEF 2015	Auge	0.13	0.55	
	Recesión	0.12	0.55	
BCRP 2012-2015	Auge	0.24	0.49	
	Recesión	0.24	0.49	
Guevara 2018	1997-2000	[1.5-2,5]		
	2005-2016	[1-0.68]		
Consejo Fiscal 2018	Lineal	0.47	0.52	0.26

Fuente: Elaboración propia

3. HIPÓTESIS

Dada las características del Perú como economía pequeña y abierta, los multiplicadores de la política fiscal del gasto desagregado son pequeños para el país. Sin embargo, el periodo de crisis 2008-2012 presenta un mayor multiplicador debido a la potencia que ganó por la recesión y al fortalecimiento de las finanzas públicas.



4. EL MODELO TEÓRICO

A continuación, presentamos el modelo desarrollado por Mora y Acevedo (2019) para reproducir el impacto de la política fiscal sobre las principales variables macroeconómicas de una economía pequeña y abierta. Estas variables son el producto real, el nivel de precios, la tasa de interés, y el tipo de cambio nominal. Cabe resaltar que este modelo no considera la semidolarización de la economía peruana, sin embargo sus demás características pueden ser asociadas con facilidad a cualquier economía en desarrollo. El modelo considera que la economía es pequeña, abierta con un régimen de tipo de cambio flexible y con imperfecta movilidad de capitales. A diferencia del modelo Mundell Fleming tradicional, el modelo desarrollado por Mora y Acevedo (2019) no considera una oferta agregada perfectamente elástica a los precios de equilibrio sino que permite la existencia de la inflación, que ha sido un fenómeno importante en las economías de América Latina. Además, permitiendo la variación de salarios y precios, replica una de las principales características de las economías latinoamericanas: un sector de producción predominante en la economía.

4.1. SUPUESTOS DEL MODELO

Como se ha mencionado anteriormente, el modelo de Acevedo y Mora (2019) supone una economía pequeña y abierta. Esta economía tiene dos sectores de producción: el primer sector produce y exporta un bien transable (materias primas) cuyo precio es $p_{1,t}^*$, el cual se determina en el mercado externo; por otro lado, el segundo sector produce un bien no transable que es consumido solo dentro de la economía doméstica. Este modelamiento ilustra con claridad la importancia de las materias primas, que en el modelo juega el rol de bien transable, para la economía peruana. Un hecho estilizado de la economía peruana es su dependencia de factores externos. Ya que el modelo declara que el precio del bien transable se determina en el extranjero, es de esperarse que la situación de la economía dependerá de los elementos que determinen el precio de su principal exportación. Además, también tenemos que la economía no está completamente integrada a los mercados financieros, por lo tanto no

habría perfecta movilidad de capitales. Esto es una característica representativa de las economías en desarrollo.

Otro supuesto interesante del modelo es la relativa flexibilidad de precios y la sindicalización de los trabajadores. En este modelo, los precios tienen cierto grado de flexibilidad por lo que no se trabaja en esquemas más severos como el supuesto de salarios o bien rígidos o flexibles. Además, al considerar la sindicalización de los trabajadores se reconoce la influencia de los trabajadores para influir sobre su propio salario.

El equilibrio del modelo se consigue de la interacción entre la oferta y demanda agregada.

4.2. FUNCIÓN DE OFERTA AGREGADA

La forma de la función de oferta agregada es como sigue:

$$y_t = v \left(\theta_2 - \theta_1 \left(\frac{1-v}{v} \right) \right) p_t - v(\theta_2 + \theta_1)(p_t^*) - (\theta_2 + \theta_1)\bar{w}_i - v \left(\theta_2 - \theta_1 \left(\frac{1-v}{v} \right) \right) e + k_1 + k_2 + \theta_2 \ln(1 - \phi) + \theta_1 \ln(1 - \phi) + \theta_1(p_{1,t}^*) + \frac{1}{\theta} z_{1,t} + \frac{1}{\theta} z_{2,t} \quad (1)$$

E : Tipo de cambio nominal

p_t^* : Precio externo (en dólares)

p_t : Precio de la economía doméstica (en moneda local)

$Z_{1,t}$: Choque de tecnología en el sector transable al periodo t

La función de producción depende del aporte de los sectores transable y no transable. En la producción transable se tiene que la producción se relaciona inversamente con los precios domésticos p_t y los precios del producto exportable p_t^* . Sin embargo, el producto guarda una relación positiva con los precios del producto exportable en el mismo periodo $p_{1,t}^*$.

Por otro lado, en la producción de los bienes no transables se observa una relación positiva entre la producción y los precios domésticos. Por otro lado,

la relación que guarda la producción de no transables con los precios foráneos es negativa.

La curva de oferta agregada relaciona el producto y los precios de forma positiva solo si el factor $(\theta_2 - \theta_1(1 - v)/v) > 0$, es decir, depende de la participación de un sector específico en el producto. Respecto a la relación con el tipo de cambio, observamos que una devaluación de la moneda local afecta negativamente el producto. Esto ocurre dado que la devaluación estimula la mayor producción de bienes transables en un detrimento superior de la producción de bienes no transables.

4.3. DEMANDA AGREGADA

La demanda agregada es el resultado de agregar el mercado de bienes, el equilibrio del mercado monetario y el aporte del mercado externo.

$$y_t = \sigma_p p_{1,t}^* + \alpha(e + p_t^* - p_t) - \gamma r_t + \sigma f(y_t^*) + z_{i,s} \quad (2)$$

y_t^* : Demanda externa

r_t : Tasa de interés real

$z_{i,s} \sim (0, \sigma_{z_{i,s}}^2)$: Choque real (para este caso, el choque está asociado a una expansión fiscal)

A su vez, el mercado monetario, en el equilibrio, requiere que la oferta real de dinero iguale a la demanda. Al considerar la tasa de interés nominal y la inflación esperada en la ecuación de equilibrio monetario obtenemos lo siguiente:

$$m_t - p_t = \beta_0 y_t - \beta_1 r_t - \beta_1 \pi_{t-1} + z_m \quad (3)$$

m_t : Stock de dinero

i_t : Tasa de interés nominal

z_m : Shock monetario

Por otro lado, con movilidad imperfecta de capitales, el equilibrio externo viene dado por la ecuación de balanza de pagos:

$$B_t = \sigma_{p_{1,t}^*}(p_{1,t}^*) + \sigma_x(e - p_t + p_t^*) + \sigma_f(y_t^*) - \sigma_y y_t + z_{ex} + \lambda(r - r^*) \quad (4)$$

$\lambda > 0$: Grado de movilidad del capital

$$z_{ex} \sim (0, \sigma_{z_{ex}}^2)$$

En conjunto, las ecuaciones 1, 2, 3, y 4 representan la solución del modelo y con ello ya podemos ver el efecto de la dependencia externa (hecho estilizado de la economía peruana) y la intervención fiscal.



5. RESULTADOS DE LA APLICACIÓN TEÓRICA

5.1. RESULTADOS TEÓRICOS DE UN AUMENTO DEL PRECIO DEL BIEN EXPORTABLE

Dado que las economías emergentes como el Perú se caracterizan por su dependencia de los precios de las materias primas, revisaremos cuál es el efecto de un aumento de los precios de las exportaciones sobre las principales variables macroeconómicas representadas en el modelo teórico.

A continuación presentamos los efectos de un shock positivo en los precios de las materias primas ($\Delta p_{1;t}^* > 0$):

$$\frac{\partial y_t}{\partial p_{1;t}^*} > 0 ; \quad \frac{\partial p_t}{\partial p_{1;t}^*} \geq 0 ; \quad \frac{\partial e_t}{\partial p_{1;t}^*} \geq 0 ; \quad \frac{\partial r_t}{\partial p_{1;t}^*} \geq 0$$

Tal como expone Mora (2013), un incremento del precio de las materias primas eleva el nivel de la actividad económica. Esto dado que estimula no solo la oferta agregada sino también la demanda. Por otro lado, el efecto sobre los precios domésticos, la tasa de interés y el tipo de cambio dependerán del grado de movilidad de capitales y de las elasticidades de las variables respecto a choques externos. Para el caso peruano, el BCRP controla el tipo de cambio bajo un esquema de flotación sucia, y al trabajar con metas de inflación fija la tasa de interés. Por lo tanto, la variación en los precios y el tipo de cambio también dependerá del grado de intervención de la política macroeconómica.

5.2. RESULTADOS TEÓRICOS DE UNA EXPANSIÓN FISCAL

El sistema de ecuaciones, obtenido por las relaciones de equilibrio que describen la oferta y demanda agregada, permite diferenciar el sistema usando álgebra matricial para calcular los efectos de cualquier choque. En este caso, presentaremos los resultados de una expansión fiscal.

A continuación presentamos los efectos de un aumento del gasto público ($\Delta z_{is} > 0$) sobre las siguientes variables macroeconómicas: producto, precios, tipo de cambio, y tasa de interés real.

$$\frac{\partial y_t}{\partial z_{is}} > 0 ; \quad \frac{\partial p_t}{\partial z_{is}} \leq 0 ; \quad \frac{\partial e_t}{\partial z_{is}} \leq 0 ; \quad \frac{\partial r_t}{\partial z_{is}} > 0$$

Los resultados teóricos del modelo muestran que un aumento del gasto público incrementa el producto y la tasa de interés, al igual que los modelos teóricos. Sin embargo, Mora (2019) argumenta que el aporte de este modelo es que toma en cuenta el grado de movilidad de capitales. A través de este modelo, es notorio que a mayor movilidad de capitales, mayor será el impacto de la política fiscal. Esta es una conclusión con implicancias significativas para América Latina cuyos países no están totalmente integrados a los mercados financieros. Además, tomando en cuenta las variaciones de los precios y del tipo de cambio, la política fiscal puede verse debilitada. Esto puede darse debido a que en una situación de baja movilidad de capitales, el costo de la moneda doméstica se incrementa por efecto de la inflación y la depreciación.

Tabla 3

Choques de Política fiscal y de precios de materias primas				
	y_t	p_t	e_t	r_t
z_{is}	+	?	?	+
$p_{1,t}^*$	+	?	?	?

Fuente: Elaboración propia

El modelo muestra que la política fiscal es compatible para contrarrestar los efectos de los choques externos vía variación de los precios de las exportaciones primarias. Sin embargo, la efectividad de su impacto dependerá del grado en que responda el efecto desplazamiento al aumento de la inversión pública. Por lo tanto, la efectividad de la política fiscal estará vinculada con el grado de movilidad de capitales. Por otro lado, Gavin y Perotti (1997) explican que para América Latina, otro factor que reduciría el tamaño del multiplicador de la política fiscal es la pro-ciclicidad de las reglas fiscales, que implicaría una reducción del gasto en épocas de recesión. El argumento es válido para el caso peruano puesto que de todas las reglas fiscales, solo la de 2013 "La Ley de Fortalecimiento de la Responsabilidad y la Transparencia Fiscal" tuvo la

característica de ser contra cíclica, y dada su corta duración se dificulta la verificación de su impacto sobre el tamaño de los multiplicadores fiscales.



6. VARIABLES PARA LA APLICACIÓN EMPÍRICA

La revisión de la literatura y el análisis teórico lleva a concluir que las variables idóneas son tanto las variables fiscales como las variables externas.

Tabla 4.

Variables	
Variables de estado	Variables de control
PBI Trimestral 1995-2018	Términos de intercambio
Gasto corriente del gobierno central	Tasa de interés de la FED
Gasto de capital del gobierno central	
IPC	

Fuente: Elaboración propia.



7. DATOS

Todas las variables empleadas son obtenidas del Portal Institucional del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), en frecuencia trimestral (con excepción del IPC, cuya frecuencia es mensual), a lo largo del periodo 1999q – 2019q4. Las series seleccionadas van en línea con el ítem anterior, y son las siguientes: Términos de intercambio de las exportaciones (IPX), el Índice de precios al consumidor (IPC), el Gasto corriente del gobierno central (GC), el Gasto de capital del gobierno central (GK), el PBI no primario (PBI), los Ingresos corrientes del gobierno central (ING), la Tasa de referencia (I), y el Tipo de cambio real (TCR). Para una comprensión sencilla de las variables utilizamos las siglas en paréntesis para armar el vector de variables endógenas como sigue a continuación:

$$y_t = (IPX_t \text{ Inf}_t \text{ GC}_t \text{ GK}_t \text{ PBI}_t \text{ ING}_t \text{ TASA}_{REF_t} \text{ TCR}_t)'$$

La serie Tasa de referencia se encuentra disponible solo desde el 2002 por lo que para tener la muestra adecuada, empalmamos la series de Tasa de Referencia con la Tasa de Certificado de Depósitos. Las series IPX, IPC, GC, GK, ING, que se encontraban en millones de soles, fueron deflactadas por el IPC (2007=100), log linealizadas y desestacionalizadas usando el filtro Census X-13.

Para proceder con la metodología planteada, usamos la data en tasas de crecimiento. Esto dado que las variables macroeconómicas presentan raíz unitaria (ver Tabla 1 de los anexos), contrastaremos los resultados con un modelo que considere las variables en tasas de crecimiento.

8. MODELO ECONOMÉTRICO

En esta sección presentaremos el modelo econométrico que se utiliza para la estimación. El modelo empleado es un Vector Autorregresivo del tipo Bayesiano. La ventaja de emplear este modelo es que permite modelar de forma consistente restando importancia a la cantidad de datos en la muestra, a diferencia del enfoque econométrico clásico. Esta ventaja de usar el modelo bayesiano es pertinente ya que una muestra trimestral desde 2000 hasta el 2019 no es considerada grande.

El modelo bayesiano considera una distribución a priori a la que se combina la distribución de la data. De esta combinación surge una distribución llamada “posterior” y de ésta se derivan los resultados. Al emplear distribuciones implícitas se logra que el requerimiento de una muestra grande sea menos exigente. Esto dado que el modelo genera una distribución de donde surge la dinámica del modelo.

Además, cabe resaltar que la herramienta a usada para el modelamiento es el software Matlab con el Toolbox Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) que se encuentra disponible en la página del Banco Central Europeo¹.

8.1. MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS BAYESIANO

Siguiendo el modelo general de Vectores Autorregresivos, consideremos la forma reducida del VAR de orden p propuesto por Sims (1980):

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + e_t; \text{ con } t = 1; \dots; T$$

Donde y_t es un vector $N \times 1$ que contiene las observaciones de las N variables endógenas. A su vez, e_t es el vector de errores de dimensión $N \times 1$ que es idéntica e independientemente distribuido con media cero y varianza Σ_e . El vector de interceptos está representado por a_0 con dimensión $N \times 1$. Por otro lado, A_i es la matriz de coeficientes de los rezagos, con dimensión $N \times N$. Cada

¹ Legrand, Dieppe y Roye. BAYESIAN ESTIMATION, ANALYSIS AND REGRESSION (BEAR) TOOLBOX. <https://www.ecb.europa.eu/pub/research/working-papers/html/bear-toolbox.en.html>

elemento de A_i puede representarse como a_{mj}^i , el coeficiente del rezago i posicionado en el orden mj .

A continuación, seguiremos la resolución de Martínez (2018). De esta manera podemos reescribir el modelo de la siguiente forma:

$$Y = XA + E,$$

En la cual el vector de variables endógenas $Y = [Y_1 Y_2 \dots Y_T]'$, contiene vectores fila Y_i . De igual manera, el vector de errores $E = [e_1 e_2 \dots e_3]'$ contiene vectores fila e_i . Asimismo, $X = [x_1 x_2 \dots x_T]$ es una matriz de orden $T \times K$ donde $x_t = [1 y'_{t-1} \dots y'_{t-p}]$ y $K = 1 + Np$ que es el número de coeficientes por cada ecuación del VAR. Y por último, la matriz $A = [a_0 A'_1 \dots A'_p]'$ es de orden $K \times N$ y contiene a los coeficientes.

Luego, si consideramos $\alpha = \text{vec}(A)$ y $y = \text{vec}(Y)$, el modelo puede ser reescrito de la siguiente manera:

$$y = (I_N \otimes X)\alpha + e, \text{ con } e \sim \mathcal{N}(0, I_N \otimes X)$$

Al resolver la verosimilitud aproximada, se tiene que la verosimilitud es el producto entre una Normal y una distribución Wishart.

$$L(\alpha, \Sigma_e | y) \propto \mathcal{N}(\alpha | \hat{\alpha}, \Sigma_e, X, y) \times \mathbb{W}(\Sigma_e^{-1} | y, X, \alpha_{ols}, T - K - N - 1)$$

De modo que

$$\alpha | \Sigma, y \sim \mathcal{N}(\hat{\alpha}, \Sigma_e \otimes (X'X)^{-1})$$

$$\Sigma^{-1} | y \sim \mathbb{W}(S^{-1}, T - K - N - 1)$$

Donde $S = (Y - X\hat{A})'(Y - X\hat{A})$ y $\hat{A} = (X'X)^{-1}X'Y$.

Luego, para resolver el VAR Bayesiano, la distribución posterior debe ser extraída a través del algoritmo Gibbs Sampling en la secuencia siguiente:

- Definir el número de iteraciones “n” del algoritmo.

- Al finalizar la iteración n , extraer Σ_n (matriz de varianzas y covarianzas) de la distribución posterior. Es decir, se reciclan n iteraciones del Gibbs Sampling.
- Obtener D_n calculando el factor de Choleski de Σ_n .
- Obtener $\Psi_1, \Psi_2 \dots$ de $\psi_1 D_n, \psi_2 D_n \dots$
- Repetir hasta que las iteraciones hayan sido conseguidas.
- Esto lleva a una muestra de posteriors independientes extraídas :
 $\{D_n, \Psi_1, \Psi_2 \dots\}_{n=1}^{It-Au}$



9. ESQUEMA DE IDENTIFICACIÓN

Para definir los choques empleamos el esquema de identificación de ordenamiento causal recursivo de Cholesky. En este esquema, el ordenamiento de las variables debe empezar por la variable más exógena e ir hasta la variable más endógena. Es con ese ordenamiento que se estimará el BVAR. Consideremos el siguiente ordenamiento para las variables endógenas:

$$y_t = (IPX_t \text{ Inf}_t \text{ GC}_t \text{ GK}_t \text{ PBI}_t \text{ ING}_t \text{ TASA_REF}_t \text{ TCR}_t)$$

El ordenamiento refleja el orden de causalidad. Primero, se considera que el IPX es la variable más exógena por lo cual no responde de forma contemporánea a ninguna de las otras variables, sin embargo, sí puede afectar a las demás variables de forma contemporánea. La posición del IPX se justifica en que representa los Términos de intercambio de las exportaciones cuyos precios están definidos por el mercado externo. Esto reflejaría la característica de la economía peruana: dependiente de las condiciones internacionales por ser un país pequeño y abierto. Segundo, la inflación (inf) responde de forma contemporánea únicamente a shocks de los términos de intercambio de precios de las exportaciones (ipx), pero no responde a las otras variables.

Tercero, el gasto corriente (GC) responde contemporáneamente solo a los precios de las exportaciones y a la inflación; mientras tanto, el gasto de capital, reacciona al GC, Inf, e IPX. Estas variables no van después del PBI ya que se considera que un shock estructural del PBI no afecta de forma contemporánea al gasto ya que éste se define a principios de año, y al no existir estabilizadores automáticos hay rezago en la respuesta de las variables de gasto al PBI. Asimismo, el PBI no primario puede reaccionar a choques de precios de las exportaciones, gasto, e inflación.

Los ingresos fiscales se encuentran en sexto lugar en el ordenamiento. Esta variable va después del PBI no primario. Esto implica que un shock de ingresos no afecta de forma contemporánea al PBI, lo cual no es necesariamente cierto. Además, la relación establece que los ingresos dependen de los precios de las materias primas y de los componentes de la demanda.

A su vez, la tasa de referencia se mueve respecto a la inflación y a las variables que conforman la demanda. Por último, la posición del tipo de cambio permite absorber los choques reales cuando la tasa de interés permanece constante. Esta última relación se justifica en el régimen de flotación sucia que adoptó el BCRP para manejar el tipo de cambio.



10. RESULTADOS PRELIMINARES

En esta sección se presentarán los resultados y el análisis de la metodología propuesta.

10.1. FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA

En la Figura 7 presentamos las funciones impulso respuesta (IRF) del PBI no primario frente a los shocks estructurales de las variables fiscales. Las funciones se calculan a veinte trimestres con bandas de confianza al 95%.

Gráfico 7



Figura 5: IRF's del PBI respecto a choques estructurales de gasto corriente, gasto de capital, e ingresos tributarios, bandas al 84%.

Observamos que el shock de gasto corriente tiene un impacto positivo sobre el PBI, en media. Sin embargo, las bandas de confianza muestran que este resultado no es significativo puesto que para esos veinte periodos podría suceder que el gasto corriente afecte negativamente al PBI.

Por otro lado, el shock de gasto de capital sobre el PBI presenta un impacto positivo y significativo. Además, se observa que en media el impacto del gasto de capital es mayor al del gasto corriente, con significancia a lo largo de siete periodos. A ello podemos añadir que el PBI responde de forma contemporánea al shock estructural de gasto de capital pero que su punto máximo lo alcanza al cuarto trimestre.

Respecto al shock de ingresos tributarios, podemos observar que la respuesta del PBI es negativa en media a lo largo siete trimestres. Sin embargo,

este resultado no es significativo pues las bandas de confianza señalan que podría darse el caso en el que la IRF de este shock sea positivo.

10.2. DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA

A continuación presentamos el análisis sobre la descomposición histórica del PBI. La primera observación que resalta es la alta contribución de los shocks externos al PBI no primario. Esta observación va en línea con el hecho estilizado de la economía peruana que explica la alta dependencia de la economía a los factores externos debido a la posición de exportador de materias primas que ocupa el país. Después de la contribución de los shocks externos, los shocks de gasto contribuyen de forma importante al desenvolvimiento del PBI. Y respecto a los choques de impuestos, observamos que su contribución es bastante reducida.

Observamos que entre 1999 hasta el 2006, la fluctuación del PBI está explicada en proporción significativa por la inflación, el gasto de capital y la misma volatilidad del PBI. El aporte de las variables fiscales gasto corriente e ingresos tributarios es muy reducida durante este periodo. A partir de entonces, la política fiscal empieza a aumentar su contribución, en especial por parte del gasto de capital.

La contribución de los shocks de ingresos a la fluctuación del PBI es muy pequeña, ello a pesar de las reformas tributarias explicadas por Lahura y Castillo (2018). Entre el 2007 al 2012, se observa una contribución positiva del índice de precios de las exportaciones. Esta contribución contrasta con la reversión negativa que adquiere durante el 2009, año de la crisis financiera internacional. Posterior a este evento, la contribución vuelve a ser positiva debido al sostenimiento del crecimiento de la demanda China.

A partir del 2016, se observa que la contribución de los choques externos se vuelve negativa. Con ella, las contribuciones de gasto corriente, capital e impuestos también son negativas entre el 2016 y 2019. Esto podría estar explicado por una menor inversión del gobierno central debido a esfuerzos por conseguir la consolidación fiscal (Calderón 2019).

A lo largo de esta sección hemos observado la dependencia del nivel de actividad de la economía peruana a las condiciones externas, en este caso al precio de las materias primas. Esto se evidencia en la importante contribución del IPX en la fluctuación del PBI a lo largo de toda la muestra. Sin embargo, el análisis de la descomposición histórica también demuestra que hay participación doméstica importante, entre las que destacan las contribuciones del gasto público, en especial el del gasto de capital. Por lo tanto, se demuestra el potencial de las herramientas de gasto corriente e inversión pública como medidas contra cíclicas en la economía.

Gráfico 8

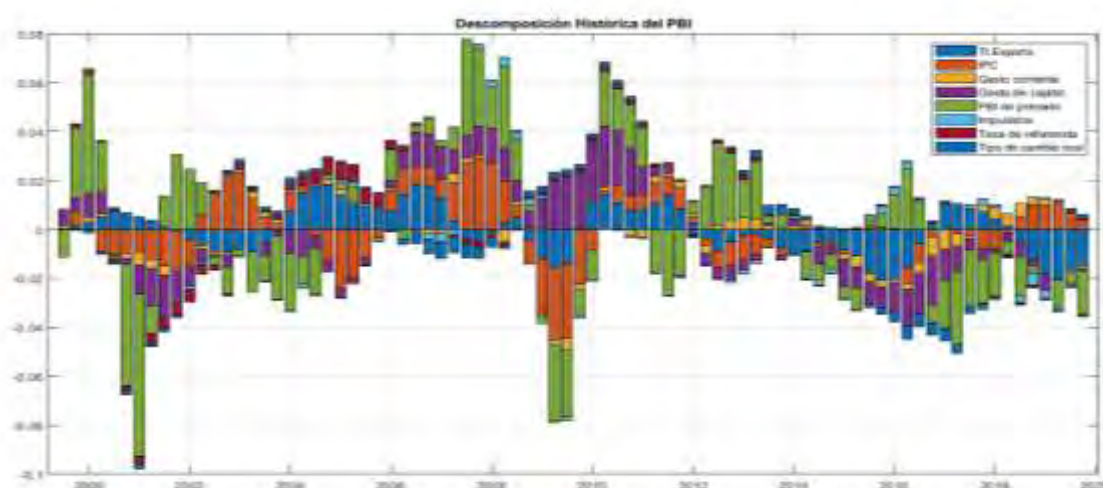


Figura 6. Descomposición histórica del PBI del BVAR con identificación de Choleski.

10.3. MULTIPLICADORES FISCALES

Utilizando la metodología planteada estimamos los multiplicadores fiscales de la economía peruana para el periodo 1999-2019.

Respecto al multiplicador de gasto corriente (GC) encontramos el valor del multiplicador de impacto entre -0.06 y 0.2. La interpretación de este número es como sigue: por cada nuevo sol de gasto corriente incrementado, se tendrá un aumento en el PBI de -0.06–0.2 soles. A su vez, al calcular el multiplicador a un año para la economía, encontramos valores entre -0.8 y 0.58.

Por otro lado, el multiplicador de impacto de gasto de capital (GK) se encuentra en un rango positivo entre 0.1 y 0.64. La interpretación del multiplicador es que, por el aumento de un sol de gasto de capital, el nivel de la economía aumentará en 0.1 - 0.64 soles. Asimismo, el multiplicador acumulado a un año se encuentra en un rango entre 0.43 y 1.34.

Tabla 5. Multiplicadores Fiscales

	MULTIPLICADORES DEL MODELO IDENTIFICADO CON CHOLESKI								
	GASTO CORRIENTE			GASTO DE CAPITAL			INGRESOS		
	LOWER	MEDIA	UPPER	LOWER	MEDIA	UPPER	LOWER	MEDIA	UPPER
IMPACTO	-0.06	0.10	0.23	0.10	0.42	0.64	0.00	0.00	0.00
ACUMULADO A 1 AÑO	-0.80	0.23	0.58	0.43	1.07	1.34	-1.00	-0.14	0.20



11. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza de forma teórica y empírica el efecto de los multiplicadores fiscales en la economía. El modelo teórico rescatado de Mora y Acevedo (2019), muestra que un choque de gasto público puede contrarrestar el efecto de un choque de precios de las exportaciones. Dado que el Perú es un país abierto y dependiente del exterior, se implica la importancia de la política fiscal para hacer frente a recesiones típicas del país.

Luego, encontramos que los choques fiscales tienen los resultados esperados en línea con la literatura existente. Así, los choques de gasto desagregado: corriente y de capital, tienen un efecto positivo en media sobre el nivel de actividad de la economía peruana. Por el contrario, los choques de impuestos tienen media negativa aunque con resultados menos significativos.

Además, el análisis de la descomposición histórica permite concluir que durante la crisis financiera del 2009, a pesar de que el factor más importante del desempeño de la actividad de la economía peruana fueron los precios de las exportaciones, el gasto de capital tuvo un aporte importante. A partir de entonces su contribución ha sido positiva hasta el 2017.

Por último, respecto a los multiplicadores fiscales, podemos concluir que el multiplicador de gasto de capital es mayor en magnitud al multiplicador de gasto corriente y al de impuestos. Asimismo, los multiplicadores de gasto tienen signo positivo, mientras que no se puede ser concluyente respecto al multiplicador de los impuestos

12. REFERENCIAS

Acevedo, R y Mora, J. (2019) "Fiscal Policy Effects and Capital Mobility in Latin American Countries". *Journal of Economic Integration*, Vol. 34, No. 1 (1 March 2019), pp. 159-188.

Aiyagari, S. R., Christiano, L. J., y Eichenbaum, M. (1992). "The output, employment, and interest rate effects of government consumption". *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 73-86.

Alesina, Alberto, Silvia Ardagna, Roberto Perotti, y Fabio Schiantarelli (2002): "Fiscal Policy, Profits, and Investment", forthcoming, *American Economic Review*.

Arias, J.E., Dario Caldara y Juan F. Rubio-Ramirez (forthcoming) "The Systematic Component of Monetary Policy: An Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*.

Auerbach, A. (2002). *Is There a Role for Discretionary Fiscal Policy?* NBER, Working Paper N° 9306.

Barro, R. J. (1974). "Are government bonds net wealth?" *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.

Baxter, M., y King, R. G. (1993). "Fiscal policy in general equilibrium". *The American Economic Review*, 315-334.

BBVA Research (2014). *Situación Perú: Cuarto trimestre de 2014*.

BCRP (2012). *Reporte de Inflación - Diciembre 2012*.

Berg, T. O. (2015). "Time varying fiscal multipliers in Germany". *Review of Economics*, 66(1), 13-46.

Blanchard, O. y R. Perotti (2002) "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", Quarterly Journal of Economics.

Blanchard, Olivier, Spilimbergo, Antonio, Steve Symansky, y Carlo Cottarelli (2008). "Fiscal Policy for the Crisis," IMF Staff Position Note, December 29, 2008, SPN/08/

Boiciuc, Ioana (2015) "The effects of fiscal policy shocks in Romania. A SVAR Approach". Procedia Economics and Finance (32), 1131 -- 1139.

Caballero, R. J., y Pindyck, R. S. (1996). "Uncertainty, Investment, and Industry Evolution". International Economic Review, 37(3), 641-662.

Caldara, D. y C. Kamps (2017) "The Analytics of SVARs: A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers," Review of Economic Studies, Vol. 84, 1015-1040.

Céspedes, L. F., y Galí, J. (2013). "Fiscal Policy and Macroeconomic Performance". Central Bank of Chile.

Consejo Fiscal. (2018). Las finanzas públicas en el Perú: efectividad y sostenibilidad - Informe Anual 2017. Lima.

Consejo Fiscal (2016) "Nota de Discusión: Reglas fiscales en el Perú". Nota de discusión N° 002-2016-CF/ST.

Contreras, A y Gutiérrez, B (2016). "Efectos de ciclos de precios de metales: Estimación de un modelo de equilibrio general con Time to build para la economía peruana, 2001-2015" (Tesis de Maestría). Universidad del Pacífico, Lima, Perú.

Dieppe, Alistair, van Roye, Björn, Legrand, Romain (2018). "Bayesian Estimation, Analysis and Regression toolbox (BEAR)". European Central Bank.

<https://www.ecb.europa.eu/pub/research/working-papers/html/bear-toolbox.en.html>

Fatás, A., y Mihov, I. (2001). "The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence".

Favero, Carlo (2002): "How Do European Monetary and Fiscal Authorities Behave?" CEPR Discussion paper, No. 3426, June.

Fontana, Giuseppe (2009): "The Transmission Mechanism of Fiscal Policy: A Critical Assessment of Current Theories and Empirical Methodologies". Journal of Post Keynesian Economics, Vol.31, No. 4 (summer, 2009), pp. 587-604.

Galí, J., López-Salido, J. D., y Vallés, J. (2007). "Understanding the effects of government spending on consumption". Journal of the European Economic Association, 5(1), 227-270.

Gavin, M. y Perotti, R. (1997). "Fiscal Policy in Latin America," NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12, pages 11-72, National Bureau of Economic Research, Inc.

Guajardo, J., Leigh, D., y Pescatori, A. (2014), "Expansionary Austerity: International evidence", Journal of the European Economic Association 12(4), 949--968.

Huidrom, R., Kose, M. A., Lim, J. J., & Ohnsorge, F. L. (2019). "Why do fiscal multipliers depend on fiscal Positions?" Journal of Monetary Economics. doi:10.1016/j.jmoneco.2019.03.004

liboshi, H., Iwata, Y., Kajita, Y., y Soma, N. (2019). Time-varying Fiscal Multipliers Identified by Systematic Component: A Bayesian Approach to TVP-SVAR model. MPRA Paper No. 92631, posted 11 Mar 2019 13:23 UTC.

Jimenez Calderon, Alvaro Edgar (2020). "Evolución del impacto de choques fiscales sobre las fluctuaciones económicas en Perú". Pontificia Universidad Católica del Perú. Escuela de Posgrado. Tesis.

<http://hdl.handle.net/20.500.12404/15719>

Kamps, C. (2006), "Are the effects of fiscal policy really nonlinear? A note", *Empirica*, 33, 113-125.

Kirchner, M., y Cimadomo, J. Hauptmeier (2010) "Transmission of government spending shocks in the euro area: time variation and driving forces". ECB Working Paper Series 1219, European Central Bank.

Linnemann, L., & Schabert, A. (2003). "Fiscal policy in the new neoclassical synthesis". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(6), 911-929.

Loayza, N. (2008): "El crecimiento económico en el Perú". Banco Mundial, *Economía* Vol. XXXI, N° 61, semestre enero-junio 2008, pp. 9-25.

MEF. (2016). Marco Macroeconómico Multianual 2016-2018. Lima.

Mendoza, Waldo (2019). Las leyes fiscales en la historia de Perú. En Barreix, A y Corrales, F (Editores). *Reglas fiscales resilientes en América Latina* (pp. 73-82). Washington, D.C: Banco Interamericano de Desarrollo.

Mendoza, Waldo, y Melgarejo, Karl (2008). "La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006". Departamento de Economía PUCP - DDD262.

Mora, J. (2013): "Fluctuaciones económicas en una economía pequeña con dos sectores productivos bajo régimen de cambio flotante". Medellín-Colombia: Ecos de Economía.

Mountford, Andrew, y Harald Uhlig (2009). "What are the effects of fiscal policy shocks?" *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960-992.

Pereira, Manuel Coutinho, y Artur Silva Lopes (2014). "Time-varying fiscal policy in the US. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*" 18(2), 157-184.

Perotti, Roberto (2002): "A Quarterly Database on Fiscal Policy in 5 OECD Countries", in preparation, European University Institute.

Ramey, Valerie A. y Matthew D. Shapiro (1998): "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending", National Bureau of Economic Research Working Paper: 6283, November.

Romer, Christina D. y David H. Romer [4989]: "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", in Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer, eds.: *NBER macroeconomics annual: 1989*. Cambridge, Mass. and London: MIT Press, 424-70.

Salinas, C. y Chuquilín, M. (2013). "Las asimetrías de la política fiscal en una economía emergente: el caso del Perú, 1992-2013". Fondo Editorial, Universidad del Pacífico.

Sánchez, W., y Galindo, H. (2013). "Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos en el Perú". Documento de trabajo, Ministerio de Economía y Finanzas.

Yang, W., Fidrmuc, J., y Ghosh, S. (2015). Macroeconomic effects of fiscal adjustment: A tale of two approaches. *Journal of International Money and Finance*, 57, 31--60. doi:10.1016/j.jimonfin.2015.05.003