



**“UN MODELO DSGE-VAR PARA LA EVALUACIÓN DE REGLAS
FISCALES EN EL PERÚ”**

**Trabajo de Investigación presentado
para optar al Grado Académico de
Magíster en Economía**

Presentado por

**Sra. Luciana María Pando Caciano
Sr. Luis Eduardo Falen Zevallos**

Asesor: Paul Castillo Bardalez

2017

Resumen ejecutivo

Esta investigación evalúa el desempeño de las reglas fiscales para el Perú utilizando un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta. Así, tomando como referencia el trabajo desarrollado por Córdova y Rojas (2010) se estima un modelo DSGE y un DSGE-VAR con datos trimestrales del periodo 1994-2015 y se evalúan reglas fiscales convencionales y estructurales. Los resultados muestran que, en el Perú, la evolución de las variables fiscales es consistente con la aplicación de una regla fiscal del tipo estructural. Asimismo, se encuentra que en el modelo, para que la política fiscal sea contracíclica se requiere de la presencia de agentes no ricardianos. El modelo estimado muestra que en el Perú el porcentaje de este tipo de agentes sería de 38,3%.

Índice de contenidos

Resumen ejecutivo.....	ii
Índice de tablas.....	v
Índice de gráficos	vi
Índice de anexos	vii
Capítulo I. Introducción	1
Capítulo II. Revisión de la literatura.....	3
1. La potencia de la política fiscal.....	3
1.1 Evidencia empírica de la potencia fiscal	4
2. Reglas fiscales y precios de <i>commodities</i>	6
2.1 Evidencia empírica de las reglas fiscales	7
Capítulo III. Hechos estilizados de la política fiscal en el Perú.....	9
1. Reglas fiscales en el Perú.....	11
2. Ciclos económicos y variables fiscales	12
3. Potencia fiscal: Aplicación de un modelo SVAR	16
4. Potencia fiscal: Importancia de los términos de intercambio.....	18
Capítulo IV. Metodología y modelo.....	21
1. Descripción del modelo base	22
1.1. Sector privado	22
1.2. Sector público	25
1.3. Regla fiscal I: Regla convencional.....	26
1.4. Regla fiscal II: Regla estructural.....	27
1.5. Regla fiscal III: Regla convencional e impuesto variable.....	27
1.6. Regla fiscal IV: Regla estructural e impuesto variable	28

1.7. Extensión del modelo con agentes no ricardianos	28
1.7.1. Condiciones de agregación	28
1.8. ¿Cómo funciona el modelo?.....	29
2. Descripción de la metodología de estimación	31
2.1. La función de verosimilitud	32
2.2. La distribución del <i>prior</i>	33
2.3. La distribución posterior	34
2.4. La elección de λ	35
3. Calibración inicial del modelo	36
Capítulo V. Resultados	37
1. Base de datos y número de simulaciones	37
2. Elección de la regla fiscal que mejor explica los datos	37
3. Estimación de los parámetros.....	38
Capítulo VI. Análisis de los resultados.....	40
1. Regla estructural y con restricciones al crédito.....	40
2. ¿Por qué los datos se ajustan mejor a la regla IV?	46
Conclusiones	48
Bibliografía	49
Anexos	52

Índice de tablas

Tabla 1.	Estimación de los multiplicadores del gasto en América Latina.....	5
Tabla 2.	Reglas microfiscales de la LRTF y su ejecución (2000-2010).....	12
Tabla 3.	Principales medidas de gasto público e impuestos en el Perú (1994-2014).....	15
Tabla 4.	Correlaciones dinámicas.....	16
Tabla 5.	Multiplicadores fiscales (modelo SVAR).....	17
Tabla 6.	Multiplicadores fiscales con términos de intercambio (modelo SVAR).....	19
Tabla 7.	Resumen de reglas fiscales.....	26
Tabla 8.	Calibración inicial del modelo.....	36
Tabla 9.	Valor del <i>LOG Density Ratio</i> para cada una de las reglas.....	38
Tabla 10.	Estimación de los parámetros para cada una de las reglas.....	39
Tabla 11.	Desviación estándar de la producción.....	40
Tabla 12.	Correlación del gasto público y la producción.....	41
Tabla 13.	Correlación del consumo y la producción.....	41
Tabla 14.	Producto – descomposición de varianza.....	42
Tabla 15.	Gasto de Gobierno – descomposición de varianza.....	42
Tabla 16.	Consumo – descomposición de varianza.....	42
Tabla 17.	Inversión: descomposición de varianza.....	43

Índice de gráficos

Gráfico 1.	Resultado económico y deuda pública (porcentaje del PBI).....	9
Gráfico 2.	PBI, ingresos y gastos no financieros reales del Gobierno general (en Var.%)	10
Gráfico 3.	Impulso fiscal (% del PBI potencial).....	11
Gráfico 4.	Ciclo económico en el Perú.....	13
Gráfico 5.	PBI y gasto público (ciclos económicos)	14
Gráfico 6.	PBI e impuestos (ciclos económicos).....	14
Gráfico 7.	Respuesta del PBI no primario ante un aumento del gasto público	18
Gráfico 8.	Respuesta del PBI no primario ante un aumento de los impuestos	18
Gráfico 9.	Respuesta del PBI no primario ante <i>shocks</i> de gasto, impuestos y términos de intercambio.....	19
Gráfico 10.	Respuesta acumulada del gasto público ante un aumento de los términos de intercambio.....	20
Gráfico 11.	Modelos a evaluar en la investigación.....	22
Gráfico 12.	Gasto público – regla convencional	29
Gráfico 13.	Gasto público – regla estructural	30
Gráfico 14.	Activos totales – regla convencional.....	30
Gráfico 15.	Activos totales – regla estructural	30
Gráfico 16.	Tasa de interés – regla convencional.....	31
Gráfico 17.	Tasa de interés – regla estructural	31
Gráfico 18.	Regla I – respuesta del producto a <i>shock</i> de términos de intercambio	43
Gráfico 19.	Regla IV – respuesta del producto a <i>shock</i> de términos de intercambio	44
Gráfico 20.	Regla I – respuesta del consumo a <i>shock</i> de términos de intercambio.....	44
Gráfico 21.	Regla IV – respuesta del consumo a <i>shock</i> de términos de intercambio	45
Gráfico 22.	Regla I – respuesta del gasto público a <i>shock</i> de términos de intercambio.....	45
Gráfico 23.	Regla IV – respuesta del gasto público a <i>shock</i> de términos de intercambio	46

Índice de anexos

Anexo 1.	Marco fiscal del sector minero	53
Anexo 2.	Modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR).....	54
Anexo 3.	Modelo SVAR que incluye los términos de intercambio	55
Anexo 4.	Test de raíz unitaria de las variables endógenas del modelo SVAR.	56
Anexo 5.	Función impulso respuesta (FIR) y residuos de los modelos SVAR estimados.....	57
Anexo 6.	Estimación bayesiana del modelo DSGE	58
Anexo 7.	Ajuste del modelo DSGE	61
Anexo 8.	<i>Prior</i> vs. posterior (regla IV).....	62

Capítulo I. Introducción

La política fiscal es cada vez más relevante. El fin del auge en los precios de las materias primas pone a prueba su rol estabilizador en la economía. En este contexto, el diseño de reglas fiscales y la evaluación de su desempeño en los últimos años cobran más importancia. Asimismo, este nuevo contexto exige también conocer más sobre los multiplicadores del gasto público e impuestos, y su relación con las reglas fiscales.

La respuesta de la política fiscal frente a *shocks* externos debería ser contracíclica; sin embargo, si las reglas fiscales no son las adecuadas, la política fiscal podría no cumplir con su rol estabilizador y amortiguador de los ciclos económicos. En el Perú, luego de varios años de contar con una regla convencional, en el 2013 se modificó la Ley de Fortalecimiento de la Responsabilidad y Transparencia Fiscal, y desde el 2015 incluye una medición estructural con el fin de neutralizar decisiones discrecionales.

En esta investigación, se busca determinar cuál ha sido el comportamiento real de la política fiscal en los últimos años, independientemente del tipo de regla que se normó durante el periodo de análisis. Es decir, este trabajo busca determinar a qué tipo de regla fiscal —convencional o estructural— se ajustan mejor los datos. Y es que si bien recién a partir del 2015 se incluye una medición estructural, existen factores que indican que la política fiscal sí pudo haberse implementado de manera consistente con una regla fiscal estructural y hayan tenido, por tanto, un comportamiento contracíclico durante el periodo de estudio (1994-2015). La menor volatilidad del producto y variables fiscales, la reducción sostenida del nivel de endeudamiento, la generación de superávits fiscales y la generación de impulsos fiscales positivos durante la última crisis externa demostrarían una política consistente con el objeto de reducir la volatilidad del ciclo económico.

Para esto, de las metodologías existentes en la literatura, se ha optado por una que permita determinar con un criterio estadístico qué tipo de regla es la que mejor se ajusta a los datos de la economía peruana durante el periodo de estudio. Se aplicarán dos modelos para la evaluación estadística, uno que combina un modelo dinámico estocástico de equilibrio general con un modelo de vectores autorregresivos DSGE-VAR y un modelo DSGE. En ambos se encuentra que la regla que mejor explica los datos es una regla de carácter estructural con agentes no ricardianos.

Para motivar el trabajo y tener un modelo de referencia se ha reproducido trabajos anteriores que estiman los multiplicadores fiscales mediante un modelo de vectores autorregresivos estructural (SVAR), lo que permite tener una primera aproximación de la dinámica de la política fiscal. Luego, a partir de las técnicas bayesianas se verificará el funcionamiento de cada una de las reglas fiscales y encontrará el modelo que mejor explique los datos de la economía peruana.

En el Perú, se han realizado diversos estudios empíricos relacionados a la política fiscal. Por el lado de los multiplicadores fiscales, el trabajo de Mendoza y Melgarejo (2008) fue el primero en evaluar la efectividad de la política fiscal desde un enfoque simétrico. Posteriormente, Sánchez y Galindo (2013) evaluaron los efectos asimétricos. Respecto de las reglas fiscales, Montoro y Moreno (2007) evaluaron reglas fiscales para una economía cerrada y concluyen que una regla estructural genera menor volatilidad en el producto que una convencional. Luego, Córdova y Rojas (2010) evaluarían las reglas fiscales en una economía pequeña y abierta, sujeta a *shocks* externos. La presente investigación, a diferencia de estos estudios, apunta a generar valor agregado en la literatura al explicar bajo qué tipo de regla es que se han comportado los datos de la economía peruana durante el periodo 1994-2015, independientemente de la vigencia de la normativa relacionada a la posición fiscal. Por ello, el trabajo aporta más en el campo empírico al estimar un modelo DSGE para la economía peruana con reglas fiscales alternativas.

El presente documento se organiza de la siguiente manera: En el capítulo II, se realiza una revisión de la literatura referente a los multiplicadores fiscales y a la aplicación de reglas fiscales. En el capítulo III, se procede a hacer un análisis de los hechos estilizados de la política fiscal en el Perú. En el capítulo IV, se presenta el modelo, seguido de la metodología de estimación del modelo en el capítulo V. Finalmente, en el último capítulo se desarrollarán las conclusiones y recomendaciones de política que se desprenden de los resultados de la investigación.

Capítulo II. Revisión de la literatura

1. La potencia de la política fiscal

Existe un consenso en la literatura económica del rol de la política fiscal como instrumento de política contracíclica. Antes de diseñar reglas fiscales que permitan a los hacedores de política alcanzar ese fin, es importante cuantificar la potencia de los instrumentos con los que cuenta la autoridad fiscal. Se han desarrollado distintos modelos. Por un lado, el modelo clásico asume precios flexibles y una curva de oferta vertical, por lo que cualquier política fiscal es neutralizada y absorbida por el nivel de precios. Por otro lado, los modelos keynesianos sí asumen rigideces en precios y exceso de capacidad de la economía, por lo que el producto será determinado por la demanda agregada y un estímulo fiscal sí tendrá efecto sobre el producto.

Luego, los modelos se sofisticarían e incluirían el supuesto de expectativas racionales. Este supuesto está relacionado con la equivalencia ricardiana (ER), por el que los agentes económicos al contar con expectativas racionales se dan cuenta de que el gobierno ante un incremento del gasto público hoy elevará los impuestos en el futuro, por lo que ahorrarán para hacer frente al mayor impuesto futuro y la política fiscal no afectará el consumo ni la demanda agregada. Si bien el cumplimiento total de la ER es cuestionable, su cumplimiento parcial surge cuando los agentes tienen un horizonte de vida corta, no hay previsión perfecta y existen restricciones de liquidez (Mankiw 2008).

En línea con los supuestos de la literatura clásica y keynesiana, Sánchez y Galindo (2013) mencionan como uno de los determinantes de la potencia fiscal el grado de rigidez nominal y real de la economía. Así, Galí, Lopez-Salido y Vallés (2007) demuestran que el gasto de gobierno y los impuestos podrían ser efectivos cuando los consumidores mantienen un comportamiento coherente con la equivalencia ricardiana, siempre y cuando exista rigideces en el proceso de formación de precios que impidan su ajuste rápido hacia el nuevo equilibrio.

La literatura también plantea la importancia del grado de apertura de una economía, importante para una economía pequeña y abierta como la peruana. Y es que un impulso fiscal en una economía cerrada tiene un efecto directo sobre el producto, mientras que en una economía pequeña y abierta, los impulsos se pueden filtrar al exterior a través de las importaciones.

Igual de importante es la relación con otras variables como régimen de tipo de cambio, integración financiera, restricciones de liquidez, nivel de deuda, entre otros. En una economía pequeña y abierta, si se cuenta con un régimen de tipo de cambio flexible, un aumento del gasto lleva a un aumento de la tasa de interés, que a su vez aumenta la demanda de moneda local y se da una apreciación del tipo de cambio nominal y real. Esto desincentiva las exportaciones y podría neutralizar el impulso inicial del gasto. Por el contrario, si el tipo de cambio es fijo, se daría un incremento de la oferta monetaria que contendría la demanda y el producto podría crecer. Por su parte, la integración financiera disminuye el efecto de la política fiscal al reducir las restricciones de financiación de los agentes.

Finalmente, las restricciones de liquidez de los agentes son otro tema tocado en la literatura. El papel que desempeñan es importante al invalidar la teoría de la equivalencia ricardiana. Ante una acción de política fiscal, por la cual el agente podría prever un futuro incremento de impuestos y decidir ahorrar sus mayores ingresos temporales, al existir restricciones de liquidez esto no se podrá cumplir. De esta manera, las restricciones de liquidez garantizan un efecto real de la política fiscal. En línea con lo anterior, Tagkalakis (2008) concluye que un incremento del gasto público o reducción de impuestos genera una respuesta fuerte del consumo privado en épocas de bajo crecimiento comparado con épocas de alto crecimiento, y este impacto es más grande cuanto mayor sea la proporción de hogares y empresas con restricciones de liquidez.

1.1 Evidencia empírica de la potencia fiscal

La efectividad de la política fiscal se puede medir a través del multiplicador fiscal. Spilimbergo *et al.* (2009) lo definen como la cantidad en la que varía el producto (ΔY) ante un cambio exógeno al déficit fiscal, medido como un cambio en el gasto (ΔG) o impuestos ($-\Delta T$). Ilzetzi *et al.* (2011) son más específicos y lo define como el cambio en el PBI real causado por un cambio en una unidad del instrumento fiscal. Según el horizonte de tiempo que se considere en el análisis, destacan dos tipos de multiplicadores: el multiplicador de impacto y el multiplicador acumulativo.

Sánchez y Galindo (2013) definen al multiplicador de impacto como aquel que mide el efecto que tiene un cambio en una unidad del instrumento fiscal en el periodo “ t ” sobre el nivel del PBI “ k ” periodos después del *shock* (dY_{t+k}/dG_t) para todo k . El segundo tipo es el multiplicador acumulativo, el cual no solo toma en cuenta la magnitud del aumento inicial del gasto público, sino que considera el patrón de ajuste del mismo ($\sum_{j=1}^k dY_{t+j} / \sum_{j=1}^k dG_{t+j}$).

Una estrategia común para la estimación del multiplicador fiscal es mediante técnicas de series de tiempo multivariados. Blanchard y Perotti (1999) utilizan la metodología de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) y analizan los efectos dinámicos de *shocks* de gasto e impuestos en la actividad económica de Estados Unidos, utilizando datos de periodicidad trimestral y asumen que la autoridad fiscal no puede reaccionar contemporáneamente a movimientos en el PBI. Encuentran un efecto positivo del gasto público para los Estados Unidos después de la segunda guerra mundial. Asimismo, la duración de este *shock* es mayor que la de un *shock* de impuestos, y alcanza su mayor efecto después de casi cuatro años.

De manera similar, Ilzetzki *et al.* (2011) estiman un SVAR para 44 países considerando características propias de cada país: nivel de desarrollo, régimen de tipo de cambio, apertura comercial, nivel de deuda pública y nivel de inversión del gobierno. Encuentran que el multiplicador es mayor en economías desarrolladas que en economías en desarrollo, que una mayor apertura comercial reduce la potencia fiscal y en economías altamente endeudadas el multiplicador es cercano a cero.

En América Latina, Restrepo y Rincón (2006) estiman el multiplicador fiscal para Chile y Colombia también bajo la metodología de SVAR. En Chile, encuentran que un aumento del gasto público en un peso tiene un efecto positivo de 1,9 pesos en el PBI; mientras que para Colombia el efecto es de solo 0,1 pesos. Al medir el efecto de un incremento de impuestos, se encuentra que este tiene un efecto negativo de 0,40 y 0,1 pesos para Chile y Colombia, respectivamente. De igual manera, Céspedes *et al.* (2011) evalúan los efectos no ricardianos de la política fiscal en Chile, utilizando modelos VAR y luego realizando simulaciones con modelos DSGE.

Tabla 1. Estimación de los multiplicadores del gasto en América Latina

Autores	País	Multiplicador	
		Modelo	Estimado
Restrepo y Rincón (2006)	Chile	SVAR-VEC	1,9
Restrepo y Rincón (2006)	Colombia	SVAR-VEC	0,1
Céspedes Forneo y Gali (2011)	Chile	SVAR	1,1

Fuente: Restrepo y Rincón 2006; Céspedes *et al.* 2011

Para el caso de Perú, Mendoza y Melgarejo (2008) evaluaron el periodo 1980-2006 y encuentran un efecto positivo del impacto del gasto del gobierno en el producto. En su

estimación evalúan dos periodos: 1980-1990 y 1990-2006. El efecto es mayor en el segundo, debido al contexto de mayor estabilidad macroeconómica y una mejor posición fiscal.

Una limitación de los trabajos anteriores es que se consideraba un modelo lineal, en los que la política fiscal se asume que es igual en periodos de expansión y recesión. La teoría tradicional considera que el multiplicador fiscal es bajo en periodos de expansión —incluso cercano a cero cuando el producto se acerca a su potencial— y alto en etapas de recesión. Christiano *et al.* (2010) encuentran en un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico que el multiplicador del gasto público es muy alto cuando la política monetaria alcanza el límite inferior de la tasa de interés.

En línea con lo anterior se han estimado diversos modelos no lineales que permiten evaluar el impacto económico según la posición del ciclo. Se usan modelos de vectores autorregresivos con umbrales (TVAR) para explorar estos efectos asimétricos. En el Perú, Sánchez y Galindo (2011) estiman los multiplicadores desde un enfoque asimétrico con el fin de conocer el impacto de los instrumentos de política fiscal según la posición del ciclo económico, inspirados en los trabajos de Zangari (2007), Tagkalakis (2008) y Auerbach y Gorodnichenko (2012). Los autores encuentran que el efecto de gasto e impuestos es mayor en periodos de bajo crecimiento (brecha del producto negativa) en comparación con periodos de alto crecimiento (brecha del producto positiva).

2. Reglas fiscales y precios de *commodities*

La potencia de la política fiscal se complementa con la adecuada implementación de reglas fiscales. La Secretaría Técnica del Consejo Fiscal del Perú, citando a Kopits y Symanski (1998), define a las reglas fiscales como restricciones permanentes en la política fiscal, expresadas en términos de un indicador de desempeño fiscal, que tienen como objetivo fortalecer la sostenibilidad fiscal en el largo plazo, corrigiendo sesgos asociados a la formulación de la política fiscal, comportamiento conocido como “sesgo fiscal”. En esta línea, Talvi y Végh (2000) demuestran que en economías en vías de desarrollo la política fiscal es procíclica y en episodios de *boom* de *commodities* la propensión marginal a gastar de los ingresos extraordinarios es alta. Por su parte, Collier y Goderis (2007) encuentran que durante episodios de *boom* de *commodities*, en los países con alta dependencia de los *commodities* se cumple la enfermedad holandesa, condicionado a la calidad de las instituciones con que cuentan. Esto, en el largo plazo, genera una pérdida de crecimiento y bienestar. Entre los canales de causalidad

que encuentran los autores destacan el elevado gasto público, así como la ineficiencia en la inversión. Brahmhatt y Canuto (2010) coinciden en la pérdida de bienestar que se genera en el largo plazo y señalan la importancia de la implementación de reglas fiscales para el gasto público.

Esto revela la importancia de evaluar el carácter contracíclico de la política fiscal para amortizar los impactos del ciclo económico y el rol de las reglas fiscales para reducir la vulnerabilidad frente a distintos *shocks*. Las reglas fiscales permiten que los recursos extraordinarios provenientes de episodios de precios altos de *commodities* puedan ser administrados de forma eficiente y permitir la solvencia de las finanzas públicas en el largo plazo. Alfonso y Tovar (2012) resaltan su rol amortiguador de *shocks* en el corto plazo y su objetivo para la consolidación fiscal. Ferrero (2008), además, destaca que permiten darle al sector privado un marco estable para desempeñar sus actividades.

Así, las reglas fiscales demuestran su importancia frente a otro tipo de políticas. Y, en un contexto de economías expuestas a recursos no renovables, es necesario aplicar el marco adecuado. Bjerkholt y Niculesco (2004) afirman que las reglas fiscales sirven para focalizar la política fiscal frente a la decisión de usar estos recursos en el corto plazo, ya que muchas economías con recursos naturales –especialmente subdesarrollados– suelen desviar estos recursos al consumo, a través de subsidios e inversiones de bajo rendimiento.

Para el diseño de una regla fiscal deberá buscarse una política fiscal que sea contracíclica y evite un elevado déficit. De esta manera, un adecuado diseño de las mismas ayudará a la estabilización del producto y la credibilidad de la autoridad fiscal. Finalmente, la Secretaría Técnica del Consejo Fiscal destaca la importancia de que el cumplimiento de las reglas fiscales puedan verificarse fácilmente, lo cual facilita su monitoreo y contribuye a la transparencia de las finanzas públicas. Y si bien algunas reglas pueden ser metodológicamente complejas, es recomendable que las metodologías sean fácilmente reproducibles y accesibles al público. Así, la transparencia contribuirá positivamente a la percepción del público sobre el manejo de las finanzas del Estado.

2.1 Evidencia empírica de las reglas fiscales

Montoro y Moreno (2008) revisan reglas convencionales y estructurales en un modelo de economía cerrada calibrado para el Perú. Si bien en ese trabajo no se dan *shocks* externos en la

evaluación de reglas fiscales, se concluye que una regla estructural genera una menor volatilidad del producto que una regla convencional.

Por otro lado, Córdova y Rojas (2010) revisan las reglas fiscales en un modelo de una economía abierta y pequeña calibrado para el Perú. Sí presentan *shocks* externos y, a diferencia de Montoro y Moreno (2008), evalúan las reglas no sobre la volatilidad del producto, sino sobre el cambio en el bienestar de los agentes económicos, utilizando las aproximaciones de segundo orden de la función de utilidad del agente representativo.

Con respecto a otros países, se tiene el trabajo de Kumhof y Laxton (2009), quienes analizan la regla fiscal de balance estructural de Chile frente a *shocks* de precios en el cobre. Para esto utilizan un modelo de equilibrio general que incorpora un sector relacionado al cobre. Uno de los resultados que encuentran es que una regla fiscal contracíclica agresiva genera una menor volatilidad del producto pero existe un *trade-off* con una mayor volatilidad de la inflación y una mayor volatilidad de las variables fiscales.

Para el caso de Argentina, Butler *et al.* (2013) utilizan un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE) para evaluar el impacto de una regla fiscal cíclicamente ajustada sobre la volatilidad de variables macroeconómicas clave. Estos autores encuentran que este tipo de regla es la que mayor impacto tendría sobre el crecimiento en el país. La volatilidad del PBI se reduciría en 16,3%. Adicionalmente, se encuentra que mientras más contracíclico sea el gasto, más se reduce la volatilidad del producto aunque se incrementa la volatilidad en otras variables.

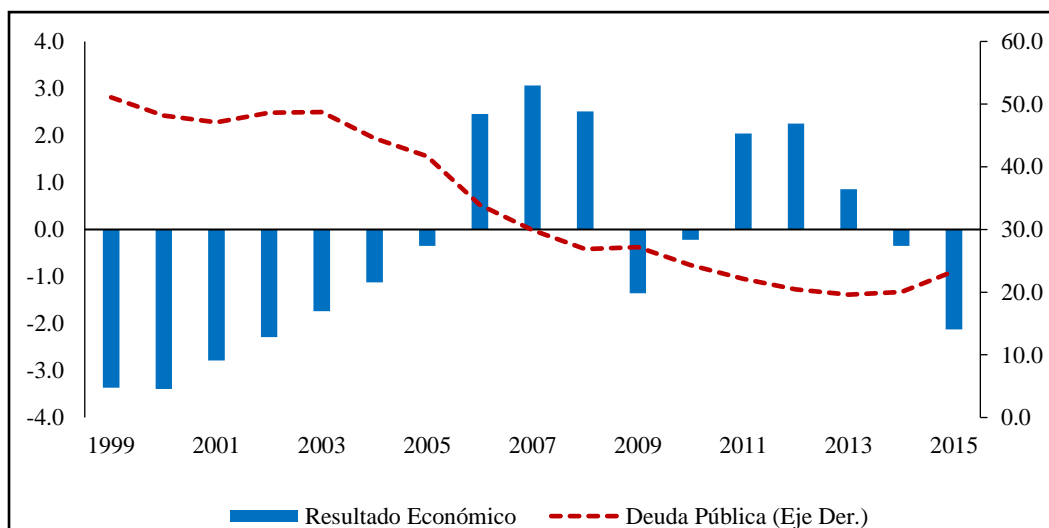
A pesar de que República Dominicana no cuenta con reglas fiscales establecidas, Ovalle y Ramírez (2014) hacen un análisis de cómo ciertos tipos de reglas fiscales que ellos plantean influirían en la volatilidad macroeconómica. Para esto utilizan también un modelo DSGE y encuentran que la volatilidad del producto se reduce con reglas fiscales enfocadas en el gasto público y no en los impuestos. Por otro lado, las reglas de metas de balance fiscal y que establecen límites sobre los ingresos fiscales generan mayor volatilidad.

Capítulo III. Hechos estilizados de la política fiscal en el Perú

En esta sección, se analizarán las características más resaltantes de la política fiscal en el periodo de análisis (1994-2015), con el fin de evaluar su comportamiento respecto al ciclo económico y el papel de las reglas fiscales implementadas desde 1999.

Luego de las reformas de la década de 1990, inició un periodo de disminución del déficit fiscal y de la deuda pública (medida como el coeficiente de deuda pública sobre PBI). Mendoza y Melgarejo (2008) distinguen tres periodos en su periodo de estudio ubicado entre 1980 y 2006. El primero, entre 1980 y 1989, fue un periodo caracterizado por un déficit fiscal creciente y su consecuente elevación del coeficiente de deuda pública sobre PBI. El segundo, ubicado entre 1990 y 1993, se caracterizó por una disminución del déficit fiscal y del coeficiente deuda-PBI, mientras que su último periodo de análisis, entre 1994 y 2006, continúa con la tendencia decreciente en un contexto de mayor estabilidad macroeconómica. Este último periodo se podría extender hasta el 2013, cuando continuó la reducción de la deuda pública y solo se vio interrumpida por el episodio de crisis internacional que generó respuestas contracíclicas. Desde el 2014 hacia adelante inició un nuevo periodo caracterizado por déficits con el fin de estimular la economía en un nuevo contexto de precios internacionales de las materias primas bajos.

Gráfico 1. Resultado económico y deuda pública (porcentaje del PBI)



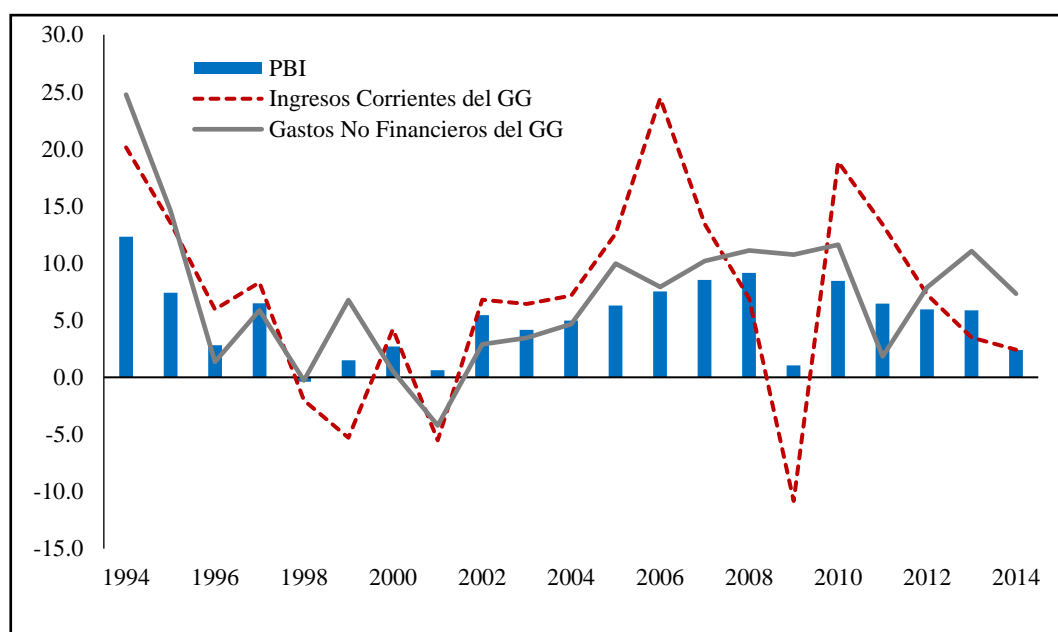
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

Las reglas macrofiscales, representadas en la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal (LRTF), junto a otras medidas, explican la mayor estabilidad fiscal y menor volatilidad macroeconómica de los últimos años. La introducción de la LRTF en 1999 estableció por primera vez medidas cuantificables para contener la acumulación de deuda. Es una combinación de un límite al déficit fiscal y un límite al crecimiento real del gasto público, así como reglas para limitar el endeudamiento de los gobiernos subnacionales.

Montoro y Moreno (2008) señalan que esta forma de regla fiscal incorpora un mecanismo parcialmente anticíclico, en la medida que en los periodos de auge el fisco no podría gastar toda la recaudación adicional generada por el mayor crecimiento y en el evento de una recesión, la regla contempla cláusulas de escape que permitan aumentar el déficit por encima del límite.

Si bien durante el periodo de estudio no siempre se cumplió con lo establecido por las reglas, el dinamismo de la política fiscal ha sido positivo, ya que durante los años de crecimiento se generaron superávits que se destinaron a la disminución del endeudamiento público. Si no se hubiera mantenido la disciplina fiscal, no hubiese sido posible alcanzar ese objetivo.

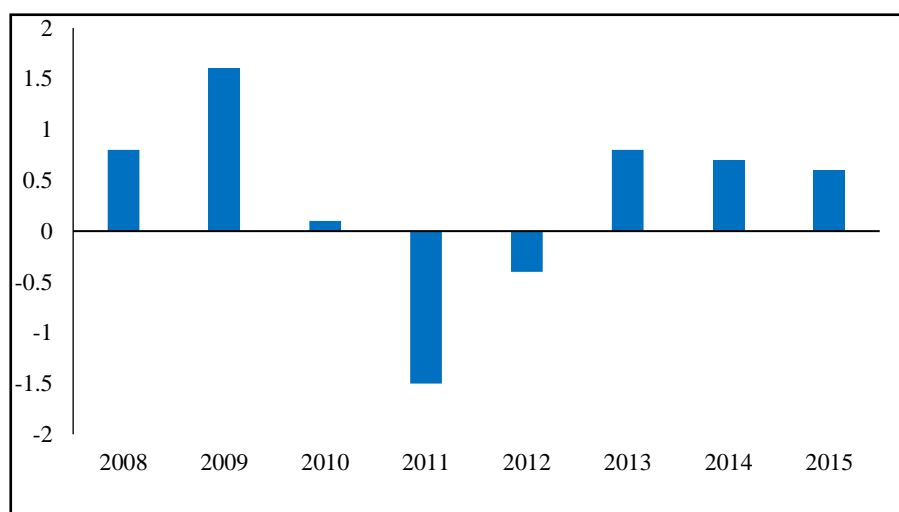
Gráfico 2. PBI, ingresos y gastos no financieros reales del Gobierno general (en Var.%)



Fuente: BCRP

Además, en los últimos años, la política fiscal ha cumplido con su rol dinamizador y ha tenido un efecto positivo sobre la actividad económica. Esto se ve reflejado en el impulso fiscal – medido por el BCRP como la diferencia en el resultado estructural primario–, el cual permite distinguir el efecto de la política fiscal sobre la actividad económica descontando los efectos del ciclo económico. Así, en los últimos años, dado que se requirió una política fiscal que impulse la actividad económica, se cumplió con este objetivo.

Gráfico 3. Impulso fiscal (% del PBI potencial)



Fuente: BCRP

1. Reglas fiscales en el Perú

En el 2013, el Perú aprobó un nuevo marco fiscal que comenzó a regir en el presupuesto del 2015, modificando así el marco fiscal de 1999. En el anterior predominaban especialmente dos reglas: no aumentar el déficit del sector público no financiero en más de 1% del PBI y que el crecimiento real de consumo público no supere el 4% anual.

El nuevo marco fiscal, a diferencia del anterior, tiene como objetivo establecer un carácter más estructural y se le da la importancia a la volatilidad de los recursos mineros. La importancia de los ingresos provenientes de los recursos mineros no había sido del todo tomada en cuenta en el marco anterior. Además, ahora se eligen los límites del gasto, el cual abarca no solo el gasto de consumo, sino también el gasto no financiero del Gobierno nacional.

Sin embargo, durante gran parte del periodo de análisis predominó la regla anterior, la cual fue modificándose y no siempre llegó a cumplirse en su totalidad (Ferreyros y Moreno 2012).

Tabla 2. Reglas microfiscales de la LRTF y su ejecución (2000-2010)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
I REGLAS											
Reglas generales											
Déficit del sector público (Porcentaje del PBI)	2.0	1.5	1.0	2.0	1.5	1.0	1.0	1.0	1.0	2.0	2.0
%real gasto no financiero gobierno general	2.0	2.0	2.0	3.0	3.0	3.0					
%real gasto corriente no financiero del gobierno central							3.0				
%real de consumo del gobierno central								3.0	4.0	10.0	8.0
II EJECUCIÓN											
Reglas generales											
Déficit del sector público (Porcentaje del PBI)	3.3	2.5	2.2	1.7	1.0	0.3	-2.1	-3.1	-2.3	1.6	0.5
%real indicador de gasto público	1.2	-4.3	2.3	3.0	2.2	8.7	8.8	0.2	2.1	10.4	6.3

Fuente: Ferreyros y Moreno 2012

En lo que respecta a la regla del gasto público, esta no se cumplió en todos los años mediante uso de dispensas del Congreso. Inicialmente, esta regla de gasto se aplicaba sobre los gastos no financieros del Gobierno general. Sin embargo, en el 2006 se modificó, aplicándose solo al gasto corriente no financiero del gobierno central y desde el 2007 solo al gasto de consumo del gobierno central. La razón de estos cambios fue liberar recursos para aumentar la inversión pública y cerrar la brecha de infraestructura. De esta manera, la aplicación de las reglas fiscales en el Perú si bien no ha logrado eliminar del todo el sesgo procíclico de la política fiscal peruana, sí es importante mencionar que luego de las modificaciones la regla de ejecución del gasto se cumplió casi en su totalidad. Además, se priorizó la reducción de la deuda pública y se mantuvo bajo el nivel de endeudamiento.

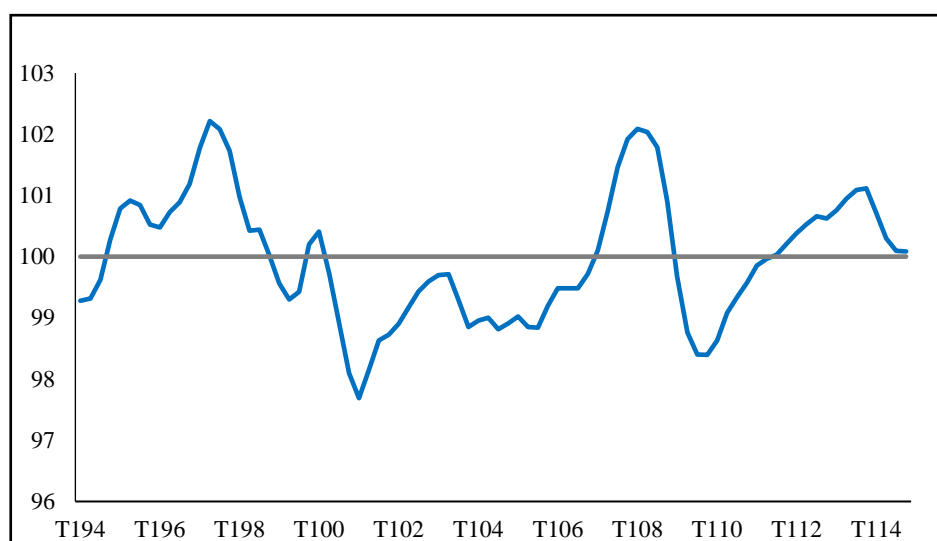
2. Ciclos económicos y variables fiscales

De manera similar a Mendoza y Melgarejo (2008), se analizará el comportamiento y la volatilidad de los ciclos económicos de las principales variables macroeconómicas y fiscales a fin de obtener las fluctuaciones de cada variable sobre su tendencia de largo plazo y verificar el aporte de las reglas fiscales al aplicar una política fiscal contracíclica, y así tener una menor volatilidad del producto. Para realizar esta estimación se hará uso del *software* Tramo Seats.

Se supondrá que el PBI está compuesto por cuatro elementos no observables: tendencia (T_t), ciclo (C_t), estacionalidad (S_t) y el componente irregular (I_t). Así, la variable de interés puede ser expresada de la siguiente manera:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

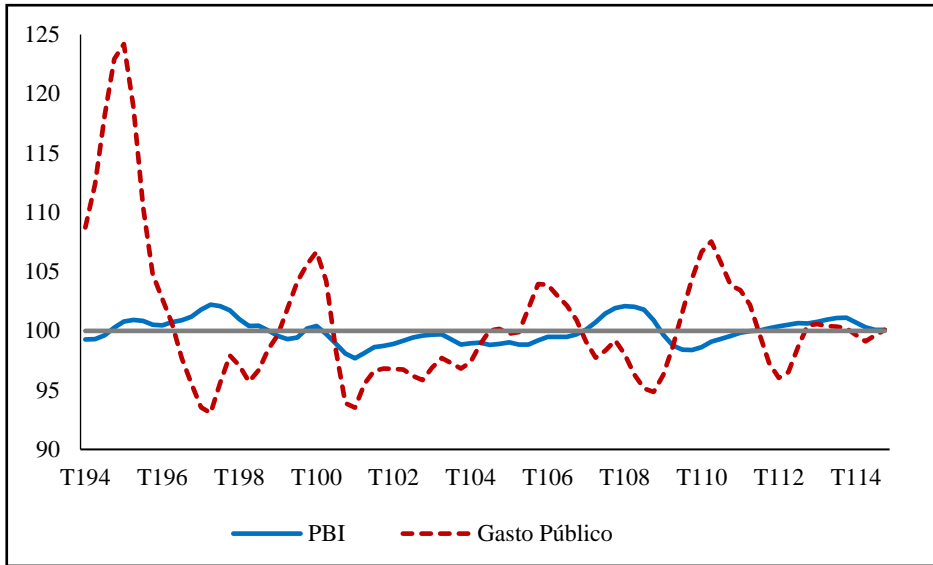
Gráfico 4. Ciclo económico en el Perú



Fuente: Elaboración propia

Se puede apreciar que la economía peruana está caracterizada por fases expansivas y recesivas. De igual manera, se analiza los ciclos de los impuestos y del gasto público, a fin de analizar el carácter de la política fiscal. Como se observa en los siguientes gráficos, desde la aplicación de reglas macrofiscales disminuye la volatilidad del gasto público y el PBI, a excepción del episodio de crisis.

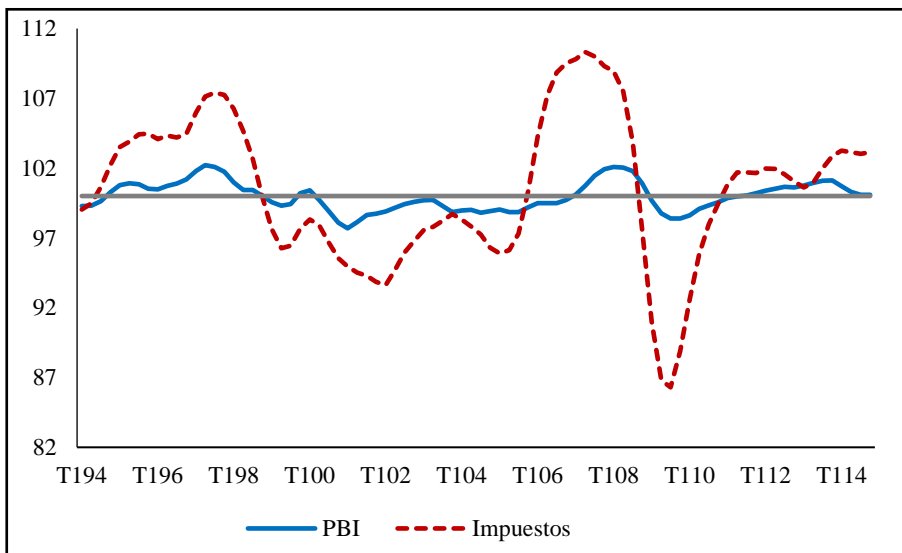
Gráfico 5. PBI y gasto público (ciclos económicos)



Fuente: Elaboración propia

En el caso de los ingresos tributarios, estos presentan un comportamiento similar al del gasto público.

Gráfico 6. PBI e impuestos (ciclos económicos)



Fuente: Elaboración propia

Respecto de la posición de la política fiscal y el ciclo económico, se puede observar el carácter procíclico o contracíclico de las variables. Así, en línea con Mendoza y Melgarejo (2008) y Montero y Moreno (2007), se concluye que luego de las reformas económicas y la aplicación de reglas fiscales se reduce la volatilidad de las tres variables analizadas –PBI, gasto público e impuestos– y se disminuye el carácter procíclico de cada una de las variables fiscales, además de ser marcadamente contracíclica en determinados episodios: 1997-2000, 2009 y del 2011 hacia adelante.

Tabla 3. Principales medidas de gasto público e impuestos en el Perú (1994-2014)

1997	Reducción de tasas impositivas Aumento de gasto de manera preventiva por el Fenómeno del Niño
1998	Creación del impuesto Extraordinario de Solidaridad
2001	Regularización del impuesto a la renta
2003	Elevación del IGV. De 18% a 19%.
2004	Medidas administrativas para reducir la evasión
2009	Estímulo fiscal, como respuesta a la crisis financiera 2009
2010	Medidas de control de gasto
2011	Nuevo marco fiscal del sector minero ^{1/} Medidas administrativas de expansión tributaria Reducción del 1% en el IGV
2014	Ejecución de medidas de gasto por S/6,770 millones Reducción del IR de 3ra categoría de 30% al 26% en 2019 Reducción del IR de trabajadores Reducción de 10% a 8% de la tasa de retención de 4ta categoría Reducción del ISC a combustibles

Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas, BCRP y Sunat

El primer episodio se explica por la ocurrencia del fenómeno El Niño, así como una época previa a periodo electoral; el segundo, por la crisis financiera internacional; y el tercero, por la respuesta fiscal luego de la caída de los precios de las materias primas.

Tabla 4. Correlaciones dinámicas

	Correlación del PBI Real con:						
	x(t-3)	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)	x(t+3)
1980-1989							
Gasto Público	0.49	0.70	0.86	0.92	0.88	0.73	0.50
Ingresos Tributarios	0.72	0.74	0.76	0.76	0.71	0.62	0.46
1994-2015							
Gasto Público	0.42	0.60	0.74	0.76	0.69	0.55	0.39
Ingresos Tributarios	0.33	0.37	0.45	0.47	0.42	0.34	0.23

Fuente: BCRP, INEI, Mendoza y Melgarejo 2008. Elaboración propia

Como se puede observar en la tabla 4, durante el primer periodo (1980-1989), el gasto público y los impuestos fueron altamente procíclicos, lo que se refleja en su correlación dinámica, que alcanzan sus máximos niveles en $t=0$, con valores de 0,92 y 0,76, respectivamente. Luego de las reformas económicas, en el periodo 1994-2015 las correlaciones dinámicas cambian y disminuyen sus valores hasta 0,76 y 0,47 para el gasto y los impuestos, respectivamente.

3. Potencia fiscal: Aplicación de un modelo SVAR

A modo de motivación, en esta sección se presenta una primera aproximación de la dinámica de la política fiscal en el periodo de estudio. Luego de hacer un repaso en la sección anterior del carácter de la política fiscal en el Perú, se pretende conocer los efectos de los *shocks* fiscales y cuantificar su magnitud, además de conocer el instrumento de mayor efectividad sobre la actividad económica en el Perú.

Tomando como referencia el trabajo de Sánchez y Galindo (2011), quienes replicaron a su vez el trabajo de Blanchard y Perotti (1999), se estimarán los multiplicadores del gasto público y los impuestos para el periodo 1994-2014 mediante un modelo estructural SVAR (ver anexo 1). Este modelo permite capturar el efecto que posee cambios en el gasto público e impuestos sobre la economía peruana.

En un primer ejercicio, se utilizaron como variables endógenas el PBI no primario real, el gasto público real y los ingresos tributarios también en términos reales. Como variables exógenas se consideraron los términos de intercambio, la tasa de interés de referencia de la Reserva Federal de Estados Unidos (FED), el grado de apertura comercial y *dummies* para los períodos de mayor

inestabilidad. La periodicidad de los datos es trimestral y las fuentes fueron las series trimestrales históricas del BCRP y Bloomberg.

Tabla 5. Multiplicadores fiscales (modelo SVAR)

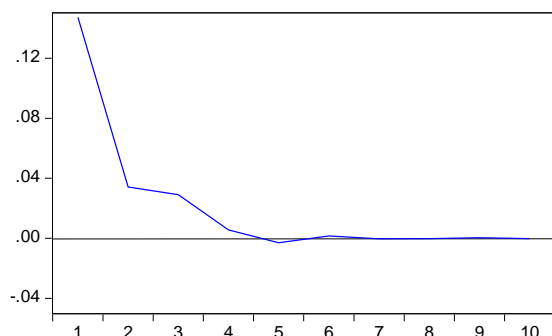
Tiempo/ Multiplicador	Básico		Acumulativo	
	dY/dG	dY/dT	dY/dG	dY/dT
t=1	1.0	-0.2	1.0	-0.2
t=2	0.6	-0.5	1.6	-0.7
t=3	0.6	-0.3	2.2	-1.0
t=4	-0.3	0.1	1.9	-0.9

Fuente: Elaboración propia

Es importante tener en cuenta que, en línea con la metodología para el cálculo de las cuentas estructurales, se excluye los ingresos extraordinarios no explicados por el ciclo del PBI ni por el ciclo de los precios de materias primas; asimismo, se incluye el impacto de medidas tributarias adoptadas dentro del cálculo de los ingresos estructurales. No se incluyen los S/ 1.474 millones (0,3% del PBI) y S/ 1.274 millones (0,2% del PBI) que se recaudaron en el 2014 producto de la venta de activos de Las Bambas y Petrobras, respectivamente, mientras que los S/ 3.977 millones estimados por Sunat como costo fiscal de las medidas tributarias adoptadas a fines del 2014 se consideran como menores ingresos estructurales.

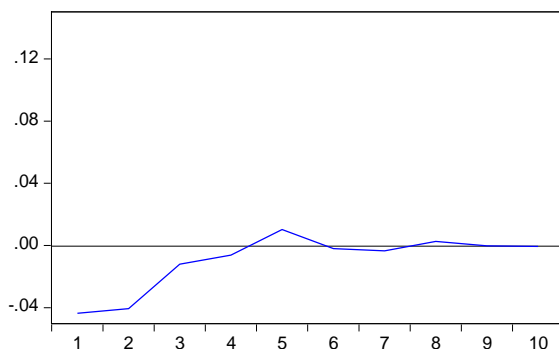
Los resultados encontrados van en línea con la intuición económica, pues un incremento del gasto público tiene un efecto positivo en el PBI mientras que un incremento de la recaudación tributaria lo contrae. Se encuentra que en el primer trimestre, el multiplicador del gasto público es de S/ 1,0 y en el horizonte de un año es de S/ 1,9. Para el caso de los impuestos, este es de S/ -0,2 en el primer trimestre y en el horizonte de un año es de S/ -0,9. Las funciones impulso respuesta obtenidas se muestran a continuación.

Gráfico 7. Respuesta del PBI no primario ante un aumento del gasto público



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 8. Respuesta del PBI no primario ante un aumento de los impuestos



Fuente: Elaboración propia

Estos resultados son un indicio de que el incremento del gasto público tiene mayor impacto que una reducción de los impuestos sobre la actividad económica. A continuación, estos resultados se complementarían con el análisis del mismo modelo estructural, pero midiendo los efectos de los términos de intercambio.

4. Potencia fiscal: Importancia de los términos de intercambio

Una variable importante al evaluar el diseño de reglas fiscales es la dependencia a los *shocks* externos. En el caso del Perú, la importancia de los precios de las materias primas, representados como los términos de intercambio. Así, es importante evaluar la potencia de la política fiscal cuando esta variable deja de ser exógena. De esta manera, con el objetivo de medir el impacto de los términos de intercambio se adiciona al modelo SVAR original esta

variable (ver anexo 2). En ese sentido, el VAR queda ampliado a cuatro variables. Las variables exógenas consideradas fueron las mismas que en la estimación anterior, con excepción de los términos de intercambio.

Los resultados de los multiplicadores al incluir los términos de intercambio son similares a los mostrados en la estimación anterior, lo que demuestra la consistencia del modelo aplicado.

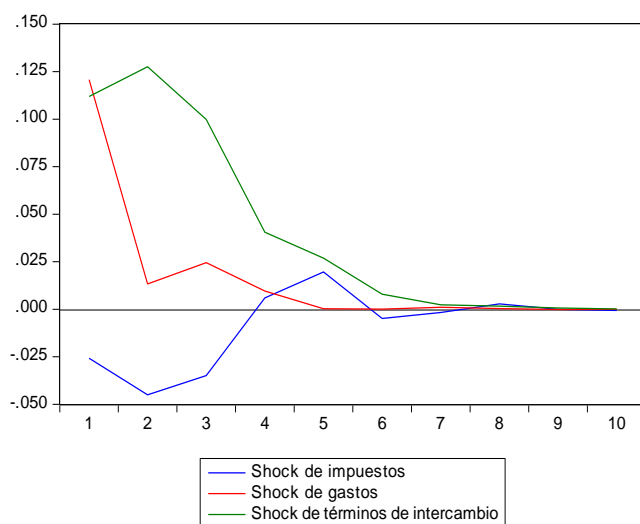
Tabla 6. Multiplicadores fiscales con términos de intercambio (modelo SVAR)

Tiempo/ Multiplicador	Básico		Acumulativo	
	dY/dG	dY/dT	dY/dG	dY/dT
t=1	0.9	-0.1	0.9	-0.1
t=2	0.5	-0.5	1.4	-0.6
t=3	0.6	-0.6	2.0	-1.1
t=4	-0.2	0.3	1.8	-0.8

Fuente: Elaboración propia

Los impulsos respuesta reflejan el resultado esperado de la mayor importancia de los términos de intercambio sobre el producto en comparación a una acción de política fiscal.

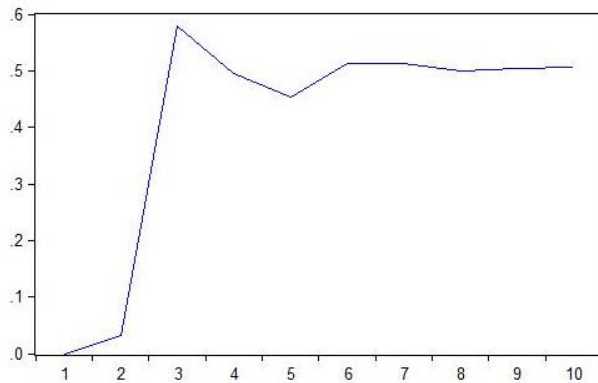
Gráfico 9. Respuesta del PBI no primario ante *shocks* de gasto, impuestos y términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

Finalmente, se puede observar el importante impacto de los términos de intercambio sobre el gasto público.

Gráfico 10. Respuesta acumulada del gasto público ante un aumento de los términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

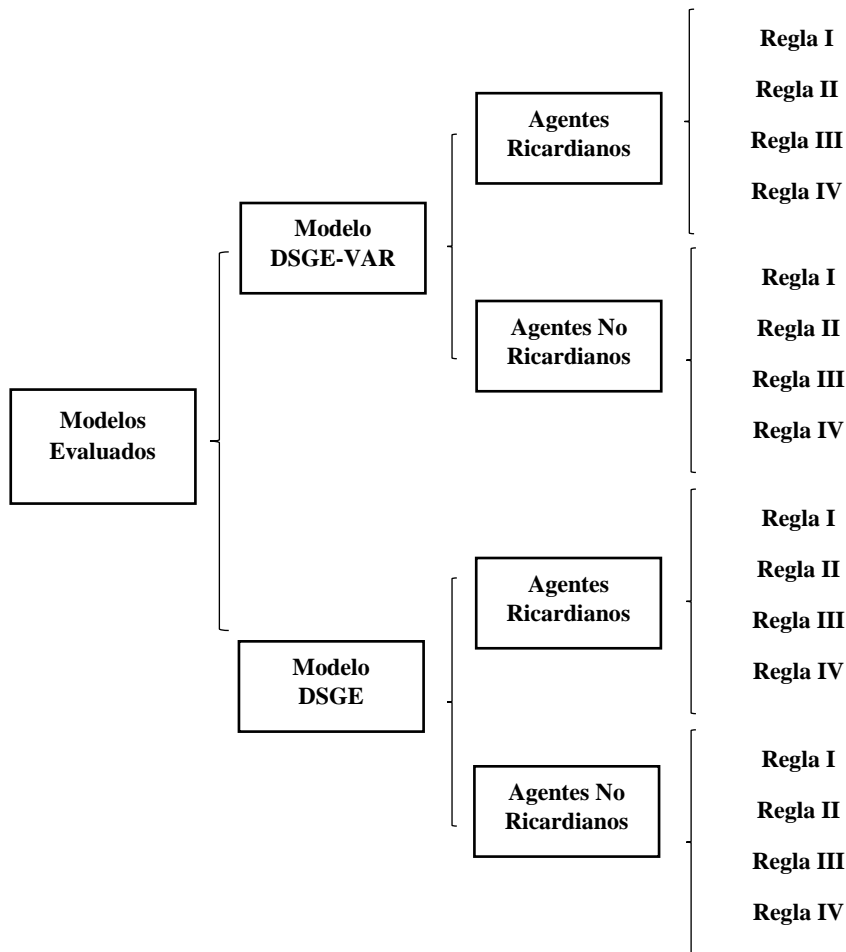
De esta manera, la estimación de los multiplicadores fiscales refleja la potencia que tienen los dos principales instrumentos de política fiscal en el Perú. Así, ante la necesidad de aplicar política fiscal contracíclica mediante el gasto para estimular la actividad económica, si se gasta S/ 1, el efecto sobre el producto será de S/ 0,9 en el primer trimestre y de S/ 1,8 al cabo de un año.

Capítulo IV. Metodología y modelo

El objetivo de esta investigación es determinar a qué tipo de regla fiscal —convencional o estructural— se ajustan mejor los datos de la economía peruana. Para este fin, se evaluará distintos modelos que consideran ambos tipos de reglas fiscales convencionales y estructurales, así como el grado de acceso al sistema financiero de la población. De todos los modelos planteados, se evaluará el *Log Density Ratio* de cada uno de ellos, indicador estadístico que determinará cuál de los modelos evaluados se ajusta mejor al comportamiento de los datos durante el periodo de estudio.

Los modelos a evaluar son de dos tipos: un modelo DSGE-VAR y un modelo DSGE, tomando como referencia el modelo de Córdova y Rojas (2010). Para ambos se evaluará agentes ricardianos y no ricardianos. A su vez, Córdova y Rojas (2010) plantean cuatro tipos de reglas: (i) regla convencional, (ii) regla estructural, (iii) regla convencional e impuesto variable y (iv) regla estructural e impuesto variable. Así, se evaluará dieciséis modelos, distribuidos de la siguiente manera:

Gráfico 11. Modelos a evaluar en la investigación



Fuente: Elaboración propia

1. Descripción del modelo base

Luego de hacer un repaso por los principales hechos estilizados de la economía peruana y estimar la potencia de la política fiscal en el caso peruano, en este capítulo se presenta una versión del modelo de ciclos reales para una economía pequeña y abierta, basado en Córdova y Rojas (2010), sobre el cual se realizará la evaluación de reglas fiscales.

1.1 Sector privado

Las familias presentan una función de utilidad que depende de su consumo de bienes importados y del trabajo que ofrecen. Adicionalmente, ellas pueden ahorrar a través de un activo financiero externo. La función de utilidad de las familias que es estrictamente creciente

en el consumo, estrictamente decreciente en el trabajo y estrictamente cóncava en ambos argumentos, viene dada por lo siguiente:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{\beta^t U(C_t, L_t)\} \quad (1)$$

donde E_0 es la esperanza condicional a la información del período 0, C_t es consumo, L_t es trabajo y β es el factor de descuento que pertenece al intervalo (0,1). Se asume la siguiente forma funcional de la función de utilidad:

$$U(C_t, L_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\eta}}{\eta} \quad (2)$$

donde $\sigma > 0$ y $\eta > 0$ representan a las inversas de las elasticidades intertemporales de sustitución y de trabajo respectivamente. Las familias maximizan su función de utilidad (1) sujeta a la restricción presupuestaria (2) que enfrentan:

$$C_t + B_t^f = W_t L_t + R_t B_{t-1}^f + T_t + \Pi_t \quad (3)$$

Todas las variables en el modelo están expresadas en términos del bien importable, P_m , que se toma como numerario. En cada período, las familias financian sus decisiones de consumo (C_t) y la compra de activos extranjeros B_t^f con el salario real que les pagan por trabajar (W_t), los intereses que reciben por la tenencia de activos (R_t), los beneficios que reciben por ser dueñas de las empresas exportadoras (Π_t) y las transferencias que reciben del gobierno (T_t).

Por otro lado, la tasa de interés bruta de los activos extranjeros, R_t , depende de la tasa de interés externa R_t^* y de una prima por riesgo que está en función del nivel de activos agregado, $\Psi(B_t)$.

$$R_t = \Psi(B_t) R_t^* \quad (4)$$

Específicamente, $\Psi(B_t) = \exp(\Psi_B(\bar{B} - B_t))$ donde \bar{B} es el nivel de activos agregado en estado estacionario. Por su parte, la tasa de interés bruta externa sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$\ln R_t^* = (1 - \rho_{R^*}) \ln R_t^* + \rho_{R^*} \ln R_{t-1}^* + \zeta_{R^*} \quad (5)$$

donde $\zeta_{R^*} \sim N(0, \sigma_{R^*}^2)$.

La condición de optimización es la ecuación de Euler que indica que la utilidad marginal de consumir hoy debe ser igual a la utilidad marginal de consumir mañana traída a valor presente. Esto implica que las familias suavizan su consumo:

$$(C_t)^{-\sigma} = \beta E_t\{(C_{t+1})^{-\sigma} R_{t+1}\} \quad (6)$$

Para el caso de la oferta de trabajo, la condición de optimización intertemporal implica igualar la utilidad marginal de consumir con la desutilidad de trabajar:

$$L_t^\eta = C_t^{-\sigma} W_t \quad (7)$$

Por el lado de las firmas en la economía, existen dos tipos. Existen empresas productoras de bienes exportables pero no consumibles y empresas que producen capital y que utilizan insumos importados.

Las familias son las dueñas de las primeras, de las firmas que producen un único bien, exportable y no consumible, Y_t , que se transa a un precio de exportación, P_x . Por su parte, P_m representa el índice de precios a las importaciones y es tomado como numerario. Así, los términos de intercambio se expresan como $TI_t = P_{xt}/P_{mt}$ y se asume que $\zeta_{TI} \sim N(0, \sigma_{TI}^2)$ y siguen el siguiente proceso autorregresivo:

$$\ln TI_t = \rho_{TI} \ln TI_{t-1} + \zeta_{TI} \quad (8)$$

De esta manera, un *shock* en el precio de los metales afecta los términos de intercambio y tendrá un impacto en la dinámica de la economía. Entender esto es importante porque será parte del presente análisis.

El bien exportable se produce mediante una función de producción Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (9)$$

donde α es la participación del capital en la producción y A_t representa el nivel de tecnología, el cual sigue el proceso autorregresivo:

$$\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \zeta_A \quad (10)$$

donde $\zeta_A \sim N(0, \sigma_A^2)$.

Asimismo, las empresas están sujetas a una tasa impositiva τ_t que se aplica a los ingresos que se obtienen al producir el bien exportable $P_{xt} Y_t$. Las empresas deciden cuánto trabajo L_t van a contratar y el nivel de inversión I_t que van a realizar cada período. El capital nuevo se compra a un precio Q_t a las empresas productoras de capital. Las condiciones de optimización de la firma implican igualar las productividades marginales de cada factor de producción con sus respectivas retribuciones.

$$W_t = (1 - \alpha)(1 - \tau_t) TI_t \frac{Y_t}{L_t} \quad (11)$$

$$Q_t = E_t \left\{ \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\sigma} \left[\alpha (1 - \tau_t) TI_t \frac{Y_{t+1}}{K_t} + (1 - \delta) Q_{t+1} \right] \right\} \quad (12)$$

Dado que este modelo es un modelo de economía abierta, se tiene que un choque en los términos de intercambio inmediatamente incrementa el pago a los factores de producción, ya que eleva sus productividades marginales. Lo mismo sucedería con un choque tecnológico. Este impacto se propagará de manera indirecta e influirá en las decisiones de consumir y trabajar.

Por otro lado, se tienen a las empresas productoras de capital. Estas firmas operan bajo competencia perfecta y producen bienes de capital para venderlos a las empresas productoras del bien exportable a un precio Q_t . La construcción de nuevo capital usa como un insumo un bien de inversión I_t , el cual se transforma en capital mediante la siguiente función de producción que presenta retornos constantes a escala:

$$X_t^K = \phi\left(\frac{I_t}{K_{t-1}}\right)K_{t-1}, \text{ donde } \phi\left(\frac{I_t}{K_{t-1}}\right) = \frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{\psi_K}{2}\left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta\right)^2 \quad (13)$$

La condición de optimización de los productores de capital exige que $Q_t\phi'(\cdot) = 1$. Debido a que el proceso de producción de nuevo capital está sujeto a costos de ajuste, el proceso de acumulación de capital en la economía viene dado por lo siguiente:

$$K_t = \phi\left(\frac{I_t}{K_{t-1}}\right)K_{t-1} + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (14)$$

Finalmente, de la cantidad de ingresos totales que obtiene la economía en términos de los bienes importables, las familias destinan parte de este ingreso al consumo C_t y a la inversión I_t y parte lo consume el Gobierno (la dinámica de su consumo se explica en el sector público que se presenta a continuación). Esta diferencia constituye la balanza comercial, la cual tiene como contraparte la acumulación de activos totales de la economía, B_t . De esta manera, se tiene:

$$TI_t Y_t - C_t - I_t - G_t = B_t - \Psi(B_t)R_{t-1}^* B_{t-1} \quad (15)$$

1.2 Sector público

El Gobierno recibe ingresos a través de la recaudación de impuestos, tiene una dinámica de gasto dada por una regla fiscal y está sujeto a una restricción de presupuesto:

$$\tau_t Y_t^f - G_t - T_t = D_t - R_{t-1} D_{t-1} \quad (16)$$

donde, $Y_t^f = TI_t Y_t$ y D_t representa el nivel de activos netos mantenidos por el Gobierno.

En las siguientes líneas, se definirán distintos tipos de reglas fiscales mediante las cuales el Gobierno intervendrá en la economía. El resumen de estas reglas se muestra en la tabla 3. El principal supuesto detrás de ellas es que el gasto no tiene utilidad alguna más que para financiar

su propia demanda. Asimismo, dentro de cada regla que se definirá se asumirá que las transferencias T_t , son proporciones fijas del producto sin considerar los términos de intercambio, así $T_t = \theta_T Y_t$, donde $0 < \theta_T < 1$. Por otro lado, y como se verá más adelante, en cada una de estas reglas se añadió un choque de impuestos a fin de evaluar el impacto de esta herramienta de política fiscal en la economía.

Tabla 7. Resumen de reglas fiscales

I	II	III	IV
$D_t = \bar{d}Y_t^f$	$D_t = \bar{d}Y_t$	$D_t = \bar{d}Y_t^f$	$D_t = \bar{d}Y_t$
$\tau_t = \tau$	$\tau_t = \tau$	$\tau_t = \tau \left(\frac{TI_t}{TI} \right)^\omega$	$\tau_t = \tau \left(\frac{TI_t}{TI} \right)^\omega$
$G_t = \tau_t Y_t^f - (D_t - R_{t-1} D_{t-1}) + T_t$			

Fuente: Córdova y Rojas 2010

Es importante destacar que la principal diferencia entre las reglas es la forma en que se mide el producto. Mientras que en la convencional (reglas I y III), el producto considera los términos de intercambio ($Y_t^f = TI_t Y_t$); esto no sucede en la regla estructural (reglas II y IV), en que el producto no considera el efecto de los términos de intercambio, sino solo Y_t .

1.3 Regla fiscal I: Regla convencional

En esta regla, el Gobierno establece una tasa de impuestos fija $\tau_t = \tau$ que afecta al producto multiplicado por los términos de intercambio Y_t^f . Aquí, el Gobierno enfrenta una restricción que es mantener un ratio deuda/producto convencional constante $D_t = \bar{d}Y_t^f$. Como se observa, este ratio está definido sobre el nivel de producto real, el cual toma en cuenta los efectos derivados del choque de los términos de intercambio. Debido a que D_t representa activos propiamente dichos, \bar{d} se asumirá negativo, lo que implica una posición deudora en el estado estacionario. Bajo este tipo de regla, el Gobierno no puede tener una deuda mayor a la del objetivo que la regla fiscal convencional impone.

En las épocas o períodos de *boom* en los términos de intercambio, el Gobierno tendrá que acumular más activos o deuda, de ser el caso, para cumplir con la regla impuesta. La evolución de la acumulación de activos está dada por lo siguiente:

$$\tau_t Y_t^f - G_t - T_t = D_t - R_{t-1} D_{t-1} \quad (17)$$

Esto implica que el cambio en la posición de activos del Gobierno será igual al resultado fiscal de cada período más el interés generado por los activos en el período anterior.

Con esta regla, la ecuación (17) se ve reducida a lo siguiente:

$$\tau_t Y_t^f - G_t - T_t = D_t \left(1 - R_{t-1} \frac{Y_{t-1}^f}{Y_t^f} \right) \quad (18)$$

1.4 Regla fiscal II: Regla estructural

Bajo esta regla fiscal, la recolección de tributos sigue presentando la misma dinámica. Sin embargo, el Gobierno ahora tiene como restricción mantener un ratio deuda/producto estructural constante, $D_t = \bar{d}Y_t$. El nivel de producto estructural se define como el nivel de producto que no toma en consideración el efecto de los choques de términos de intercambio.

En períodos de *boom* de los términos de intercambio, el Gobierno no está en la obligación de acumular más activos (deuda) de la misma forma que en la regla anterior. Así, la regla estructural hace que la acumulación de activos se comporte de manera más estable que bajo una regla convencional. De esta manera, la evolución de dicha acumulación de activos (17) se simplifica a lo siguiente:

$$\tau_t Y_t^f - G_t - T_t = D_t \left(1 - R_{t-1} \frac{Y_{t-1}}{Y_t} \right) \quad (19)$$

1.5 Regla fiscal III: Regla convencional e impuesto variable

En esta versión, la recolección de tributos cambia de dinámica. Se supone que la tasa impositiva τ sea variable, y en función a la evolución de la brecha de los términos de intercambio.

$$\tau_t = \tau \left(\frac{TI_t}{TI} \right)^\omega \quad (20)$$

donde $TI = 1$ es el nivel de estado estacionario de los términos de intercambio y ω es la elasticidad del nivel de impuestos con respecto a los términos de intercambio. De esta manera, ante una expansión de los términos de intercambio, la proporción de ingreso gravable es cada vez mayor. El Gobierno tiene como única restricción mantener un ratio deuda/producto convencional constante $D_t = \bar{d}Y_t^f$. Las condiciones que caracterizan al Gobierno bajo esta regla se derivan de forma similar al de la regla I, ecuación (18).

1.6 Regla fiscal IV: Regla estructural e impuesto variable

Finalmente, se considera el caso en donde la recolección de tributos sigue la misma dinámica de la ecuación (20) modelo anterior, pero volviendo a la regla de mantener constante el ratio estructural del Gobierno y el producto, $D_t = \bar{d}Y_t$. El Gobierno se caracteriza de forma similar a lo descrito en la regla II, ecuación (19).

1.7 Extensión del modelo con agentes no ricardianos

Dado que en el Perú existe una proporción de agente que tienen barreras para acceder a fuentes de financiamiento, la extensión del modelo base a uno que incluya agente no ricardianos cobra importancia. Así, esta sección presenta el modelo base extendido para el caso en el que no todos los agentes en la economía son ricardianos, es decir, se considerará el caso en el que existe un grupo de familias que no tienen acceso al crédito.

Siguiendo a Córdova y Rojas (2010), a continuación se muestran las condiciones que caracterizan las decisiones de las familias no ricardianas y las condiciones de agregación adicionales al modelo. Se asume que existe una proporción γ de familias que no pueden acceder al mercado financiero y que en cada momento t optimizan de manera estática sus decisiones de consumo y trabajo. La forma de la función de utilidad de estas familias es igual al de las familias ricardianas; es decir, las familias no ricardianas maximizan $U(C_t^r, L_t^r)$ sujeto a la siguiente restricción presupuestaria: $C_t^r = W_t L_t^r + T_t$. Resolviendo este problema de optimización se obtienen las condiciones de las decisiones de trabajo y consumo de estas familias son:

$$\text{Trabajo: } (L_t^r)^\nu = W_t (C_t^r)^{-\sigma}, \text{ Consumo: } C_t^r = W_t L_t^r + T_t \quad (21)$$

1.7.1 Condiciones de agregación

Las condiciones de agregación asumen que en la economía hay una proporción γ de familias no ricardianas que tienen un consumo C_t^r y una proporción $1-\gamma$ de familias no ricardianas que realizan un consumo C_t^o . Luego, el consumo agregado queda expresado como:

$$C_t = \gamma C_t^r + (1 - \lambda) C_t^o \quad (22)$$

El trabajo agregado, análogamente queda expresado como:

$$L_t = \gamma L_t^r + (1 - \lambda) L_t^o \quad (23)$$

Por su parte, estas son las condiciones de agregación del capital y de la inversión:

$$K_t = (1 - \gamma)K_t^o \text{ y } I_t = (1 - \gamma)I_t^o \quad (24)$$

Finalmente, la condición de los activos totales de la economía es:

$$B_t = D_t + (1 - \gamma)B_t^o \quad (25)$$

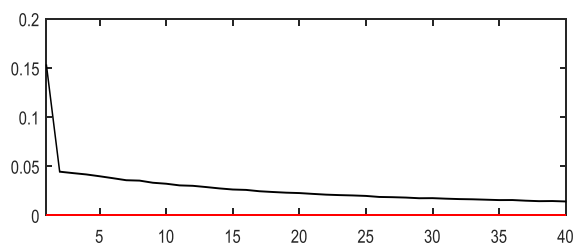
Asimismo, se asume que las transferencias totales que hace el Gobierno son proporcionales a cada tipo de familia.

1.8 ¿Cómo funciona el modelo?

Con el propósito de ilustrar la dinámica del modelo propuesto por Córdova y Rojas (2010), se evaluará un choque de términos de intercambio cuando se usan las reglas fiscales I y II, convencional y estructural, respectivamente.

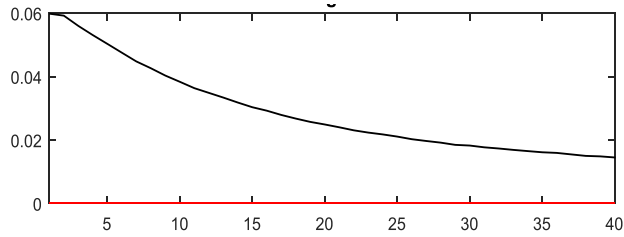
Ante una expansión en los términos de intercambio, una regla convencional origina que el Gobierno expanda su gasto en mayor medida que bajo la regla estructural, lo cual la convierte en más volátil; mientras que la regla estructural provoca un comportamiento más contracíclico del gasto público.

Gráfico 12. Gasto público – regla convencional



Fuente: Elaboración propia

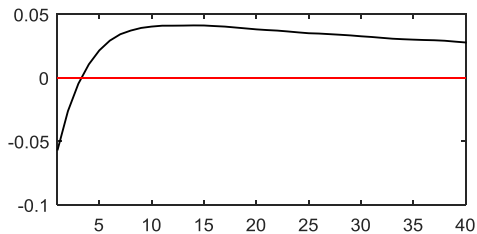
Gráfico 13. Gasto público – regla estructural



Fuente: Elaboración propia

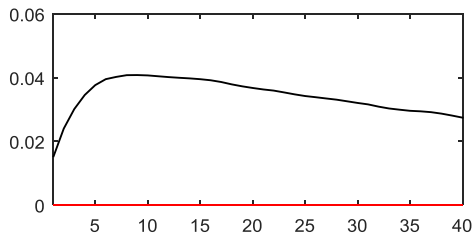
Bajo la regla convencional, los agentes privados ahorran más inicialmente. Lo contrario sucede bajo la regla estructural, en que la excesiva acumulación de activos por parte del Gobierno — dados los ingresos fiscales mayores a los gastos en comparación con la regla convencional— disminuye la deuda de la economía y provoca un descenso en la tasa de interés. Así, los agentes escogen ahorrar menos, su nivel de activos cae y consumen menos en promedio. Estos resultados son similares a los encontrados por García y otros (2009) para la economía chilena.

Gráfico 14. Activos totales – regla convencional



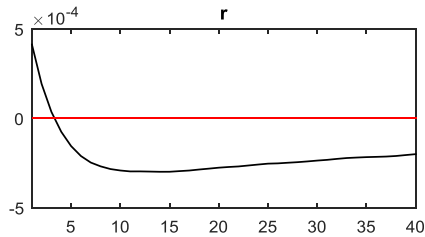
Fuente: Elaboración propia

Gráfico 15. Activos totales – regla estructural



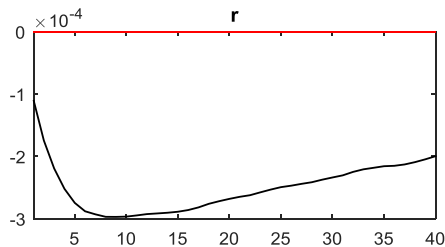
Fuente: Elaboración propia

Gráfico 16. Tasa de interés – regla convencional



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 17. Tasa de interés – regla estructural



Fuente: Elaboración propia

2. Descripción de la metodología de estimación

El modelo descrito anteriormente (DSGE) servirá para identificar cuál de las cuatro reglas planteadas explica mejor los datos durante el período 1994-2015. Una vez identificada la mejor regla, los *posteriors* derivados del DSGE serán utilizados como *priors* para estimar un Vector Autorregresivo (VAR). En general, el ejercicio se puede resumir en dos pasos: primero se simulará data a partir de un DSGE y luego se ajustará esta data a un VAR bayesiano. En este caso, se estimará el modelo con la regla fiscal que mejor explica los datos durante el período de análisis.

Siguiendo a Del Negro y Schorfheide (2004), se procederá a explicar cómo se obtendrán los *priors* para el VAR usando el DSGE. Como punto de partida se plantea el siguiente modelo autorregresivo:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t \quad (26)$$

Sin embargo, una desventaja del VAR es que no es muy parsimonioso. Para lidiar con este problema, el método reducirá el espacio de parámetros del VAR considerando restricciones

derivadas del modelo DSGE. Los estimadores que harán posible esto pueden ser interpretados como estimadores bayesianos que son derivados de distribuciones *prior*, los cuales concentran la mayor parte de su masa de probabilidad cerca a las restricciones de los parámetros deseados. Los *priors* para estimar el VAR se introducirán incrementando el número de observaciones a partir de datos simulados por el modelo DSGE. Los *priors* son una forma sistemática de añadir observaciones. En este caso, se implementará el modelo *prior* DSGE generando observaciones del modelo DSGE y añadiendo estas observaciones a la data actual. El ratio de las observaciones simuladas sobre las observaciones actuales (λ) mide el peso relativo del *prior* sobre la muestra.

El DSGE es indexado por un vector θ de parámetros llamados “parámetros profundos”. No obstante, en lugar de concentrar el análisis en un valor específico de θ , se establecerá una distribución *prior* en los parámetros del modelo DSGE. En términos econométricos, se construirá un *prior* jerárquico que consistirá en una distribución marginal de θ y una distribución condicional para los parámetros del VAR dado θ , la cual es generada a partir de las observaciones simuladas. El teorema de Bayes, luego, permitirá obtener una distribución *posterior* conjunta para el modelo DSGE y los parámetros del VAR.

2.1 La función de verosimilitud

Para construir la función de verosimilitud se asume que u_t en (26) sigue la distribución normal multivariada $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$ condicionada a las observaciones pasadas de y_t . Luego, Y es una matriz de $T \times n$ con y_t' filas; $k = 1 + np$; X es la matriz $T \times k$ con filas $x_t' = [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}']$; U es una matriz de $T \times n$ con filas u_t' y $\phi = [\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p]'$. Así, el VAR puede ser expresado como $Y = X\phi + U$ con una función de probabilidad:

$$p(Y|\phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-\frac{T}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma_u^{-1}(Y'Y - \phi'X'Y - Y'X\phi + \phi'X'X\phi)]\right\} \quad (27)$$

condicionada a las observaciones y_{1-p}, \dots, y_0 . El VAR puede ser interpretado como una representación de medias móviles del modelo DSGE. Debido a que θ tiene una dimensión mucho más pequeña que el vector de parámetros del VAR, el modelo DSGE impone restricciones en la representación VAR de y_t .

2.2 La distribución del *prior*

Para obtener la distribución del *prior*, como primer paso se supone que el número de observaciones se incrementa en $T^* = \lambda T$ observaciones artificiales (Y^*, X^*) generadas a partir del modelo DSGE que se basa en el vector de parámetros θ . La función de verosimilitud que combina la data artificial generada y las observaciones actuales se obtiene premultiplicando (27) por lo siguiente:

$$p(Y^*(\theta)|\phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-\frac{\lambda T}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma_u^{-1}(Y^{*'}Y^* - \phi'X^{*'}Y^* - Y^{*'}X^*\phi + \phi'X^{*'}X^*\phi)]\right\} \quad (28)$$

La factorización:

$$p(Y^*(\theta), Y|\phi, \Sigma_u) = p(Y^*(\theta)|\phi, \Sigma_u)p(Y|\phi, \Sigma_u) \quad (29)$$

sugiere que el término $p(Y^*(\theta), Y|\phi, \Sigma_u)$ podría ser interpretado como una densidad *prior* para ϕ y Σ_u . Este término resume la información sobre los parámetros del VAR contenidos en la muestra de observaciones artificiales generadas.

Es importante tomar en cuenta que si se construye el *prior* generando valores aleatorios del DSGE, una aplicación repetitiva de este procedimiento generaría una variación estocástica en la distribución del *prior*, lo cual no es deseable. Para remover la variación estocástica de $p(Y^*(\theta), Y|\phi, \Sigma_u)$ se reemplazarán los momentos muestrales no estandarizados $Y^{*'}Y^*$, $Y^{*'}X^*$ y $X^{*'}X^*$ por sus valores esperados. De acuerdo con el modelo DSGE, el vector y_t es estacionario en covarianza y los valores esperados de los momentos de la muestra están dados por los momentos poblacionales $\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta)$ donde $\Gamma_{xx}^*(\theta) = \mathbb{E}_\theta[y_t y_t']$. El uso de momentos poblacionales implica que la expresión (28), puede ser reemplazada por lo siguiente:

$$p(\phi, \Sigma_u | \theta) = c^{-1}(\theta) |\Sigma_u|^{-\frac{\lambda T + n + 1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}\left[\lambda T \Sigma_u^{-1}(\Gamma_{xx}^*(\theta) - \theta' \Gamma_{xy}^*(\theta) - \Gamma_{yx}^*(\theta)\phi + \phi' \Gamma_{xx}^*(\theta)\phi)\right]\right\} \quad (30)$$

En este término se añadirá un *prior* inicial incorrecto $p(\phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-(n+1)/2}$. Dado que $\lambda T \geq k+n$ y $\Gamma_{xx}^*(\theta)$ es invertible, la densidad del *prior* es apropiada y no degenerada. En este caso, el factor de normalización $c(\theta)$ puede ser elegido para asegurar que la densidad integra a uno.

Luego, se definen las funciones:

$$\phi^*(\theta) = \Gamma_{xx}^{*-1}(\theta) \Gamma_{by}^*(\theta) \quad (31)$$

$$\Sigma_u^*(\theta) = \Gamma_{yy}^*(\theta) - \Gamma_{nyx}^*(\theta) \Gamma_{xx}^{*-1}(\theta) \Gamma_{xy}^*(\theta) \quad (32)$$

La distribución *prior* de los parámetros del VAR (30) condicionada en θ tiene la forma de una Wishart (*IW*)- Normal (*N*) invertida:

$$\Sigma_u | \theta \sim IW(\lambda T \Sigma_u^*(\theta), \lambda T - k, n) \quad (33)$$

$$\phi | \Sigma_u, \theta \sim N(\phi^*(\theta), \Sigma_u \otimes (\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta))^{-1}) \quad (34)$$

La especificación del *prior* es completada con la distribución de los parámetros del modelo DSGE. El *prior* tiene la siguiente estructura jerárquica:

$$p(\phi, \Sigma_u, \theta) = p(\phi, \Sigma_u | \theta) p(\theta) \quad (35)$$

Las funciones $\phi^*(\theta)$ y $\Sigma_u^*(\theta)$ trazan un subespacio del espacio de parámetros del VAR. Si se supone que la data es generada de un modelo DSGE con parámetros θ , entre los órdenes “p” ésimos de los VAR, el que tiene la matriz de coeficientes $\phi^*(\theta)$ minimiza la pérdida cuadrática del error de predicción un período adelante.

El *prior* que se tiene está designado para asignar una masa de probabilidad fuera del subespacio trazado por $\phi^*(\theta)$ y $\Sigma_u^*(\theta)$. Se usa la matriz de covarianza $\Sigma_u \otimes (\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta))^{-1}$ para distribuir la masa de probabilidad alrededor de $\phi^*(\theta)$ y el promedio sobre θ con respecto al prior $p(\theta)$. La orientación del contorno del *prior* es tal que es bastante dispersa en las direcciones del espacio de parámetros del modelo DSGE, el cual se espera que sea calculado de manera imprecisa de acuerdo al modelo DSGE.

2.3 La distribución posterior

La distribución posterior se factoriza en la densidad posterior de los parámetros del VAR dados los parámetros del modelo DSGE y en la densidad marginal posterior de los parámetros del modelo DSGE:

$$p(\phi, \Sigma_u, \theta | Y) = p(\phi, \Sigma_u | Y, \theta) p(\theta | Y) \quad (36)$$

Si $\bar{\phi}(\theta)$ y $\bar{\Sigma}_u(\theta)$ son los estimados máximos verosímiles de ϕ y Σ_u respectivamente, sobre la base de la muestra actual y artificial:

$$\bar{\phi}(\theta) = (\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X)^{-1} (\lambda T \Gamma_{xy}^* + X'Y) \quad (37)$$

$$\bar{\Sigma}_u(\theta) = \frac{1}{(\lambda+1)T} [(\lambda T \Gamma_{yy}^*(\theta) + Y'Y) - (\lambda T \Gamma_{yx}^*(\theta) + Y'X)(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X)^{-1} (\lambda T \Gamma_{xy}^*(\theta) + X'Y)] \quad (38)$$

Dado que el modelo *prior* DSGE condicionado en θ y la función de verosimilitudes condicionadas son conjugadas, se puede mostrar que la distribución posterior de Φ y Σ también tiene la forma de una función Wishart-Normal invertida:

$$\Sigma_u | Y, \theta \sim IW((\lambda + 1)T\bar{\Sigma}u(\theta), (1 + \lambda)T - k, n) \quad (39)$$

$$\Phi | Y, \Sigma_u, \theta \sim N(\bar{\Phi}(\theta), \Sigma_u \otimes (\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X)^{-1}) \quad (40)$$

2.4 La elección de λ

El hiperparámetro λ determina el tamaño de la muestra para las observaciones artificiales generadas λT . Si el valor de λ es pequeño, el *prior* es difuso y las observaciones actuales dominarían a las artificiales en la distribución posterior. De acuerdo con la ecuación (37), la media posterior de Φ condicional en θ iguala al estimación MCO de Φ si $\lambda=0$.

Para valores grandes de λ , el *prior* se concentra a lo largo de las funciones de restricción $\Phi^*(\theta)$ y $\Sigma_u^*(\theta)$. Se puede mostrar que mientras más grande o extensa sea la muestra artificial, los estimados de los parámetros del VAR estarán más cerca de las restricciones impuestas por el modelo DSGE. En el límite este procedimiento es equivalente a estimar el VAR sujeto a las restricciones del modelo DSGE. Formalmente, mientras $\lambda \rightarrow \infty$, condicionada en θ la media posterior $\bar{\Phi}(\theta)$ se aproxima a $\Phi^*(\theta)$ y la varianza $\bar{\Sigma}u(\theta)$ tiende a cero. No obstante, este resultado no implica que las observaciones actuales no influyan en la distribución posterior total. Un análisis del posterior marginal de los parámetros del modelo DSGE puede esclarecer este punto.

El *posterior* $p(\theta|Y)$ puede ser obtenido combinando la función marginal de verosimilitud:

$$p(Y|\theta) = \int p(Y|\Phi, \Sigma_u)p(\Phi, \Sigma_u|\theta)d(\Phi, \Sigma_u) \quad (41)$$

y el *prior* $p(\theta)$. Si T está fijo y λ tiende a infinito, la función marginal de verosimilitud $p(Y|\theta)$ se aproxima a la función (cuasi)-verosímil del modelo DSGE.

$$p^*(Y/\theta) \propto |\Sigma_u^*(\theta)|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}Tr[\Sigma_u^{*-1}(\theta)(Y - X\Phi^*(\theta))'(Y - X\Phi^*(\theta))]\right\} \quad (42)$$

La función $p^*(Y/\theta)$ se obtiene reemplazando los parámetros irrestrictos Φ y Σ_u en la ecuación (27) con las funciones de restricción $\Phi^*(\theta)$ y $\Sigma_u^*(\theta)$.

3. Calibración inicial del modelo

El modelo parte de una calibración inicial que asigna valores a los parámetros según los elegidos por Córdova y Rojas (2010), los cuales a su vez revisaron para la economía peruana, considerando los niveles estándar de la literatura.

Tabla 8. Calibración inicial del modelo

A. Preferencias	$\beta = 0.985$ $\sigma = 2, \eta = 1$
B. Función de Producción	$\alpha = 1/3$ $\delta = 0.0023$
C. Productores de Capital	$\psi_k = 7$
D. Gobierno	$\tau = 0.18$
E. Agregación	$\psi_B = 0.007$ $B/Y = -0.3 \times 4$
F. Shocks	$\rho_a = 0.95$ $\sigma_a = 0.0105$ $\rho_{\tau I} = 0.91$ $\sigma_{\tau I} = 0.0221$ $\rho_{R^*} = 0.91$ $\sigma_{R^*} = 0.0689$
G. Reglas fiscales	$\bar{a} = -0.24 \times 4$ $\omega = 1$

Fuente: Córdova y Rojas 2010

Estos parámetros iniciales serán tomados como *priors* para cada uno de los modelos que se van a evaluar. De esta manera, el método bayesiano permite partir de una distribución *prior*, para que luego de un proceso de aprendizaje con los datos reales se obtenga una posterior. Así, el set de información indicará si la calibración inicial es acertada o errada.

Capítulo V. Resultados

1. Base de datos y número de simulaciones

Es importante destacar que las variables que se utilizarán como base de datos son las siguientes: Producto Bruto Interno No Primario (PBI no primario) en términos reales, ingresos tributarios (en que se considerarán la suma de ingresos tributarios directos e indirectos del Gobierno central) y gasto público (entendido como la suma de los gastos en remuneraciones, bienes y servicios e inversión bruta de capital del Gobierno central). Asimismo, se consideran variables como consumo, inversión privada, el índice de términos de intercambio y el ratio de deuda sobre PBI. Los datos corresponden al periodo 1994-2015. Las fuentes de los datos son las series trimestrales históricas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y Bloomberg. De igual manera, cabe resaltar que dado que es usual que en modelos que usan un determinado número de simulaciones los resultados puedan variar si este cambia, en este trabajo se utilizó 50.000 simulaciones con el fin de reducir las diferencias al momento de realizar las estimaciones. Finalmente, el *software* que se utilizará será el Dynare.

2. Elección de la regla fiscal que mejor explica los datos

Como se mencionó en la sección de modelo y metodología, se hallan los *Log Density Ratio* para cada uno de los 16 modelos planteados. De esta manera, se selecciona la regla que presenta el mayor valor.

Tabla 9. Valor del *LOG Density Ratio* para cada una de las reglas

Modelo	Tipo de Agente	Regla	<i>Log Density Ratio</i>	$\gamma = \% \text{ de Ag. No Ricardianos}$
Modelo DSGE-VAR	Agentes Ricardianos	Regla I	622.8	--
		Regla II	637.3	--
		Regla III	625.1	--
		Regla IV	643.1	--
	Agentes No Ricardianos	Regla I	636.0	0.49
		Regla II	598.1	0.45
		Regla III	635.4	0.48
		Regla IV	648.7	0.41
Modelo DSGE	Agentes Ricardianos	Regla I	887.2	--
		Regla II	884.8	--
		Regla III	895.5	--
		Regla IV	924.3	--
	Agentes No Ricardianos	Regla I	926.0	0.57
		Regla II	928.2	0.57
		Regla III	932.1	0.55
		Regla IV	940.3	0.38

Fuente: Elaboración propia

Se encuentra que el mayor valor del LDR es aquel referido a la regla IV con agentes no ricardianos correspondiente al modelo DSGE. Así, durante el período de análisis, los datos se ajustan mejor a una regla del tipo estructural con impuesto variable, al ser la que presenta el mayor LDR.

Por otro lado, vale resaltar el hecho que el resultado del LDR del modelo DSGE sea superior al del DSGE-VAR. Y es que el segundo modelo cuenta con menos restricciones por cumplirse, lo que a su vez le da una mejor capacidad de predicción. Esto contrasta con el modelo DSGE, para el cual tienen que cumplirse todas las restricciones que impone el modelo. Así, el hecho de que sea el modelo DSGE el que mejor se ajuste a los datos solo implica que para el período de estudio los datos se ajustan mejor a las restricciones y a la calibración planteada en el modelo DSGE.

3. Estimación de los parámetros

Finalmente, luego de encontrar que la regla que corresponde a agentes no ricardianos del modelo DSGE es superior, se hallan los parámetros, aquellos que mejor se ajustan a los datos.

Tabla 10. Estimación de los parámetros para cada una de las reglas

Parámetro	Prior Mean	Posterior Mean				Intervalo 90%
		Regla I	Regla II	Regla III	Regla IV	
γ	0.30	0.57	0.57	0.55	0.38	[0.3109 - 0.4559]
ρ_a	0.85	0.98	0.97	0.97	0.85	[0.8363 - 0.8654]
ρ_{px}	0.85	0.91	0.85	0.93	0.91	[0.8825 - 0.9350]
ρ_{rf}	0.70	0.68	0.68	0.68	0.70	[0.5443 - 0.8621]
ψ_b	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	[0.0000 - 0.0001]
ψ_k	4.70	4.30	4.36	4.16	4.45	[3.4178 - 5.5088]
e_a	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	[0.0041 - 0.0068]
e_px	0.04	0.01	0.02	0.02	0.03	[0.0280 - 0.0407]
e_ti	0.07	0.04	0.04	0.04	0.04	[0.0297 - 0.0408]
e_rf	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	[0.0003 - 0.0016]
e_yp	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	[0.0002 - 0.0029]
e_cp	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	[0.0115 - 0.0160]
e_ip	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04	[0.0327 - 0.0454]
e_gp	0.001	0.07	0.08	0.07	0.08	[0.0671 - 0.0865]
e_ttp	0.001	0.02	0.02	0.02	0.01	[0.0089 - 0.0130]
LDR		925.95	928.25	932.05	940.29	

Fuente: Elaboración propia

Se observa que el ajuste es bastante bueno entre la calibración inicial del modelo y la regla IV. Así, luego de obtener el valor de los parámetros que mejor describen los datos, se procederá a realizar un análisis de la regla seleccionada por la metodología propuesta.

Capítulo VI. Análisis de los resultados

1. Regla estructural y con restricciones al crédito

El modelo que mejor representa los datos de la economía peruana es el de una economía con restricciones al crédito. Este resultado va en línea con el resultado preferido por Córdova y Rojas (2010), trabajo que encuentra que en una economía pequeña y abierta sujeta a choques de términos de intercambio, la superioridad entre reglas fiscales está ligada al grado de desarrollo financiero.

Así, en una economía con una alta proporción de familias sin acceso al crédito, las ventajas de una regla estructural se ponen de manifiesto, ya que este tipo de reglas conllevan que el Gobierno cumpla el rol ahorrador en épocas de *boom*, asegurando consumos futuros a este grupo de familias. La estimación del modelo de la proporción óptima de agentes no ricardianos es de 38% —similar al nivel actual de 31%—. Considerando que este porcentaje no puede realizar la suavización de su consumo, el producto reduce su volatilidad ante la presencia de reglas estructurales.

A continuación se presentan de forma más cuantitativa los resultados previamente encontrados en las siguientes tablas. Primero se encuentra la desviación estándar del producto, que representa la volatilidad del producto. Esta es menor en la regla IV frente a un *shock* en el nivel de precios de las exportaciones.

Tabla 11. Desviación estándar de la producción

Regla I	0.2956
Regla II	0.1725
Regla III	0.0477
Regla IV	0.0135

Fuente: Elaboración propia

Tabla 12. Correlación del gasto público y la producción

Regla I	0.4374
Regla II	0.2969
Regla III	0.2333
Regla IV	0.3425

Fuente: Elaboración propia

De igual manera, vale resaltar cómo se reduce la correlación entre el gasto público y el producto en la regla II (regla estructural), respecto a la regla I (regla convencional). Por otro lado, si bien se podría esperar que el nivel de correlación entre el gasto público y el producto sea negativo, es suficiente que sea menor a la regla convencional. Además, es importante destacar que si bien la correlación en la regla IV no es menor respecto a la regla III, esto cambia cuando se analiza la correlación entre el gasto público y el consumo, en que la regla IV sí muestra la correlación más baja.

Tabla 13. Correlación del consumo y la producción

Regla I	0.5000
Regla II	0.4475
Regla III	0.5114
Regla IV	0.3326

Fuente: Elaboración propia

Otro indicador importante que ayuda a demostrar la idoneidad de la regla IV con los datos es el análisis de la descomposición de la varianza para cada una de las reglas, ya que permite conocer la contribución relativa de cada uno de los choques, según la regla que se evalúe. Se encuentra que en la regla IV, para el producto, consumo e inversión son los términos de intercambio la principal fuente de perturbación, mientras que para las demás reglas para estas mismas variables, es la productividad la principal fuente de variación.

Tabla 14. Producto – descomposición de varianza

	e_a	e_rf	e_px	e_ttp
Regla I	0.996	0.000	0.002	0.002
Regla II	0.981	0.000	0.015	0.003
Regla III	0.987	0.000	0.011	0.002
Regla IV	0.176	0.015	0.797	0.012

Fuente: Elaboración propia

Tabla 15. Gasto de Gobierno – descomposición de varianza

	e_a	e_rf	e_px	e_ttp
Regla I	0.404	0.000	0.167	0.429
Regla II	0.267	0.001	0.144	0.588
Regla III	0.149	0.000	0.695	0.157
Regla IV	0.090	0.007	0.821	0.082

Fuente: Elaboración propia

Estos resultados son consistentes con lo encontrado por Castillo y Salas (2010), cuyo principal resultado es que los choques de términos de intercambio persistentes constituyen la mayor parte de las fluctuaciones del producto, consumo e inversión en economías pequeñas y abiertas al desarrollo.

Tabla 16. Consumo – descomposición de varianza

	e_a	e_rf	e_px	e_ttp
Regla I	0.887	0.000	0.089	0.024
Regla II	0.627	0.000	0.336	0.037
Regla III	0.636	0.000	0.346	0.018
Regla IV	0.039	0.007	0.943	0.011

Fuente: Elaboración propia

Tabla 17. Inversión: descomposición de varianza

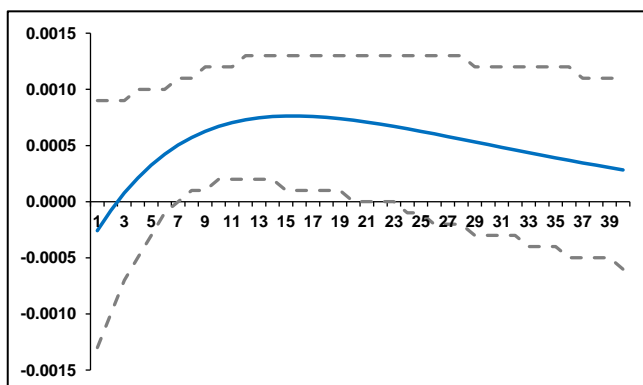
	e_a	e_rf	e_px	e_ttp
Regla I	0.832	0.004	0.149	0.016
Regla II	0.493	0.016	0.474	0.017
Regla III	0.531	0.008	0.450	0.012
Regla IV	0.033	0.143	0.821	0.003

Fuente: Elaboración propia

Así, para una economía pequeña y abierta tiene sentido que variables como el producto, consumo e inversión se expliquen principalmente por fluctuaciones en los términos de intercambio, lo cual está relacionado principalmente con la regla IV del modelo propuesto.

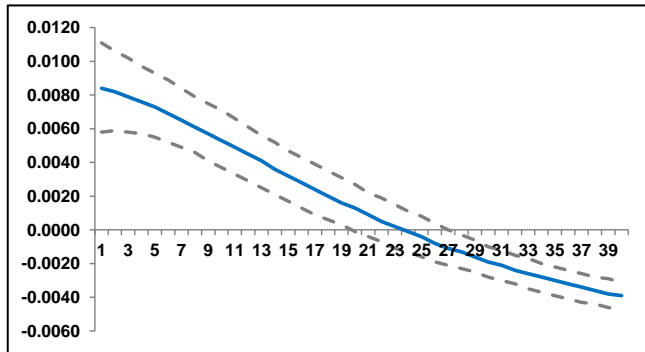
Este análisis se complementa también con el análisis de los impulsos respuesta de un efecto de un aumento de los términos de intercambio para cada una de las reglas, en dos de los modelos propuestos considerando los datos de la economía peruana en el periodo 1994-2014. De esta manera, será posible comprobar si la regla IV muestra un mejor comportamiento respecto a la regla convencional al considerar los datos del periodo de estudio. Con este propósito se compararán los efectos de un aumento de los términos de intercambio sobre el producto, el consumo y el gasto público para una regla convencional (regla I) y la regla estructural identificada por el criterio estadístico (regla IV).

Gráfico 18. Regla I – respuesta del producto a *shock* de términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

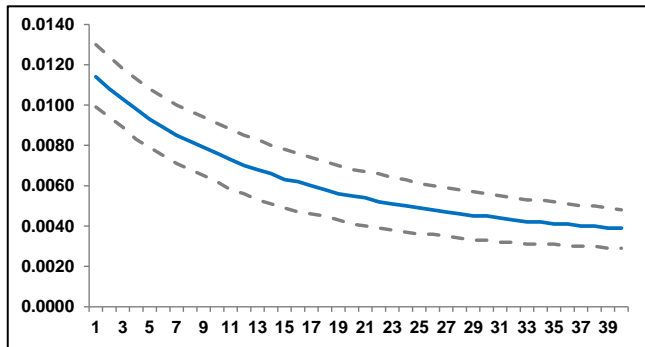
Gráfico 19. Regla IV – respuesta del producto a *shock* de términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

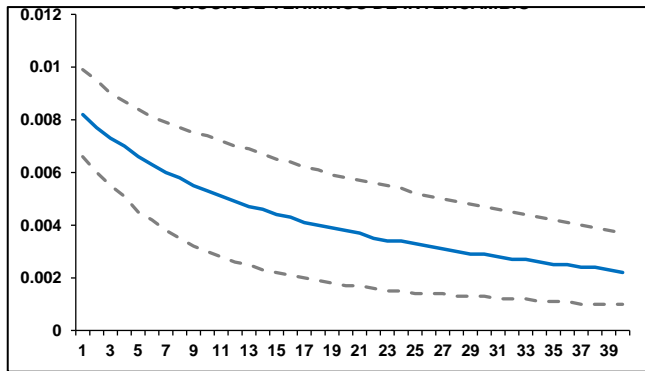
En el caso del producto se observa que ante una expansión en los términos de intercambio los datos se ajustan mejor a una regla del tipo estructural –regla IV– al expandirse el gasto, a diferencia de la respuesta de la regla convencional –regla I– en que el gasto se contrae ligeramente durante el primer periodo de respuesta, lo que indica que los datos no se ajustan correctamente a la dinámica regla I.

Gráfico 20. Regla I – respuesta del consumo a *shock* de términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

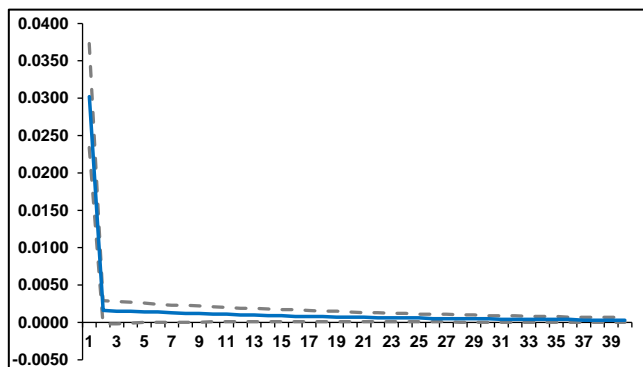
Gráfico 21. Regla IV – respuesta del consumo a *shock* de términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

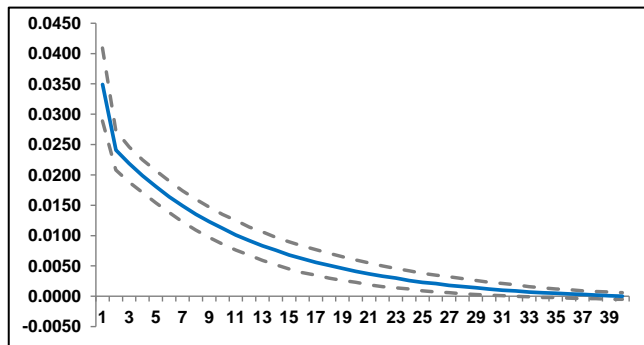
Respecto al consumo, este se expande –en línea con el efecto riqueza positivo– más bajo la regla estructural respecto a la regla convencional. Es decir, la regla estructural provoca una conducta del consumo más contracíclico que la regla convencional.

Gráfico 22. Regla I – respuesta del gasto público a *shock* de términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 23. Regla IV – respuesta del gasto público a *shock* de términos de intercambio



Fuente: Elaboración propia

Finalmente, si bien se observa en el caso del gasto que ante una expansión en los términos de intercambio, el Gobierno expande su gasto en mayor medida para la regla estructural respecto a la convencional, solo en la primera es que el gasto se logra suavizar más respecto a la regla convencional. Asimismo, en la regla IV el gasto disminuye a medida que avanzan los trimestres y suaviza su trayectoria, lo que resalta su característica de ser contracíclico.

2. ¿Por qué los datos se ajustan mejor a la regla IV?

Se encuentra que los datos se ajustan a una regla del tipo estructural, específicamente a una del tipo estructural con impuesto variable. Este resultado podría resultar contrario a lo esperado, dado que la aplicación de la regla estructural recién entró en vigencia en el 2015. Sin embargo, los datos muestran que durante la década de 1990 se disminuyó la prociclicidad, luego de implementar las reformas económicas y en los últimos diez años predominó una política del tipo contracíclico.

De hecho, en el período que duró la primera parte del *boom* de los *commodities* –entre los años 2002 y 2008–, los ingresos tributarios se incrementaron en promedio en 11,1%, mientras que los gastos financiero solo lo hicieron en 7,2%. Luego en el 2009, mientras los ingresos disminuyeron en 10,8%, el gasto aumentó en 10,7%, lo cual, además, se ve reflejado en el indicador de impulso fiscal de 1,6 para ese año. En el período 2010-2012, los ingresos aumentaron en 13,2% y el gasto en solo 7,1%. Finalmente, en el período 2013-2015, período en que finaliza el *boom* de precios de materias primas, los ingresos disminuyeron en 0,6% y los gastos aumentaron en 6,6%.

La regla que mejor explica los datos es una que cuenta con impuesto variable, es decir, que está en función de la evolución de los términos de intercambio. Para esto, es importante tener en cuenta que en los últimos años sí se dio una variación de tasas impositivas –en un inicio específicamente a las empresas del sector minero– en función a los mayores precios de las materias primas (ver anexo 1). Y es que hacia el 2011, cuando los precios llegaron a su punto más alto, todos los países consideraron incrementar la tributación. Australia inició la tendencia con el *resource rent tax* (también llamado *super tax*). Chile hizo reformas a su impuesto específico a la minería y en el Perú el resultado fue elevar la carga promedio de 38,5% a 42,7%. Luego, en línea con la disminución de los precios de los *commodities*, que afectó el crecimiento del producto nacional, se optó por hacer una nueva reforma en el 2014, aunque esta vez a todas las empresas del sector, en la que se optó por disminuir el impuesto a la renta de manera gradual de 30% a 26% en el 2019.

Así, estos resultados también van en línea con lo que se estimó en la primera parte del documento, donde se calculó la magnitud de los multiplicadores, los cuales revelaban que, en el período de estudio, cada vez que se usó los instrumentos de política fiscal para reactivar la actividad económica, estos cumplieron con su rol reactivador.

Conclusiones

Las principales conclusiones de la presente investigación son las siguientes:

- El objetivo de esta investigación fue identificar cuál es la regla fiscal que mejor explica los datos comprendidos en el período de análisis (1994-2015). A diferencia de trabajos anteriores, se ha estimado y validado empíricamente cuatro tipos de reglas fiscales, propuestas inicialmente por Córdova y Rojas (2010). Dos de ellas relacionadas a una regla convencional y dos, a una estructural. El resultado es que los datos se ajustan a una regla del tipo estructural, específicamente a una del tipo estructural con impuesto variable.
- Este resultado demuestra que la política fiscal sí ha sido prudente y ha mantenido una posición conservadora en los últimos años, por lo que la formalización en la aplicación de una regla del tipo estructural desde el 2015 afianzará el carácter contracíclico de la política fiscal en el Perú. Esto permitirá que se continúe con una menor volatilidad macroeconómica, ya que el gasto del Gobierno crecerá a una tasa estable en el tiempo, consistente con el crecimiento del PBI potencial.
- Por otro lado, si bien gran parte de la responsabilidad fiscal viene desde el Gobierno central, un reto importante será el manejo de la deuda a nivel subnacional, de tal manera que se pueda asegurar solvencia en el mediano plazo y evitar incrementos innecesarios de sus gastos cuando existan eventos extraordinarios que incrementen los recursos.

Finalmente, es importante mencionar algunas limitaciones y posibles extensiones al presente estudio. Como es usual en modelos que usan un determinado número de simulaciones, es posible que los resultados puedan variar si este cambia. En este trabajo se utilizó 50.000 simulaciones con el fin de reducir las diferencias al momento de realizar las estimaciones. Por otro lado, la regla que se elige es sobre cuatro opciones predeterminadas del trabajo de Córdova y Rojas (2010), por lo que existe la posibilidad de que otro tipo de regla pueda calzar con los datos y sea la que mejor los explique. Asimismo, cabe indicar las posibles extensiones a esta investigación. Este estudio solo se ha centrado en un modelo que capta el gasto público a nivel agregado, por lo que en una posible extensión se podría modelar una economía que permita diferencia el gasto público en gasto corriente (consumo público) y gasto de capital (inversión pública) y repetir la metodología que permita hallar la regla que mejor se ajusta al nuevo modelo propuesto y a los datos. El campo por investigar en materia fiscal aún es muy amplio.

Bibliografía

Alfonso, Antonio y Tovar, João (2013). “Do fiscal rules matter for growth?”. *Applied Economics Letters*, 20, p. 34-40.

An, S., and F. Schorfheide (2006). “Bayesian Analysis of DSGE Models”. *Econometric Review*, Forthcoming.

Auerbach, Alan J. y Gorodnichenko, Yuriy (2013). “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion”, en *Fiscal Policy after the Financial Crisis*. Alberto Alesina y Francesco Giavazzi (ed.). Chicago: University of Chicago Press, p. 63-98.

Bjerkholt, Olav y Niculescu, Irene (2004). “Fiscal Rules for Economies with nonrenewable resources: Norway and Venezuela”, en *Rules-Based Fiscal Policy in Emerging Markets*. George Kopits (ed.). Washington, DC: International Monetary Fund, p. 164-79.

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), p. 1329-68.

Brahmbhatt, Milan y Canuto, Otaviano (2010). “Natural resources and development strategy after the crisis”. *The Economic Premise No. 1*, Washington, DC: World Bank.

Butler, Inés; Capello, Marcelo, Néstor; Grión y Zúñiga, Jimena (2013). “A cycle adjusted fiscal rule for sustainable and more equitable growth in Argentina”. IDB Working Paper Series N° 439.

Céspedes, Luis F.; Fornero, Jorge. A y Galí, Jordi (2011). “Non-Ricardian aspects of fiscal policy in Chile”. Banco Central de Chile. Documento de Trabajo del Banco Central de Chile N° 663.

Christiano, Lawrence; Eichenbaum, Martin y Rebelo, Sergio (2011). “When is the Government Spending Multiplier Large?”. *Journal of Political Economy*, 119(1), p. 78-121.

- Collier, Paul y Goderis, Benedikt (2007). “Commodity Prices, Growth and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum”. CSAE Working Paper Series 2007-15.
- Córdova, J. Pablo y Rojas, Youel (2010). “Reglas fiscales y términos de intercambio”. Banco Central de Reserva del Perú. *Revista Estudios Económicos*, 19, p. 7-32.
- Del Negro, M. y Schorfheide, F.(2004). “Priors from general equilibrium models for VARs”. *International Economic Review*, 45(2), p. 643-673.
- Ferrero, Andrea (2008). “The advantage of flexible targeting rules”. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports N° 339.
- Galí, Jordi; Lopez-Salido, J. David y Vallés, Javier (2007). “Understanding the effects of government spending on consumption”. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), p. 227-270.
- Ilzetsky, Ethan; Mendoza, Enrique y Vegh, Carlos (2011). “How big (small?) are fiscal multipliers?”. IMF Working Paper 11/52.
- Kumhof, Michael y Laxton, Douglas (2009). “Chile’s structural fiscal surplus rule: a model based evaluation”. IMF Working Paper 09/88.
- Mancini Griffoli, Tommaso (2013). DYNARE User Guide. An introduction to the solution & estimation of DSGE models. v4. Disponible en: <<http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide>>.
- Mankiw, Gregory y Taylor, Mark P. (2008). *Macroeconomics: european edition*. New York: Worth Publishers.
- Mendoza, Waldo y Melgarejo, Karl (2008). “La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006”. Pontificia Universidad Católica del Perú. Documento de Trabajo N° 262.
- Montoro, Carlos y Moreno, Eduardo (2008). “Reglas fiscales y la volatilidad del producto”. Banco Central de Reserva del Perú. *Revista Estudios Económicos*, 15, p. 65-92.

Ovalle, Raúl y Ramírez, Francisco (2014). “Reglas vs discreción en la política fiscal: introducción al caso dominicano”. Banco Central de la República Dominicana. Nueva Literatura Económica Dominicana: Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 2014.

Perry, Guillermo (2003). “Can fiscal rules help reduce macroeconomic volatility in Latin American and the Caribbean Region?”. Policy Research Paper N° 3080. Washington, DC: World Bank.

Restrepo, Jorge E. y Rincón, Hernán (2006). “Identifying fiscal policy shocks in Chile and Colombia”. Banco de la República de Colombia. Borradores de Economía N° 397.

Sánchez, William y Galindo, Hamilton (2013). “Multiplicadores asimétricos del gasto público y de los impuestos en el Perú”. Ministerio de Economía y Finanzas de la República del Perú.

Spilimbergo, Antonio, Symansky, Steve y Schindler, Martin (2009). “Fiscal Multipliers”. IMF Staff Position Note 08/01. Washington, DC: International Monetary Fund.

Tagkalakis, Athanasios (2008). “The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions”. *Journal of Public Economics*, 92(5), p. 1486-1508.

Talvi, Ernesto y Vegh, Carlos A. (2005). “Tax Variability and Procyclical Policy in Developing Countries”. *Journal of Development Economics*, 78(1), p. 156-90.

Zangari, Ernesto (2007). *Time Series Analysis of Fiscal Policy*. Turín: Università di Torino.

Anexos

Anexo 1. Marco fiscal del sector minero

Durante el 2011 se planteó la necesidad de una mayor contribución fiscal de la minería. El agosto del 2011, el Gobierno y la Sociedad Nacional de Minería, Petróleo y Energía (SNMPE) firman un acuerdo en el que se comprometen a la creación de un gravamen que recaude S/ 3.000 millones anuales.

Esquema fiscal del sector minero

CONCEPTO	SIN CONTRATO DE ESTABILIDAD		CON CONTRATO DE ESTABILIDAD
	Regalías	Impuesto especial a la minería (EM)	Gravamen especial a la minería (GEM)
ESQUEMA	Sustituye regalías vigentes	Nuevo	Nuevo
BASE DE CÁLCULO	Utilidad Operativa (UO)		
TASAS SEGÚN RANGO DE MARGEN OPERATIVO	De 1% a 12%	De 1% a 12%	De 1% a 12%
PAGO MÍNIMO	1% de Ventas	No aplicable	No aplicable
TRATAMIENTO CONTABLE	Deducible como gasto para el cálculo del Impuesto a la Renta		

Fuente: Proyectos de ley presentados al Congreso

Sus principales características son:

- Grava la utilidad operativa. Esto permite que las empresas contribuyan en función a su capacidad económica.
- Tasas progresivas. Permiten captar las ganancias extraordinarias.
- Participan todas las empresas del sector: estabilizadas y no estabilizadas.

Efecto sobre carga de las empresas de minería metálica (% de utilidad operativa)

	Empresas sin CET	Empresas con CET	TOTAL
Carga Total Original	42.8	35.6	38.5
Carga Total Nueva	46.5	40.2	42.7
Variación	3.7	4.6	4.2

Fuente: "Propuesta sector minero"

De esta manera, el resultado de la reforma del 2011, la carga para las mineras llegó a alrededor de 43% sobre la utilidad operativa.

Anexo 2. Modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR)

Se estimarán los multiplicadores utilizando la metodología de Blanchard y Perotti (1999), y que luego fue replicada por Mendoza y Melgarejo (2008). Este modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) permite capturar el efecto de la política fiscal –gasto e impuestos– sobre la economía peruana.

La versión simple del modelo de orden ‘p’ es el siguiente:

$$AY_t = \phi(L)Y_{t-1} + BX_t + C\mu_t$$

$$Y_t = A^{-1}\phi(L)Y_{t-1} + A^{-1}BX_t + A^{-1}C\mu_t$$

$$Y_t = Z(L)Y_{t-1} + FX_t + \varepsilon_t$$

Donde $Y_t = [T_t, G_t, Z_t]'$ es el vector de variables dependientes: PBI no primario (Z_t), gasto público (G_t) e ingresos tributarios (T_t). El vector X_t contiene las variables exógenas: términos de intercambio, coeficiente de apertura comercial, tasa de interés de referencia de la FED y variables dummies para periodos de mayor inestabilidad. El vector $\mu_t = [\mu_t^T, \mu_t^G, \mu_t^Z]'$ contiene los errores estructurales, mientras que el vector $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^T, \varepsilon_t^G, \varepsilon_t^Z]'$ está formado por los errores de la forma reducida, que es una combinación lineal de los errores estructurales $\varepsilon_t = A^{-1}C\mu_t$

Se plantea la siguiente estructura para estos errores:

$$t_t = a_1 z_t + a_2 \mu_t^G + \mu_t^T \quad (1)$$

$$g_t = b_1 z_t + b_2 \mu_t^T + \mu_t^G \quad (2)$$

$$z_t = c_1 t_t + c_2 g_t + \mu_t^Z \quad (3)$$

La ecuación (1) indica que movimientos inesperados en los impuestos en el periodo “t” pueden ser a causa de movimientos inesperados al PBI No Primario z_t y shocks estructurales de gasto público μ_t^G e impuestos μ_t^T . Similar interpretación tiene la ecuación (2). La (3) señala que los movimientos inesperados en el producto responden a movimientos inesperados en impuestos, gastos y shocks estructurales en la economía.

Blanchard y Perotti (1999) plantean ciertas restricciones para el modelo para recuperar los efectos de los shocks estructurales. Además, se estimará la mayoría de los coeficientes por separado para luego introducirlos al momento de estimar el VAR estructural (SVAR). En primer lugar, se asume que $b_1=0$. Eso significa que la autoridad fiscal no puede reaccionar

contemporáneamente a movimientos en el PBI, toda vez que cambios en el gasto público deben ser formulados con anticipación en el presupuesto gubernamental o mediante créditos suplementarios, mecanismos que requieren de la aprobación del poder legislativo antes de ser implementados. Dado que los datos que usamos son de frecuencia trimestral, se puede esperar que el gobierno demore más de un trimestre para disponer de los mayores recursos solicitados. Por otro lado, tal como Restrepo y Rincón (2006) y posteriormente Mendoza y Melgarejo (2008), el efecto del PBI sobre la recaudación tributaria (a_1) se puede calcular mediante la estimación de la elasticidad ingresos tributarios – PBI no primario, a través de Mínimo Cuadrado en Dos Etapas (MC2E), usando como instrumentos los rezagos del PBI no primario, ingresos tributarios y las dummies para los periodos de mayor inestabilidad.

Anexo 3. Modelo SVAR que incluye los términos de intercambio

A las restricciones planteadas por Blanchard y Perotti (1999) se adiciona una nueva restricción que represente a los términos de intercambio como variable endógena del modelo. En este trabajo se utilizará el índice de precios de exportación (IPX) en lugar de los términos de intercambio. Las restricciones se presentan de la siguiente manera:

$$t_t = a_1 z_t + d_1 x_t + a_2 \mu_t^G + \mu_t^T \quad (4)$$

$$g_t = b_1 z_t + d_2 x_t + b_2 \mu_t^T + \mu_t^G \quad (5)$$

$$z_t = c_1 t_t + c_2 g_t + d_3 x_t + \mu_t^Z \quad (6)$$

$$x_t = \mu_t^X \quad (7)$$

La interpretación es similar a la de las restricciones planteadas anteriormente. La ecuación (4) refleja que los movimientos inesperados en los impuestos en el periodo “ t ” pueden ser a causa de movimientos inesperados al PBI No Primario y términos de intercambio, así como shocks estructurales del gasto público y de los impuestos. Similar interpretación tiene la ecuación (5). La (6) señala que movimientos inesperados en el producto responden a movimientos inesperados en los impuestos, gastos y términos de intercambio, así como shocks estructurales en la economía. Finalmente, los términos de intercambios –al depender exclusivamente de factores externos– solo responderán a sus propios shocks estructurales.

En este segundo grupo de restricción también se tomarán algunos supuestos. Al igual que en la primera parte se asume que $b_1=0$, dado que la autoridad fiscal no puede reaccionar contemporáneamente a movimientos en el PBI ya que cambios en el gasto público deben ser formulados con anticipación. También se asumirá que $d_2=0$, dado que un movimiento en los términos de intercambio no afectará contemporáneamente el gasto, ya que el monto destinado

para su ejecución es asignado con anticipación. Finalmente, el efecto del PBI sobre la recaudación tributaria (a_1) se estima a través de un MC2E, usando como instrumentos los rezagos del PBI, ingresos tributarios y dummies. Esta elasticidad será la misma de la primera parte. De manera similar, se estimará el efecto del IPX sobre la recaudación (d1).

Anexo 4. Test de raíz unitaria de las variables endógenas del modelo SVAR

Para evaluar si las series son estacionarias se realizaron diferentes pruebas de raíz unitaria. Se usaron el test de Dickey-Fuller aumentado, el test de Phillips-Perron, el test DF-GLS de Elliot, Rotemberg y Stock y los test M, Ng-Perrón. Luego, se analizaron los estadísticos (t) calculados y sus respectivos valores críticos para los niveles de confianza de 1%, 5% y 10% respectivamente. Se encontró que las series en niveles son integradas de orden uno, es decir no son estacionarias mientras que las series en diferencias sí lo son. Dado esto, las variables endógenas que se consideran dentro de los modelos SVAR planteados serán las series diferenciadas.

Prueba de raíz unitaria para las series en niveles (modelo SVAR)

Estadísticos y Valores Críticos	Ln(PBINP)				Ln(Impuestos)			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-1.1	-1.1	-1.1	-1.1	-1.8	-1.8	-1.7	-1.7
1% de significancia	-4.1	-4.1	-3.6	-3.4	-4.1	-4.1	-3.6	-3.4
5% de significancia	-3.5	-3.5	-3.1	-2.9	-3.5	-3.5	-3.1	-2.9
10% de significancia	-3.2	-3.2	-2.8	-2.6	-3.2	-3.2	-2.8	-2.6
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			

Estadísticos y Valores Críticos	Ln(GastoPúblico)				Ln(TérminosIntercambio)			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-1.8	-2.8	-1.8	-1.7	-2.1	-1.9	-2.1	-2.2
1% de significancia	-4.1	-4.1	-3.7	-3.4	-4.1	-4.1	-3.6	-3.4
5% de significancia	-3.5	-3.5	-3.1	-2.9	-3.5	-3.5	-3.1	-2.9
10% de significancia	-3.2	-3.2	-2.8	-2.6	-3.2	-3.2	-2.8	-2.6
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			

*En estas pruebas de raíz unitaria se está considerando la especificación con intercepto y tendencia en las series.

Prueba de raíz unitaria para las series en diferencias (modelo SVAR)

Estadísticos y Valores Críticos	Ln(PBINP)				Ln(Impuestos)			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-6.4	-6.4	-6.3	-4.2	-9.2	-9.2	-9.3	-4.5
1% de significancia	-3.5	-3.5	-2.6	-2.6	-3.5	-3.5	-2.6	-2.6
5% de significancia	-2.9	-2.9	-1.9	-1.9	-2.9	-2.9	-1.9	-1.9
10% de significancia	-2.6	-2.6	-1.6	-1.6	-2.6	-2.6	-1.6	-1.6
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			

Estadísticos y Valores Críticos	Ln(GastoPúblico)				Ln(TérminosIntercambio)			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-11	-12.1	-0.5	-0.3	-6.6	-6.6	-6.5	-4.3
1% de significancia	-3.5	-3.5	-2.6	-2.6	-3.5	-3.5	-2.6	-2.6
5% de significancia	-2.9	-2.9	-1.9	-1.9	-2.9	-2.9	-1.9	-1.9
10% de significancia	-2.6	-2.6	-1.6	-1.6	-2.6	-2.6	-1.6	-1.6
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			

*En estas pruebas de raíz unitaria se está considerando la especificación con intercepto en las series.

Por otro lado, para asegurarnos de que los test de raíz unitaria sean al 100% confiables, se realizaron pruebas de quiebre estructural utilizando el test de Zivot y Andrews. Los resultados muestran que las series correspondientes al PBI, impuestos y términos de intercambio no presentan indicios de quiebres estructurales. Sin embargo, el test para la serie de gasto público indica que existe quiebre en tendencia. Dado esto, se procedió a corregir la serie quitándole el factor de la tendencia que genera el quiebre.

Prueba para la detección de quiebres (modelo SVAR)

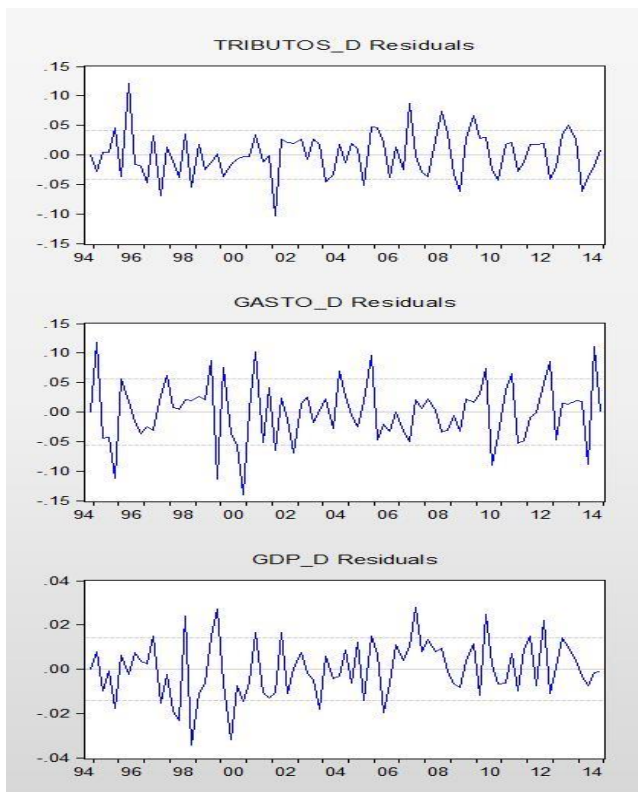
Estadísticos y Valores Críticos	Ln(PBINP)		Ln(Impuestos)	
	Quiebre en intercepto	Quiebre en tendencia	Quiebre en intercepto	Quiebre en tendencia
t-estadístico Zivot-Andrews	-3.6	-4.7	-3.5	-3.2
1% de significancia	-5.3	-4.8	-5.3	-4.8
5% de significancia	-4.9	-4.4	-4.9	-4.4
10% de significancia	-4.6	-4.1	-4.6	-4.1
Conclusión	No hay quiebre en intercepto	No hay quiebre en tendencia	No hay quiebre en intercepto	No hay quiebre en tendencia

Estadísticos y Valores Críticos	Ln(GastoPúblico)		Ln(TérminosIntercambio)	
	Quiebre en intercepto	Quiebre en tendencia	Quiebre en intercepto	Quiebre en tendencia
t-estadístico Zivot-Andrews	-4.4	-5.1	-3.6	-2.7
1% de significancia	-5.3	-4.8	-5.3	-4.8
5% de significancia	-4.9	-4.4	-4.9	-4.4
10% de significancia	-4.6	-4.1	-4.6	-4.1
Conclusión	No hay quiebre en intercepto	No hay quiebre en tendencia	No hay quiebre en intercepto	No hay quiebre en tendencia

Anexo 5. Función impulso respuesta (FIR) y residuos de los modelos SVAR estimados

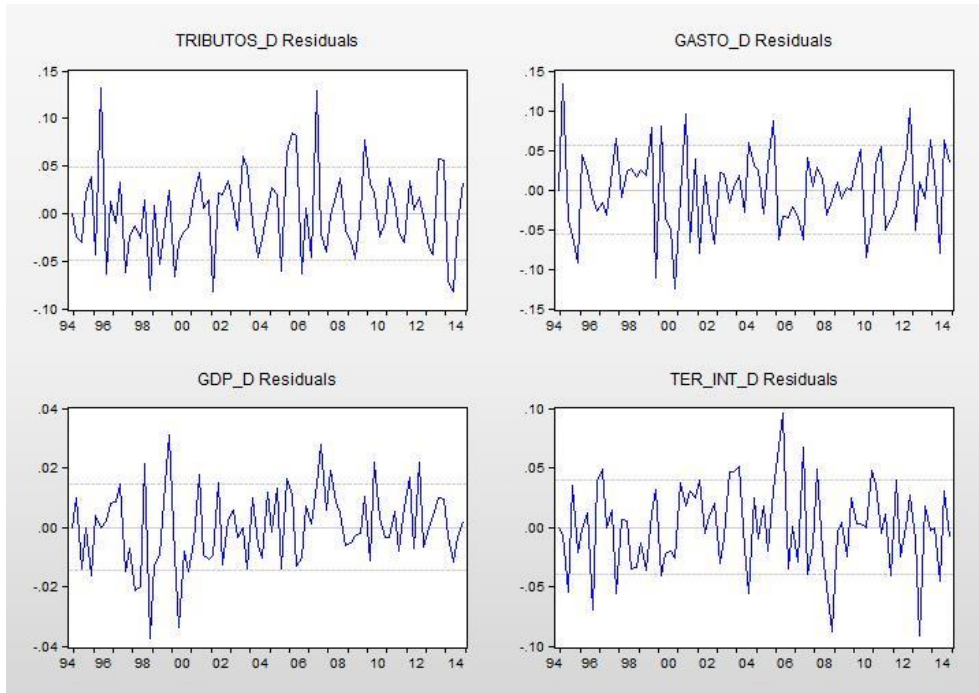
a. Modelo sin términos de intercambio

Residuos del modelo sin términos de intercambio (modelo SVAR)



b. Modelo con términos de intercambio

Residuos del modelo con términos de intercambio (modelo SVAR)



Anexo 6. Estimación bayesiana del modelo DSGE

Esta sección ha sido extraída de Mancini (2013) y explicará cómo es que se estima bayesianamente un DSGE con ayuda del Dynare.

Un modelo DSGE es una colección de condiciones de primer orden y de equilibrio que en general toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned} E_t\{f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, u_t)\} &= 0 \\ E(u_t) &= 0 \\ E(u_t u_t') &= \Sigma_u \end{aligned}$$

Donde:

y : es el vector de variables endógenas de cualquier dimensión

u : es el vector de shocks exógenos estocásticos de cualquier dimensión

La solución a este modelo toma la forma de ecuaciones del tipo $y_t = g(y_{t-1}, u_t)$ que se conoce como “regla de decisión”. No obstante para ilustrar la estimación bayesiana del DSGE, nos es más útil expresar la solución de este modelo como un sistema de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} y_t^* &= M\bar{y}(\theta) + M\hat{y}_t + N(\theta)x_t + n_t \\ \hat{y}_t &= g_y(\theta)\hat{y}_{t-1} + g_u(\theta)u_t \\ E(n_t n_t') &= V(\theta) \\ E(u_t u_t') &= Q(\theta) \end{aligned}$$

Donde \hat{y}_t incluye las variables en desviaciones con respecto a su estado estacionario, \hat{y}_t es un vector de valores de estado estacionario y θ es un vector de parámetros fuertes o estructurales que van a ser estimados.

La segunda ecuación se conoce como “regla de decisión”, la cual ya se mencionó líneas arriba. Esta ecuación expresa la relación entre las verdaderas variables endógenas que no son observadas directamente. Solo se observa y_t^* , la cual está relacionada con las variables verdaderas con un error n_t . Asimismo, esta variable tiene una tendencia que es capturada por el término $N(\theta)x_t$ que permite que se cumpla el caso general en el que la tendencia depende de los parámetros fuertes. La primera y la segunda ecuación conforman de manera natural un sistema de ecuaciones de medición y de transición o estado respectivamente, lo que se requiere para aplicar el filtro de Kalman.

Estimación de la función de verosimilitud del modelo DSGE

El siguiente paso es estimar la función de verosimilitud del sistema de ecuaciones de solución del DSGE. A pesar de que las ecuaciones son no lineales en los parámetros fuertes, son lineales en las variables exógenas y endógenas por lo que la verosimilitud va a ser evaluada con un algoritmo de error de predicción lineal como el filtro de Kalman. Esto es lo que hace exactamente el Dynare. Específicamente lo que hace la recursión del filtro de Kalman es lo siguiente:

Para $t = 1, \dots, T$ y con valores iniciales dados y_1 y P_1 , la recursión presenta la siguiente forma:

$$\begin{aligned} v_t &= y_t^* - \bar{y}^* - M\hat{y}_t - Nx_t \\ F_t &= MP_tM' + V \\ K_t &= g_y P_t g_y' F_t^{-1} \\ \hat{y}_{t+1} &= g_y \hat{y}_t + K_t v_t \\ P_{t+1} &= g_y P_t (g_y - K_t M)' + g_u Q g_u' \end{aligned}$$

De esta recursión del filtro de Kalman se puede derivar la función de log-verosimilitud dada por:

$$\ln L(\theta|Y_T^*) = -\frac{Tk}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T |F_t| - \frac{1}{2} v_t' F_t^{-1} v_t$$

Donde el vector θ contiene los parámetros que se tienen que estimar: θ , $V(\theta)$ y $Q(\theta)$ y donde Y_T^* expresa el conjunto de variables endógenas observables y_t^* que se encuentran en la ecuación de medición. Esta función de log-verosimilitud servirá para encontrar la distribución posterior de los parámetros. De hecho, el log posterior Kernel puede ser expresado como:

$$\ln K(\theta|Y_T^*) = \ln L(\theta|Y_T^*) + \ln p(\theta)$$

Donde el primer término de la derecha se conocer ahora después de haber realizado la recursión del filtro de Kalman. El segundo término que representa a los priors también se conoce.

Encontrando la forma de la distribución posterior

Para encontrar la forma de la distribución posterior se maximiza la función los posterior Kernel con respecto a θ . Dynare hace esto usando métodos numéricos. Es necesario recordar que la función de verosimilitud es no Gaussiana con respecto a θ pero sí con respecto a las funciones de θ ya que aparecen en la ecuación de estado. Dado esto, el problema de maximización no se calcula de manera directa pero es factible de realizarse con computadoras modernas.

Estimando la distribución posterior

Ahora se presentará cómo se halla la distribución posterior de los parámetros. La distribución posterior viene dada por la ecuación de Kernel presentada líneas arriba pero como se mencionó es una función no lineal y complicada de los parámetros fuertes θ , entonces no se puede obtener una forma explícita de ella. Entonces se recurrirá a métodos “sampling-like”. Dynare utiliza el Metropolis-Hastings que es reconocido en la literatura como particularmente eficiente.

La idea general del algoritmo Metropolis- Hastings es simular la distribución posterior. Es un algoritmo de muestreo por rechazo que se usa para generar una secuencia de muestras, conocidas como la “Cadena de Markov”, a partir de una distribución que es desconocida al principio. Todo lo que se tiene es la forma del posterior pero generalmente a lo que se presta mayor atención es a la media y a la varianza de los estimadores de θ . Para esto, el algoritmo se basa en el hecho de que bajo condiciones generales la distribución de los parámetros fuertes va a ser asintóticamente normal. El algoritmo en las palabras de An y Schorfheide, “*construye una aproximación Gaussiana alrededor de la forma del posterior y usa una versión escalada de la matriz de covarianza asintótica como la matriz de covarianza para la distribución propuesta. Esto permite una exploración eficiente de la distribución posterior por lo menos para la vecindad de la forma*” (An y Schorfheide (2006), p.18). Específicamente, el algoritmo Metropolis-Hastings implementa los siguientes pasos:

1. Escoge un punto de partida θ^o , donde este es típicamente la forma del posterior y corre un bucle sobre 2-3-4.
2. Extrae un *proposal* θ^* de una distribución *jumping*:

$$J(\theta^*|\theta^{t-1}) = N(\theta^{t-1}, c\Sigma_m)$$

Donde Σ_m es la inversa del Hessiano computado en la forma del posterior.

3. Calcula el ratio de aceptación:

$$r = \frac{p(\theta^*|Y_T)}{p(\theta^{t-1}|Y_T)} = \frac{K(\theta^*|Y_T)}{K(\theta^{t-1}|Y_T)}$$

4. Finalmente, se acepta o rechaza el θ^* propuesto dependiendo de la siguiente regla y se actualiza, si es necesario, la distribución *jumping*:

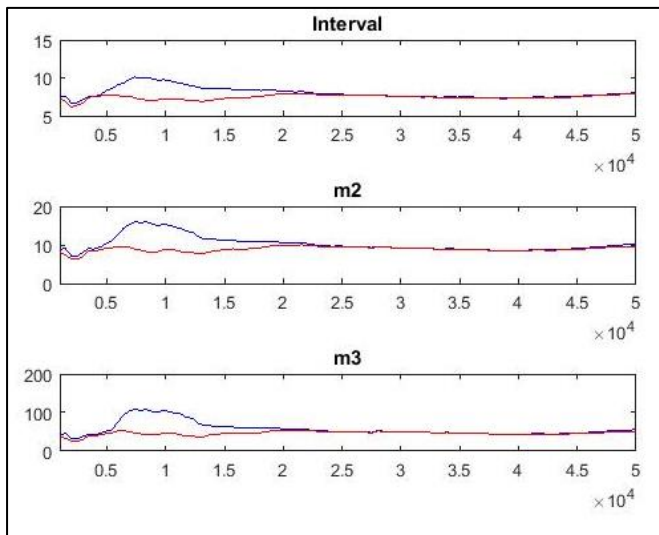
$$\theta^t = \begin{cases} \theta^* & \text{con probabilidad } \min(r,1) \\ \theta^{t-1} & \text{d.o.m} \end{cases}$$

En resumen, en el paso 1 se elige un parámetro “candidato” θ^* de una distribución Normal cuya media ha sido establecida en θ^{t-1} . En el paso 2, se computa el valor del posterior Kernel para

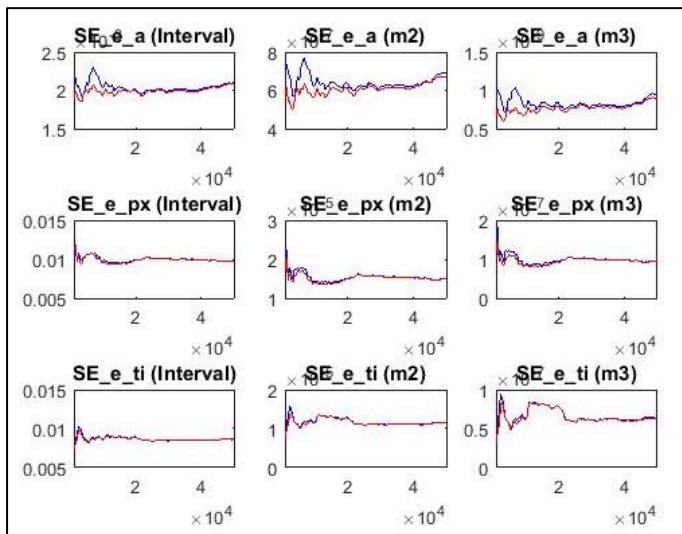
ese parámetro candidato y se compara este valor con el valor del Kernel de la media de la distribución hallada. En el paso 3 se decide si mantener o no este parámetro candidato. Si el ratio de aceptación es mayor a uno, se mantiene al candidato. De otro modo, se recurre al candidato del período pasado. Después se hacen dos cosas. Se actualiza la media de la distribución hallada y se registra el valor del parámetro que se está reteniendo. Después de haber repetido estos pasos suficientemente, el paso final implica construir un histograma de los valores retenidos. El punto es que cada “bucket” del histograma debe reducirse a cero. El histograma “suavizado” se va a convertir eventualmente en la distribución posterior después de un número suficiente de iteraciones de los pasos presentados anteriormente.

Anexo 7. Ajuste del modelo DSGE

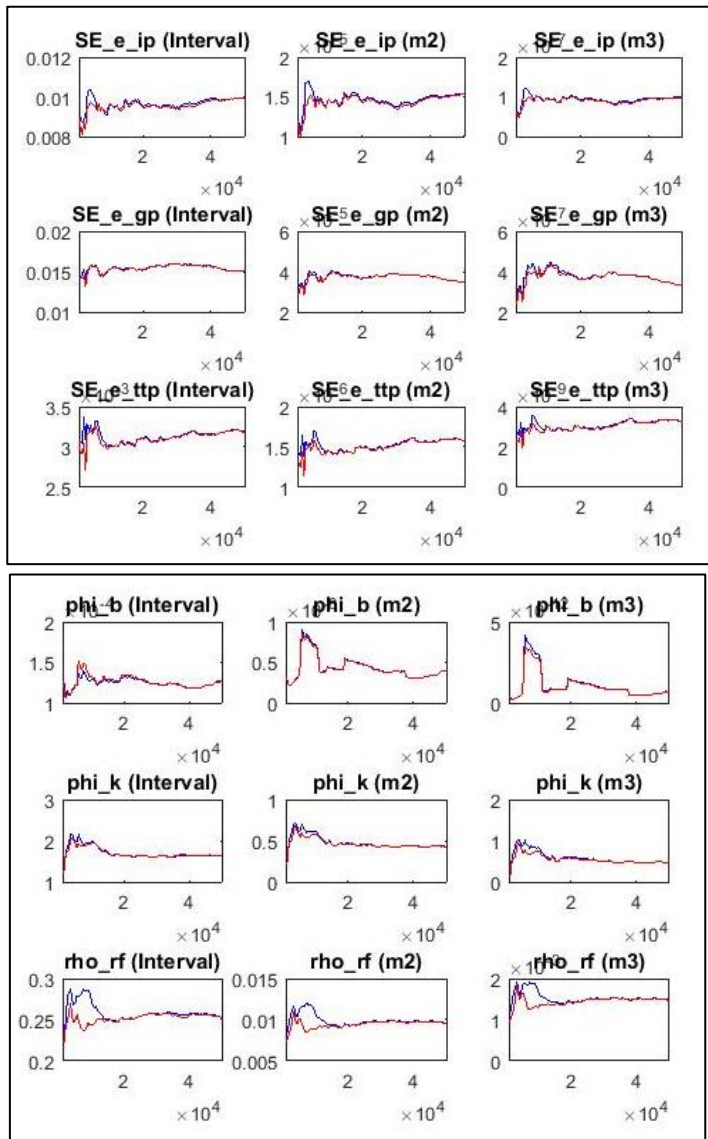
Markov chain Monte Carlo (regla IV)



Convergencia de los parámetros (regla IV)



Convergencia de los parámetros (regla IV)



Anexo 8. Prior vs. posterior (regla IV)

