

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE POSGRADO



POLÍTICA MONETARIA Y POLÍTICA FISCAL EN EL PERÚ, ENTRE 1990 Y 2013.

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía

Presentado por

CARLOS EMMANUEL NÚÑEZ ATENCIO

Dirigido por

JOSÉ CARLOS TELLO PAREDES

San Miguel, 19 de julio de 2016

ÍNDICE

1. Introducción.....	1
CAPÍTULO 1	4
1.1 Hechos Estilizados. Perú: Economía pequeña y abierta	4
1.2 Aspectos sobre la Política Monetaria y la Política Fiscal en el Perú.....	7
1.2.1 Tasa de Interés, Inflación, Producto y Devaluación Cambiaria.....	7
1.2.2 Gasto y Producto.....	10
2. Hipótesis.....	12
3. Metodología.....	12
3.1 Fuentes de Información (Datos).....	12
3.2 Definición de Brecha.....	12
3.3 Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).....	13
3.4 Método Generalizado de Momentos (GMM).....	14
3.4.1 Variables Instrumentales.....	15
3.4.2 Test de Multiconlinealidad de Farrar-Glauber.....	15
3.4.3 Test J Statistic de Sargan-Hansen	16
3.4.4 Prueba F de Fisher	17
4. Modelo: Regla de Política y Función de Reacción	18
4.1 Política Monetaria	18
4.1.1 Regla de Taylor	18
4.1.2 Regla de Taylor con Suavizamiento.....	20
4.1.3 Regla de Taylor con Tipo de Cambio: ¿Miedo a flotar?	21
4.2 Política Fiscal.....	23
4.2.1 Función de Reacción Fiscal: Brecha de Gasto.....	23
4.2.2 Función de Reacción Fiscal con Rezago	24
5. Estimación de la Regla de Taylor y la Función de Reacción Fiscal	25
5.1 Política Monetaria	25
5.2 Política Fiscal.....	30
CAPÍTULO 2	36
6. Política Fiscal y Política Monetaria en una economía dependiente de los Precios Internacionales y con Restricción Política.....	36
6.1 Política Fiscal y Política Monetaria en economías fuertemente vinculadas a los Precios Internacionales y la Restricción Política	36
6.1.1 Términos de Intercambio	38
6.1.2 Restricción Política.....	40
6.2 Hechos Estilizados. Términos de Intercambio y Restricción Política.....	40
7. Propuesta	42
7.1 Política Monetaria	42
7.2 Política Fiscal.....	44
7.3 Estimación Empírica.....	45
7.3.1 Política Monetaria.....	45
7.3.2 Política Fiscal.....	54
8. Conclusiones.....	62
9. Referencias Bibliográficas.....	64
Anexos.....	67

Lista de Cuadros

Cuadro 1: Economía Pequeña vs. Economía Grande	4
Cuadro 2: Perú vs. Estados Unidos	5
Cuadro 3: Regla de Taylor I	26
Cuadro 4: Regla de Taylor II	29
Cuadro 5: Función de Reacción de Gasto I	31
Cuadro 6: Función de Reacción de Gasto Corriente	33
Cuadro 7: Función de Reacción de Gasto de Inversión	34
Cuadro 8: Regla de Taylor III	47
Cuadro 9: Regla de Taylor IV	50
Cuadro 10: Regla de Taylor V	52
Cuadro 11: Regla de Taylor VI	54
Cuadro 12: Función de Reacción de Gasto II	56
Cuadro 13: Función de Reacción de Gasto III	58
Cuadro 14: Función de Reacción de Gasto IV	60
Cuadro 15: Función de Reacción de Gasto V	61

Lista de Gráficos

Gráfico 1	8
Gráfico 2	8
Gráfico 3	8
Gráfico 4	9
Gráfico 5	9
Gráfico 6	10
Gráfico 7	11
Gráfico 8	11
Gráfico 9	41
Gráfico 10	41
Gráfico 11	41
Gráfico 12	41
Gráfico 13	42
Gráfico 14	42

Anexo

Anexo 1: Correlaciones	67
Anexo 2: Tratamiento de la base de datos	67

1. Introducción

El entorno económico mundial ha mostrado un comportamiento muy dinámico, cambiante y globalizado en los últimos veinte años, trayendo consigo efectos favorables y adversos, principalmente, en las economías en desarrollo. El Perú, siendo una economía pequeña, abierta y parcialmente dolarizada, y caracterizada dentro del grupo de las economías emergentes, está sujeto a cambios económicos y financieros como la crisis internacional de 2008, el fuerte aumento de los precios de los *commodities*, la desaceleración de las economías china y europea; los cuales inciden sobre los indicadores de crecimiento económico, la tasa de inflación, las inversiones públicas y privadas, el consumo y la confianza de las familias, la volatilidad cambiaria y bursátil, entre otros. Frente a este escenario, con el propósito de amortiguar la volatilidad en las fluctuaciones del producto, la política económica diseña e implementa mecanismos de control a través del ajuste de la tasa de interés (política monetaria) y el manejo del impulso fiscal (política fiscal).

El objetivo de esta investigación se enfoca en mostrar si la política económica se rige por reglas o funciones de reacción, o si, por el contrario, se determina discrecionalmente. En ese sentido, se emplean modelos basados en la literatura económica, como la Regla de Taylor y la Función de Reacción Fiscal, para determinar la relación entre los instrumentos de política y las variables que inciden sobre ellos, además de analizar los efectos provenientes de otras variables¹.

Existen numerosas contribuciones importantes en la literatura empírica que explican el ajuste de la tasa de interés y el manejo del gasto, en función de sus determinantes. La literatura, en materia de política monetaria, así como su aplicación, ha cambiado a lo largo de los años; debido a que el contexto económico así lo requería. En virtud de ello, en el Perú, el Banco Central de Reserva (BCR) utilizaba, durante el proceso de desinflación entre 1991 y 2001², un esquema de metas de agregados monetarios que, posteriormente, entre 2001 y 2002, inició la transición al uso de la tasa de interés como instrumento de política, a partir de 2003. Así, el diseño de la política monetaria se desarrolló a través de la implementación de la regla de Taylor, desde su versión original –o *backward-looking*– (Taylor, 1993), y posteriores adaptaciones como el suavizamiento de la tasa de interés –o *smoothing*– (Clarida, Galí & Gertler, 1999), la incorporación de la depreciación cambiaria para economías abiertas –o *regla de Ball*– (Ball, 1999), y la aplicación de expectativas –o *forward-looking*– (Clarida, Galí & Gertler, 1998).

¹ La variación en la cotización de los precios internacionales, la restricción política.

² Armas A., F. Grippa, Z. Quispe & L. Valdivia (2001). "De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: el caso peruano". Estudios Económicos. Banco Central de Reserva del Perú.

En el caso del diseño de la política fiscal, éste se basa en la implementación de funciones de reacción del indicador de impulso fiscal –la brecha de gasto–, sobre la base de modelos simplificados (Muscatelli et al, 2004), y versiones de estabilización automática (Westaway, 2003). Al respecto, según Talvi & Végh (2000), la evidencia empírica muestra que la política fiscal suele presentar un comportamiento procíclico en economías en vías de desarrollo, debido a que el gasto del gobierno tiende a incrementarse durante las expansiones y a contraerse durante las recesiones, conduciendo a que el instrumento fiscal no cumpla óptimamente con su rol de estabilizador del producto, puesto que la amplitud de las fluctuaciones del sector real podrían acentuarse en lugar de contraerse.

En este documento se considera analizar el funcionamiento de la política económica, frente a distintos contextos mundiales, partiendo de la premisa de que el Perú, al ser un país exportador de *commodities*, es afectado por los precios internacionales. Ergo, las acciones de política han de cambiar, debido a que el escenario económico es distinto. Así, en virtud de lo antes mencionado, se evalúa el uso de los términos de intercambio como variable de medida de impacto del entorno internacional.

En relación con la restricción política, el supuesto base es que mientras más débil/fuerte sea en un país, en el marco de la calidad institucional, menor/mayor será la capacidad de aplicar políticas contractivas en períodos de auge, y políticas expansivas durante las recesiones. En tal sentido, cabe analizar cuán eficientes/ineficientes son las acciones de política económica en circunstancias en que el entorno político es más «rígido/flexible», debido a que el rol institucional podría perjudicar/favorecer en la transmisión del efecto de las respuestas de política implementadas por las autoridades monetaria y fiscal.

Las reglas de política monetaria y las funciones de reacción fiscal son estimadas mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés) con el objetivo de eliminar el problema de endogeneidad entre las variables explicativas. Para tal efecto, los retardos de los determinantes, así como los rezagos de los indicadores de política, son utilizados como instrumentos, en cada caso. Además, también se presentan estimaciones con base en Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Sin perjuicio de lo anterior, el objetivo de análisis del presente trabajo, más allá de la búsqueda de los mejores estimadores, consiste en proponer la aplicación de los modelos más representativos del conjunto de información con el que cuentan las autoridades de política fiscal y de política monetaria, a la hora de formular acciones y tomar decisiones. Así, este estudio busca contribuir a la discusión sobre la efectividad y los márgenes de maniobra de la regla de política monetaria y la función de reacción de política fiscal, con base en hechos estilizados de la economía peruana.

Los resultados obtenidos muestran que las acciones de política del Banco Central son el resultado de la respuesta de la tasa de interés ante variaciones en la inflación y el tipo de cambio; sin embargo, éstas prescinden del efecto de las desviaciones del producto, debido a que éste resulta idénticamente nulo. Además, las decisiones de la autoridad monetaria dependen del régimen en el cual son aplicadas. En tal sentido, en épocas de estabilidad de los términos de intercambio, la respuesta de la tasa de política monetaria es relativamente más activa que en las fases de precios internacionales al alza. De otro lado, se demuestra que existe una fuerte restricción política en el rol de las instituciones, la cual reduce la eficiencia del impacto de las decisiones de política de la autoridad monetaria.

Asimismo, en el caso de la política fiscal, los resultados muestran que las desviaciones del producto presentan un efecto procíclico sobre el indicador de gasto. Empero, sin perjuicio de lo anterior, este impacto resulta asimétrico, dependiendo del entorno externo de los términos de intercambio. Así, éste es procíclico en épocas de *bust* y *boom* de los precios internacionales, y contracíclico en períodos normales. Adicionalmente, se comprueba que las condiciones políticas son rígidas, las cuales limitan la eficiencia de transmisión de las acciones de política de la autoridad fiscal.

El presente documento está estructurado en dos capítulos. El primer apartado presenta los hechos estilizados en torno a la economía peruana y los aspectos de la política monetaria y la política fiscal; plantea la hipótesis del estudio; describe la base de datos, la metodología de estimación econométrica y los modelos teóricos que se emplearán; y expone los resultados obtenidos. La segunda sección contiene detalles sobre extensiones que se contemplan como ajustes al contexto económico, incorporando efectos de otras variables vinculadas al entorno internacional (términos de intercambio) y al ámbito político (calidad institucional), con el objetivo de reforzar el análisis previo y respaldar la hipótesis planteada, sobre la base de los resultados obtenidos.

CAPÍTULO 1

1.1 Hechos Estilizados. Perú: Economía pequeña y abierta

En términos prácticos, los hechos estilizados son aspectos empíricos que permiten aplicar el razonamiento a través de diversas hipótesis y plantear aspectos teóricos como formas en las que son interpretados, descritos y analizados.

Un primer aspecto a considerar es que las economías pueden clasificarse o agruparse –de acuerdo a sus características particulares, semejanzas y diferencias– en economías pequeñas y economías grandes. Así, sobre la base del documento «Pequeñas economías en desarrollo: características y vulnerabilidad»³ –elaborado por la Organización Mundial del Comercio (OMC) –, es usual aproximar la dimensión de las economías pequeñas a partir de indicadores como el tamaño de la población y el nivel de Producto Bruto Interno (PBI); siendo que éstas presentan características comunes, a saber: mercados internos pequeños, recursos naturales limitados y alto grado de apertura al comercio (agrícola). En razón de ello, la interacción de estos factores deviene en desventajas en competitividad y economías de escala, y vulnerabilidad frente a cambios en los mercados mundiales. Ergo, las economías pequeñas, por lo general, no tienen el suficiente poder de mercado para incidir sobre las cotizaciones internacionales, pero sí pueden ser –y son– afectadas por variaciones en los precios mundiales; siendo que las decisiones de política, producción, inversión, consumo, comercio u otra índole, presentarán impactos reducidos –o nulos– fuera de su entorno local de aplicación. Empero, al ser «emergentes o en vías de desarrollo», son afectadas por las acciones de otras que son «desarrolladas». Además, en términos financieros, suelen presentar clasificaciones de riesgo alto o moderado.

(Cuadro 1)

Cuadro 1: Economía Pequeña vs. Economía Grande	
Economía Pequeña	Economía Grande
Dependiente	Independiente
Abierta – Relativamente restringida	Abierta
Emergente o en Vías de Desarrollo	Desarrollada
Clasificación: Riesgo alto o moderado	Clasificación: Riesgo bajo

Fuente: Elaboración propia.

³ Disponible en <http://www.fao.org/docrep/005/y3733s/y3733s0f.htm#TopOfPage>. Documento en PDF.

En el caso de la economía peruana, el comercio internacional forma parte importante de la dinámica del país; además, existe una fuerte dependencia de los precios internacionales, debido a que muchas de las exportaciones son minerales y otros *commodities*⁴. En relación con lo anterior, el impacto de las decisiones de política local podría ser relativamente débil en comparación con las acciones aplicadas por las economías norteamericana, europea o asiática; exponiendo al Perú a una variedad de shocks externos. En adición, debido a que en el país operan la moneda local –el sol– y otras unidades monetarias, siendo el dólar la principal divisa, la economía se encontraría «parcialmente dolarizada». Asimismo, el Perú presenta baja profundidad financiera (Crédito como porcentaje del PBI: 25%-30%; Depósitos como porcentaje del PBI: 26%-34%)⁵ y una clasificación de riesgo promedio (BBB+; A3)⁶. **(Cuadro 2)**

Cuadro 2: Perú vs. Estados Unidos	
Perú	Estados Unidos
Economía Pequeña	Economía Grande
Comercio Internacional – Economía Abierta	Comercio Internacional – Economía Abierta
Emergente o en Vías de Desarrollo	Desarrollado
Parcialmente Dolarizado	Emisor del dólar
Dependiente de los precios internacionales	<u>Poco</u> dependiente de los precios internacionales
Exportador de <i>Commodities</i>	Comprador de <i>Commodities</i>
Clasificación: Riesgo moderado	Clasificación: Riesgo bajo
Baja profundización financiera	Alta profundización financiera

Fuente: Elaboración propia.

En relación con la política fiscal, en Perú existen leyes que condicionan a la inflexibilidad de las reglas fiscales, además de que se tiende a adoptar medidas procíclicas que agudizan el efecto negativo proveniente de shocks externos, y afectan a la demanda agregada; contagiando al sector real a través de la desaceleración del producto y la restringida formación de empleo. Así, según Kennedy & Robbins (2001), las reglas fiscales del tipo procíclicas amplían las fluctuaciones.

Adicionalmente, la economía peruana presenta problemas en relación con las reducidas posibilidades que tiene un hogar pobre para asegurar su consumo frente a la presencia de shocks negativos sobre los ingresos, teniendo en cuenta que éstos dependen de cómo evolucionan, en particular, el ciclo económico y el empleo. En tal sentido, la política fiscal debería enfocarse en facilitar, e incluso mejorar, la posibilidad de las familias de mantener cobertura en sus niveles de consumo. Sin embargo, si la aplicación de medidas de política no es apropiada, o se rige por un modelo no acorde a lo esperado, los efectos continuarán trayendo episodios pronunciados en los ciclos económicos.

⁴ También denominados materias primas. Considérense los productos comerciales genéricos, básicos, y sin mayor diferenciación en sus variedades.

⁵ Fuente: Financial Access Survey e IMF.

⁶ Fuente: Standard&Poors y Moody.

En virtud de ello, teniendo en cuenta las dificultades que trae consigo la aplicación de una medida fiscal procíclica sobre la economía peruana, se entiende la importancia de determinar por qué y cómo se produce esta prociclicidad en la regla fiscal de Perú, con base en los factores que lo determinarían, y la reacción que produciría en las decisiones de política.

Según la teoría, en un escenario expansivo, una de las acciones de política fiscal –con el fin de mantener tasas de crecimiento prudentes y evitar que la economía se sobrecaliente– es contraer el gasto, mientras que si el escenario es recesivo, una de las acciones de política –a fin de controlar y reducir el efecto dañino y evitar que la economía se enfríe– es expandir el gasto. Asimismo, de acuerdo con la ley 27245 (ley de prudencia y transparencia fiscal), promulgada en diciembre de 1999, la política fiscal tendría como principio general la acumulación de superávits fiscales en períodos favorables del ciclo, lo que es lo mismo a decir que se reduzcan los gastos, y la generación de déficit fiscal en los períodos menos favorables de crecimiento, lo cual es equivalente a incrementar los gastos.

De otro lado, en relación con la política monetaria, la evidencia internacional muestra que los resultados obtenidos por los bancos centrales dependen de la estrategia aplicada en sus acciones de política que se enfocan en controlar los efectos de una serie de perturbaciones que generan distorsiones en el nivel de precios y la inflación, la volatilidad en los ciclos económicos, las variaciones en el tipo de cambio, los cambios en las estructuras financieras de tasas de interés, y la valoración bursátil, entre otros.

Al respecto, con base en el documento «De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: el caso peruano»⁷ –elaborado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)–, resulta oportuno detallar que, desde la creación del BCR en 1922, el diseño y la implementación de la política monetaria en Perú experimentaron tres fases: desde metas de agregados monetarios, la reducción de la tasa de inflación a través del ancla monetaria, hasta metas de inflación vía tasa de interés de referencia. En relación con la inflación, se experimentaron tres períodos: antes de 1975 la tasa de inflación fluctuaba entre -7% y 35%, entre 1975 y 1990 se presentaron elevadas tasas de inflación e hiperinflación, y a partir de 1991 la tasa de inflación atraviesa un proceso de inflación objetivo; siendo que el BCR siguió una política monetaria basada en la creación endógena de dinero hasta 1990, debido a que seguía un régimen de tipo de cambio fijo, y otorgaba créditos al gobierno.

⁷ Disponible en <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/07/Estudios-Economicos-7-2.pdf>.

No obstante lo anterior, en agosto de 1990 comenzó a implementar un régimen de tipo de cambio flexible que condujo al inicio de la reducción de la hiperinflación, seguido de la implementación del ancla monetaria que permitía controlar la inflación en torno a un rango meta. Entre 1991 y 1993 se produjo una fase de eliminación de las altas tasas de inflación y recuperación del ritmo económico en 1992. Posteriormente, entre 1994 y 1997, las tasas de inflación se redujeron a niveles de un solo dígito, acompañadas de un fuerte crecimiento económico y una pronunciada variabilidad del producto en 1994, desacelerándose entre 1995 y 1996, y retomando el crecimiento en 1997. Desde 1998, la autoridad monetaria comenzó a aplicar medidas con el objetivo de alcanzar tasas de inflación de niveles internacionales, en paralelo con contracciones en la actividad económica, y reducción de la alta volatilidad en el mercado cambiario en 1999. A partir del año 2000, el BCR comenzó a publicar los rangos de inflación objetivo, y desde febrero de 2001 empezó a informar sobre sus operaciones monetarias, proporcionando la racionalidad del esquema de metas de inflación basada en la estabilidad de precios como el objetivo de política monetaria más importante. A principios de 2002, el Banco Central adopta el esquema de metas explícitas de inflación, manteniendo entre 2002 y 2006 la meta de inflación de 2.5% y desde 2007 en torno a 2%, con bandas entre 1% y 3%.

1.2 Aspectos sobre la Política Monetaria y la Política Fiscal en el Perú

1.2.1 Tasa de Interés, Inflación, Producto y Devaluación Cambiaria

A partir de 2002, en la economía peruana se da inicio a una etapa de mayor estabilidad inflacionaria, en comparación con años anteriores, a raíz del cambio de instrumento de política, por parte de la autoridad monetaria, y la adopción de metas de inflación objetivo; siendo que el nuevo régimen tuvo una mayor incidencia en el control del nivel de precios, en comparación con el modelo de metas cuantitativas de agregados monetarios, aplicado anteriormente. En relación con ello, desde septiembre de 2003, el BCR reporta información sobre la tasa de interés de referencia que utiliza como instrumento, a pesar de que en el mercado monetario las tasas de interés se ajustaban a los movimientos y los cambios en la tasa de inflación. **(Gráficos 1 y 2)**

Gráfico 1
Tasa de Interés vs.
Inflación

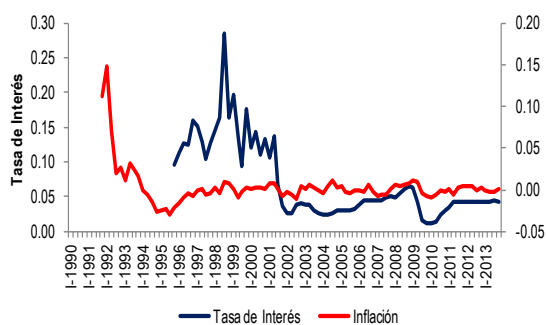
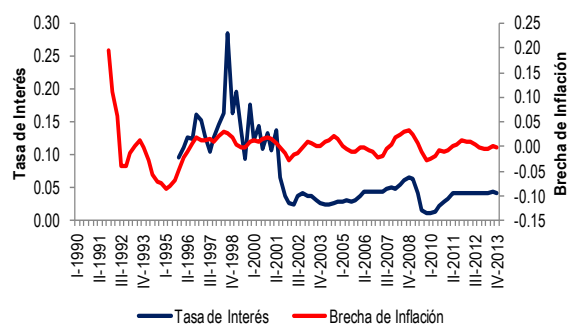
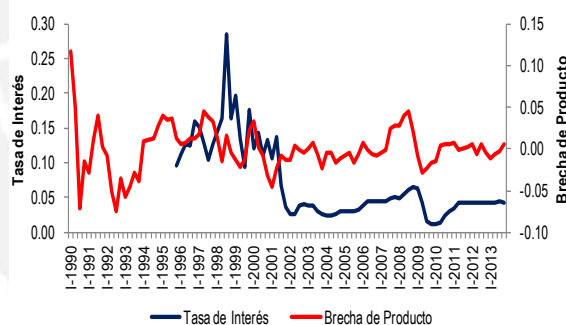


Gráfico 2
Tasa de Interés vs.
Brecha de Inflación



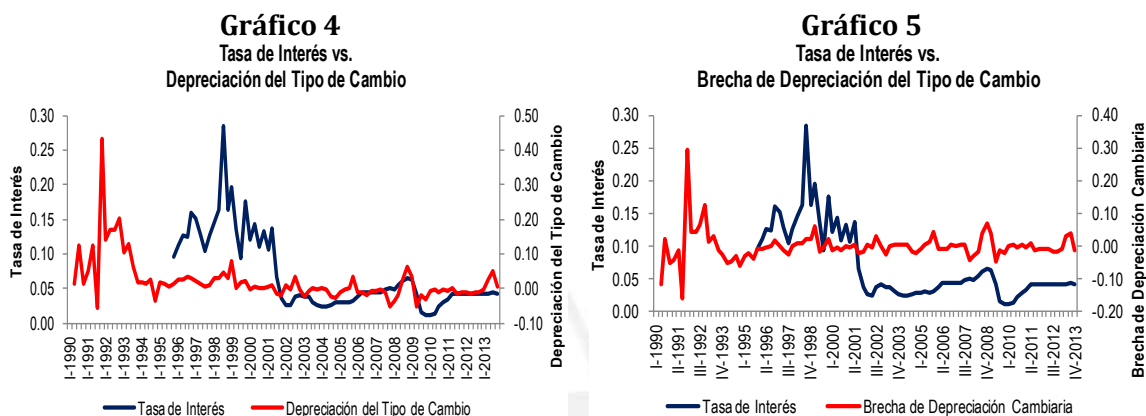
Durante el período de reducción de la tasa de inflación, el producto atravesó por fases de crecimiento, variabilidad y desaceleración en medio de reformas y ajuste estructural (1994-1996); crecimiento y reducción durante el período de fenómeno del Niño (1997-1998); recesión por efectos de la crisis asiática de 1997 (1998-2000); estancamiento debido a la retracción de la inversión pública y el saldo negativo en la balanza de cuenta corriente (2001); estabilidad vinculada a la inversión privada, el equilibrio fiscal y la política monetaria por metas de inflación (2001-2006); mayores tasas de crecimiento (2007-2008) y contracción a causa de la crisis financiera internacional (2009) seguida de tasas de recuperación (2010). (Gráficos 3)

Gráfico 3
Tasa de Interés vs.
Brecha de PIB



En torno al período de reducción de la tasa de inflación y variaciones en el producto, el Banco Central optó por abandonar el régimen de tipo de cambio fijo para implementar el régimen de flotación cambiaria en agosto de 1990, permitiendo que entre 1991 y 1993 la paridad cambiaria inicie una fase de estabilización, se genere una mayor confianza en la moneda local, una importante liberalización del sistema financiero y la aplicación de la libre movilidad de capitales, y el ejercicio de mantener activos financieros en términos de moneda extranjera.

Más adelante, durante el tercer trimestre de 2008 –año del brote de la crisis internacional–, el auge de la economía peruana entre 2002 y 2008, y la formación de un posible escenario favorable en 2009, devino en la acumulación de Reservas Internacionales por parte del BCR; generándose una depreciación del dólar –o, en otros términos, una apreciación del sol–. (Gráficos 4 y 5)

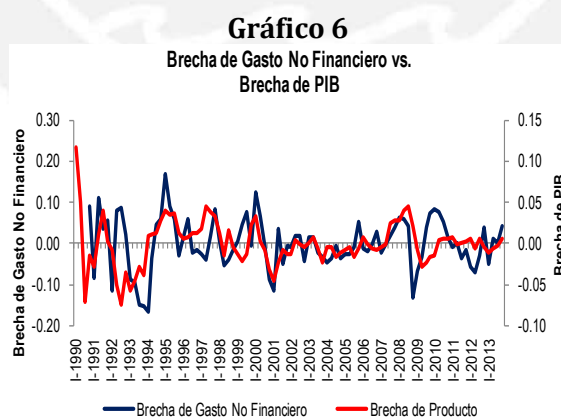


En relación con lo anterior, un aspecto importante de la política monetaria es la confianza en la aplicación del instrumento, que cambió de agregados monetarios a tasa de interés, debido a que su implementación requiere incluir elementos fundamentales del entorno económico en el que se aplicará: el sistema cambiario y el grado de apertura. Al respecto, la credibilidad es esencial para el manejo adecuado del instrumento de política que se basa en un esquema de metas inflacionarias –y de flotación cambiaria–, que se enfoca en cumplir el compromiso de mantener una trayectoria estable de la tasa de inflación en torno al rango meta y el objetivo de reducir la volatilidad indeseada del producto. Bajo esas condiciones, la política monetaria tendría un efecto contracíclico en el sistema de metas de inflación. Además, la credibilidad antiinflacionaria permite controlar el efecto de las variaciones cambiarias sobre las expectativas de inflación y que la aplicación del instrumento de política responda de manera más eficiente a los shocks que enfrenta la economía. Asimismo, con base en la racionalidad, la tasa de política se modifica cuando las proyecciones de inflación no son compatibles con la meta objetivo (subestiman o sobreestiman). En virtud de ello, ¿qué factores económicos o no económicos podrían estar involucrados en la implementación de reglas de política monetaria no convencionales? ¿Es posible que se deba al panorama nacional, al contexto internacional, al impacto de los precios de las materias primas –o los términos de intercambio– o al efecto de elementos políticos e institucionales? (Véase capítulo 2)

1.2.2 Gasto y Producto

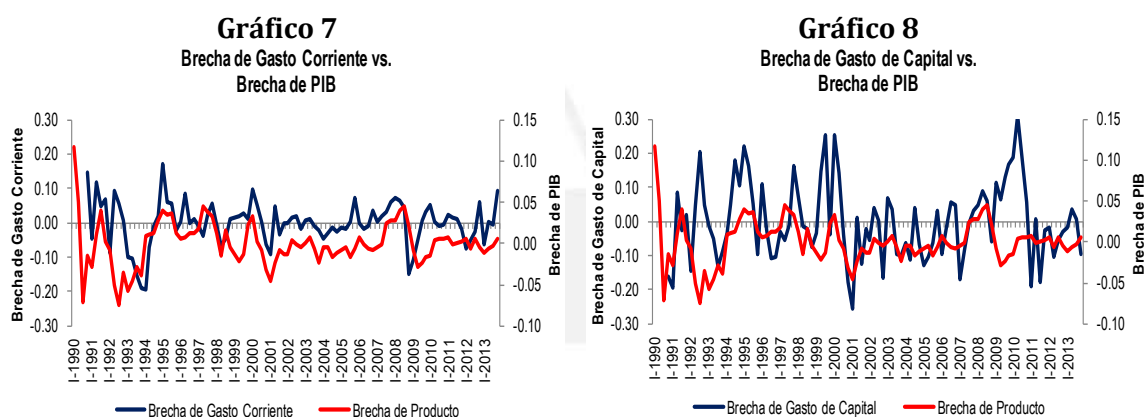
De acuerdo con el documento «Historia de la Política Fiscal en el Perú, 1980-2009»⁸, durante los años ochenta la política fiscal reflejó múltiples objetivos que, en ocasiones, resultaron contradictorios e insostenibles en el largo plazo; generando un proceso hiperinflacionario persistente y acentuado, situaciones fiscales no sostenibles y recesión económica. Más adelante, a inicios de 1985, la actividad económica se revertía y la presión tributaria se recuperaba, al mismo tiempo que la política fiscal aplicaba medidas de control del gasto y menor disponibilidad de recursos de financiamiento externo.

En virtud de ello, el gasto público enfrentó una reducida capacidad de asignación presupuestaria durante la época de altas tasas de inflación, conduciendo a la necesidad de la implementación de reformas de gasto, iniciadas en agosto de 1990, vinculadas con la disponibilidad de ingresos y orientadas al fortalecimiento de la administración de recursos. Sin embargo, el gasto estuvo influenciado por los procesos electorales, debido a que se realizaron actividades orientadas a cubrir y a atender las necesidades del «pueblo», bajo el supuesto de que estas acciones garantizarían ganar en las urnas, obviando la productividad implícita del gasto social implementado. Al respecto, durante el período de elecciones de 1995, debido a que la economía peruana registró tasas positivas de crecimiento en 1994, el gasto público fue mayor en relación con el proceso de 2000, el cual contaba con menos grados de libertad a consecuencia de los efectos de las crisis asiática de 1997, rusa y brasilera de 1999, y la pérdida de infraestructura devenida por los desórdenes climatológicos del fenómeno del Niño. No obstante lo anterior, desde el año 2000 la política fiscal presentó un cambio estructural, enfocado en el manejo de los recursos tributarios y en la capacidad de ejecución del gasto. **(Gráficos 6)**



⁸ Disponible en www.ifaperu.org/uploads/articles/274_08_ct29_hsm-jcs-lb.pdf.

En términos desagregados, la reforma del Estado se enfocó en reducir las cargas del gasto corriente –salarios y remuneraciones del gobierno, transferencias destinadas al sector público– y orientar los recursos a gastos de formación de capital e infraestructura. Durante los primeros años de la década de 1990, el gasto corriente permanecía relativamente estable, mientras que el gasto de capital se incrementaba (1990-1994); sin embargo, éste último presentó variaciones considerables durante las fases electorales de Fujimori (1995, 2000-2001), relativa estabilidad en los períodos de Toledo (2001-2006) y García (2006-2009), y variabilidad previa al proceso electoral de Humala (2010). (Gráficos 7 y 8)



Al respecto, uno de los aspectos más interesantes de la política fiscal está vinculado a su posible efecto procíclico, el cual, de presentarse, dificultaría el desempeño del rol de «estabilizador automático»; además, de ser aplicado a través del diseño apropiado de estrategias de ingresos fiscales y de gasto público, generaría un riesgo económico que podría amplificar el efecto de las perturbaciones económicas en lugar de amortiguarlas. Asimismo, según Rossini et al (2012), «la dificultad de sincronizar la política fiscal con la necesidad de reducir la brecha de producto se ha reflejado en períodos de política fiscal procíclica»; siendo que la prociclicidad refleja en gran medida la incapacidad del Estado de financiar el gasto fiscal en tiempos adversos e incentivar el ahorro público durante las épocas de auge (ingresos elevados). En razón de ello, ¿qué factores económicos o no económicos podrían estar involucrados en la implementación de funciones de reacción fiscal no estándar? ¿Es posible que se deba al panorama nacional, al contexto internacional, al impacto de los precios de las materias primas –o los términos de intercambio– o al efecto de elementos políticos e institucionales? (Véase capítulo 2)

2. Hipótesis

Con base en hechos estilizados y aspectos teóricos disponibles en la literatura económica, se formula como hipótesis conjunta que «la implementación y el diseño de las acciones de política monetaria y política fiscal son compatibles con reglas de política o funciones de reacción no estándar, las cuales incorporan determinantes propias de la realidad económica peruana».

En términos específicos, las decisiones de política –de las autoridades fiscal y monetaria– deben adaptarse y ajustarse al contexto de la economía peruana y al efecto de variables internacionales.

3. Metodología

3.1 Fuentes de Información (Datos)

En el presente documento se utilizará información trimestral de entidades especializadas en base de datos como el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Previamente se realizan estandarizaciones, en términos de una misma base de referencia, para el caso de indicadores como el Producto Bruto Interno (PBI), el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el gasto no financiero, la tasa de interés, y el tipo de cambio; además, de los Términos de Intercambio (TI) y el Índice de Restricción Política (POLCON)⁹. En adición, las series se desestacionalizan a través del procedimiento X-12 ARIMA, con el propósito de afinar la información y mejorar el análisis.

3.2 Definición de Brecha

En términos prácticos, se define como brecha a aquella diferencia –o desviación– entre el valor observado –o efectivo– de una variable y su valor ajustado –o tendencial–; siendo $\tilde{a}_t = a_t - \bar{a}_t$ la brecha calculada de la variable a_t respecto de su nivel tendencial \bar{a}_t .

Al respecto, el modelo de estimación se basa en el Filtro de Hodrick & Prescott (1980), quienes plantean que una serie a_t es la suma de un componente tendencial \bar{a}_t y uno cíclico \tilde{a}_t ; siendo el objetivo del filtro resolver el siguiente problema:

$$\min_{\{\bar{a}_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (a_t - \bar{a}_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\bar{a}_t - \bar{a}_{t-1}) - (\bar{a}_{t-1} - \bar{a}_{t-2})]^2 \right\}, \text{ donde } \lambda \text{ es la penalización a la}$$

variabilidad del componente tendencial.

⁹ Norwegian Centre for Research Data: The Macro Data Guide:

<http://www.nsd.uib.no/macrodataloguide/set.html?id=29&sub=1>

Wharton University of Pennsylvania: <https://mgmt.wharton.upenn.edu/profile/1327>

En relación con lo anterior, la desventaja de este procedimiento es que presenta cierta discrecionalidad en la elección de λ ; sin embargo, la principal ventaja es que requiere de poca información. Ergo, en particular, la aplicación del filtro HP será óptima si el ruido en los datos es aproximadamente Normal $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ (ruido blanco).

3.3 Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

El método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), permite estimar los parámetros en un modelo de regresión lineal, con el objetivo de minimizar las diferencias entre el valor observado y el valor estimado, aproximado linealmente a través de $y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i$, donde y_i es la variable endógena (dependiente), X_i representa a un conjunto de variables explicativas y β_i son los parámetros a estimar, de modo que $X_i\hat{\beta}_i$ sería una predicción de y_i en función de X_i , con $\hat{\varepsilon}_i$ como los errores de estimación.

Supuestos básicos del modelo lineal

- **Correcta especificación** del modelo
- **Exogeneidad estricta**, es decir, que la media condicional de los errores sea igual a cero $E[\varepsilon|X] = 0$, lo que implica que los errores presenten media cero $E[\varepsilon] = 0$ y no estén correlacionados con los regresores $E[X^T \varepsilon] = 0$.
- **Independencia lineal**, lo que significa que la matriz de regresores debe tener rango completo.
- **Errores esféricos**, es decir, que la varianza condicional de los errores sea única $Var[\varepsilon|X] = \sigma^2 I_n$, lo que implica que presenten homocedasticidad $E[\varepsilon_i^2|X] = \sigma^2$ y que no estén correlacionados entre observaciones $E[\varepsilon_i \varepsilon_j|X] = 0, \forall i \neq j$.
- **Normalidad** en los errores $\varepsilon|X \sim N(0, \sigma^2 I_n)$

El estimador MCO será insesgado si las variables independientes son exógenas, y óptimo entre los estimadores lineales insesgados si, además, los errores son homocedásticos y no están correlacionados serialmente.

Bajo estas condiciones, el método proporciona estimadores insesgados y de mínima varianza.

3.4 Método Generalizado de Momentos (GMM)

El método generalizado de momentos es una alternativa que se enfoca en la estimación de parámetros consistentes, con base en una condición de momentos descrita como $g(\theta_0) = E[f(w_t, z_t, \theta_0)] = 0$, siendo θ un vector de parámetros de orden $K \times 1$, $f(\cdot)$ un vector de funciones no lineales de orden R , donde w_t contiene a las variables del modelo y z_t a los instrumentos. En virtud de ello, si se conoce la expectativa, entonces puede encontrarse θ_0 ; además, si tiene una única solución, siendo $E[f(w_t, z_t, \theta)] = 0 \Leftrightarrow \theta = \theta_0$, se puede afirmar que el sistema está identificado. Al respecto, la identificación es esencial en la econometría por dos ideas: **identificación** (el modelo está construido, siendo que θ_0 es único) e **identificación empírica** (la información es suficiente para determinar θ_0).

En relación con ello, si $u(w_t, \theta)$ (lineal o no lineal en θ) es el vector de residuos $n \times 1$ y z_t es la matriz de variables instrumentales $n \times R$, con n el tamaño de la muestra y R el número de instrumentos, la condición de momentos puede ser especificada como $f(w_t, z_t, \theta) = \underbrace{z_t^T}_{R \times n} \underbrace{u(w_t, \theta)}_{n \times 1}$; siendo que, si los instrumentos no están correlacionados con el

vector de error del modelo, se cumple que $g(\theta_0) = E[z_t^T u(w_t, \theta)] = 0$.

En virtud de lo anterior, para encontrar «un estimador» se necesita de al menos tantas ecuaciones como parámetros se tenga, de modo que la condición de orden para la identificación es $R \geq K$. Así, si $R = K$ el modelo está exactamente identificado, pero si $R > K$ éste está sobreidentificado –con más ecuaciones que parámetros–. En tal sentido, en general, se tendría que $g(\theta) \neq 0$; siendo necesario construir $Q(\theta) = g(\theta)^T W g(\theta)$, con W una matriz simétrica definida positiva de orden $R \times R$. En síntesis, el estimador θ es tal que minimiza $g(\theta)^T W g(\theta)$, así $\hat{\theta}(W) = \arg \min_{\theta} \{g(\theta)^T W g(\theta)\}$.

En términos de consistencia, si se asume la ley de los grandes números, aplicada en $f(w_t, z_t, \theta)$, se tendría que $\frac{1}{T} \frac{1}{R \times R} \underbrace{f(w_t, z_t, \theta)}_{R \times 1} \rightarrow E[f(w_t, z_t, \theta_0)]$ para $T \rightarrow \infty$ ($n := T$ tamaño de la muestra). Además, si las condiciones de momentos son correctas, se cumple que $g(\theta_0) = 0$, entonces el estimador es consistente; siendo que $\hat{\theta}(W) \rightarrow \theta_0$ siempre que $T \rightarrow \infty$, para alguna matriz W definida positiva.

Por su parte, en términos de distribución asintótica, si se asume el teorema del límite central para $f(w_t, z_t, \theta)$, siendo $\sqrt{T}g(\theta_0) = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{R \times R} \underbrace{f(w_t, z_t, \theta_0)}_{R \times 1} \rightarrow N(0, S)$, donde S es

la matriz de varianzas y covarianzas asintótica, se cumple que para cualquier matriz de ponderación W definida positiva, la distribución del estimador estaría dado por $\sqrt{T}(\hat{\theta} - \theta_0) \rightarrow N(0, V)$; siendo la varianza asintótica $V = (D^T W D)^{-1} D^T W S W D (D^T W D)^{-1}$, donde $D = E[\nabla_{\theta} f(w_t, z_t, \theta)]$ es el valor esperado de la matriz $R \times K$ de gradientes de los momentos.

3.4.1 Variables Instrumentales

En principio, los instrumentos son variables correlacionadas con las variables explicativas endógenas, pero no se encuentran explícitas en el modelo. Al respecto, el método de variables instrumentales permite aplicar estimaciones consistentes, frente a casos de correlación entre las variables explicativas y el término de error.

Se define la matriz de variables instrumentales $z_{t-\rho}$, conformada por los rezagos de hasta el orden ρ de las variables explicativas X_t , según $z_{t-\rho} = [X_{t-\rho}]_{n \times R}$; además, es posible añadir los rezagos de la variable dependiente y_t , siendo $z_{t-\rho} = [X_{t-\rho} | y_{t-\rho}]_{n \times (R+1)}$.

3.4.2 Test de Multicolinealidad de Farrar–Glauber

El test de Multicolinealidad de Farrar–Glauber (1967) es un procedimiento aplicado a la detección de multicolinealidad, el cual evalúa la presencia de colinealidad, basado en el supuesto de que la matriz X es normal multivariante.

Prueba χ^2 de presencia de multicolinealidad

La prueba se basa en la hipótesis de que las X_i son ortogonales. En términos prácticos, el determinante de la matriz de correlaciones de X ha de ser próximo a uno, esto es $|X^T X| \rightarrow 1$. Ergo, este resultado proveería una primera medida de presencia de multicolinealidad dentro del conjunto de variables.

H_0 : Las X_i son ortogonales entre sí.¹⁰

H_1 : Las X_i no son ortogonales entre sí (multicolinealidad).

¹⁰ Farrar D. & R. Glauber (1967). Multicollinearity in Regression Analysis; The Problem Revisited.

Con base en la transformación descrita en Bartlett (1937), se define el estadístico

$$FG = - \left[T - 1 - \frac{2p + 5}{6} \right] \ln |X^T X| \sim \chi^2_{\frac{p(p-1)}{2}}. \text{ Siendo } T \text{ el número de observaciones, } p$$

el número de variables independientes.

Si $\chi^2_{calculado} < \chi^2_{tabla}$, no se rechaza H_0 .

Si $p_{value} > \alpha$, no se rechaza H_0 ; siendo $\alpha = 1\%; 5\%$.

3.4.3 Test J Statistic de Sargan-Hansen

El test de Sargan-Hansen –o el estadístico J– es una prueba estadística utilizada para el análisis relacionado con la identificación (sobre-identificación) de restricciones en un modelo estadístico. Al respecto, este test se basa en el supuesto de que los parámetros del modelo están identificados mediante restricciones a priori en los coeficientes. En razón de ello, la prueba estadística es calculada a partir de los residuos de la regresión de variables instrumentales, por medio de la construcción de una forma cuadrática en la que se incluye el producto cruzado de los residuos y las variables exógenas. Ergo, bajo la hipótesis nula de que las restricciones sobre-identificadas son válidas, el estadístico se distribuye asintóticamente como una χ^2_{m-k} (m : número de instrumentos y k : número de variables endógenas).

En relación con lo anterior, si el número de condiciones de momento es mayor que la dimensión del vector de parámetros θ , el modelo está sobre-identificado, de modo que conceptualmente puede comprobarse si $\hat{m}(\theta) = 0$ es suficientemente cercano a cero para sugerir que el modelo se ajusta bien a los datos. En tal sentido, el problema de resolver $\hat{m}(\theta) = 0$ se enfoca en elegir θ (a través de minimización) de modo que coincida con las restricciones, incluso sin contar con θ_0 , y que cumpla con $m(\theta_0) = 0$.

Formalmente el estadístico considera dos hipótesis:

$H_0: m(\theta_0) = 0$. Los instrumentos son válidos

$H_1: m(\theta) \neq 0, \forall \theta \in \Theta$. Los instrumentos son no válidos.

Bajo la hipótesis nula H_0 , el estadístico J se distribuye asintóticamente como una χ^2_{m-k} ,

siendo que $J \equiv T \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(Y_t, \hat{\theta}) \right]^T \hat{W} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(Y_t, \hat{\theta}) \right] \xrightarrow{d} \chi^2_{m-k}$, donde $\hat{\theta}$ es el estimador

GMM de θ_0 , m es la dimensión del vector g (número de condiciones de momentos), k es la dimensión del vector θ (número de parámetros estimados). Además, la matriz \hat{W} debe converger en probabilidad a Ω^{-1} , la matriz de ponderación eficiente.

Bajo la hipótesis alternativa H_1 , el estadístico J asintóticamente no tiene límites $J \xrightarrow{p} \infty$.

Si $J < \chi^2_{\text{tabla}}$, no se rechaza H_0 .

Si $p_{\text{value}} > \alpha$, no se rechaza H_0 ; siendo $\alpha = 1\%; 5\%$.

3.4.4 Prueba F de Fisher

Partiendo de la premisa de «elección» del «mejor» modelo, el criterio aplicado implicaría el cálculo del estadístico F con base en los coeficientes de determinación R^2 de dos modelos: uno considerado como «restringido» R_R^2 y otro como «no restringido» R_{NR}^2 .

Sobre la base de lo anterior, se define $F \equiv \left(\frac{R_{NR}^2 - R_R^2}{m} \right) \left(\frac{T - k - 1}{1 - R_{NR}^2} \right) \sim F_{m, T-k-1}$; siendo m el

número de restricciones (coeficientes restringidos), T es el número de observaciones del modelo, k el número de coeficientes sin restricciones.

Si $F > F_{\text{tabla}}$, el modelo no restringido es mejor; si $F < F_{\text{tabla}}$, el modelo restringido.

Si $p_{\text{value}} < \alpha$, el modelo no restringido es mejor; si $p_{\text{value}} > \alpha$, el modelo restringido; siendo $\alpha = 1\%; 5\%$.

4. Modelo: Regla de Política y Función de Reacción

4.1 Política Monetaria

4.1.1 Regla de Taylor

La regla de Taylor (1993) es una regla de política monetaria que vincula a la tasa de interés, que aplicarían los bancos centrales, con las desviaciones de la inflación respecto de su meta objetivo (brecha de inflación) y del producto respecto de su nivel potencial (brecha de producto). La regla de Taylor resulta un punto de referencia útil que permite a los responsables de política evaluar el desempeño de la política monetaria y sus posibles implicancias.

Taylor establece un principio que sugiere que la tasa de interés de política debería reaccionar más que proporcionalmente a las desviaciones de la inflación, para que la política monetaria tenga el efecto deseado, ello con el objetivo de contrarrestar su impacto y evitar que se acelere; controlándola a niveles permitidos, en torno a la meta objetivo. En este caso, la política monetaria adoptada se denominaría «activa». Sin embargo, si la reacción de la tasa de política fuera menos que proporcional a la brecha inflacionaria, el impacto sólo sería parcialmente contrarrestado, pero no se podría evitar que la inflación se acelere y, por lo tanto, podría escaparse de sus niveles permitidos, fuera de la meta objetivo. En este escenario, la política monetaria sería «acomodatícia».

La regla de Taylor es usualmente escrita como $i_t = \pi_t + \bar{r}_t + \varphi_y \tilde{y}_t + \phi_\pi \tilde{\pi}_t$, donde i_t es la tasa de interés nominal de política, \bar{r}_t es la tasa de interés real objetivo, $\tilde{y}_t := y_t - \bar{y}_t$ es la brecha de producto y_t respecto de su nivel potencial \bar{y}_t , $\tilde{\pi}_t := \pi_t - \bar{\pi}_t$ es la brecha de inflación π_t respecto de su nivel objetivo $\bar{\pi}_t$.

Realizando algunas modificaciones, a través de la paridad de Fisher en su versión relativa $\bar{i}_t = \bar{r}_t + \bar{\pi}_t$, se obtiene $i_t = \bar{i}_t + \varphi_y \tilde{y}_t + (\phi_\pi + 1)\tilde{\pi}_t$.

En particular, una regla de Taylor es $i_t = \pi_t + \bar{r}_t + 0.5\tilde{y}_t + 0.5\tilde{\pi}_t$, la cual también puede ser escrita como $i_t = \bar{i}_t + 0.5\tilde{y}_t + 1.5\tilde{\pi}_t$.

Al respecto, con base en la denominada «divina coincidencia»¹¹, el Banco Central podría prescindir del efecto de la brecha de producto ($\varphi_y \geq 0$), en la medida que sus acciones de política conduzcan hacia la estabilización de la inflación («principio de Taylor»¹², $\phi_\pi > 1$).

$$i_t = c + \varphi_y \tilde{y}_t + \phi_\pi \tilde{\pi}_t + \varepsilon_t \quad [\text{M.1}]$$

¹¹ Blanchard O. & J. Galí (2007).

¹² Taylor J. (1993).

Donde i_t es la tasa de interés, \tilde{y}_t es la brecha de producto y $\tilde{\pi}_t$ es la brecha de inflación.

Por su parte, Clarida, Gali & Gertler (1998) presentan una versión de la regla de Taylor con expectativas de inflación.

$$i_t = c + \phi_y \tilde{y}_t + \phi_\pi E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \varepsilon_t \quad [\text{M.2}]$$

Donde i_t es la tasa de interés, \tilde{y}_t es la brecha de producto y $E_t[\tilde{\pi}_{t+1}]$ es la expectativa de la brecha de inflación futura. Al respecto, la expectativa de inflación futura se determina según $\pi_{t+1} = E_t[\pi_{t+1}] + v_{t+1}$, siendo $E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] = E_t[\pi_{t+1}] - E_t[\bar{\pi}_{t+1}]$.

De otro lado, en el modelo econométrico de la regla de Taylor, sea α el parámetro asociado a la brecha de inflación, el cual se esperaría que sea $\alpha > 1$ ¹³ para que la regla de política monetaria tienda a ser estabilizadora, sobre la base de una regla de «*Inflation Targeting*»; lo que significaría que el aumento de la inflación en un punto porcentual debe forzar al Banco Central a elevar la tasa de interés nominal en más de un punto porcentual, debido a que la tasa de interés real es aproximadamente igual a la tasa de interés nominal menos la inflación, de modo que cuando la inflación sube la tasa de interés real debe aumentar. Al respecto, la tasa de interés real debe elevarse para enfriar la economía cuando aumenta la inflación, por lo que se requiere que el tipo de interés nominal aumente más que la inflación (Davig & Leeper, 2005). Sin embargo, si $\alpha \leq 1$ la regla de política probablemente sería desestabilizadora o acomodaticia frente a shocks que se produzcan en la economía, lo que implicaría que si la inflación se desborda de la meta objetivo, la tasa de interés nominal aumentaría, pero no lo suficiente como para afectar a la tasa de interés real (Bernal, 2002). En resumen, cuando $\alpha > 1$, si la inflación creciera por encima de su objetivo, la tasa de interés real aumentaría, implicando que la política monetaria sea estabilizadora, puesto que la acción del Banco Central de aumentar la tasa de interés nominal contribuye a disminuir la inflación. En caso contrario, cuando $\alpha \leq 1$, ante un aumento de la inflación, la tasa de interés real disminuiría. De otro lado, sea β el parámetro asociado a la brecha de producto, se esperaría que sea $\beta > 0$ para que el efecto sea estabilizador y permita reducir la volatilidad de los ciclos. Si resulta $\beta \leq 0$ el efecto podría ser desestabilizador, debido a que no se reducirían los ciclos sino que podrían acentuarse aun más.

¹³ Clarida, R.; J. Galí, and M. Gertler (1999).

Adicionalmente, se esperaría que la constante sea positiva, reflejando la presencia de la tasa de interés base, de equilibrio, o de Wicksell¹⁴, aquella que se considera en un escenario en el que las variaciones del producto, la inflación y/u otra variable considerada en el modelo son muy reducidas o nulas.

4.1.2 Regla de Taylor con Suavizamiento

Las variables económicas suelen tener bastante inercia en su comportamiento temporal, debido a que suelen depender de información de su pasado, mostrando una medida de persistencia. Ergo, ésta permitiría transformar la regla de Taylor convencional en una regla dinámica.

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \beta y_t + \alpha E_t[\pi_{t+1}] + \varepsilon_t \quad [\text{M.3}]$$

Donde i_t es la tasa de interés nominal, i_{t-1} es el rezago de la tasa interés nominal, y_t es la brecha de producto y $E_t[\pi_{t+1}]$ es la expectativa de la brecha de inflación futura.

La inclusión del primer rezago de la tasa de política permite agregar persistencia a la respuesta del Banco Central, además de que implica que las variaciones en la tasa de interés sean paulatinas y gradualistas.

La especificación de una regla de política monetaria con rezago de la tasa de política, figura en estudios como Taylor (1999), Rotemberg & Woodford (1999); Clarida, Galí & Gertler (1999).

Se esperaría que los parámetros asociados a la variable rezagada, la brecha de inflación y la brecha de producto, sean positivos, a fin de que el Banco Central pueda identificar y mantener un compromiso frente a las metas de inflación y de producto.

Siendo ρ el parámetro asociado al rezago de la tasa de interés, α el parámetro de la brecha de inflación, y β el parámetro de la brecha de producto. Al respecto, se esperaría que $0 < \rho < 1$ para que el efecto de tasa de política sea gradual, $\alpha > 0$ ¹⁵ y $\beta > 0$ para que el efecto de las desviaciones de la inflación y el producto respecto de sus niveles meta y potencial, sea estabilizador. Adicionalmente, se esperaría que la constante sea positiva, en cuyo caso ésta, dividida por $1 - \rho$, sería la tasa de interés base, en concordancia con lo antes mencionado sobre la tasa Wickselliana.

¹⁴ Wicksell, K. (1898).

¹⁵ El rezago de la tasa de interés ya contiene información sobre las variaciones de la inflación, reduciendo su impacto.

4.1.3 Regla de Taylor con Tipo de Cambio: ¿Miedo a flotar?

De acuerdo con los estudios de Taylor (1993), Henderson & McKibbin (1993), Ball (1999); Clarida, Galí & Gertler (1999) y Taylor (2001); la regla de política puede ser configurada como una extensión de la regla estándar que, además de los determinantes de la regla convencional –la inflación y la brecha de producto–, incluye a la depreciación del tipo de cambio como un regresor adicional; validada en estudios empíricos de varios países en desarrollo e industriales como Galindo & Guerrero (2003); Giraldo, Misas & Villa (2012).

En razón de ello, Taylor (2001) argumenta que la autoridad monetaria podría reaccionar de manera indirecta a los shocks de tipo de cambio, a través de los efectos que éstos tuvieran sobre la inflación y el producto; además, el Banco Central puede responder a las fluctuaciones cambiarias por diferentes razones: si el Banco es propenso a adoptar ir «contra la corriente» en el caso de las burbujas de precios de activos (Cecchetti et al 2000, 2002), y si el Banco tiene «miedo a flotar» y persigue los objetivos de estabilización del tipo de cambio, especialmente en mercados emergentes (Mohanty & Klau, 2004; Eichengreen, 2007).

$$i_t = c + \beta \tilde{y}_t + \alpha E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \lambda \tilde{e}_t + \varepsilon_t \quad [\text{M.4}]$$

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \beta \tilde{y}_t + \alpha E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \lambda \tilde{e}_t + \varepsilon_t \quad [\text{M.5}]$$

Donde i_t es la tasa de interés nominal, i_{t-1} es el rezago de la tasa interés nominal, \tilde{y}_t es la brecha de producto, $E_t[\tilde{\pi}_{t+1}]$ es la expectativa de la brecha de inflación futura y $\tilde{e}_t := e_t - \bar{e}_t$ es la brecha de la depreciación del tipo de cambio e_t respecto de su nivel de equilibrio (tendencia) \bar{e}_t .

En principio, la reacción del banco ante movimientos en el mercado de capitales, que podrían generar presiones inflacionarias, derivada del «miedo a flotar» y los posibles descalces que se podrían generar en la economía si la variación del tipo de cambio no fuera controlada; de modo que la autoridad monetaria considera mantener el tipo de cambio dentro de unas bandas cambiarias.

En relación con lo anterior, la depreciación cambiaria presentaría un efecto sobre la demanda agregada, debido a que en términos relativos los bienes locales serían más baratos que los bienes extranjeros, incrementando las exportaciones netas. Ergo, si la demanda agregada se incrementa, y se aleja más del producto potencial, podría generar ciclos más pronunciados que presionarían a elevaciones en la tasa de inflación, y que debilitarían la moneda local. En virtud de ello, el incremento en la tasa de interés mitigaría esta expansión a través de encarecer el crédito, propiciar el ahorro y suavizar el consumo, abaratar los activos en el mercado financiero y, por ende, generar una sustitución entre activos líquidos por activos poco líquidos. De otro lado, una apreciación del tipo de cambio generaría que las exportaciones netas se contraigan a causa de que, en términos relativos, los productos nacionales serían más caros que los productos extranjeros, afectando a la demanda agregada y provocando una brecha negativa en el ciclo, presionando los precios a la baja y reduciendo el valor de la producción. Por tanto, la reducción de la tasa de interés permitiría mitigar esta contracción a través de abaratar el crédito, desincentivar el ahorro y favorecer el mayor consumo, encarecer los activos en el mercado financiero y conllevar a la sustitución de activos no líquidos por activos líquidos.

Cabe resaltar que la regla tradicional, en la que se omite la participación del tipo de cambio, genera que la autoridad monetaria pierda oportunidades para ajustar la tasa de interés, y se permita contrarrestar los efectos sobre el gasto, trayendo como resultado fluctuaciones innecesariamente pronunciadas en el producto y la inflación.

Se esperaría que $0 < \rho < 1$, $\alpha > 1$ (regla sin rezago) o $\alpha > 0$ (regla con rezago) y $\beta > 0$; y que el parámetro asociado al tipo de cambio sea $\lambda > 0$, acorde con el objetivo de estabilización cambiaria que tendría el Banco Central en presencia de la divisa ante una depreciación/apreciación cambiaria. Además, se esperaría que la constante también sea positiva, puesto que ésta refleja cuál sería la tasa de equilibrio en un escenario en que las variaciones en el producto, la tasa de inflación y la depreciación, sean muy reducidas o nulas.

4.2 Política Fiscal

4.2.1 Función de Reacción Fiscal: Brecha de Gasto

Una función de reacción fiscal se define a partir del instrumento que la autoridad fiscal decide utilizar y la forma funcional adoptada. Posibles instrumentos son el gasto público, los impuestos, entre otros. Con base en estudios de Kopits & Symansky (1998), Taylor (2000); Lane (2003), Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004), Alesina, Campante & Tabellini (2008), Chadha & Nolan (2007); García, Tanner & Restrepo (2008); considérese que la autoridad fiscal reacciona a través de una función que vincula las desviaciones del producto respecto de su nivel potencial (brecha de producto) y del gasto en términos reales respecto de su tendencia (brecha de gasto).

La función de reacción fiscal resulta útil porque permite a los responsables de política evaluar el desempeño de la política fiscal y sus posibles implicancias.

$$\tilde{g}_t = c + \varphi \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad [F.1]$$

Donde \tilde{g}_t es la brecha de gasto, \tilde{y}_t es la brecha de producto.

En el modelo econométrico sea φ el parámetro asociado a la brecha de producto, que representa la posición cíclica de la política fiscal, el cual se esperaría que sea $\varphi < 0$ para que la función de reacción fiscal sea contracíclica y estabilizadora. La política fiscal sería acíclica si $\varphi = 0$, admitiendo una reacción de política discrecional pura, y procíclica si $\varphi > 0$, no siendo estabilizadora y conduciendo a una reacción de política discrecional no pura. Considérese política discrecional aquella que aplicaría la autoridad fiscal, sin considerar las fluctuaciones del producto u otras variables que influyan sobre la función de reacción fiscal, teniendo como objetivo estabilizar el ritmo de la actividad económica. Se denominaría política discrecional **pura** si su aplicación es independiente y/u omite el efecto de las variaciones en el producto, en caso de que éstos sean desestabilizadores; en particular, en casos en que el impacto de las fluctuaciones del producto sean procíclicos sobre el gasto. En otras palabras, en este caso, las acciones de política de la autoridad fiscal podrían basarse en decisiones *ad hoc*, con el propósito de alcanzar los objetivos de estabilización contemplados, en el marco de su jurisdicción. Por su parte, la política discrecional sería **no pura** si su aplicación se deriva del objetivo de minimizar el posible efecto desestabilizador que podría generarse en condiciones en que las variaciones en el indicador fiscal reaccionen de manera procíclica frente a las desviaciones del producto.

4.2.2 Función de Reacción Fiscal con Rezago

Las decisiones de la autoridad fiscal también podrían depender de acciones de política consideradas previamente, debido al «efecto de persistencia», definiendo una función de reacción fiscal dinámica.

$$\tilde{g}_t = c + \delta \tilde{g}_{t-1} + \varphi \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad [\text{F.2}]$$

Donde \tilde{g}_t es la brecha de gasto, \tilde{g}_{t-1} es el rezago de la brecha de gasto y \tilde{y}_t es la brecha de producto. La especificación de una función de reacción fiscal con rezago del instrumento de política, figura en estudios como Gavin & Perotti (1997), Catão & Sutton (2002), Alesina, Campante & Tabellini (2008); Rossini, Quispe & Loyola (2012).

En relación con la función de reacción fiscal, se esperaría que $0 < \delta < 1$, para que el efecto de cambios pasados en el gasto actual sea gradual. Asimismo, para que la función de reacción fiscal sea contracíclica y el efecto de las desviaciones del producto respecto a su nivel potencial sea estabilizador, se esperaría que $\varphi < 0$.

No obstante lo anterior, la política fiscal podría presentar diferentes estados, dependiendo del parámetro φ , a saber: contracíclica, acíclica y procíclica.

La política fiscal sería **contracíclica** si $\varphi < 0$, de modo que las decisiones y las acciones de política serían conducentes al cumplimiento del rol estabilizador. De otro lado, la política fiscal sería **acíclica** si $\varphi = 0$, en este caso la autoridad fiscal optaría por aplicar acciones de política discrecionales, con base sólo en decisiones y no en indicadores. Además, la política fiscal sería **procíclica** si $\varphi > 0$, deviniendo en posibles amplitudes del ciclo económico; siendo necesaria la intervención de la autoridad fiscal y la adopción de medidas discrecionales.

En relación con los estados acíclico y procíclico de la política fiscal, cabe mencionar que las acciones de política podrían ser discrecionales e inerciales: discrecionales, si se basan en decisiones fuera del modelo; e inerciales, si se aplican medidas basadas en acciones de política previas.

En virtud de lo anterior, si $\varphi = 0$, la reacción de política fiscal sería discrecional inercial **pura**, puesto que no dependería explícitamente de los efectos del ciclo económico, pero sí de respuestas de política previas, de modo que la autoridad fiscal podría optar por acciones basadas en disposiciones; sin embargo, si $\varphi > 0$, la reacción de política fiscal sería discrecional inercial **no pura**, debido a que los efectos del ciclo económico podrían conllevar a que las acciones de política sean no estabilizadoras, conduciendo a que la autoridad fiscal opte por medidas arbitrarias, y prescindiera del efecto de las fluctuaciones económicas del sector real.

5. Estimación de la Regla de Taylor y la Función de Reacción Fiscal¹⁶

5.1 Política Monetaria

Sobre la base de la hipótesis planteada, la aplicación de la regla de Taylor en diferentes contextos económicos podría no ser completamente objetiva, debido a que existen factores propios de cada economía que el modelo base podría no estar capturando ni analizando, conduciendo a la implementación de alternativas que permitan «refinar» la regla de política adoptada. Así, los resultados obtenidos muestran el desempeño de la autoridad monetaria frente a distintos escenarios, partiendo de una regla de Taylor convencional y aplicando modificaciones en el modelo estándar.

En principio, se considera que el Banco Central cuenta con la capacidad de aplicar acciones de política conducentes a mantener la inflación en torno a la meta objetivo y controlar los cambios en el sector real. En tal sentido, otorga especial importancia al efecto proveniente de la brecha inflacionaria, con el propósito de que sus acciones de política sean efectivas, a pesar de que el impacto de la brecha de producto sea reducido o incluso desestimado.

En virtud de lo antes mencionado, la regla de política obtenida indica que la tasa de interés base se encontraría entre 5.29% y 6.73%; mientras que si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.136% y 0.216%, orientada al objetivo de controlar el efecto inflacionario; sin embargo, ésta omite el efecto de las variaciones en el producto.

Cabe mencionar que el parámetro de la inflación es mayor que uno. **(Cuadro 3a)**

En relación con ello, el hecho de que el instrumento de política no «reaccione» frente a variaciones en el producto podría interpretarse como una decisión del Banco Central de mantener un rango de decisión que le permita evitar reacciones «impulsivas» frente a fluctuaciones en el sector real, con el propósito de alcanzar –en la medida que ello fuera posible– una política monetaria menos volátil y mantener la confianza de los agentes económicos. Ergo, más allá de sólo basarse en el resultado de «la regla» diseñada, el Banco Central, como ente regulador y autoridad de la política monetaria, tiene la potestad de aplicar determinadas medidas de discrecionalidad, las cuales le permiten reforzar y mejorar el efecto de las acciones de política vigentes. En tal sentido, puede mantener un grado de persistencia que le permita suavizar las variaciones en la tasa de interés de política.

¹⁶ En el presente estudio, las variables instrumentales consideradas en las estimaciones por GMM corresponden con los rezagos de las variables explicativas, y de las variables de política –la tasa de interés y el indicador fiscal definido como la brecha de gasto–.

En virtud de lo anterior, la tasa de interés sería distinta, ubicándose entre 4.67% y 6.01%; mientras que si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.041% y 0.052%. Así, el resultado es un control discrecional del efecto inflacionario y la desviación en el sector real.

En adición, si las variaciones en la tasa de política fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la tasa de interés vigente se incrementaría/reduciría entre 0.070% y 0.080%. **(Cuadro 3b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 2.1 \times 10^{-15} < F_{tabla} = 4.00$ y $F_c = 1.2 \times 10^{-18} < F_{tabla} = 4.00$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 5.5 \times 10^{-5} < \chi^2 = 32.67$ y $J = 3.9 \times 10^{-5} < \chi^2 = 47.40$, $J = 9 \times 10^{-6} < \chi^2 = 31.41$ y $J = 5 \times 10^{-6} < \chi^2 = 46.19$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 3: Regla de Taylor I						
$i_t = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + c_3 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \varepsilon_t$				$i_t = c_1 + c_2 i_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \varepsilon_t$		
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM	
		GMM-1	GMM-2		GMM-1	GMM-2
T-Interés						
Intercepto	0.0673	0.0570	0.0529	0.0121	0.0124	0.0140
D.E.	0.0056	0.0091	0.0088	0.0061	0.0053	0.0035
p-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0507	0.0232	0.0002
T-Interés (-1)						
D.E.				0.7980	0.7711	0.6993
p-val				0.1171	0.0687	0.0529
				0.0000	0.0000	0.0000
B-PIB						
D.E.	0.3537	-0.4353	-0.3799	0.2579	0.1110	0.1459
p-val	0.3387	0.5223	0.4353	0.1844	0.1635	0.1768
	0.3000	0.4078	0.3864	0.1665	0.4997	0.4125
B-Inflación (+1)						
D.E.	1.3550	2.1584	1.4259	0.4300	0.5227	0.4113
p-val	0.5178	0.7802	0.4805	0.2276	0.3124	0.2343
	0.0109	0.0075	0.0044	0.0631	0.0980	0.0828
R ²		0.2438	0.1866		0.7326	0.7531
F		2.1*10 ⁻¹⁵	1.2*10 ⁻¹⁸		2.1*10 ⁻¹⁵	1.2*10 ⁻¹⁸
Intervalos de Confianza al 95%						
T-Interés (-1)	I			0.7745	0.7573	0.6887
	S			0.8214	0.7848	0.7099
B-PIB	I	0.2859	-0.5398	-0.4670	0.2210	0.0783
	S	0.4214	-0.3308	-0.2928	0.2948	0.1437
B-Inflación	I	1.2514	2.0023	1.3298	0.3845	0.4575
	S	1.4585	2.3145	1.5221	0.4755	0.5880
Prueba de Farrar-Glauber						
χ^2	16.8601	7.2996	7.5996	27.5608	12.3002	12.8002
p-val	0.0008	0.0629	0.0551	0.0001	0.0556	0.0463
Prueba de Sargan-Hansen						
J		5.5*10 ⁻⁵	3.9*10 ⁻⁵		9*10 ⁻⁶	5*10 ⁻⁶
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999

Desde otra perspectiva, Bernal (2002), para el caso colombiano, estudia una regla de Taylor en la que incorpora el impacto de la inflación rezagada; concluyendo que las desviaciones en el sector real, al igual que las variaciones en la inflación, influyen sobre las acciones que determinan la tasa de interés y las decisiones de política del Banco Central. Asimismo, en el documento «Inflation Targeting in Latin America» –elaborado por el Banco Interamericano de Desarrollo (2014) –, en el caso peruano, Barajas et al (2014) obtienen que el efecto de la inflación sobre la tasa de interés es poco importante –e incluso sería no significativo– para la aplicación de acciones de política, pero afirman que las variaciones en el sector real influyen sobre las decisiones de la autoridad monetaria y el uso del instrumento de política. En ese mismo artículo, los resultados obtenidos a través de un proceso de *Markov Switching*, en el largo plazo, exponen que el efecto de la expectativa de la brecha inflacionaria sobre la tasa de interés es unitario, absorbente, pero no estabilizador; además, el impacto de la brecha de producto es no negativo y significativo.

En relación con los efectos provenientes de la divisa, la presencia de la moneda extranjera en la economía peruana genera ciertas distorsiones en el «normal» uso del instrumento de política por parte del Banco Central, de modo que, en aras de mejorar el resultado de sus decisiones, la autoridad monetaria optaría por incorporar el efecto de la depreciación cambiaria; basándose en el modelo de «dos monedas y una economía», para minimizar el sesgo de «acción incompleta» que se produciría si prescinde de las variaciones en la depreciación del tipo de cambio.

Al respecto, el hecho de que en Perú circulen paralelamente la moneda local –el sol– y la principal moneda extranjera –el dólar–, además de otras divisas, implica efectos que podrían ser benignos para algunos sectores y, posiblemente, perjudiciales para otros. Asimismo, dado que el Banco Central, como regulador monetario, tiene como objetivo que la confianza en la moneda local sea «estable», se enfoca en el propósito de minimizar distorsiones de corto plazo en la economía, que podrían generar variabilidad y obstaculizar el cumplimiento de la meta inflacionaria.

En tal sentido, la tasa de interés de equilibrio se ubicaría entre 5.26% y 6.71%, mientras que si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.126% y 0.201%, controlando el efecto inflacionario. De otro lado, la presencia de la divisa indica que si se produce una depreciación de 0.1% por encima/debajo del nivel esperado, el instrumento de política se elevaría/reduciría entre 0.045% y 0.049%; sin embargo, la tasa de interés no reacciona frente al producto.

Cabe referir, además, que el coeficiente de la inflación es mayor que uno. **(Cuadro 4a)**

Desde otra perspectiva, el panorama cambia si además de los efectos cambiarios, el Banco Central incorpora mecanismos de persistencia y suavizamiento de la tasa de interés. Así, la tasa de interés de equilibrio variaría, ubicándose entre 4.64% y 6.00%, mientras que si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés elevaría/reduciría entre 0.030% y 0.057%. Por su parte, si la desviación proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.032% y 0.046%, contrayendo relativamente la amplitud en el ciclo económico, debido a que parte del efecto de control proviene de la medida discrecional basada en la persistencia de la tasa de interés.

En este punto, cabe destacar que el impacto de la depreciación prevalece, a pesar de que el efecto de la inflación se reduzca; debido a que la tasa de interés contiene información previa de la inflación, pero no de la depreciación (véanse los parámetros y los p-val).

Adicionalmente, si la tasa de política presentó variaciones 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la tasa de interés vigente se incrementaría/reduciría entre 0.067% y 0.079%. **(Cuadro 4b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 2.2 \times 10^{-15} < F_{tabla} = 4.00$ y $F_c = 1.2 \times 10^{-17} < F_{tabla} = 4.00$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 4.8 \times 10^{-5} < \chi^2 = 41.34$ y $J = 3.2 \times 10^{-5} < \chi^2 = 60.48$, $J = 8 \times 10^{-6} < \chi^2 = 40.11$ y $J = 3 \times 10^{-6} < \chi^2 = 59.30$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 4: Regla de Taylor II

$i_t = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + c_3 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_4 \tilde{\epsilon}_t + \epsilon_t$							$i_t = c_1 + c_2 i_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_5 \tilde{\epsilon}_t + \epsilon_t$						
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM								
		GMM-1	GMM-2		GMM-1	GMM-2							
T-Interés													
Intercepto	0.0671	0.0568	0.0526	0.0125	0.0143	0.0154							
D.E.	0.0055	0.0099	0.0096	0.0065	0.0058	0.0041							
p-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0579	0.0168	0.0004							
T-Interés (-1)													
D.E.				0.7921	0.7339	0.6691							
p-val				0.1181	0.0741	0.0653							
				0.0000	0.0000	0.0000							
B-PIB													
D.E.	0.3540	-0.3033	-0.4236	0.2602	0.1561	0.0740							
p-val	0.3415	0.3825	0.3422	0.1708	0.1370	0.1726							
	0.3035	0.4309	0.2208	0.1325	0.2591	0.6699							
B-Inflación (+1)													
D.E.	1.2561	2.0054	1.3520	0.3501	0.5655	0.2966							
p-val	0.5044	0.7312	0.5089	0.1988	0.3267	0.1737							
	0.0152	0.0080	0.0102	0.0818	0.0871	0.0914							
B-Depreciación													
D.E.	0.4930	0.4942	0.4526	0.4119	0.4648	0.3163							
p-val	0.2505	0.2864	0.2430	0.1734	0.2748	0.1691							
	0.0531	0.0880	0.0667	0.0204	0.0944	0.0666							
R ²		0.2927	0.2329		0.7539	0.7798							
F		2.2*10 ⁻¹⁵	1.2*10 ⁻¹⁷		2.2*10 ⁻¹⁵	1.2*10 ⁻¹⁷							
Intervalos de Confianza al 95%													
T-Interés (-1)	I				0.7685	0.7191	0.6560						
	S				0.8157	0.7487	0.6821						
B-PIB	I	0.2857	-0.3798	-0.4921	0.2260	0.1287	0.0394						
	S	0.4224	-0.2268	-0.3552	0.2943	0.1835	0.1085						
B-Inflación	I	1.1552	1.8591	1.2502	0.3086	0.4972	0.2603						
	S	1.3570	2.1516	1.4538	0.3916	0.6338	0.3329						
B-Depreciación	I	0.4344	0.4343	0.3957	0.3772	0.4074	0.2825						
	S	0.5517	0.5540	0.5095	0.4466	0.5222	0.3501						
Prueba de Farrar-Glauber													
χ^2	28.3810	12.4002	12.5998	41.4270	18.9998	18.2003							
p-val	0.0001	0.0536	0.0499	0.0000	0.0403	0.0517							
Prueba de Sargan-Hansen													
J		4.8*10 ⁻⁵	3.2*10 ⁻⁵		8*10 ⁻⁶	3*10 ⁻⁶							
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999							

A partir de otro enfoque, Rossini (2001) obtiene una ecuación que considera un efecto de «persistencia total» de la tasa de interés, además de que el resultado conjunto de los rezagos de la brecha de inflación es superior al impacto de la brecha de producto en tiempo real, y ambos son significativos. Asimismo, ésta considera la incidencia del rezago de la depreciación cambiaria sobre el instrumento de política.

De otro lado, Mehrotra & Sánchez-Fung (2011) –en el artículo del BID (2014)– obtienen que la brecha de producto es no negativa y significativa; sin embargo, los efectos de la brecha de inflación y la depreciación cambiaria, presentan signo negativo. Según estos resultados, en presencia de épocas inflacionarias, las acciones de política de la autoridad monetaria son caóticas, puesto que relajaría la tasa de interés, a pesar de las consecuencias; mientras que en períodos de deflación, la autoridad monetaria presentaría un comportamiento bastante restrictivo. En el caso del tipo de cambio, es posible justificar el resultado expuesto sólo si la depreciación no es percibida desde el enfoque de la economía peruana –el sol frente al dólar– sino desde la perspectiva norteamericana –el dólar frente al sol–.

5.2 Política Fiscal

En materia de medidas fiscales, el Ministerio de Economía y Finanzas publica el Marco Macroeconómico Multianual, en el que se detallan aspectos de referencia sobre gasto en cada región y a nivel nacional. De acuerdo con la evidencia y los estudios realizados sobre economías como la peruana, la prociclicidad es una característica que conduce a incrementar el gasto en períodos de auge y aplicar contracciones durante las fases de descenso, pudiendo ocasionar que la amplitud del ciclo sea más pronunciada. Sin embargo, los niveles de gasto pueden ser «planificados» o «ajustados», desde una perspectiva discrecional, atribuyéndose el hecho de que no se pueden y no se deben incumplir determinados límites.

Los resultados obtenidos muestran el desempeño de la autoridad fiscal frente a distintos escenarios, sobre la base de una función de reacción estándar y modelos alternativos.

En principio, se considera que la autoridad fiscal cuenta con la capacidad de aplicar acciones conducentes a controlar la amplitud del ciclo económico y los cambios asociados al sector real. En tal sentido, ésta otorga especial importancia al efecto proveniente de la brecha de producto, con el propósito de que sus acciones de política sean efectivas, a pesar de que el contexto económico sea relativamente desfavorable.

Al respecto, la función de política obtenida indica que si la brecha de producto fuera lo suficientemente reducida, la brecha de gasto *no financiero* se encontraría alrededor de 0.00% (en términos estadísticos), en el marco objetivo de bajos niveles de variación del indicador fiscal. De otro lado, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.089% y 0.142%, pudiendo distorsionar la amplitud del ciclo económico, debido a su prociclicidad. **(Cuadro 5a)**

En su potestad de aplicar determinadas medidas de discrecionalidad, la autoridad fiscal como responsable de la ejecución de política, puede implementar «reglas» que incorporen el grado de persistencia que le permita suavizar las variaciones del gasto. Estas medidas se enfocarían en reforzar y mejorar el efecto de las acciones de política vigentes con base en respuestas de política previas. Así, si la brecha de producto fuera lo suficientemente reducida, la brecha de gasto se mantendría en niveles bajos de desviación; mientras que si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel tendencial, la brecha fiscal se elevaría/reduciría entre 0.064% y 0.074%, alterando relativamente la amplitud del ciclo.

Además, si las desviaciones del indicador fiscal fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha de gasto vigente se incrementaría/reduciría entre 0.035% y 0.046%. **(Cuadro 5b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 7.1 \times 10^{-6} < F_{tabla} = 3.96$ y $F_c = 1.4 \times 10^{-5} < F_{tabla} = 3.96$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 1.9 \times 10^{-5} < \chi^2 = 23.68$ y $J = 2.1 \times 10^{-5} < \chi^2 = 33.95$, $J = 3 \times 10^{-6} < \chi^2 = 22.36$ y $J = 1.5 \times 10^{-5} < \chi^2 = 32.67$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 5: Función de Reacción de Gasto I

		$\tilde{g}_t = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + \varepsilon_t$			$\tilde{g}_t = c_1 + c_2 \tilde{g}_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + \varepsilon_t$		
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM		
		GMM1	GMM2		GMM1	GMM2	
B-Gasto							
Intercepto	0.0009	-0.0035	-0.0027	-0.0003	-0.0021	-0.0002	
D.E.	0.0061	0.0076	0.0076	0.0057	0.0053	0.0053	
p-val	0.8812	0.6467	0.7181	0.9624	0.6864	0.9667	
B-Gasto (-1)							
D.E.				0.3460	0.4576	0.4341	
D.E.				0.1224	0.0984	0.1168	
p-val				0.0058	0.0000	0.0004	
B-PIB							
D.E.	0.8881	1.4126	1.4162	0.6372	0.7363	0.6730	
D.E.	0.3819	0.5010	0.5535	0.3607	0.4083	0.3880	
p-val	0.0223	0.0060	0.0124	0.0808	0.0750	0.0718	
R ²		0.2123	0.2273		0.3868	0.3867	
F		7.1*10 ⁻⁶	1.4*10 ⁻⁵		7.1*10 ⁻⁶	1.4*10 ⁻⁵	
Intervalos de Confianzas al 95%							
B-Gasto (-1)	I			0.3215	0.4379	0.4108	
	S			0.3705	0.4772	0.4575	
B-PIB	I	0.8117	1.3124	1.3055	0.5650	0.6546	
	S	0.9645	1.5128	1.5270	0.7093	0.8180	
Prueba de Farrar-Glauber							
χ^2	8.1466	3.6996	3.5997	17.5272	7.5004	8.0003	
p-val χ^2	0.0043	0.0544	0.0578	0.0006	0.0575	0.0460	
Prueba de Sargan-Hansen							
J		1.9*10 ⁻⁵	2.1*10 ⁻⁵		3*10 ⁻⁶	1.5*10 ⁻⁵	
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999	

Desde otro enfoque, Vásquez & Mesías (1999) plantean una ecuación que relaciona la desviación del agregado fiscal con el ciclo económico, para lo cual consideran, de manera alternativa, que el indicador fiscal pueda ser medido a través de los ingresos corrientes y/o los gastos no financieros. Los resultados obtenidos en su trabajo, muestran que los ingresos presentan una menor respuesta frente a la desviación del producto, debido a la menor elasticidad de la recaudación y los cambios de la política tributaria; mientras que la respuesta del gasto al producto es no negativa, deviniendo en que las acciones de política fiscal estén condicionadas a determinados grados de prociclicidad frente a este indicador. De otro lado, Rossini, Quispe & Loyola (2012), con base en la definición de impulso fiscal como indicador determinado a partir de la variación del balance estructural, plantean que existe cierta dificultad en la sincronización de la variable fiscal con el ciclo económico, lo cual deviene en la adopción de posturas fiscales no eficientes.

En relación con el gasto fiscal, es posible desagregarlo en sus componentes de «gasto corriente o de funcionamiento» y «gasto de capital o de inversión», con el objetivo de analizar y evaluar la flexibilidad y el comportamiento cíclico de cada uno de ellos.

En concordancia con lo anterior, en la función de reacción, si la brecha de producto fuera lo suficientemente reducida, la desviación del nivel de gasto corriente respecto de su tendencia sería muy reducida, lo que en términos prácticos implicaría el cumplimiento de metas que involucran bajos niveles de variación; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel tendencial, la brecha de gasto de funcionamiento se elevaría/reduciría entre 0.136% y 0.142%, resultando ser más flexible o elástico que el gasto total, pudiendo distorsionar en mayor medida la amplitud del ciclo. En ese sentido, las desviaciones del gasto corriente son procíclicas con las variaciones del producto.

(Cuadro 6a)

Asimismo, si la autoridad fiscal se enfoca en suavizar las variaciones del gasto corriente, a través de la aplicación de medidas de discrecionalidad que le permitan reforzar y mejorar el efecto de las acciones de política vigentes, la brecha de gasto corriente se mantendría en niveles bajos de desviación ante variaciones lo suficientemente reducidas de la brecha de producto; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel tendencial, la brecha de gasto corriente se elevaría/reduciría entre 0.067% y 0.077%, aún incidiendo relativamente sobre la amplitud del ciclo.

Además, si los cambios en el gasto de funcionamiento fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha de gasto vigente se incrementaría/reduciría entre 0.037% y 0.046%. **(Cuadro 6b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 6.5 \times 10^{-6} < F_{tabla} = 3.96$ y $F_c = 1.3 \times 10^{-5} < F_{tabla} = 3.96$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 1.8 \times 10^{-5} < \chi^2 = 23.68$ y $J = 2.5 \times 10^{-5} < \chi^2 = 33.95$, $J = 2 \times 10^{-6} < \chi^2 = 22.36$ y $J = 9 \times 10^{-6} < \chi^2 = 32.67$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 6: Función de Reacción de Gasto Corriente						
$\tilde{g}_t^c = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + \varepsilon_t$				$\tilde{g}_t^c = c_1 + c_2 \tilde{g}_{t-1}^c + c_3 \tilde{y}_t + \varepsilon_t$		
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM	
		GMM1	GMM2		GMM1	GMM2
B-Gasto-C						
Intercepto	0.0009	-0.0051	-0.0040	-0.0007	-0.0026	-0.0008
D.E.	0.0062	0.0075	0.0075	0.0056	0.0050	0.0045
p-val	0.8836	0.4971	0.5981	0.9062	0.6055	0.8605
B-Gasto-C (-1)						
D.E.				0.3661	0.4595	0.4311
p-val				0.1229	0.1038	0.1367
				0.0037	0.0000	0.0023
B-PIB						
D.E.	1.3586	1.4281	1.3786	0.6693	0.7740	0.7163
p-val	0.3709	0.4863	0.5034	0.3276	0.3691	0.4175
	0.0004	0.0043	0.0076	0.0440	0.0391	0.0902
R^2		0.2066	0.1454		0.3818	0.3246
F		6.5×10^{-6}	1.3×10^{-5}		6.5×10^{-6}	1.3×10^{-5}
Intervalos de Confianzas al 95%						
B-Gasto-C (-1)	I			0.3415	0.4387	0.4037
	S			0.3907	0.4802	0.4584
B-PIB	I	1.2384	1.3309	1.2779	0.6037	0.7001
	S	1.3822	1.5254	1.4794	0.7348	0.8478
Prueba de Farrar-Glauber						
χ^2	8.0433	3.8003	3.7998	16.4149	7.6994	6.9992
p-val χ^2	0.0046	0.0512	0.0513	0.0009	0.0527	0.0719
Prueba de Sargan-Hansen						
J		1.8×10^{-5}	2.5×10^{-5}		2×10^{-6}	9×10^{-6}
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999

No obstante, en el caso del segundo componente, la función de reacción indica que sin importar cuán reducida –o amplia– sea la brecha de producto, la desviación del nivel de gasto de capital respecto de su tendencia sería muy reducida –o nula–. En términos prácticos, las variaciones del gasto de inversión presentan –estadísticamente– un comportamiento acíclico en relación con las desviaciones del producto, implicando que, en este contexto, las decisiones de política obedezcan a acciones discrecionales. **(Cuadro 7a)**

De otro lado, incluso si la autoridad fiscal aplica medidas que suavicen las variaciones del gasto de inversión, las desviaciones del producto no presentan –estadísticamente– mayor impacto. El comportamiento acíclico del gasto de inversión frente a desviaciones del producto, conlleva a que, en este escenario, las decisiones de política se rijan por acciones discrecionales; sin embargo, si las desviaciones en el gasto de inversión fueron 0.1% superiores/inferiores a su tendencia, la brecha de gasto vigente se elevaría/reduciría entre 0.039% y 0.042%. **(Cuadro 7b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 3 \times 10^{-4} < F_{tabla} = 3.96$ y $F_c = 3.6 \times 10^{-4} < F_{tabla} = 3.97$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 2 \times 10^{-4} < \chi^2 = 23.68$ y $J = 3 \times 10^{-4} < \chi^2 = 33.95$, $J = 3.4 \times 10^{-5} < \chi^2 = 22.36$ y $J = 8.2 \times 10^{-5} < \chi^2 = 32.67$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 7: Función de Reacción de Gasto de Inversión						
$g_t^i = c_1 + c_2 Y_t + \varepsilon_t$				$g_t^i = c_1 + c_2 g_{t-1}^i + c_3 Y_t + \varepsilon_t$		
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM	
		GMM1	GMM2		GMM1	GMM2
B-Gasto-I						
Intercepto	0.0010	0.0016	-0.0003	0.0018	-0.0005	0.0008
D.E.	0.0115	0.0165	0.0184	0.0107	0.0106	0.0126
p-val	0.9326	0.9232	0.9859	0.8673	0.9625	0.9525
B-Gasto-I (-1)						
D.E.				0.3895	0.4167	0.4049
p-val				0.0985	0.1070	0.1328
				0.0002	0.0002	0.0031
B-PIB						
D.E.	0.9458	1.2006	1.7433	0.4816	0.5096	0.7132
p-val	0.6270	0.8501	1.0798	0.5651	0.7104	1.0445
	0.1349	0.1616	0.1104	0.3963	0.4752	0.4968
R^2		0.0744	0.0800		0.2230	0.2194
F		3×10^{-4}	3.6×10^{-4}		3×10^{-4}	3.6×10^{-4}
Intervalos de Confianzas al 95%						
B-Gasto-I (-1)	I			0.3698	0.3953	0.3784
	S			0.4092	0.4381	0.4315
B-PIB	I	0.8204	1.0306	1.5273	0.3686	0.3675
	S	1.0712	1.3707	1.9593	0.5947	0.6517
Prueba de Farrar-Glauber						
χ^2	8.5806	4.0003	3.9000	17.1102	7.8001	7.3999
p-val χ^2	0.0034	0.0455	0.0483	0.0007	0.0503	0.0602
Prueba de Sargan-Hansen						
J		2×10^{-4}	3×10^{-4}		3.4×10^{-5}	8.2×10^{-5}
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999

Conclusiones del Capítulo 1

En relación con el capítulo 1, éste estuvo enfocado en el análisis de las reglas de política monetaria convencionales y las funciones de reacción de política fiscal estándar.

Al respecto, con base en los resultados presentados en el cuadro 3, la política monetaria se connota como un mecanismo que conduce a la «estabilización» del ciclo económico, puesto que el efecto de la inflación sobre la tasa de interés es más que proporcional, por lo cual se cumpliría con la «condición de Taylor»; además, incluyendo el rezago de la tasa de interés, el efecto de «estabilización» se mantiene, puesto que, en este escenario, resulta favorable si resulta mayor que cero. De otro lado, en relación con el efecto proveniente del sector real, se determina que éste no presenta mayor impacto sobre el instrumento de política monetaria, debido a que su incidencia es estadísticamente nula. Sin perjuicio de lo anterior, en el cuadro 4, la inclusión del efecto de la depreciación del tipo de cambio refina el ajuste del instrumento de política, a través de mecanismos de interacción en el mercado cambiario, que el Banco Central de Reserva realiza con el objetivo de mantener la inflación dentro de las bandas anunciadas.

De otro lado, sobre la base de los resultados en los cuadros 5, 6 y 7, en los que se presenta el agregado de la brecha del gasto fiscal, así como sus desagregaciones en gasto corriente y gasto de inversión, en función de las variaciones en el ciclo económico, se observa que el efecto es «no estabilizador»; debido a que las fluctuaciones en el sector real presentarían efectos procíclicos sobre el indicador fiscal, el cual estaría condicionado a la aplicación de «discrecionalidad», dado que la amplitud en el ciclo tendería a incrementarse si no se aplican medidas auxiliares al mecanismo de reacción fiscal.

CAPÍTULO 2

6. Política Fiscal y Política Monetaria en una economía dependiente de los Precios Internacionales y con Restricción Política

Partiendo de la premisa de que, en términos prácticos, el contexto de dependencia de los precios internacionales conlleva a que la organización económica de un país dependa de la evolución de la economía mundial, resulta pertinente analizar los posibles efectos que estos shocks podría tener sobre las acciones de política económica.

De otro lado, una restricción política se constituye como una suerte de criterio que inhibe el normal desempeño de las reglas de política económica. Ergo, para la implementación y la aplicación de la política fiscal y la política monetaria, son necesarios la medición de estas variables y determinados modelos de adaptación de la política económica.

6.1 Política Fiscal y Política Monetaria en economías fuertemente vinculadas a los Precios Internacionales y la Restricción Política

Un marco de política fiscal creíble y con criterios de largo plazo juega un papel clave en el espacio fiscal, siendo aún más relevante si las finanzas públicas dependen de manera importante del comportamiento de los bienes primarios. La alta correlación entre los ingresos (y/o los gastos) fiscales y los términos de intercambio, característica de países exportadores de bienes primarios, implica que un ajuste en los precios internacionales conlleva a un ajuste de la política fiscal, generando una contribución a la volatilidad del ciclo económico de manera endógena.

Collier & Goderis (2007) y Brahmhatt & Canuto (2010) señalan que los efectos positivos o negativos de la dependencia de los *commodities* son condicionales al tipo de política fiscal que adopte cada país. Collier & Goderis (2007) concluyen que aquellos países que poseen un gobierno débil y no poseen reglas, expandirán su gasto público excesivamente durante los períodos de *boom*, generando en el largo plazo una pérdida de crecimiento y bienestar. Sin embargo, Brahmhatt y Canuto (2010) refieren que en períodos de *boom* incluso aquellos países que cuentan con gobiernos fuertes enfrentarían problemas e incertidumbre al momento de diseñar políticas y reglas de gasto público para extender los efectos positivos de mayores precios de los *commodities*. En el mismo sentido, Spatafora & Tytell (2009) muestran que la posición fiscal –la regla de gasto público– que haya adoptado cada país durante el reciente período de *boom* de *commodities* (entre 2006 y parte de 2008) se refleja en el crecimiento económico.

En un mundo con volatilidad de términos de intercambio, la política fiscal afectaría al bienestar de los agentes económicos al extender los efectos de estos choques en el tiempo. La política fiscal puede servir como mecanismo de estabilización de los ciclos económicos, evitando las escaladas bruscas en los precios y el desempleo. Una política fiscal acorde con el ciclo económico puede ser sostenible, garantizando el desarrollo a largo plazo de la economía, siempre y cuando exista una planificación y estrategia técnica económica que identifique el estado contemporáneo de la economía para, de esta manera, poder aplicar medidas que incentiven y/o prolonguen la fase de expansión cíclica; tomando siempre las debidas precauciones para las épocas de recesión.

Esta política puede generar beneficios adicionales como:

- i) Evitar el sobreendeudamiento interno en la fase expansiva, tanto del sector público como del privado, lo que resultaría vital para impedir las nocivas burbujas financieras.
- ii) Reducir las presiones inflacionarias (en el ciclo expansivo) y deflacionarias (en el ciclo recesivo).
- iii) Facilitar el control y/o la reestructuración del gasto público, ya que debería ser relativamente más fácil suprimir determinados ítems del gasto público cuando la situación económica de hogares y empresas es un tanto más holgada que cuando se atraviesa por un periodo recesivo.
- iv) Apoyar la efectividad de la política monetaria del BCR.

Por su parte, muchos estudios han analizado las implicancias macroeconómicas de regímenes de política monetaria alternativos bajo shocks internos y externos en economías pequeñas y abiertas (Laxton & Pesenti, 2003; Gali & Monacelli, 2005; Medina & Soto, 2005; Devereux et al, 2006). La mayoría se enfocó en shocks de productividad, de tasa de interés y de demanda. De ese modo, la mayoría de los estudios no explican el caso de shocks de términos de intercambio para economías con *commodities* específicos.

Por su parte, Coenen et al. (2012) sostienen que la política fiscal es más efectiva cuando es moderada y persistente, además de poder ser complementada con una política monetaria estable. No obstante lo anterior, en ausencia de una política monetaria activa, la política fiscal necesitaría ser ampliamente contracíclica para compensar los efectos estimulantes de un shock de términos de intercambio, y contener la inflación.

Basados en las ideas Neowicksellianas, donde se muestra la política monetaria como uno de los factores que explica las fluctuaciones del PBI y el aumento de los precios (inflación), es importante tener en cuenta los efectos de la política monetaria sobre el ciclo económico.

Una política monetaria bien orientada puede jugar un papel estabilizador y evitar el desarrollo de fluctuaciones cíclicas de las que, según Wicksell, los desajustes monetarios son la causa principal. En ese sentido, el Banco Central emplearía la mayor parte del tiempo procurando que la demanda crezca en relación con la capacidad productiva, a tasas coherentes con la estabilidad de precios, ajustando la tasa de interés de política que influye sobre las demás tasas de interés y, por ende, sobre las decisiones de gasto.

El efecto de la política monetaria sobre la inversión y el consumo debe ser analizado teniendo en cuenta la totalidad del ciclo económico: cuando se espera que la economía se sitúe en la parte baja del ciclo (que entre en recesión), el Banco Central baja la tasa de interés para estimular el consumo y la inversión productiva y evitar que la inflación caiga por debajo del rango meta. En ese momento, la política monetaria está ayudando a quienes necesitan recursos de crédito para financiar nueva inversión o suavizar su consumo. De forma similar, cuando se espera que la economía se sitúe en la parte alta del ciclo (entra en un período de bonanza insostenible), el Banco Central aumenta la tasa de interés para desincentivar el consumo y la inversión improductiva o ineficiente.

Considerando todo el ciclo económico, los dos efectos se compensan uno a otro, suponiendo que el Banco Central ha calculado correctamente el crecimiento sostenible de la economía. La política monetaria no tiene sesgo alguno en contra de usar el crédito para invertir o suavizar el consumo.

6.1.1 Términos de Intercambio

Los términos de intercambio, definidos como el ratio de precios de exportación en relación con los precios de importación, implican mayor capacidad adquisitiva de los bienes y servicios de exportación en relación con la de los bienes y servicios de importación, en caso de que se incrementen; sin embargo, si disminuyen, este cambio puede llegar a traducirse en un crónico deterioro de la balanza de pagos, debido a que un amplio porcentaje de las exportaciones corresponde a productos mineros.

Según los estudios de Corsetti & Pesenti (2001), Galí & Monacelli (2005), De Paoli (2009), entre otros, los términos de intercambio influyen en la volatilidad de las reglas de política monetaria, el tipo de cambio real y los choques de productividad. En particular, los gobiernos podrían aplicar políticas monetarias restrictivas, afectando así los niveles de actividad económica (Bernanke, Gertler & Watson, 1997). Hamilton & Herrera (2004), afirman que los choques de precios externos serían más importantes que la política monetaria restrictiva para explicar los niveles de actividad.

De acuerdo con Kopits & Symansky (1998), una regla fiscal expresada como el cumplimiento de un objetivo medido a través de un indicador de desempeño fiscal, tiene como objetivo limitar el sesgo del gobierno al gasto de forma que garantice la sostenibilidad fiscal.

Bajo este contexto, el punto de partida de análisis del efecto de los términos de intercambio sobre la tasa de interés y el gasto es como sigue. Sobre la base de Córdova & Rojas (2010), si los términos de intercambio aumentan/disminuyen, se esperaría que en el mediano plazo se genere una expansión/contracción en el indicador de competitividad, lo que en términos de productividad significaría un efecto positivo/negativo. En paralelo, el choque se traduce en mejoras/deterioros en la productividad del capital y del trabajo, como factores productivos, lo que se deriva en incremento/reducción en sus retribuciones. Por tanto, como consecuencia mejoran/empeoran las condiciones de inversión y el salario real. Asimismo, el consumo se expande/contrae, mientras que se genera una menor/mayor necesidad de fuerza laboral, a consecuencia de la variación en su productividad, lo que en términos del efecto riqueza, devenido de los indicadores de términos de intercambio, implicaría acumulación/liberación de activos externos, conducentes a una menor/mayor prima por riesgo y posteriormente una tasa de interés de Wicksell más baja/alta; además, sin perjuicio de lo anterior, debido a que la expansión/contracción en los términos de intercambio podría devenir en incremento/reducción del producto, las acciones de política monetaria sobre la tasa de interés requerirían que ésta se incremente/reduzca.

No obstante lo anterior, bajo la regla fiscal en que el gobierno mantiene un nivel de deuda en torno a su objetivo, la expansión/contracción de los términos de intercambio conlleva a que se adquiera un nivel de deuda mayor/menor, generando un nivel de gasto más elevado/reducido. Además, el mayor/menor nivel de deuda generado compensa a la acumulación/liberación de activos externos del sector privado, conduciendo a que la economía resulte más/menos endeudada, incrementando/reduciendo la prima por riesgo y la tasa de interés. Adicionalmente, debido a que el consumo y la inversión son más volátiles que el producto, se esperaría que en el corto plazo se genere un efecto mayor por el lado de la demanda, ocasionando que, en términos netos, la tasa de interés sea más alta/baja y el nivel de gasto sea mayor/menor.

6.1.2 Restricción Política

La restricción política, la calidad institucional y la estabilidad política pueden ser una señal de cuán efectiva puede ser la aplicación de acciones y decisiones políticas por parte de las autoridades fiscal y monetaria en el país, debido a que muestra la habilidad de las instituciones encargadas y el desempeño de los mecanismos de política implementados. Al respecto, para medir el riesgo político asociado a las medidas de política aplicadas, Henisz (2006) diseñó el índice de restricción política (POLCON), como variable proxy del grado de arbitrariedad de las decisiones políticas, con el propósito de medir la limitación de política de las instituciones y estimar el grado de restricción política, analizar el riesgo político en las decisiones de inversión y, de manera más general, predecir la variabilidad política. Su escala varía entre 0 (mayor riesgo) y 1 (mayor seguridad).

6.2 Hechos Estilizados. Términos de Intercambio y Restricción Política

La evolución de los términos de intercambio en Perú, muestra que el índice se mantuvo relativamente invariable entre 1990 y 2003, debido a que los precios de las exportaciones variaron en forma parecida a los precios de las importaciones.

Desde el año 2000, la economía peruana se vuelve menos volátil e inicia un periodo de expansión por medio de mayores inversiones extranjeras y la subida de precios de los minerales, conduciendo a que los términos de intercambio atravesen por una fase de expansión entre 2005 –registrando 127.3 puntos en 2006– y 2007 –con 132 puntos–. A partir de agosto de ese año, durante la crisis financiera internacional, se generó un efecto sobre los precios internacionales y los términos de intercambio, cuyo efecto duró hasta 2009 –reportándose 108.1 puntos–; sin embargo, esta situación no llevó al estancamiento de la economía y, posteriormente, se inició una fase de recuperación en la que se registraron variaciones positivas –alcanzando un máximo de 143.9 puntos en 2011–, seguida de una etapa de contracción entre 2012 –en que la situación se tornó más compleja– y 2013 –en que los países exportadores de minerales y metales como Perú, fueron más afectados que los países de productos agroindustriales, de hidrocarburos y de servicios–. **(Gráficos 9 y 10)**

Gráfico 9
Términos de Intercambio

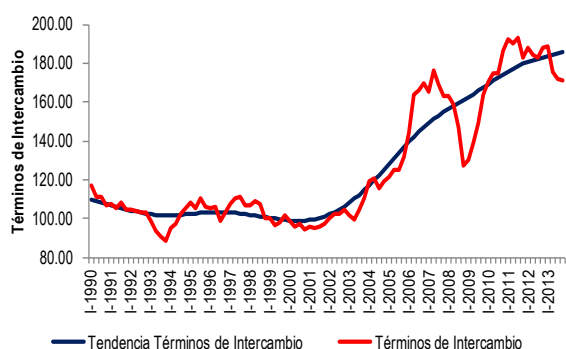
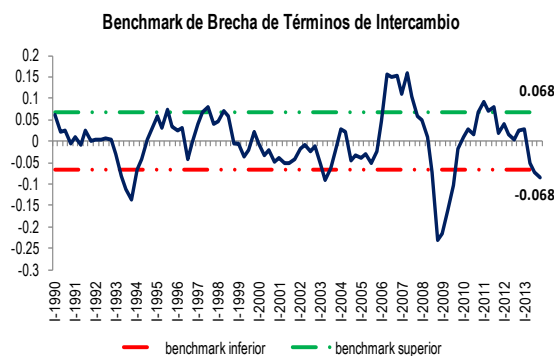


Gráfico 10



En paralelo, la economía peruana atravesó por períodos de reducida capacidad del gasto público y elevadas tasas de inflación, las que condujeron a la necesidad de reformas iniciadas en agosto de 1990. Posteriormente, surgieron épocas que registraron menores tasas inflacionarias; crecimiento, variabilidad y desaceleración del producto en medio de reformas y ajuste estructural (1994-1996); efectos negativos sobre el crecimiento como consecuencia del fenómeno del Niño (1997-1998); recesión causada por los efectos de la crisis asiática de 1997 (1998-2000); menores niveles de inversión pública y resultados desfavorables en la balanza de cuenta corriente (2001); estabilidad vinculada a la inversión privada, el equilibrio fiscal y la política monetaria por metas de inflación mediante la adopción de la tasa de interés como instrumento de política desde septiembre de 2003 (2001-2006); mayores tasas de crecimiento durante el inicio y el desarrollo de la crisis financiera internacional (2007-2009), seguidas de importantes tasas de recuperación (2010). (Gráficos 11 y 12)

Gráfico 11
Tasa de Interés vs.
Brecha de Términos de Intercambio

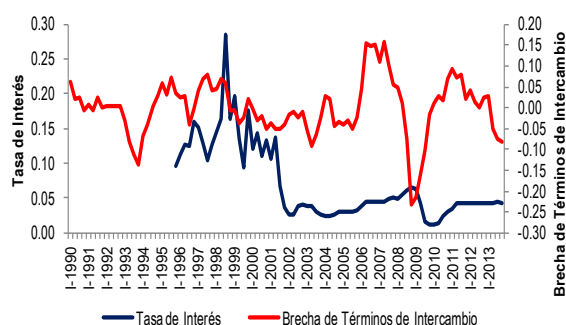
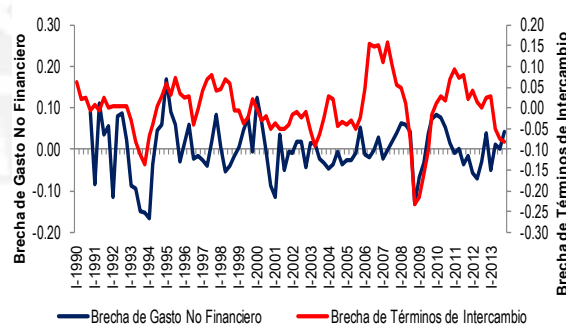
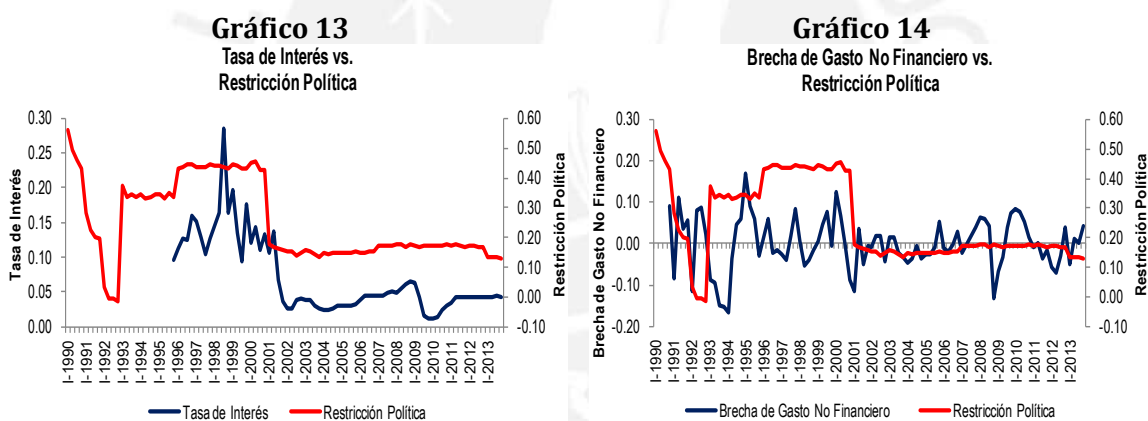


Gráfico 12
Brecha de Gasto No Financiero vs.
Brecha de Términos de Intercambio



La aplicación de la reestructuración de precios conocida como «fujishock» en agosto de 1990, a pesar de que permitió controlar la inflación, provocó que los salarios fueran insuficientes, devaluando su valor, seguida de una serie de reformas que condujeron a políticas restrictivas y relativamente riesgosas para la economía, que generaron un incremento en la tasa de desempleo, a pesar de que se implementaron medidas para estabilizar la economía, en paralelo con las amenazas del terrorismo en el país. Sin embargo, luego de la captura del líder senderista en septiembre de 1992, se recuperó cierta estabilidad que mejoró paulatinamente la situación política del país, por un lado un crecimiento sostenido acompañado de una mayor confianza en la moneda local, que condujo a una apreciación cambiaria.

Las acciones de política mantuvieron un ritmo relativamente estable, a pesar de enfrentar los efectos de las crisis asiática y rusa y el fenómeno del Niño (1997-1998). No obstante, el escándalo político suscitado por los «vladivideos» en septiembre de 2000 y los actos de corrupción registrados en las elecciones del mismo año condujeron a una caída en la calidad institucional, la cual no se recuperó en los últimos años, manteniéndose en niveles bajos. (Gráficos 13 y 14)



7. Propuesta

7.1 Política Monetaria

En relación con la política monetaria, se considera la hipótesis de que la autoridad monetaria respondería diferente de acuerdo al escenario que atraviese la economía, de modo que las decisiones de política obedecerían a una suerte de regla de Taylor no lineal o por tramos. A pesar de que la literatura sobre la asimetría de los bancos centrales es relativamente reciente, Cukierman (2004) y Cukierman & Muscatelli (2008) establecen relaciones de equivalencia entre la asimetría en la regla de Taylor y la asimetría en los objetivos de política monetaria.

En este estudio se considerará la no linealidad vinculada a la tendencia de los términos de intercambio o sus desviaciones.

En este caso, se especifica la regla de Taylor, según:

$$i_t = \begin{cases} (1-d)(c_\tau + \rho_\tau i_{t-1} + \beta_\tau \tilde{y}_t + \alpha_\tau E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \lambda_\tau \tilde{e}_t) + & d = 0(1990-2004) \\ d(c^\tau + \rho^\tau i_{t-1} + \beta^\tau \tilde{y}_t + \alpha^\tau E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \lambda^\tau \tilde{e}_t) + \varepsilon_t & ; d = 1(2004-2013) \end{cases} \quad [M.6]$$

Siendo $\tau = 2004$ el período de corte, los parámetros indicados con subíndice y superíndice τ implican antes y después del cambio de tendencia, respectivamente.

De otro lado, se plantea la hipótesis de que no todos los efectos provenientes de la variación de los precios internacionales, reflejados en los términos de intercambio, conllevan a desviaciones en el producto, a pesar de su correlación. Desde esta perspectiva, y dado el contexto de la economía peruana, se considera que la brecha de términos de intercambio incide sobre el instrumento de política monetaria, a través de la ecuación:

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \beta \tilde{y}_t + \alpha E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \lambda \tilde{e}_t + \psi \tilde{x}_t + \varepsilon_t \quad [M.7]$$

Siendo \tilde{x}_t la brecha de términos de intercambio.

Por su parte, la restricción política del país puede conducir a resultados diferentes, en la medida que sea más flexible o más rígida. Al respecto, según Calderón, Duncan & Schmidt-Hebbel (2012) los países en vías de desarrollo no pueden adoptar políticas monetarias contracíclicas, debido a las condiciones financieras y las condiciones desfavorables de la economía política. En términos prácticos, en la medida que las instituciones políticas de un país sean más fuertes/débiles, mejor/peor es el resultado vinculado a la adopción de políticas contracíclicas. De acuerdo a lo anterior, es posible especificar una regla de Taylor con «restricción política»:

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \beta \tilde{y}_t + \alpha E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \lambda \tilde{e}_t + \psi \tilde{y}_t p_t + \varepsilon_t \quad [M.8]$$

Siendo p_t el índice de restricción política $p_t \in [0,1]$.

Se define $\frac{\partial i_t}{\partial \tilde{y}_t} := \beta + \psi p_t$, de modo que si $\frac{\partial i_t}{\partial \tilde{y}_t} := 0 \Rightarrow p_t^* = -\frac{\beta}{\psi}$, siendo p_t^* el nivel de transición de la calidad institucional o el valor crítico de restricción política.

Si $p_t > p_t^* \Rightarrow \frac{\partial i_t}{\partial \tilde{y}_t} > 0$, política contracíclica; si $p_t < p_t^* \Rightarrow \frac{\partial i_t}{\partial \tilde{y}_t} < 0$, política procíclica y si

$p_t = p_t^* \Rightarrow \frac{\partial i_t}{\partial \tilde{y}_t} = 0$, política acíclica.

7.2 Política Fiscal

Respecto a la política fiscal, con base en los trabajos de Alessina, Campante & Tabellini (2008), Calderón & Schmidt-Hebbel (2008), Catão & Sutton (2002) y Gavin & Perotti (1997), es posible modelar una función de reacción fiscal en la que se incluyen variables no convencionales como las variaciones en los precios internacionales –la brecha de términos de intercambio– $\Delta F_t = c + \lambda F_{t-1} + \beta y_t + \gamma X_t + \varepsilon_t$. Definiendo $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$ y $\theta = 1 + \lambda$, el modelo puede escribirse como $F_t = c + \theta F_{t-1} + \beta y_t + \gamma X_t + \varepsilon_t$; siendo F_t el instrumento de política fiscal determinado como la brecha de gasto en términos reales y X_t un conjunto de variables de control, incluida la brecha de términos de intercambio.

$$g_t = c + \theta g_{t-1} + \beta y_t + \gamma x_t + \varepsilon_t \quad [F.3]$$

De acuerdo con Hercowitz et al. (2004), la política fiscal reacciona asimétricamente a variaciones en el ciclo económico. Además, según Kaminsky (2010), las políticas macroeconómicas en países en vías de desarrollo, como la peruana, son altamente procíclicas en momentos de crisis.

Debido a la alta correlación entre el PBI y_t y los términos de intercambio x_t , en la economía peruana, es factible redefinir el indicador de asimetría de $D(y_t)$ a $D(x_t)$. Éste corresponde a «períodos de *boom*» de términos de intercambio, según supere la banda superior $\sigma_{x_t}^+$ o no, siendo $D(x_t^+) = 1$; si $x_t > \sigma_{x_t}^+$; o a «períodos de *bust*», según se ubique por debajo de la banda inferior $-\sigma_{x_t}^-$ o no, siendo $D(x_t^-) = 1$; si $x_t < -\sigma_{x_t}^-$. Donde σ_{x_t} es la desviación estándar de la brecha de términos de intercambio.

$$\text{En resumen, } g_t = c + \theta g_{t-1} + \beta^+ D(x_t^+) y_t + \beta y_t + \beta^- D(x_t^-) y_t + \gamma x_t + \varepsilon_t \quad [F.4]$$

Para el caso del efecto de la restricción política, es evidente que las acciones fiscales se conducirían mejor en escenarios de política estables, debido a que la restricción política genera fricciones en los resultados de las medidas aplicadas y podría ocasionar distorsiones inesperadas. Al respecto, de acuerdo con Calderón, Duncan & Schmidt-Hebbel (2012) los países en vías de desarrollo, debido a sus limitaciones financieras y las condiciones desfavorables de la economía política, no pueden adoptar políticas fiscales contracíclicas. En términos prácticos, en la medida que las instituciones políticas sean más débiles, el resultado vinculado a la adopción de políticas contracíclicas podría ser más restrictivo. De acuerdo a lo anterior, es posible especificar una función de reacción fiscal con «restricción política»:

$$g_t = c + \theta g_{t-1} + \beta y_t + \psi y_t p_t + \varepsilon_t \quad [F.5]$$

Siendo p_t el índice de restricción política $p_t \in [0,1]$.

Se define $\frac{\partial \tilde{g}_t}{\partial y_t} := \beta + \psi p_t$ de modo que si $\frac{\partial \tilde{g}_t}{\partial y_t} := 0 \Rightarrow p_t^* = -\frac{\beta}{\psi}$, siendo p_t^* el nivel de

transición de la calidad institucional o el valor crítico de restricción política.

Si $p_t > p_t^* \Rightarrow \frac{\partial \tilde{g}_t}{\partial y_t} < 0$, política contracíclica; si $p_t < p_t^* \Rightarrow \frac{\partial \tilde{g}_t}{\partial y_t} > 0$, política procíclica y si

$p_t = p_t^* \Rightarrow \frac{\partial \tilde{g}_t}{\partial y_t} = 0$, política acíclica.

Adicionalmente, sobre la base de los modelos antes mencionados, es admisible la especificación de una función de reacción fiscal «conjunta», siendo:

$$\tilde{g}_t = c + \theta \tilde{g}_{t-1} + \beta^+ D(x_t^+) y_t + \beta y_t + \beta^- D(x_t^-) y_t + \varphi x_t + \psi y_t p_t + \varepsilon_t \quad [F.6]$$

7.3 Estimación Empírica

7.3.1 Política Monetaria

Al respecto, sobre la base de la hipótesis planteada en el presente documento, es posible determinar que la regla de Taylor podría no ser completamente objetiva, considerando distintos escenarios y contextos económicos; debido a que existirían factores propios de cada entorno económico. Además, cabe la posibilidad de que el modelo sea insuficiente para capturar y analizar esa información, ergo, se requerirá de la implementación de modificaciones que permitan «refinar» la regla de política aplicada.

En virtud de lo anterior, los resultados obtenidos muestran el desempeño de la autoridad monetaria frente a distintos escenarios no convencionales, partiendo de una regla de Taylor estándar, sobre la cual se aplican determinadas modificaciones.

1) Cambio en la tendencia de los Términos de Intercambio

Con base en la evidencia previa sobre los términos de intercambio, se consideran dos etapas: la primera, atribuida a la fase en que la tendencia de los términos de intercambio es horizontal; y la segunda, vinculada al período en que ésta es creciente. En tal sentido, se define a d como una variable que permite «separar» ambos escenarios, siendo $d = 0$ desde el primer trimestre 1990 hasta el primer trimestre de 2004 y $d = 1$ desde el segundo trimestre 2004 hasta el último trimestre de 2013.

Al respecto, la regla de política obtenida indica que si la brecha inflacionaria, la brecha de producto y la brecha de depreciación cambiaria fueran lo suficientemente reducidas, en una fase de términos de intercambio con tendencia cuasi-constante, la tasa de interés base se encontraría entre 6.88% y 8.80%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de política se elevaría/reduciría entre 0.119% y 0.183%. De otro lado, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.106% y 0.173%, y si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.041% y 0.049%. Ergo, el resultado sería conducente al control relativo del efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real, debido a que parte del impacto es controlado por acciones discrecionales de la tasa de interés.

Además, si la tasa de política presentó variaciones 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la tasa de interés vigente se incrementaría/reduciría entre 0.046% y 0.054%.

No obstante, en una etapa de tendencia creciente de los términos de intercambio, la tasa de interés base se ubicaría entre 3.23% y 3.86%, mientras que si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés no presentaría variaciones considerables; sin embargo, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.006 y 0.007%, y si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la tasa de política se elevaría/reduciría entre 0.021% y 0.030%. Por tanto, la respuesta implica el ajuste del efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real, en conjunción con acciones discrecionales de la tasa de interés.

Además, el efecto de la información pasada de la tasa de interés implica que si ésta presentó variaciones 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la tasa de interés vigente se incrementaría/reduciría entre 0.075% y 0.079%. **(Cuadro 8)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 3.5 \times 10^{-12} < F_{tabla} = 4.01$ y $F_c = 2.9 \times 10^{-15} < F_{tabla} = 4.00$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 2 \times 10^{-6} < \chi^2 = 41.28$ y $J = 1 \times 10^{-6} < \chi^2 = 58.61$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos.

Cuadro 8: Regla de Taylor III

$$i_t = (1-d)(c_1 + c_2 i_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_5 \tilde{\epsilon}_t) + d(c_6 + c_7 i_{t-1} + c_8 \tilde{y}_t + c_9 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_{10} \tilde{\epsilon}_t) + \epsilon_t$$

Regresión	MCO		GMM				
			GMM-2		GMM-2		
	$d = 0$	$d = 1$	$d = 0$	$d = 1$	$d = 0$	$d = 1$	
T-Interés							
Intercepto	0.0405	0.0098	0.0426	0.0069	0.0354	0.0086	
D.E.	0.0177	0.0024	0.0183	0.0072	0.0173	0.0020	
p-val	0.0258	0.0001	0.0234	0.3397	0.0460	0.0001	
T-Interés (-1)							
D.E.	0.5397	0.7460	0.4632	0.7865	0.4854	0.7790	
D.E.	0.1830	0.0710	0.1680	0.1978	0.1318	0.0643	
p-val	0.0045	0.0000	0.0079	0.0002	0.0006	0.0000	
B-PIB							
D.E.	0.4946	0.2566	0.4593	0.2112	0.4136	0.3019	
D.E.	0.2182	0.0645	0.2357	0.1240	0.2386	0.0912	
p-val	0.0269	0.0002	0.0565	0.0923	0.0866	0.0017	
B-Inflación (+1)							
D.E.	1.1898	0.0344	1.8290	-0.0428	1.3742	-0.0300	
D.E.	0.6080	0.0515	0.5022	0.1879	0.4128	0.0723	
p-val	0.0549	0.5065	0.0006	0.8204	0.0016	0.6800	
B-Depreciación							
D.E.	1.2043	0.0715	1.7321	0.0612	1.0593	0.0715	
D.E.	0.3295	0.0226	0.2267	0.0347	0.2021	0.0426	
p-val	0.0005	0.0024	0.0000	0.0810	0.0000	0.0972	
R ²			0.6799		0.7190		
F			3.5*10 ⁻¹²		2.9*10 ⁻¹⁵		
Intervalos de Confianza al 95%							
T-Interés (-1)	I	0.5031	0.7318	0.4296	0.7469	0.4590	0.7662
	S	0.5763	0.7602	0.4968	0.8260	0.5118	0.7919
B-PIB	I	0.4509	0.2437	0.4121	0.1853	0.3638	0.2836
	S	0.5382	0.2695	0.5064	0.2371	0.4634	0.3201
B-Inflación	I	1.0682	0.0241	1.7285	-0.0804	1.2916	-0.0444
	S	1.3114	0.0447	1.9294	-0.0053	1.4567	-0.0155
B-Depreciación	I	1.1384	0.0670	1.6868	0.0540	1.0189	0.0626
	S	1.2702	0.0761	1.7774	0.0684	1.0997	0.0804
Prueba de Farrar-Glauber							
χ^2	66.3241		63.7007		65.0002		
p-val	0.0209		0.0345		0.0270		
Prueba de Sargan-Hansen							
J			2*10 ⁻⁶		1*10 ⁻⁶		
p-val J			0.9999		0.9999		

(*) $d = 0$ (1990-2004)
 $d = 1$ (2004-2013)

2) Desviaciones en los Términos de Intercambio

Si la presencia de la moneda extranjera en la economía peruana genera ciertas distorsiones en el «normal» uso del instrumento de política por parte del Banco Central, las desviaciones en los términos de intercambio podrían conducir a que la autoridad monetaria aplique acciones de política vinculadas a efectos externos.

En aras de mejorar el resultado de sus decisiones, la autoridad monetaria optaría por incorporar el efecto de la depreciación cambiaria –basándose en un escenario de «dos monedas y una economía»– y el impacto de las variaciones en los términos de intercambio –con base en la evidencia de una economía dependiente de los precios internacionales–, para minimizar el sesgo de «acción incompleta» que se produciría si se prescinde de las variaciones en la depreciación del tipo de cambio y los cambios en el contexto internacional.

En virtud de la regla de política obtenida, ésta indica que la tasa de interés base se calcularía entre 5.25% y 6.62%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.151% y 0.243%. De otro lado, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.052% y 0.082%, mientras que si los términos de intercambio se desvían 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.012% y 0.024%. Ergo, el resultado implica el control relativo del efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real, debido a que parte del impacto es controlado por acciones discrecionales de la tasa de interés. Empero, la tasa de interés no reacciona ante variaciones en el sector real, dado que su efecto es –estadísticamente– nulo. **(Cuadro 9a)**

Sin perjuicio de lo anterior, si la autoridad monetaria incorpora la persistencia de la información pasada, la tasa de interés base se ubicaría entre 4.60% y 5.73%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.052% y 0.087%. De otro lado, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.038% y 0.059%, mientras que si los términos de intercambio se desvían 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.008% y 0.015%. Por tanto, el resultado conduce al control del efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real. No obstante, la tasa de interés no reacciona ante variaciones en el sector real, puesto que su efecto es estadísticamente nulo. Además, si las variaciones en la tasa de política fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la tasa de interés vigente se incrementaría/reduciría entre 0.066% y 0.077%. **(Cuadro 9b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 8.3 \times 10^{-14} < F_{tabla} = 4.00$ y $F_c = 2.2 \times 10^{-11} < F_{tabla} = 4.04$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 3.6 \times 10^{-5} < \chi^2 = 42.62$ y $J = 3.1 \times 10^{-5} < \chi^2 = 63.08$, $J = 7 \times 10^{-6} < \chi^2 = 40.39$ y $J = 3 \times 10^{-6} < \chi^2 = 59.77$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 9: Regla de Taylor IV						
$i_t = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + c_3 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_4 \tilde{\epsilon}_t + c_5 \tilde{x}_t + \epsilon_t$				$i_t = c_1 + c_2 i_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_5 \tilde{\epsilon}_t + c_6 \tilde{x}_t + \epsilon_t$		
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM	
		GMM-1	GMM-2		GMM-1	GMM-2
T-Interés						
Intercepto	0.0662	0.0551	0.0525	0.0132	0.0136	0.0156
D.E.	0.0057	0.0095	0.0094	0.0051	0.0059	0.0044
p-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0123	0.0240	0.0008
T-Interés (-1)						
D.E.				0.7697	0.7265	0.6611
p-val				0.0623	0.0797	0.0711
				0.0000	0.0000	0.0000
B-PIB						
D.E.	0.0872	-0.1785	-0.1587	0.0829	-0.1035	-0.0543
p-val	0.3472	0.4739	0.3612	0.1881	0.1691	0.1657
	0.8025	0.7076	0.7077	0.6609	0.5427	0.7444
B-Inflación (+1)						
D.E.	1.5147	2.4287	1.5966	0.6032	0.8673	0.5193
p-val	0.4011	0.6587	0.5387	0.2646	0.3597	0.2094
	0.0003	0.0005	0.0045	0.0259	0.0190	0.0162
B-Depreciación						
D.E.	0.6266	0.8224	0.5199	0.5095	0.5922	0.3810
p-val	0.2875	0.3892	0.2979	0.1535	0.2138	0.1493
	0.0328	0.0388	0.0864	0.0015	0.0075	0.0135
B-Términos-I						
D.E.	0.1747	0.2445	0.1168	0.1259	0.1530	0.0811
p-val	0.0880	0.1177	0.0685	0.0479	0.0629	0.0274
	0.0512	0.0421	0.0936	0.0107	0.0181	0.0045
R ²		0.2791	0.2125		0.6883	0.7283
F		8.3*10 ⁻¹³	2.2*10 ⁻¹¹		8.3*10 ⁻¹³	2.2*10 ⁻¹¹
Intervalos de Confianza al 95%						
T-Interés (-1)	I			0.7573	0.7106	0.6469
	S			0.7822	0.7425	0.6753
B-PIB	I	0.0075	-0.2937	-0.2465	0.0452	-0.1374
	S	0.1668	-0.0633	-0.0709	0.1205	-0.0697
B-Inflación	I	1.4227	2.2686	1.4657	0.5503	0.7953
	S	1.6067	2.5888	1.7276	0.6561	0.9392
B-Depreciación	I	0.5606	0.7278	0.4475	0.4788	0.5494
	S	0.6926	0.9171	0.5923	0.5402	0.6350
B-Términos-I	I	0.1545	0.2159	0.1002	0.1163	0.1404
	S	0.1949	0.2732	0.1335	0.1355	0.1656
Prueba de Farrar-Glauber						
χ^2	46.1264	31.1692	30.8706	27.1303	24.0000	24.5001
p-val χ^2	0.0008	0.0530	0.0569	0.0277	0.0651	0.0571
Prueba de Sargan-Hansen						
J		3.6*10 ⁻⁵	3.1*10 ⁻⁵		7*10 ⁻⁶	3*10 ⁻⁶
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999

3) Restricción Política

Una cuestión sobre el desempeño de la institución monetaria implica entender cuán «fuerte/débil» es o cuál es la calidad inherente al rol condicionado a los objetivos planteados. En términos prácticos, en presencia de restricción política las condiciones se tornan más difusas y podrían conducir a efectos no esperados e incluso perjudiciales; sin embargo, si las condiciones otorgan mayor «libertad» o menor riesgo institucional, los resultados estarán más alineados a los objetivos.

De acuerdo con la regla de política obtenida, la tasa de interés base se encontraría entre 5.27% y 6.44%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.129% y 0.197%. De otro lado, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.047% y 0,057%.

En virtud de lo anterior, el resultado controla el efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real. Además, la calidad institucional estimada se ubicaría entre 0.2064 y 0.2429.

(Cuadro 10a)

Desde otro enfoque, en un escenario de suavizamiento de la tasa de interés, la tasa de equilibrio se encontraría entre 4.65% y 5.64%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.031% y 0.061%. De otro lado, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.032% y 0.053%. Así, el resultado permite controlar el efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real.

Además, si las variaciones en la tasa de política fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la tasa de interés vigente se incrementaría/reduciría entre 0.067% y 0.078%. En adición, la calidad institucional se estima entre 0.1066 y 0.1762.

(Cuadro 10b)

En síntesis, según los resultados anteriores, la economía peruana aún no cuenta con las condiciones necesarias para soportar cualquier escenario adverso ni controlar de manera completamente efectiva el impacto de los shocks internos y externos. En tal sentido, la restricción política podría dificultar el resultado conducente a que las decisiones de política estén completamente alineadas a los objetivos planteados, en especial si la restricción política es menos flexible.

No obstante lo anterior, la inclusión del rezago del instrumento de política disipa el efecto contemporáneo de la restricción política.

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 3.5 \times 10^{-12} < F_{tabla} = 3.99$ y $F_c = 1.3 \times 10^{-10} < F_{tabla} = 4.04$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 4.7 \times 10^{-5} < \chi^2 = 41.27$ y $J = 3.3 \times 10^{-5} < \chi^2 = 61.91$, $J = 6 \times 10^{-6} < \chi^2 = 41.27$ y $J = 4 \times 10^{-6} < \chi^2 = 60.26$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 10: Regla de Taylor V

$i_t = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + c_3 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_4 \tilde{e}_t + c_5 \tilde{y}_t p_t + \varepsilon_t$				$i_t = c_1 + c_2 i_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + c_5 \tilde{e}_t + c_6 \tilde{y}_t p_t + \varepsilon_t$			
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM		
		GMM-1	GMM-2		GMM-1	GMM-2	
T-Interés							
Intercepto	0.0644	0.0561	0.0527	0.0125	0.0133	0.0154	
D.E.	0.0058	0.0096	0.0094	0.0063	0.0053	0.0040	
p-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0514	0.0148	0.0003	
T-Interés (-1)							
D.E.				0.7782	0.7412	0.6691	
p-val				0.1180	0.0695	0.0619	
				0.0000	0.0000	0.0000	
B-PIB	-0.0097	-0.0096	-0.0102	-0.0016	-0.0046	-0.0038	
D.E.	0.0067	0.0082	0.0088	0.0036	0.0045	0.0030	
p-val	0.1503	0.2472	0.2497	0.6538	0.3134	0.2095	
B-Inflación (+1)	1.2892	1.9747	1.3279	0.3597	0.6122	0.3076	
D.E.	0.5115	0.7108	0.5506	0.2076	0.3397	0.1838	
p-val	0.0141	0.0073	0.0192	0.0887	0.0766	0.0994	
B-Depreciación	0.5539	0.5721	0.4673	0.4376	0.5303	0.3164	
D.E.	0.3315	0.3246	0.2677	0.1777	0.3081	0.1769	
p-val	0.0999	0.0831	0.0864	0.0164	0.0905	0.0792	
B-PIB*R-Política	0.0470	0.0436	0.0420	0.0150	0.0261	0.0246	
D.E.	0.0253	0.0261	0.0246	0.0160	0.0170	0.0154	
p-val	0.0675	0.0985	0.0908	0.3537	0.1303	0.1142	
R ²		0.2073	0.1554		0.6256	0.6398	
F		3.5*10 ⁻¹²	1.3*10 ⁻¹⁰		3.5*10 ⁻¹²	1.3*10 ⁻¹⁰	
Intervalos de Confianza al 95%							
T-Interés (-1)	I			0.7546	0.7267	0.6561	
	S			0.8018	0.7557	0.6820	
B-PIB	I	-0.0111	-0.0114	-0.0120	-0.0023	-0.0044	
	S	-0.0083	-0.0079	-0.0084	-0.0009	-0.0032	
B-Inflación	I	1.1824	1.8262	1.2129	0.3374	0.2692	
	S	1.3961	2.1233	1.4430	0.4347	0.3460	
B-Depreciación	I	0.4847	0.5042	0.4114	0.4020	0.2794	
	S	0.6232	0.6399	0.5233	0.4731	0.3533	
B-PIB*R-Política	I	0.0417	0.0381	0.0369	0.0118	0.0240	
	S	0.0522	0.0491	0.0471	0.0182	0.0252	
Prueba de Farrar-Glauber							
χ^2	52.0366	29.7648	30.6252	28.6804	25.3688	27.8812	
p-val χ^2	0.0001	0.0738	0.0603	0.0177	0.0636	0.0472	
Prueba de Sargan-Hansen							
J		4.7*10 ⁻⁵	3.3*10 ⁻⁵		6*10 ⁻⁶	4*10 ⁻⁶	
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999	

Desde otra perspectiva, dependiendo de si la restricción política es «más riesgosa» ($p \rightarrow 0$) o «más segura» ($p \rightarrow 1$), las decisiones de política podrían ser menos o más favorables, conduciendo a que la tasa de política reaccione asimétricamente.

De acuerdo con la regla de política obtenida, la tasa de interés base se encontraría entre 5.72% y 6.71%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.137% y 0.191%. De otro lado, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.050% y 0.057%. Además, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.0011% y 0.0019%, si la restricción es rígida; o entre 0.0003% y 0.0007%, si ésta es más flexible. Por tanto, el resultado conduce al control del efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real.

En adición, los niveles de calidad institucional se estiman entre 0.1638 y 0.1657 (rígida) y entre 0.4180 y 0.4651 (flexible). **(Cuadro 11a)**

De otro lado, en un escenario de suavizamiento de la tasa de política, la tasa de interés base se encontraría entre 5.11% y 6.29%; sin embargo, si la inflación se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.033% y 0.054%. Por su parte, si la desviación de 0.1% superior/inferior al nivel tendencial proviene de la depreciación cambiaria, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.033% y 0.061%. Asimismo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la tasa de interés se elevaría/reduciría entre 0.0004% y 0.0007%, si la restricción es rígida; o entre 0.0001% y 0.0004%, si ésta es más flexible. Por tanto, el resultado implica el control del efecto inflacionario y las desviaciones en el sector real. Además, si las variaciones en el instrumento de política fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel referencial, la tasa de interés vigente se elevaría/reduciría entre 0.065% y 0.077%. Adicionalmente, la calidad institucional se calcularía entre 0.1549 y 0.1708 (baja) y entre 0.4280 y 0.4960 (media). **(Cuadro 11b)**

En síntesis, la economía peruana no contaría con las suficientes condiciones necesarias para soportar cualquier escenario adverso, debido a que la restricción política en algunas oportunidades persiste y dificulta el cumplimiento de las metas, en especial, si ésta es más rígida; sin embargo, en otras, las acciones de política estarían mejor alineadas a los objetivos, en particular, si la restricción política es más flexible.

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 5.4 \times 10^{-7} < F_{tabla} = 4.11$ y $F_c = 8.9 \times 10^{-6} < F_{tabla} = 4.32$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 3.4 \times 10^{-5} < \chi^2 = 41.27$ y $J = 2.6 \times 10^{-5} < \chi^2 = 59.43$, $J = 6 \times 10^{-6} < \chi^2 = 40.38$ y $J = 3 \times 10^{-6} < \chi^2 = 56.93$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 11: Regla de Taylor VI						
$i_t = c_1 + c_2 \tilde{y}_t + c_3 E_t [\tilde{\pi}_{t+1}] + c_4 \tilde{\epsilon}_t + (1 - d_p) c_5 \tilde{y}_t p_t + d_p c_6 \tilde{y}_t p_t + \epsilon_t$					$d_p = \begin{cases} 0; \text{si } p_t \rightarrow 0 \text{ (rígida)} \\ 1; \text{si } p_t \rightarrow 1 \text{ (flexible)} \end{cases}$	
$i_t = c_1 + c_2 i_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 E_t [\tilde{\pi}_{t+1}] + c_5 \tilde{\epsilon}_t + (1 - d_p) c_6 \tilde{y}_t p_t + d_p c_7 \tilde{y}_t p_t + \epsilon_t$						
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM	
T-Interés		GMM-1	GMM-2		GMM-1	GMM-2
Intercepto	0.0691	0.0636	0.0572	0.0153	0.0170	0.0177
D.E.	0.0060	0.0117	0.0108	0.0070	0.0084	0.0055
p-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0326	0.0475	0.0023
T-Interés (-1)				0.7566	0.7221	0.6538
D.E.				0.1206	0.0941	0.0650
p-val				0.0000	0.0000	0.0000
B-PIB	0.1779	0.1986	0.1304	0.0429	0.0750	0.0407
D.E.	0.0504	0.1061	0.0568	0.0227	0.0591	0.0325
p-val	0.0008	0.0661	0.0462	0.0627	0.2342	0.2159
B-Inflación (+1)	1.5128	1.9075	1.3726	0.4308	0.5434	0.3292
D.E.	0.4154	0.6093	0.4910	0.2557	0.3688	0.2072
p-val	0.0005	0.0027	0.0071	0.0968	0.1461	0.1179
B-Depreciación	0.5744	0.5217	0.5047	0.4434	0.6097	0.3257
D.E.	0.3341	0.2943	0.2542	0.1778	0.2925	0.1797
p-val	0.0902	0.0816	0.0522	0.0152	0.0415	0.0755
B-PIB*R-Política (p→0)	-1.0739	-1.2092	-0.7222	-0.2511	-0.4585	-0.2494
D.E.	0.2994	0.6378	0.3369	0.1388	0.2712	0.1326
p-val	0.0006	0.0629	0.0365	0.0750	0.0963	0.0653
B-PIB*R-Política (p→1)	-0.3825	-0.4378	-0.2830	-0.0865	-0.1659	-0.0874
D.E.	0.1171	0.2426	0.1224	0.0498	0.0992	0.0498
p-val	0.0017	0.0762	0.0245	0.0874	0.0996	0.0850
R ²		0.2427	0.1985		0.6266	0.6933
F		5.4*10 ⁻⁷	8.9*10 ⁻⁶		5.4*10 ⁻⁷	8.9*10 ⁻⁶
Intervalos de Confianza al 95%						
T-Interés (-1)	I			0.7324	0.7024	0.6403
	S			0.7807	0.7417	0.6674
B-PIB	I	0.1673	0.1764	0.1250	0.0384	0.0339
	S	0.1884	0.2207	0.1488	0.0475	0.0874
B-Inflación	I	1.4260	1.7802	1.2700	0.3797	0.2859
	S	1.5995	2.0349	1.4752	0.4819	0.6204
B-Depreciación	I	0.5046	0.4602	0.4516	0.4078	0.5486
	S	0.6442	0.5832	0.5579	0.4790	0.6708
B-PIB*R-Política (p→0)	I	-1.1365	-1.3424	-0.7926	-0.2789	-0.5151
	S	-1.0113	-1.0759	-0.6518	-0.2233	-0.4018
B-PIB*R-Política (p→1)	I	-0.4070	-0.4885	-0.3086	-0.0965	-0.1866
	S	-0.3580	-0.3871	-0.2574	-0.0765	-0.1452
Prueba de Farrar-Glauber						
χ ²	36.1930	32.0215	32.0158	36.2777	32.0954	32.0869
p-val χ ²	0.0208	0.0583	0.0583	0.0203	0.0573	0.0574
Prueba de Sargan-Hansen						
J		3.4*10 ⁻⁵	2.6*10 ⁻⁵		6*10 ⁻⁶	3*10 ⁻⁶
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999

7.3.2 Política Fiscal

Al respecto, con base en la hipótesis establecida en el presente informe, es posible señalar que la aplicación de la función de reacción fiscal podría no ser completamente conducente a resultados esperados como el comportamiento contracíclico del instrumento de política; debido a condiciones y aspectos de cada realidad económica que el modelo base podría no estar capturando y analizando. Además, cabe la posibilidad de que el modelo sea insuficiente para capturar y analizar esa información, ergo, se requerirá de la implementación de modificaciones que permitan «afinar» la función de reacción fiscal aplicada.

En virtud de lo anterior, los resultados obtenidos muestran el desempeño de la autoridad fiscal frente a distintos escenarios no convencionales, partiendo de una función de reacción fiscal estándar, sobre la cual se aplican ciertas modificaciones.

1) Desviaciones de los Términos de Intercambio

En principio, se considera que la autoridad fiscal cuenta con la capacidad de aplicar acciones conducentes a controlar la amplitud del ciclo económico y los cambios asociados al sector real; sin embargo, la presencia de las desviaciones en los términos de intercambio podría generar ciertas distorsiones que el «normal» uso del instrumento de política fiscal no estaría capturando, por lo que cabría la alternativa de implementar una función de política vinculada a los efectos externos. En tal sentido, con el propósito de alcanzar resultados esperados de sus decisiones, la autoridad fiscal optaría por incorporar el impacto de las variaciones en los términos de intercambio, ello con base en la evidencia de una economía dependiente de los precios internacionales.

De acuerdo con la regla de política obtenida, las desviaciones en el gasto se encontrarían alrededor de 0.00%, en el marco del cumplimiento de bajos niveles de variación; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.070% y 0.134%; así, este resultado podría distorsionar la amplitud del ciclo económico. De otro lado, si los términos de intercambio se desvían 0.1% por encima/debajo de su nivel tendencial, el indicador de impulso fiscal se incrementaría/reduciría entre 0.020% y 0.028%. **(Cuadro 12a)**

Desde otro enfoque, en el que se incluye la información del rezago del gasto, la brecha de gasto se mantiene alrededor de 0.00%; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.054% y 0.067%. De otro lado, si los términos de intercambio se desvían 0.1% por encima/debajo del nivel objetivo, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.011% y 0.012%. Además, si las desviaciones en el indicador fiscal fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha de gasto vigente se incrementaría/reduciría entre 0.031% y 0.042%. **(Cuadro 12b)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 3.2 \times 10^{-5} < F_{tabla} = 3.97$ y $F_c = 5.2 \times 10^{-5} < F_{tabla} = 3.96$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 1.1 \times 10^{-4} < \chi^2 = 40.38$ y $J = 3.7 \times 10^{-5} < \chi^2 = 59.36$, $J = 2.6 \times 10^{-5} < \chi^2 = 41.27$ y $J = 4.1 \times 10^{-5} < \chi^2 = 57.77$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 12: Función de Reacción de Gasto II

$\mathcal{G}_t = c_1 + c_2 \mathcal{Y}_t + c_3 \mathcal{X}_t + \varepsilon_t$				$\mathcal{G}_t = c_1 + c_2 \mathcal{G}_{t-1} + c_3 \mathcal{Y}_t + c_4 \mathcal{X}_t + \varepsilon_t$		
Regresión	MCO	GMM		MCO	GMM	
		GMM1	GMM2		GMM1	GMM2
B-Gasto						
Intercepto	0.0010	-0.0031	-0.0010	-0.0002	-0.0020	-0.0001
D.E.	0.0060	0.0075	0.0075	0.0057	0.0053	0.0055
p-val	0.8750	0.6811	0.8956	0.9692	0.7071	0.9821
B-Gasto (-1)						
D.E.				0.3113	0.4246	0.4102
p-val				0.0985	0.1021	0.1164
				0.0022	0.0001	0.0007
B-PIB						
D.E.	0.7013	1.1284	1.3361	0.5380	0.6656	0.6245
D.E.	0.2781	0.4316	0.4996	0.2694	0.3527	0.3385
p-val	0.0134	0.0106	0.0091	0.0489	0.0627	0.0689
B-Términos-I						
D.E.	0.2050	0.1959	0.2827	0.1205	0.1156	0.1095
D.E.	0.0922	0.1042	0.1621	0.0701	0.0650	0.0633
p-val	0.0287	0.0637	0.0850	0.0892	0.0785	0.0877
R ²		0.1899	0.1326		0.3558	0.2978
F		3.2*10 ⁻⁵	5.2*10 ⁻⁵		3.2*10 ⁻⁵	5.2*10 ⁻⁵
Intervalos de Confianzas al 95%						
B-Gasto (-1)	I			0.2907	0.4032	0.3858
	S			0.3319	0.4459	0.4345
B-PIB	I	0.6457	1.0421	1.2362	0.4817	0.5919
	S	0.7569	1.2148	1.4361	0.5942	0.7393
B-Término-I	I	0.1866	0.1750	0.2503	0.1059	0.1021
	S	0.2235	0.2167	0.3151	0.1352	0.1292
Prueba de Farrar-Glauber						
χ^2	9.8736	7.3002	7.0997	19.0532	10.3057	9.6590
p-val χ^2	0.0197	0.0629	0.0688	0.0019	0.0670	0.0855
Prueba de Sargan-Hansen						
J		1.1*10 ⁻⁴	3.7*10 ⁻⁵		2.6*10 ⁻⁵	4.1*10 ⁻⁵
p-val J		0.9999	0.9999		0.9999	0.9999

2) Benchmarking y Desviaciones de Términos de Intercambio

Partiendo de la premisa de que el comportamiento cíclico del instrumento de política depende del estado vigente de los términos de intercambio, más allá del efecto de las desviaciones en los precios internacionales, la autoridad fiscal podría «identificar» en qué circunstancias el indicador de gasto estaría vinculado a reacciones contracíclicas, procíclicas o acíclicas, según sea el caso. Ergo, en términos prácticos, la brecha de gasto reaccionaría asimétricamente a las desviaciones en el producto, según la fase en la que se encuentren las variaciones en los términos de intercambio.

De acuerdo con la regla de política obtenida, las desviaciones del gasto se estiman alrededor de 0.00%; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, en una fase de *boom* de términos de intercambio, la brecha de gasto se reduciría/incrementaría entre 0.054% y 0.064%, siendo *contracíclico*. Por su parte, si esta desviación de 0.1% ocurre en un fase *normal*, el indicador fiscal se elevaría/reduciría entre 0.008% y 0.011%, siendo *procíclico*. De otro lado, si la desviación de 0.1% se presenta en una fase de *bust*, la brecha de gasto se reduciría/incrementaría entre 0.015% y 0.017%, siendo *contracíclico*. Además, en relación con el efecto directo de los términos de intercambio, si éstos se desvían 0.1% por encima/debajo de su tendencia, el impulso fiscal se incrementaría/reduciría entre 0.022% y 0.028%.

En adición, si las desviaciones del gasto fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha de gasto vigente se incrementaría/reduciría entre 0.028% y 0.030%.

(Cuadro 13)

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 1.5 \times 10^{-7} < F_{tabla} = 3.96$ y $F_c = 1.3 \times 10^{-5} < F_{tabla} = 3.96$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 7.8 \times 10^{-4} < \chi^2 = 40.38$ y $J = 7.1 \times 10^{-5} < \chi^2 = 58.95$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos.

Cuadro 13: Función de Reacción de Gasto III				
$\tilde{g}_t = c_1 + c_2 \tilde{g}_{t-1} + [c_3 D(x_t^+) + c_4 + c_5 D(x_t^-)] \tilde{y}_t + c_6 \tilde{x}_t + \varepsilon_t$				
Regresión	MCO	GMM		
		GMM1	GMM2	
B-Gasto				
Intercepto	-0.0002	0.0016	-0.0025	
D.E.	0.0078	0.0084	0.0059	
p-val	0.9837	0.8453	0.6798	
B-Gasto (-1)				
	0.2759	0.3043	0.2986	
D.E.	0.1466	0.1591	0.1677	
p-val	0.0635	0.0599	0.0796	
B-PIB (Boom T-I)				
	-0.6027	-0.5355	-0.6379	
D.E.	0.2680	0.2654	0.1494	
p-val	0.0273	0.0475	0.0001	
B-PIB (Normal)				
	0.0933	0.1128	0.0751	
D.E.	0.0428	0.0664	0.0441	
p-val	0.0323	0.0937	0.0934	
B-PIB (Bust T-I)				
	-0.1506	-0.1730	-0.1620	
D.E.	0.0736	0.0847	0.0964	
p-val	0.0447	0.0451	0.0976	
B-Términos-I				
	0.2836	0.2154	0.2521	
D.E.	0.1158	0.1276	0.1485	
p-val	0.0165	0.0960	0.0942	
R ²		0.3389	0.2750	
F		1.5*10 ⁻⁷	1.3*10 ⁻⁵	
Intervalos de Confianzas al 95%				
B-Gasto (-1)	I	0.2453	0.2711	0.2635
	S	0.3066	0.3376	0.3336
B-PIB (Boom)	I	-0.6587	-0.5909	-0.6691
	S	-0.5467	-0.4800	-0.6067
B-PIB (Normal)	I	0.0844	0.0989	0.0659
	S	0.1023	0.1267	0.0843
B-PIB (Bust)	I	-0.1660	-0.1907	-0.1822
	S	-0.1352	-0.1553	-0.1419
B-Términos-I	I	0.2594	0.1887	0.2211
	S	0.3078	0.2421	0.2831
Prueba de Farrar-Glauber				
χ^2	8.1466	3.6996	3.5997	
p-val χ^2	0.0043	0.0544	0.0578	
Prueba de Sargan-Hansen				
J		7.8*10 ⁻⁴	7.1*10 ⁻⁵	
p-val J		0.9999	0.9999	

3) Restricción Política

En principio, una cuestión sobre el desempeño de la institución fiscal implica entender cuán «fuerte/débil» es o cuál es la calidad inherente al rol condicionado a los objetivos planteados. En términos prácticos, en presencia de restricción política, las condiciones se tornan más difusas y podrían conducir a efectos no esperados e incluso perjudiciales; sin embargo, si las condiciones otorgan mayor «libertad» o menor riesgo institucional, los resultados estarán más alineados a los objetivos.

De acuerdo con la regla de política obtenida, la brecha de gasto objetivo se encontraría alrededor de 0.00%; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.047% y 0.067%, cuyo resultado podría distorsionar relativamente la amplitud del ciclo económico.

Además, si las desviaciones del gasto fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha de gasto vigente se incrementaría/reduciría entre 0.033% y 0.049%.

Bajo estas condiciones, el nivel de calidad institucional se estimaría entre 0.060 y 0.0964. Desde otro enfoque, si el instrumento de política reacciona asimétricamente a la restricción política, dependiendo de si ésta es «más riesgosa» ($p \rightarrow 0$) o «más segura» ($p \rightarrow 1$), las decisiones de política podrían ser limitantes o favorables.

De acuerdo con la función de reacción obtenida, la brecha de gasto objetivo se encontraría alrededor de 0.00%; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.045% y 0.061%, o entre 0.058% y 0.070%, dependiendo de si la restricción política es más «rígida» o «flexible», respectivamente. En tal sentido, el efecto neto de la desviación en el sector real implica posibles distorsiones sobre las acciones de política. Además, si las desviaciones del gasto fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha de gasto vigente se incrementaría/reduciría entre 0.031% y 0.046%.

Según este resultado, el control de shocks internos y externos dependería de si la calidad institucional es desfavorable u oportuna. Así, en síntesis, la restricción política condiciona el cumplimiento de las acciones de política alineadas a los objetivos. **(Cuadro 14)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 6 \times 10^{-4} < F_{tabla} = 3.95$ y $F_c = 1.1 \times 10^{-3} < F_{tabla} = 3.99$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 6.5 \times 10^{-5} < \chi^2 = 42.18$ y $J = 6.7 \times 10^{-5} < \chi^2 = 61.15$, $J = 1.9 \times 10^{-5} < \chi^2 = 40.39$ y $J = 1 \times 10^{-4} < \chi^2 = 60.17$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos, en ambos casos.

Cuadro 14: Función de Reacción de Gasto IV

Regresión		MCO	GMM		MCO	GMM		
			GMM-1	GMM-2		GMM-1	GMM-2	
$\tilde{g}_t = c_1 + c_2 \tilde{g}_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + c_4 \tilde{y}_t p_t + \varepsilon_t$		$d_p = \begin{cases} 0; \text{si } p_t \rightarrow 0 (\text{rígida}) \\ 1; \text{si } p_t \rightarrow 1 (\text{flexible}) \end{cases}$						
$\tilde{g}_t = c_1 + c_2 \tilde{g}_{t-1} + c_3 \tilde{y}_t + (1 - d_p) c_4 \tilde{y}_t p_t + d_p c_5 \tilde{y}_t p_t + \varepsilon_t$								
B-Gasto								
Intercepto		-0.0051	-0.0050	-0.0039	-0.0053	-0.0037	-0.0036	
D.E.		0.0054	0.0056	0.0048	0.0055	0.0060	0.0051	
p-val		0.3532	0.3720	0.4184	0.3379	0.5439	0.4887	
B-Gasto (-1)		0.3269	0.4663	0.4915	0.3136	0.4381	0.4590	
D.E.		0.1100	0.0968	0.1140	0.1126	0.0671	0.1216	
p-val		0.0038	0.0000	0.0000	0.0066	0.0000	0.0003	
B-PIB		-0.0423	-0.0498	-0.0420	-0.0096	-0.0185	-0.0130	
D.E.		0.0239	0.0283	0.0239	0.0043	0.0109	0.0062	
p-val		0.0802	0.0817	0.0822	0.0265	0.0937	0.0402	
B-PIB*R-Política	B-PIB*R-Política (p→0)	0.5560	0.5166	0.6995	0.9006	1.0510	0.9863	
D.E.	D.E.	0.1652	0.2233	0.3932	0.3574	0.4006	0.5818	
p-val	p-val	0.0011	0.0233	0.0792	0.0136	0.0104	0.0941	
	B-PIB*R-Política (p→1)				0.5976	0.5931	0.5389	
	D.E.				0.1567	0.2633	0.2444	
	p-val				0.0003	0.0270	0.0305	
R²			0.2957	0.2581		0.5973	0.6214	
F			6*10 ⁻⁴	1.1*10 ⁻³		6*10 ⁻⁴	1.1*10 ⁻³	
Intervalos de Confianza al 95%								
B-Gasto (-1)		I	0.3049	0.4460	0.4676	0.2910	0.4240	0.4336
		S	0.3489	0.4865	0.5153	0.3361	0.4521	0.4844
B-PIB		I	-0.0472	-0.0558	-0.0175	-0.0105	-0.0208	-0.0143
		S	-0.0373	-0.0439	-0.0119	-0.0087	-0.0162	-0.0117
B-PIB*R-Política	B-PIB*R-Política (p→0)	I	0.5215	0.4699	0.6173	0.8259	0.9673	0.8647
		S	0.5905	0.5632	0.7816	0.9752	1.1347	1.1078
	B-PIB*R-Política (p→1)	I				0.5649	0.5380	0.4878
		S				0.6303	0.6481	0.5899
Prueba de Farrar-Glauber								
χ^2		15.7201	13.9051	13.9076	19.7717	17.4904	17.4927	
p-val χ^2		0.0153	0.0529	0.0528	0.0315	0.0642	0.0641	
Prueba de Sargan-Hansen								
J			6.5*10 ⁻³	6.7*10 ⁻³		1.9*10 ⁻³	1*10 ⁻⁴	
p-val			0.9999	0.9999		0.9999	0.9999	

4) Restricción Política, Desviaciones y Benchmarking de Términos de Intercambio

Sobre la base de un enfoque más extenso, en el que se incorporan el impacto del entorno internacional sobre el nivel de gasto y las reacciones asimétricas del indicador fiscal frente a las desviaciones en el producto, según la fase en la que se encuentren las variaciones en los términos de intercambio (*bust*, *normal*, *boom*), los resultados muestran que la brecha de gasto permanece en niveles alrededor de 0.00%; sin embargo, si el producto se desvía 0.1% por encima/debajo del nivel deseado, en una fase de *boom* de términos de intercambio, la brecha de gasto se reduciría/incrementaría entre 0.064% y 0.076%, siendo *contracíclico*. Por su parte, si esta desviación de 0.1% ocurre en un fase *normal*, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.022% y 0.031%, siendo *procíclico*. De otro lado, si la desviación de 0.1% se presenta en una fase de *bust*, la brecha de gasto se reduciría/incrementaría entre 0.022% y 0.035%, siendo *contracíclico*. Además, si los términos de intercambio se desvían 0.1% por encima/debajo de su tendencia, la brecha de gasto se incrementaría/reduciría entre 0.023% y 0.029%.

En adición, si las desviaciones del gasto fueron 0.1% superiores/inferiores al nivel de referencia, la brecha vigente se elevaría/reduciría entre 0.020% y 0.027%. **(Cuadro 15)**

Considerando los coeficientes de determinación R^2 de ambos grupos de ecuaciones, se calcularon las respectivas pruebas F , siendo $F_c = 2.1 \times 10^{-4} < F_{tabla} = 3.98$ y $F_c = 3.7 \times 10^{-5} < F_{tabla} = 3.98$, para GMM-1 y GMM-2, respectivamente; así, el modelo no restringido resulta mejor. Por su parte, los resultados de la prueba de ortogonalidad son $J = 1.8 \times 10^{-5} < \chi^2 = 40.38$ y $J = 2.9 \times 10^{-5} < \chi^2 = 59.36$; los cuales indican que los instrumentos utilizados en la estimaciones por GMM son válidos.

Cuadro 15: Función de Reacción de Gasto V

$\tilde{g}_t = c_1 + c_2 \tilde{g}_{t-1} + [c_3 D(x_t^+) + c_4 + c_5 D(x_t^-)] \tilde{y}_t + c_6 \tilde{x}_t + c_7 \tilde{y}_t p_t + \varepsilon_t$				
Regresión	MCO	GMM		
		GMM-1	GMM-2	
B-Gasto				
Intercepto	-0.0026	0.0042	0.0015	
D.E.	0.0079	0.0048	0.0056	
p-val	0.7438	0.3826	0.7842	
B-Gasto (-1)				
D.E.	0.2020	0.2716	0.2137	
D.E.	0.1158	0.1466	0.1220	
p-val	0.0851	0.0682	0.0845	
B-PIB (Boom T-I)				
D.E.	-0.6402	-0.6869	-0.7580	
D.E.	0.2705	0.2879	0.1196	
p-val	0.0205	0.0198	0.0000	
B-PIB (Normal)				
D.E.	0.2162	0.3091	0.2194	
D.E.	0.0858	0.0928	0.1041	
p-val	0.0138	0.0014	0.0390	
B-PIB (Bust T-I)				
D.E.	-0.2220	-0.3474	-0.2884	
D.E.	0.1064	0.1566	0.1052	
p-val	0.0403	0.0299	0.0080	
B-Términos-I				
D.E.	0.2350	0.2877	0.2271	
D.E.	0.1179	0.1425	0.0986	
p-val	0.0499	0.0475	0.0246	
B-PIB*R-Política				
D.E.	-0.7686	-0.7029	-0.7225	
D.E.	0.4185	0.3279	0.4209	
p-val	0.0702	0.0356	0.0909	
R ²		0.2814	0.2672	
F		2.1*10 ⁻⁴	3.7*10 ⁻⁵	
Intervalos de Confianza al 95%				
B-Gasto (-1)	I	0.1778	0.2410	0.1883
	S	0.2262	0.3022	0.2392
B-PIB (Boom)	I	-0.6967	-0.7470	-0.7830
	S	-0.5837	-0.6267	-0.7330
B-PIB (Normal)	I	0.1983	0.2897	0.1976
	S	0.2341	0.3285	0.2411
B-PIB (Bust)	I	-0.2442	-0.3801	-0.3103
	S	-0.1998	-0.3147	-0.2664
B-Términos-I	I	0.2104	0.2579	0.2065
	S	0.2596	0.3174	0.2478
B-PIB*R-Política	I	-0.6811	-0.7714	-0.6346
	S	-0.8560	-0.6344	-0.8104
Prueba de Farrar-Glauber				
χ^2		9.5029	7.5001	7.2000
p-val χ^2		0.0233	0.0576	0.0658
Prueba de Sargan-Hansen				
J			1.8*10 ⁻³	2.9*10 ⁻³
p-val J			0.9999	0.9999

8. Conclusiones

Esta investigación se enfoca en el análisis de las reglas de política monetaria y las funciones de reacción de política fiscal, considerando como base modelos convencionales y estándar, sobre los cuales, a partir de una presentación de posibles variables que podrían influir en las decisiones de política económica, se proponen alternativas de ambos modelos; en los que se incorporan los efectos del sector externo (los términos de intercambio) y la calidad institucional (la restricción política).

En el capítulo 1, se verifica que desde una perspectiva convencional, la regla de política monetaria actúa como un mecanismo de «estabilización» del ciclo económico; sin embargo, también se observa que la incorporación del efecto de la depreciación del tipo de cambio, refina la determinación del nivel de la tasa de interés de política que el Banco Central implementara con el objetivo de cumplir con el control de la inflación, dentro de las bandas anunciadas. Se concluye, por tanto, que la política monetaria está pendiente de la evolución cambiaria. Asimismo, en el caso de la política fiscal, sobre la base en un modelo estándar, se verifica que el sector real podría tener efectos procíclicos sobre el gasto, lo cual devendría en posibles amplitudes del ciclo económico; ergo, la decisión de política podría supeditarse a medidas «discrecionales», que prescindan del efecto resultante de las variaciones del producto.

En el capítulo 2, se determinan, se plantean y se respaldan hipótesis representativas sobre cuáles podrían ser las acciones de política aplicadas por el Banco Central, frente a un escenario con shocks en los precios internacionales y fricciones en la calidad institucional; y, en virtud de ello, se proponen alternativas que incorporan el análisis de estos efectos, con el objetivo de que las decisiones de política estén acordes con el entorno económico. Ergo, éstas mejoran la capacidad explicativa y de respuesta frente a escenarios diferenciados, relacionados con el entorno internacional y el ámbito nacional.

Las acciones de política del BCRP son el resultado de las decisiones que intenta capturar la regla monetaria; sin embargo, éstas no están desvinculadas de la dinámica del rumbo económico mundial y nacional. En este contexto, en épocas de estabilidad de los términos de intercambio, debido a que el efecto de los precios mundiales compromete en menor medida a las fluctuaciones en el producto, la respuesta de la tasa de interés depende de las variaciones inflacionarias y cambiarias (shocks de demanda). Empero, en «épocas buenas» de crecimiento sostenido de los precios relativos, en las que las expectativas son favorables, la política monetaria entra en una etapa de «acomodaticia» en la que la respuesta de la tasa de política es menos activa, debido a que el efecto de los precios internacionales se transforma en cambios en la productividad (shock de oferta). En adición, el efecto se revierte si la tendencia de los términos de intercambio fuera a la baja.

Así, en el mismo contexto, en épocas de precios internacionales al alza, se conjetura que el efecto cambiario es reducido, debido a las mejoras en productividad y/o los mayores niveles de exportación de *commodities*.

En el caso de la política fiscal, a través de la incorporación del efecto de los precios internacionales y el impacto de la calidad institucional, se comprueba que el indicador de gasto reacciona frente a los efectos directos de los términos de intercambio, ampliando el rango de aplicación de los mecanismos fiscales; debido a que parte del efecto de los precios mundiales se refleja en ingresos públicos. Ergo, éstos pueden ser utilizados en otros sectores, conllevando a posibles variaciones en el sector real.

De otro lado, se construyen bandas de variación de los términos de intercambio, con base en las cuales se definen tres posibles etapas: *bust* (por debajo de la banda inferior), *normal* (entre las bandas superior e inferior), y *boom* (por encima de la banda superior). Por tanto, el efecto indirecto de los términos de intercambio sobre el nivel de gasto es asimétrico; debido a que el impacto de las desviaciones del producto es *contracíclico* en las fases de *boom* y *bust* de los precios internacionales, pero *procíclico* en períodos *normales*.

Sobre la base del concepto de restricción política, se establece que la estabilidad institucional es una señal de cuán efectiva/inefectiva puede ser la aplicación de las acciones de política, puesto que ésta refleja la calidad de desempeño de los mecanismos de política implementados. En tal sentido, la calidad institucional tiende a ser baja/alta en la medida en que la restricción política sea más «rígida/flexible». Por tanto, dependiendo de cuán eficiente/ineficiente sea la calidad institucional, y cómo afecta la asimetría de su aplicación a las decisiones de política de las autoridades monetaria y fiscal, se observa que ésta supedita a los efectos indirectos del sector real sobre la tasa de interés y el indicador de gasto.

En síntesis, mientras más «riesgosa/segura» es la condición política, mayor/menor es el efecto procíclico de las desviaciones del producto.

Finalmente, a lo largo del documento de estudio, se comprueba que una configuración externa e institucional mala estaría limitando el desempeño de la política económica.

9. Referencias Bibliográficas

1. Alesina A., F. Campante & G. Tabellini (2008). "Why is Fiscal Policy Often Procyclical?" *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, vol. 6(5), pages 1006-1036, 09.
2. Armas A., F. Grippa, Z. Quispe & L. Valdivia (2001). "De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: el caso peruano". *Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú.
3. Ball, L. (1999). "Policy Rules for Open Economies. NBER Chapters, in: *Monetary Policy Rules*". Pages 127-156, National Bureau of Economic Research, Inc.
4. Barajas, A., R. Steiner, L. Villar & C. Pabón (2014). "Inflation Targeting in Latin America". IDB Working Paper Series No. IDB-WP-473.
5. Bartlett M. (1937). "Properties of Sufficiency and Statistical Tests". *Statistician*, Imperial Chemical Industries, Ltd., Jealott's Hill Research Station, Bracknell, Berks.
6. Blanchard, O. y J. Galí (2007). "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model", *Journal of Money, Credit, and Banking* 39, 1, 2007, Supplement, pp. 36-65.
7. Brahmabhatt, M. & O. Canuto (2010). "Natural resources and development strategy after the crisis". *World Bank Economic Premise* 1.
8. Bernal, R. (2002). "Monetary Policy Rules in Colombia". Documento CEDE 2002-18.
9. Bernanke, B., M. Gertler & M. Watson (1997). "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 91-142.
10. Calderón C. & K. Schmidt-Hebbel (2008). "Business Cycles and Fiscal Policies: the Role of Institutions and Financial Markets". Working Papers Central Bank of Chile 481, Central Bank of Chile.
11. Calderón, C., R. Duncan & K. Schmidt-Hebbel (2012). "Do Good Institutions Promote Counter-Cyclical Macroeconomic Policies?" *Federal Reserve Bank of Dallas. Globalization and Monetary Policy Institute. Working Paper No. 118*.
12. Catão, L. & B. Sutton (2002). "Sovereign Defaults: The Role of Volatility". *IMF Working Papers* 02/149, International Monetary Fund.
13. Cecchetti, S., H. Génberg, J. Lipsky & S. Wadhvani (2000). "Asset Prices and Central Bank Policy". (Geneva: International Center for Monetary and Banking Studies) 140 p.
14. Cecchetti, S., H. Génberg & S. Wadhvani (2002). "Asset in a Flexible Inflation Targeting Framework". *NBER Working Paper* 8970.
15. Chadha, J. & C. Nolan. (2007). "Optimal Simple Rules for the Conduct of Monetary and Fiscal Policy". *Journal of Macroeconomics*, Vol. 29, pp. 665-689.
16. Clarida, R., J. Galí & M. Gertler. (1998). "Monetary policy rules in practice: Some International Evidence". *European Economic Review*, Vo. 42, pp. 1033-1067.
17. Clarida, R., J. Galí & M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXVII (December 1999), pp. 1661-1707.
18. Coenen, G., C. Erceg, C. Freedman, D. Furceri, M. Kumhof, R. Lalonde, D. Laxton, J. Lindé, A. Mourougane, D. Muir, S. Mursula, C. De Resende, J. Roberts, W. Roeger, S. Snudden, M. Trabandt & J. Veld (2012). "Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models". *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association Vol. 4(1).
19. Collier, P. & B. Goderis (2007). "Commodity prices, growth and the natural resources curse: Reconciling a conundrum". *Centre for the Study of African Economies Working Paper* 276.
20. Córdova, J. & Y. Rojas (2010). "Reglas fiscales y términos de intercambio". Banco Central de Reserva del Perú.
21. Corsetti, G. & P. Pesenti (2001). "Welfare and Macroeconomic Interdependence", *Quarterly Journal of Economics* 116 (2), 421-445.

22. Cukierman, A. (2004). "Nonlinearities in Taylor Rules—Causes, Consequences and Evidence". In Keynote Lecture Presented at the 19th Economic Annual Meeting of the Central Bank of Uruguay.
23. Cukierman, A. & V. Muscatelli (2008). "Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States". *The B. E. Journal of Macroeconomics* 8.
24. Davig, T. & E. Leeper (2005). "Generalizing the Taylor principle". NBER Working Paper 11874.
25. De Paoli, B. (2009). "Monetary policy and welfare in a small open economy". *Journal of International Economics* 77 (2009) 11—22.
26. Devereux, M., P. Lane & J. Xu (2006). "Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies". *Economic Journal* 116(511): 478-506.
27. Eichengreen, B. (2007). "The Breakup of the Euro Area". NBER Working Papers 13393, National Bureau of Economic Research, Inc.
28. Farrar D. & R. Glauber (1967). "Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, N° 1 (Feb., 1967), 92-107.
29. Food and Agriculture Organization of United Nations (2002). "Pequeñas economías en desarrollo: características y vulnerabilidad". Selección de Temas Relacionados con las Negociaciones de la OMC sobre la Agricultura. Depósito de Documentos de la FAO.
30. Galí, J. & T. Monacelli (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy". *Review of Economic Studies* 72 (3), 707-734.
31. Galindo, L. & C. Guerrero (2003). "La Regla de Taylor para México: un análisis econométrico". *Investigación Económica*, vol. LXII, núm. 246, octubre-diciembre, 2003, pp. 149-167. Facultad de Economía, México.
32. García, C., E. Tanner & J. Restrepo (2008). "Designing fiscal rules for commodity exporters". ILADES-Georgetown University Working Paper inv199.
33. Gavin, M. & R. Perotti. (1997a). "Fiscal Policy in Latin America". In: NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, Cambridge and London, pp. 11-61.
34. Giraldo, A.; M. Misas & E. Villa (2012). "Una Regla de Taylor Modificada para una Economía Abierta: Evidencia para Colombia en el período 1990-2011". Pontificia Universidad Javeriana. Bogotá, Colombia.
35. Hamilton, J. & A. Herrera (2004). "Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy". *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, pp. 265-286.
36. Hansen, L. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica* 50 (4): 1029-1054. JSTOR 1912775.
37. Henderson D. & W. McKibbin (1993). "A Comparison of Some Basic Monetary Policy Regimes for Open Economies: Implications of Different Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistence". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp 221-318.
38. Hennisz, W. (2006). "The Political Constraint Index Dataset (POLCON)". *The Macro Data Guide*.
39. Hercowitz, Z. & M. Strawczynski (2004). "Cyclical ratcheting in government spending: evidence from the OECD". *The Review of Economics and Statistics* 86 (1).
40. Hodrick, R. and E. Prescott (1980). "Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation"; mss. Pittsburgh: Carnegie-Mellon University; Discussion Papers 451, Northwestern University.
41. Kaminsky, G. (2010). "Terms of Trade Shocks and Fiscal Cycles". NBER Working Paper No. 15780 Issued in February 2010 NBER.
42. Kennedy S. & J. Robbins (2001). "The role of fiscal rules in determining fiscal performance". Working Papers-Department of Finance Canada from Department of Finance Canada.
43. Kopits, G. & S. Symansky (1998). "Fiscal policy rules". IMF Occasional Paper 162.

44. Lane, P. (2003). "The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD". *Journal of Public Economics*, Vol. 87, pp. 2661-2675.
45. Laxton, D. & Pesenti, P. (2003). "Monetary rules for small, open, emerging economies". *Journal of Monetary Economics* 50(5): 1109-1146.
46. Medina, J. & C. Soto (2005). "Oil shocks and monetary policy in an estimated DSGE model for a small open economy". *Central Bank of Chile Working Papers* (353).
47. Mehrotra, A. & J. Sánchez-Fung (2011). "Assessing McCallum and Taylor rules in a cross-section of emerging market economies". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, vol. 21(2), pages 207-228, April.
48. Ministerio de Economía y Finanzas (1999). *Ley de Prudencia y Transparencia Fiscal, Ley N° 27245* (publicada en el Diario Oficial El Peruano el 27 de diciembre de 1999).
49. Mohanty M. & M. Klau (2004). "Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence". *BIS Working Papers* 149, Bank for International Settlements.
50. Muscatelli M., P. Tirelli & C. Trecroci (2004). "Fiscal and Monetary Policy Interactions in a New Keynesian Model with Liquidity Constraints". *Working Papers* 83, University of Milano-Bicocca, Department of Economics, revised Nov 2004.
51. OECD-FAO (2007). "Perspectivas agrícolas 2007-2016".
52. Rossini R. (2001). "Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú". *Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú.
53. Rossini R., Z. Quispe & J. Loyola (2012). "Fiscal policy considerations in the design of monetary policy in Peru". *BIS Papers chapters*, in: Bank for International Settlements (ed.), *Fiscal policy, public debt and monetary policy in emerging market economies*, volume 67, pages 253-267 Bank for International Settlements.
54. Rotemberg, J. & M. Woodford (1999). "Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model". *Monetary Policy Rules*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press.
55. Santa María, H.; J. Saavedra y L. Burga (2010). "Historia de la Política Fiscal en el Perú, 1980-2009". *APOYO Consultoría*.
56. Sargan, J. D. (1958). "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables". *Econometrica* 26 (3): 393-415. JSTOR 1907619.
57. Sargan, J. D. (1975). "Testing for misspecification after estimating using instrumental variables". *Mimeo* (London School of Economics).
58. Spatafora, N. & I. Tytell (2009). "Commodity terms of trade: The history of booms and busts". *IMF Working Paper* 09/205.
59. Talvi, E. & C. Végh (2000). "Tax variability and procyclical policy". *NBER Working paper* 7499.
60. Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195-214.
61. Taylor, J. (1999). "Monetary Policy Rules". *National Bureau of Economic Research*, University of Chicago Press.
62. Taylor, J. (2000). "Reassessing Discretionary Fiscal Policy". *Journal of Economic Perspectives*- Volume 14, Number 3-Summer 2000-Pages 21-36.
63. Taylor, J. (2001). "The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules". *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 91(2), pages 263-267, May.
64. Taylor, J. (2001). "Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies". *Stanford University*.
65. Westaway, P. (2003). "Modelling Shocks and Adjustment Mechanisms in EMU". *HM Treasury, EMU Studies*.
66. Wicksell, K. (1898). "Interest and Prices". *McMillan, London*. Translated by R. F. Kahn (1936).

Anexos

Anexo 1: Correlaciones

	T-Intercambio	B-Términos-I	B-Inflación	R-Política
Producto	0.9011			
B-Gasto-No Financiero		0.3039	0.2242	0.0151
T-Interés	-0.5360	0.0707	0.4133	0.8641
B-Producto		0.2874	-0.0976	

Anexo 2: Tratamiento de la base de datos

	Disponible desde	Desestacionalizado	Logaritmo	Tendencia Hodrick & Prescott	Brecha
Tasa de Interés	1995-IV	NO	SÍ/NO*	NO	NO
PIB	1990-I	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Gasto No Financiero	1990-I	SÍ	NO	NO	NO
Gasto Corriente	1990-I	SÍ	NO	NO	NO
Gasto de Capital	1990-I	SÍ	NO	NO	NO
IPC	1990-IV	SÍ	NO	NO	NO
Inflación ($\Delta \log(\text{IPC})$)	1991-IV	NO	NO	SÍ	SÍ
Gasto No Financiero Real (Gasto NF/IPC)	1990-IV	NO	SÍ	SÍ	SÍ
Gasto Corriente Real (Gasto C/IPC)	1990-IV	NO	SÍ	SÍ	SÍ
Gasto de Capital Real (Gasto de C/IPC)	1990-IV	NO	SÍ	SÍ	SÍ
Tipo de Cambio (TC)	1990-I	SÍ	NO	NO	NO
Devaluación Cambiaria ($\Delta \log(\text{TC})$)	1990-I	NO	NO	SÍ	SÍ
Términos de Intercambio	1990-I	SÍ	NO	SÍ	SÍ

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú, Instituto Nacional de Estadística e Informática

* $i \approx \ln(1+i)$