

PROYECTO DE INVESTIGACIÓN

**MODELACIÓN E IDENTIFICACIÓN DE LAS
PREFERENCIAS DEL BANCO CENTRAL EN
LA APLICACIÓN DE POLÍTICA MONETARIA**

PERÚ: 1992 - 1998

AUTORES: EDWIN ANTONIO GOÑI PACCHIONI
ARTURO IVÁN ORMEÑO SÁNCHEZ

CONSORCIO DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL

FEBRERO 2000

RESUMEN

Tras el inicio de la reestructuración de la economía peruana, y su reinserción en la comunidad financiera internacional, en la presente década, el flujo de divisas por concepto de privatizaciones, afluencia de inversión extranjera directa, etc. permitió a la autoridad monetaria mantener una posición de prudencia y reducida intervención en el mercado cambiario, limitando su intervención en la política económica para la consecución de objetivos inflacionarios. Antes de 1998, su intervención en el mercado cambiario para evitar devaluaciones de la moneda local fue reducida y no revelaba completamente sus preferencias a la hora de diseñar la política monetaria, la cual, aparentemente y según el propio banco central, sólo perseguía estabilidad de precios. El objetivo del presente trabajo de investigación se centra en la formulación de un modelo que muestre que la administración del instrumento de política monetaria por parte del banco central no se ha limitado al alcance de metas inflacionarias, sino que también obedecen a un objetivo cambiario. Para ello, se acude a la metodología de Gertler y Clarida (1996) , Favero y Rovelli (1999), que en última instancia derivan de la metodología de Taylor (1993) para determinar la función de reacción del Banco de Reserva Federal norteamericano, con modificaciones que adaptan y mejoran la metodología para el caso peruano.

Términos importantes: inflación objetivo, tipo de cambio objetivo, neutralidad, preferencias del banco central, VAR estructural, estimación por GMM de las ecuaciones de Euler, incertidumbre del tipo de Brainard.

ABSTRACT

After the initial program of reforms to improve the Peruvian economy, and following its reinsertion in the international finance community since the beginning of the present decade, the foreign currency inflow originated by privatization, foreign direct investment, etc. allowed the monetary authority to maintain prudence and a position of reduced interventions into the exchange market, constraining its intervention into economic policy just to perform inflationary control. Before 1998, its interventions into the exchange market in order to avoid devaluation of the local currency were reduced so the central bank did not completely reveal their preferences at the time it designed monetary policy, which apparently only followed price stability. The objective of this research paper is centered in the formulation of a model able to show that the monetary policy instrument managed by the central bank has not been limited to the inflationary target achieving but to accomplishment of inflationary and exchange rate objectives. In order to do this, the paper employs Gertler & Clarida (1996) and Favero & Rovelli (1999) methodologies, which derive from Taylor's methodology (1993) to determine the FED's reaction function, with modifications that adapt and improve the methodology to the Peruvian case.

Keywords : Inflation targeting, exchange targeting, neutrality, central bank preferences, structural VAR, reaction function, GMM estimation of Euler equations, Brainard type uncertainty.

INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, el consenso acerca de la orientación del objetivo primario de la política monetaria entre hacedores de política económica y economistas que se desenvuelven dentro de la esfera académica, se ha fortalecido. El viejo debate de reglas versus discrecionalidad parece haber culminado, al menos en el ámbito académico, y se acepta que el control de la inflación es el objetivo principal que debe perseguir la autoridad monetaria bajo un esquema de limitada discrecionalidad. No obstante, y en la práctica, la intervención del ente emisor no sólo responde a presiones inflacionarias sino que también se puede orientar al control implícito de otras variables como el tipo de cambio, crecimiento, control de reservas, etc. de modo que el banco central administra autónomamente sus instrumentos para alcanzar más de un objetivo.

Si bien se puede afirmar que el Banco Central de Reserva del Perú viene manejando la política monetaria de manera prudente, esta aseveración se sustenta, en su mayor parte, sobre la comparación con la administración de gestiones anteriores mas no con lo que debería estar haciendo puesto que esto último no se conoce; es decir, no existen patrones de evaluación del desempeño de la autoridad monetaria que contrasten la eficacia de sus intervenciones con la eficiencia en el empleo de sus instrumentos. El presente trabajo no pretende proponer qué debería hacer el banco central sino explicar qué ha estado haciendo, incidiendo en la revelación de sus preferencias por alcanzar objetivos inflacionarios y también cambiarios a la hora de aplicar política monetaria. De hecho, la inexistencia de bibliografía aplicada al caso peruano relacionada a este punto es escasa o inexistente. Por esta razón, el interés del presente trabajo de investigación, deviene, en última instancia, del afán por demostrar que el banco central evidencia un comportamiento condicionado a la consecución de metas inflacionarias y cambiarias.

Es cierto que trabajos de investigación como los de Taylor (1993); Eichenbaum, Christiano y Evans (1998), Clarida (1997), Rovelli y Favero (1999), Svensson (1997), etc. vinculados a este tema son numerosos; no obstante, éstos se limitan a la aplicación del marco teórico para el análisis de economías desarrolladas. Específicamente, la estimación de una función de reacción que permita modelar las preferencias del FED, Bundesbank, etc. ha permitido comparar dentro de economías más estables que la nuestra, las decisiones de política circunscritas en el campo de lo positivo con aquellas propias de lo normativo, y que devienen, en última instancia de modelos como el que se plantea en la presente trabajo. En este sentido, en las líneas que siguen, se presenta un intento por modelar una función de reacción del BCR que depende de objetivos inflacionarios y cambiarios. Para ello, se emplea una serie de metodologías y procedimientos

que hacen plausible su aplicación al caso peruano. De hecho, y frente a las limitaciones halladas en el análisis realizado a partir de la metodología de Clarida y Gertler (1996), se profundiza el análisis y se aplica la metodología de Favero y Rovelli (1999) para la construcción de una función de reacción que considera en su conformación tanto a la estructura de la economía como a las preferencias del banco central por objetivos específicos. Como se verá en las secciones correspondientes a cada metodología, los instrumentos de estimación se refinan y el procedimiento de incorporación de argumentos se sofistican de manera que se introducen variables anticipadas, mecanismos de retroalimentación, posibilidad de incertidumbre, etc. Toda esta rigurosidad de análisis se justifica para alcanzar una estimación lo más acertada posible de la función de reacción de la autoridad monetaria del Perú. Al final del trabajo se obtiene una expresión que condiciona la aplicación del instrumento monetario a la consecución de un objetivo inflacionario y uno cambiario a partir de una regla que incluye suavizamiento en la aplicación de dicho instrumento.

La estructura del trabajo contiene seis partes: la primera parte recoge de manera sucinta el marco teórico del análisis que sustenta el desarrollo del presente trabajo, la segunda parte explica los supuestos que simplifican y posibilitan el análisis realizado, la tercera parte es la más importante del trabajo y contiene la explicación de las metodologías empleadas así como su aplicación y resultados. Finalmente, en la cuarta parte se exponen las conclusiones del trabajo.

I. MARCO TEÓRICO

Desde sus inicios, con Kydland y Prescott (1977), y a través de los subsecuentes desarrollos efectuados por Barro y Gordon (1983), Backus y Driffill (1985), Canzoneri (1985), Rogoff (1985), y otros, la literatura sobre inconsistencia dinámica y política monetaria demuestra que el compromiso por cumplir una regla de política puede ser sistemáticamente más eficiente que la discreción¹. La brecha inflacionaria evidenciada bajo un equilibrio discrecional ha conducido a justificar la mayor independencia del banco central como un medio para alcanzar la solución propuesta por la regla. En uno de los trabajos de investigación más influyentes vinculados a esta materia, Rogoff (1985) muestra que la delegación de la independencia operacional a un banco central que prepondera el objetivo inflacionario en una función de pérdida mejoraría el equilibrio discrecional. Sin embargo, la regla de decisión obtenida implicaría una mayor variabilidad en la producción y una menor variabilidad en la inflación que la que se tendría con la regla óptima bajo el esquema de compromiso.

En trabajos recientes, Persson y Tabellini (1993) y Walsh (1995) aproximan este análisis bajo un enfoque de principal (sociedad) – agente (banco central) en el cual se imponen costos sobre un banco central independiente cuando la inflación no alcanza el objetivo propuesto. En este sentido, es posible establecer un contrato lineal para resolver el problema de principal – agente de modo que se incentive al agente a cumplir con los compromisos asumidos frente al principal. Para ello, el agente determinará sus preferencias por los objetivos en función a un criterio de minimización de la pérdida que se generará por no alcanzarlos. Walsh (1995) demuestra que un contrato de inflación lineal puede replicar el equilibrio bajo el esquema de compromiso. Dado que puede existir persistencia en el empleo del instrumento (exceso de discrecionalidad), Svensson (1997) establece que el contrato de inflación lineal sí puede alcanzar un equilibrio que replique la solución bajo un esquema de compromiso si es que se incluye un componente de estado contingente². Svensson (1997) también analiza el rol del objetivo inflacionario para mejorar el equilibrio discrecional y muestra que un banco central que es conservador en el sentido de Rogoff (que prepondera el objetivo inflacionario) y que incorpora un objetivo de inflación de estado contingente explícito también es capaz de alcanzar el equilibrio que se lograría bajo el esquema de compromiso.

El presente trabajo de investigación es motivado por la consideración de que en muchos de los países en desarrollo, como el Perú, los bancos centrales son proclives a administrar el tipo de

¹ Se puede encontrar referencias de la literatura acerca de inconsistencia dinámica y política monetaria en Blanchard y Fischer (1989) y Fischer (1990).

² En el modelo de Svensson (1997), la presencia de persistencia en el empleo del instrumento de política deviene en una brecha inflacionaria de estado contingente. Por lo tanto el contrato óptimo incorpora dicho componente.

cambio de sus monedas³ además de la inflación. Chandavarker (1996) y Fry (1996) señalan que en estos países los bancos centrales tienen una marcada responsabilidad para administrar el tipo de cambio. Por esta razón, muchos de estos países operan bajo regímenes de tipo de cambio objetivo, bajo el cual el agente (el banco central) conduce la política monetaria con un tipo de cambio objetivo específico. El objetivo de este trabajo de investigación consiste en examinar las consecuencias de introducir un objetivo de estabilización cambiaria a la función de pérdida de los modelos tradicionales como los de Taylor (1993), Kydland y Prescott (1977), Bailey (1962), Poole (1970), etc.

Por otra parte, y con la finalidad de mejorar la especificación de la regla obtenida al solucionar el problema de optimización del banco central (y que es consistente con el cumplimiento del contrato puesto que el problema de optimización del banco central es compatible con la minimización de la pérdida social) se incorpora, bajo diferentes justificaciones, la presencia de “gradualismo” en la aplicación de la regla bajo la cual se comporta el instrumento de política.

Fabero y Rovelli (1999) en su trabajo de investigación consideran dos motivos por los cuales la regla del instrumento de política del FED presenta este gradualismo: la presencia de incertidumbre del tipo de Brainard con respecto al impacto del instrumento en la economía y la incorporación del costo de ajuste en la función de pérdida de banco central.

Con respecto a la incertidumbre que puede experimentar la autoridad monetaria, y en general, cualquier hacedor de política, esta puede deberse a factores. El primero de estos se asocia a los efectos que tienen sobre las variables que modelan la estructura de la economía otros factores exógenos al modelo. Debido a que el hacedor de política carece de la capacidad de medir los *shocks* generados por estos, será improbable que pueda determinar el nivel que finalmente adoptarán las diferentes variables, aunque el impacto de sus instrumentos sean perfectamente conocidos. Theil considera que debido a que esta incertidumbre no se relaciona con el accionar de la autoridad, ésta debería actuar como si tuviese certidumbre de todo lo que pueda ocurrir. Esta premisa es conocida como “certidumbre equivalente”.

El segundo tipo de incertidumbre es originada por la falta de conocimiento de la magnitud de los efectos del instrumento de política dentro de la estructura de la economía. Esto no significa que la autoridad monetaria no cuente con un estimado del coeficiente asociado a su instrumento dentro del sistema; sin embargo, es consciente que la respuesta de la variable de política puede diferir sustancialmente del valor esperado. Este tipo de incertidumbre es

³ Krugman y Obstfeld (1994) señalan que para países en desarrollo el control cambiario se vincula al dólar.

denominada incertidumbre del tipo de Brainard y será incorporada en el análisis realizado bajo la metodología Favero – Rovelli (1999).

El segundo factor que justificaría la presencia del gradualismo en la regla del instrumento responde a la incorporación del costo de ajuste dentro de la función de pérdida del banco central. La reespecificación de la misma responde a una diversidad de argumentos, tanto meramente económicos como sociopolíticos. Una justificación de la misma podría considerarse sobre el hecho que el incremento de los costos de ajuste son mayores en proporción a la amplitud del ajuste. En este sentido, dos reducciones de 2% en el nivel de precios podría ser menos costosa que una de 4%. Un overshooting cambiario de 20% en un año podría crear menos alteraciones que un overshooting de 40% en seis meses. Una caída de la producción de 6% en un año conllevaría a la presencia de efectos secundarios que una pérdida de 2% no tendría, aún cuando ésta se mantenga por tres años consecutivos.

Aun si consideramos que un gradualismo no disminuye la carga final de alguna política sobre la sociedad, es evidente que la distribución de la misma a lo largo del tiempo es más llevadera que una aplicación puntual. En este sentido, un programa de estabilización es más “aceptable” por la sociedad cuando este mantiene metas gradualistas que frente a un único ajuste, conocido como *shock*. En la teoría económica, esta idea es frecuentemente formalizada con el uso de una función de bienestar social cuadrática. Además, es también probable que el gradualismo permita mayor equidad en la distribución del costo de ajuste entre los diferentes sectores de la economía y grupos sociales. Bajo este contexto, es importante considerar que uno de los requerimientos básicos de una exitosa política monetaria en una sociedad democrática es el apoyo popular. En el largo plazo, esto es difícil de obtener si la carga del ajuste es distribuida inequitativamente de manera continua.

En una economía abierta, la aplicación de una política gradualista es reforzada por la probabilidad de ocurrencia de un overshooting cambiario. A pesar que la evidencia no es concluyente, existe poca duda con respecto a la posibilidad de un mayor overshooting producto de un cambio abrupto en la política monetaria que frente a un ajuste gradualista. De esta forma, el gradualismo se puede considerar como una regla básica de conducta para una política monetaria nacional, razón por la cual la incorporamos en el presente trabajo.

II. SUPUESTOS Y CONSIDERACIONES PREVIAS

Antes de profundizar en el análisis metodológico, es conveniente explicar los supuestos bajo los cuales se realiza el presente trabajo de investigación. Como cualquier trabajo de orden científico social, la necesidad de restringir el análisis a casos particulares que funcionen bajo supuestos específicos conduce a reparar en las condiciones que se deben de dar para que el modelo propuesto sea aplicable a la realidad observada. En este sentido, resultaría fútil el intento de aplicar modelos condicionados a supuestos propios de una realidad en otra, por ello, y si bien el presente trabajo de investigación se sustenta en gran parte sobre estudios realizados por economistas alemanes e italianos, los supuestos que se detallan a continuación, y la especificación *ad hoc* explicada en las partes siguientes del trabajo, ensayan estructuras plausibles para explicar el comportamiento de la autoridad monetaria en el Perú.

Evidentemente, la simplificación de la estructura real que existe en la economía, conduce a obviar relaciones importantes que contribuirían a explicar el comportamiento de la autoridad monetaria de manera más precisa, tales como las expectativas de los agentes económicos, sus reacciones, la injerencia de contingencias foráneas, etc. No obstante, dicha simplificación hace manejable una estructura con relaciones modelables, pero sobre todo, estimables y que recogen no sólo la forma de dichas relaciones sino su esencia.

En este sentido, los supuestos más importantes que se consideran para que la especificación de los modelos que se desarrollan a lo largo del trabajo sea viable son los siguientes:

1. Economía abierta

El tamaño de la economía y el grado de apertura son dos características que determinan la envergadura de la influencia que tendrán *shocks* foráneos sobre las variables internas. En el caso peruano, estos indicadores sitúan a la economía en una situación de exposición a las fluctuaciones internacionales, sobre todo en el mercado financiero, tal como se ha evidenciado durante los últimos meses (ante los embates externos provenientes de Asia, Rusia, Brasil, etc.). Específicamente, el flujo de capitales existentes en el país no se debe a una intensa actividad bursátil sino a flujos de inversión extranjera⁴ y de financiamiento de corto y mediano plazo provenientes del exterior. Esta situación (de afluencia de divisas debida al ingreso de capitales al mercado peruano) se mantuvo de manera sostenida desde la reinserción del país al mercado financiero internacional hasta el año pasado cuando se comenzaron a producir estrecheces ocasionadas por el incremento de riesgo para las inversionistas extranjeros frente a la

⁴ Ver Tabla No. 1

turbulencia en los países emergentes a causa de la crisis asiática y rusa. De hecho, la sostenida afluencia de divisas permitió mantener una “fijación” implícita del tipo de cambio a niveles reducidos. Este “piso implícito” era reflejo de la existencia de una regla cambiaria sostenida por la autoridad monetaria a partir de 1993. Frente a la evidencia empírica, sólo se constata que se siguió una regla monetaria hasta 1992 (tal como se observa en la Figura No. 1, en que las oscilaciones fuertes del tipo de cambio cesan en diciembre de 1992). Asimismo, y ante los argumentos generalmente esgrimidos por el ente emisor, que aduce que la intervención en el mercado cambiario a través de la mesa de negociación se da mayormente para operaciones de compra de moneda extranjera, se puede constatar que en el tercer trimestre de 1998, y frente a la crisis internacional, el BCR retiró S/. 253 millones mediante la compra de moneda extranjera para evitar la devaluación de la moneda local. Más aun, durante el primer trimestre del presente año, volvió a vender dólares retirando S/. 257 millones (monto superior a la totalidad de soles retirados mediante mesa de negociación en 1998). Esto muestra claros indicios de que la presión devaluatoria obligó a intervenir a la autoridad monetaria revelando las preferencias del banco central por seguir, de alguna manera, una regla cambiaria.

2. Incumplimiento de la paridad del poder de compra

El cumplimiento o no de la paridad del poder de compra (PPP) dentro de una economía determina si las medidas de la autoridad monetaria tienen efectos sobre el tipo de cambio real. En el caso en que se cumpla esta teoría, entonces cualquier política monetaria dirigida a alterar esta relación no tendrá efecto alguno. Por consiguiente, el banco central no mantendría un objetivo cambiario. Sin embargo, cuando esta relación no se cumple, la autoridad monetaria tiene la posibilidad de alterar el tipo de cambio real siguiendo su patrón de preferencias. De esta manera, el objetivo cambiario podría interferir con el cumplimiento del objetivo monetario.

Por este motivo, es necesario determinar si para el caso de la economía peruana se cumple la PPP; es decir, se busca comprobar la existencia de alguna relación de cointegración entre los logaritmos de las series de nivel de precios nacional, el tipo de cambio nominal y el nivel de precios internacionales. Los resultados de nuestro análisis nos indican no existe relación de largo plazo entre estas variables, por lo que la PPP no se presenta en la economía peruana. El procedimiento y análisis sobre los cuales se basan estos resultados se encuentran detallados en el Anexo No. 1.

3. Neutralidad del instrumento monetario

Existe un prolongado y vigente debate entre monetaristas y keynesianos respecto a este punto. No obstante, la aceptación generalizada de que el dinero “es un velo” sólo es válida en el largo plazo. De hecho, la repercusión de la política monetaria sobre la actividad real existe en el corto e incluso en el mediano plazo. Formalmente, el supuesto de neutralidad implica que los *shocks* en las variables nominales no tienen influencia permanente sobre las variables reales. En este sentido, la transitoriedad de la influencia de los instrumentos monetarios le confiere al banco central la capacidad de alterar el curso de las variables reales sólo en el corto plazo. En este sentido, el interés por mostrar la existencia de neutralidad del instrumento se orienta a cuestionar la intervención en el mercado cambiario cuando el efecto de estas intervenciones sólo genera distorsiones en el corto plazo. Nótese que el interés del presente trabajo no es emitir juicios normativos de lo que debería hacer o no hacer la autoridad monetaria, sólo pretende aproximar el comportamiento de la misma con la evidencia positiva de los últimos meses y mostrar que incorpora dentro de su función de reacción la consideración del tipo de cambio.

Para evaluar la neutralidad del instrumento monetario se aplica un VAR ordinario que incorpora a la base monetaria, el tipo de cambio real⁵, la producción real y el IPC. El análisis de impulso respuesta se concentra en la evaluación de las consecuencias de un impulso de M0 (shock sobre el instrumento monetario). Tal como figura en el Anexo No. 2 , la producción real sólo se ve afectada en el corto plazo ante una variación de M0. De hecho, el efecto del incremento de la base sobre la producción se diluye en menos de un año. Algo parecido sucede en el caso del tipo de cambio real que mantiene el efecto del shock monetario sólo en el mediano plazo (menos de dos años). Finalmente, si se extiende el horizonte de análisis a cincuenta meses, se ve que la influencia del shock en M0 tiene un efecto prolongado sobre la inflación que tarda en diluirse y persiste en el largo plazo. En resumen, se concluye que existe neutralidad del instrumento monetario puesto que en el largo plazo no afecta a las variables reales.

⁵ Nótese que en el caso peruano, la devaluación nominal y la real para el período analizado se comportan de manera semejante (ver Figura No. 1).

III. METODOLOGÍA Y APLICACIÓN AL CASO PERUANO

La metodología que se aplica en el presente trabajo de investigación para modelar e identificar las preferencias del banco central en la aplicación de política monetaria considera los ensayos de Clarida y Gertler (1996) y de Favero y Rovelli (1999). En este sentido, en la primera sección de esta parte, se aplica al caso peruano el análisis que Clarida y Gertler (1996) realizan para Alemania, replicando su metodología. Luego de interpretar los resultados y de explicar algunas deficiencias de éste método, en la segunda sección, se reformula la metodología para ensayar la regla del banco central de la manera como lo hacen Favero y Rovelli (1999) para el FED.

PRIMERA PARTE: METODOLOGÍA DE CLARIDA Y GERTLER. APLICACIÓN AL CASO PERUANO

La metodología de Clarida y Gertler (1996) consta de dos etapas: una a nivel agregado para modelar la estructura de la economía y otra a nivel particular para modelar las preferencias del banco central por objetivos específicos a la hora de aplicar política monetaria.

PRIMERA ETAPA. MODELACIÓN DE LA ESTRUCTURA DE LA ECONOMÍA E INTERACCIÓN DE LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS

En la primera etapa, se busca la identificación y estimación de un sistema de ecuaciones que permita modelar de manera simultánea la estructura de la economía. Para lograr este objetivo, se ejecuta la estimación de un vector autorregresivo estructural (VAR estructural) aplicando el procedimiento de Bernanke. Formalmente, el sistema que modelará el comportamiento de nuestra economía es el que figura en la Tabla No. 2.

Tal como se observa en la especificación de este sistema, las variables de política son las reservas, la tasa de interés de redescuento y el agregado monetario; mientras que las variables de no política son el precio de un *commodity* (cobre), el tipo de cambio nominal, el IPC en base 94, el PBI del sector construcción (como indicador del crecimiento de la producción interna) y del industrial (como indicador de la actividad económica interna). La separación de estos dos tipos de variables resulta muy importante para la aplicación de la metodología de Clarida y Gertler (1996) puesto que se supone que el banco central no tiene capacidad para incidir de manera directa sobre la evolución de estas variables, no obstante, las observa y las considera para el diseño y la aplicación de sus planes de política. Por otra parte, el banco central sí tiene la capacidad de alterar a discreción los niveles de la emisión, la tasa de interés de redescuentos y las reservas, asumiendo un esquema cambiario flotante. Finalmente, se introdujo para la

estimación tres variables exógenas : el monto de encajes totales (legales más excedentarios), la tasa de los fondos federales del FED y los pasivos internacionales del sistema bancario de corto plazo (como medida referencial del flujo de capitales que ingresaron al país durante el período analizado).

Formalización de la metodología

Tal como se observa en la Tabla No. 2, la estructura de la economía se modela a través de un sistema de ocho ecuaciones. Cada ecuación se especifica sobre el conjunto de regresores que determinarán su evolución en el tiempo. Dada la naturaleza dinámica de este sistema, se opta por especificar formalmente un vector autorregresivo estructural, es decir, un sistema que modele el comportamiento de las variables a explicar tanto en función de valores contemporáneos de las mismas (lo que determinará la relación estructural entre ellas) y como de sus rezagos (lo que introducirá el comportamiento dinámico autorregresivo en el análisis)⁶.

La estimación de un VAR estructural requiere de un procedimiento especial⁷ que aplica el algoritmo de Bernanke a la hora de construir la matriz de las restricciones sobre los valores contemporáneos de las variables explicativas de cada ecuación. A diferencia de un VAR ordinario, que para facultar el análisis de impulso respuesta y de descomposición de varianza aplica la descomposición de Cholesky para construir la matriz triangular de restricciones del sistema (que en última instancia incluye el orden de exogeneidad contemporánea de las variables que se modelan), el VAR estructural impone restricciones a los componentes contemporáneos de manera más discrecional. En este sentido, la matriz de restricciones deja de ser triangular (como en el caso de Cholesky).

Este análisis es imprescindible para la estrategia de identificación del sistema. Formalmente, si se denomina Y_t al vector de variables macroeconómicas (de política y de no política) y e_t al vector asociado de perturbaciones estructurales (que se distribuyen idéntica e independiente), el VAR estructural a estimar presentaría la siguiente forma:

$$Y_t = CY_t + \sum_{i=1}^m A_i Y_{t-p} + e_t \quad (I)$$

⁶ El número óptimo de rezagos se determinó por la prueba de ratio de verosimilitud. Dado que el número de observaciones es de 84, el máximo número de rezagos recomendable es de 5 ($T^{1/3}=4.37$). Tomando esto en cuenta, el estadístico chi cuadrado se situó en zona de rechazo, lo cual conduciría a introducir más rezagos en la especificación, no obstante por el criterio de parsimonia y por la cota impuesta por el indicador anterior, se optó por estimar el VAR estructural con 5 rezagos.

⁷ Ver programa anexo a la Tabla No. 2.

donde C y A son matrices cuadradas conformables de los coeficientes del sistema, y donde los elementos de la diagonal de la matriz C son ceros. La ecuación (I) muestra la forma estructural del sistema puesto que formula a cada variable como una función de los valores corrientes (actuales) de sus explicativas así como de los valores rezagados de sí misma y de sus explicativas.

La lógica del VAR estructural radica en imponer restricciones *a priori* sobre las interacciones contemporáneas entre las variables macroeconómicas en orden de identificar la matriz de coeficientes C de modo que una vez que son estimados estos coeficientes es posible identificar el impacto dinámico de shocks estructurales sobre los elementos del vector Y_t sin imponer restricciones adicionales.

Si se sustrae de cada miembro de (I) $E_{t-1}\{ Y_t \}$, el valor esperado de Y_t condicionado a la información en el período anterior, y se define a $u = Y_t - E_{t-1}\{ Y_t \}$ como el error de predicción del vector de variables económicas, se obtiene:

$$u = Cu + e \tag{II}$$

En la práctica, u se calcula como el error de predicción de la forma reducida (es decir, un VAR ordinario) de (I):

$$Y_t = \sum_{i=1}^m B_i Y_{t-p} + u_t$$

donde $B_i = (I-C)^{-1}A_i$ y $u_t = (I-C)^{-1}e_t$. Dado que los valores rezagados de Y_t son ortogonales al vector de las perturbaciones de la forma reducida u_t , las estimaciones de los B pueden ser obtenidas a partir de MICO. Conociendo ambas matrices de coeficientes (B y C), es posible determinar el impacto de un shock en cualquier elemento de e sobre cualquier elemento de Y . En particular, es aquí donde surge la necesidad de introducir el orden de exogeneidad contemporánea de las variables. En este sentido, la exogeneidad de las variables de no política implican un conjunto de restricciones de exclusión sobre la matriz de coeficientes C de la ecuación (II). Sea u^x el vector de las perturbaciones de los elementos de Y de la forma reducida que son variables de no política y u^{pol} el vector de las perturbaciones de los elementos de Y de la forma reducida que son variables de política, entonces, se puede descomponer a (II) del siguiente modo:

$$\begin{bmatrix} u^x \\ u^{pol} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C^{xx} & 0 \\ C^{px} & C^{pp} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e^x \\ e^{pol} \end{bmatrix}$$

donde la diagonal de los elementos de las submatrices C^{xx} y C^{pp} son iguales a cero.

Por lo tanto, en la modelación de la estructura de la economía peruana, para aplicar la metodología de Clarida y Gertler (1996), se suponen las siguientes condiciones de identificación:

1. Existe una relación recursiva de causalidad entre las cinco variables de no política en el orden que sigue: precio del *commodity* (en este caso elegimos el cobre por ser un *commodity* representativo desde el inicio del período de evaluación dentro de la economía peruana), tipo de cambio nominal, IPC en base 94, PBI del sector industrial y PBI del sector construcción.
2. La forma reducida de las innovaciones del agregado monetario y la tasa de interés de redescuentos pueden representarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} u^{MI} &= a_1 u^{TCNOM} + a_2 u^{CONSTRUCCION} + a_3 u^{RRDCTO} + e^{MI} \\ u^{RRDCTO} &= b_1 u^{COBRE} + b_2 u^{MI} + b_3 u^{RIN} + e^{RRDCTO} \end{aligned}$$

3. La innovación de las reservas internacionales está influenciada por el resto de innovaciones del sistema.

Nótese que las restricciones que se imponen sobre las variables de política siguen una justificación teórica e intuitiva. Como se ve, las innovaciones sobre la demanda de dinero dependen de la tasa de interés, la producción, aproximada por el PBI del sector construcción y el tipo de cambio. Asimismo, la tasa de interés depende de un indicador de las condiciones foráneas, en este caso, del precio de los *commodities*, la emisión y las reservas con las que cuenta la autoridad monetaria.

Ahora, cabe señalar que el algoritmo de Bernanke aplicado a través del utilitario RATS arroja los coeficientes que acompañan a la inversa de la matriz de restricciones sobre los mismos, en este sentido, y dado que esta matriz proviene del siguiente arreglo:

$$\begin{aligned} IY &= \Gamma Y + BY_{-i} + u \\ IY - \Gamma Y - BY_{-i} &= u \\ CY &= u \\ Y &= C^{-1}u \end{aligned}$$

se concluye que la estimación arrojará coeficientes con signo inverso (porque C contiene a Γ y B con signos invertidos). Los resultados figuran en la Tabla No. 3.

Específicamente, en el modelo que se ensaya en el presente trabajo, se tiene que la inversa de la matriz de restricciones sobre los coeficientes de los valores corrientes explicativos en cada ecuación (C) es la siguiente:

$$C = \begin{array}{cccc|ccc} \text{RIN} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \text{M} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \text{I} & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \text{D} & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \text{M} & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ \text{D} & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ \text{I} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ \text{M} & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{array}$$

Tal como se observa, la submatriz superior izquierda es la que incorpora las restricciones necesarias en la descomposición de Cholesky para el análisis de las perturbaciones del VAR. Las dos submatrices inferiores imponen las restricciones necesarias para determinar el comportamiento de las interacciones de las variables de política de la economía. Específicamente, las tres últimas filas incorporan las restricciones mencionadas líneas arriba sobre el dinero, la tasa de interés y las RIN.

Análisis de impulso - respuesta y de descomposición de varianza

En este sentido, lo que pretende esta metodología es, en última instancia (en la segunda etapa), determinar la regla del instrumento de política de la autoridad monetaria en función a las preferencias del mismo sobre determinados objetivos, explícitos o implícitos, pero tomando en cuenta la reacción de las variables de la economía ante variaciones de los instrumentos que administra. Por esta razón, la estimación de un sistema especificado como un VAR estructural no obedece sólo a la necesidad de modelar la estructura de la economía sino también a que posibilita un análisis de impulso respuesta y descomposición de varianza para los errores de cada ecuación (variable) del sistema. Por ello se rechaza el VAR convencional o la estimación de sistemas a través de métodos convencionales.

Específicamente, para el caso peruano, los resultados del VAR estructural se recogen en la Tabla No. 3.

Como se menciona líneas arriba, la utilidad particular de este tipo de sistemas radica en la posibilidad que ofrecen para analizar el efecto de shocks sobre algunas de las variables que lo componen, su interacción frente a estos sucesos y la descomposición de la varianza del error de predicción frente a la ocurrencia de los mismos. En particular, los análisis de impulso respuesta y de descomposición de varianza permitirán ver de manera preliminar la relación que existe entre las variables que componen la estructura que modela el comportamiento de la economía así como sus respuestas ante shocks aleatorios de modo que se pueda identificar cuáles son las variables relevantes que el banco central incorpora en su función de reacción (que en consecuencia se deriva no sólo de sus preferencias por el logro de ciertos objetivos sino también de la consideración de la repercusión que tendrá su intervención dentro de la economía). Los resultados del análisis de impulso respuesta y de descomposición de varianza se muestran en el Anexo No. 3 y en la Tabla No. 4.

Como se puede observar, el horizonte de análisis se extiende a dos años (24 meses en las tablas y gráficas), es decir, se mide la memoria de la serie ante un shock que la aleja de su nivel estacionario en el corto plazo y que se diluye a lo largo de un horizonte de 24 meses. Específicamente, y como es de esperar, la descomposición de varianza muestra claramente que las variables de no política son afectadas de inmediato por sí mismas pero también muestra que en el mediano y largo plazo pasan a ser influenciadas por las variables de política del banco central de manera evidente; ello conduce a notar el grado de injerencia de la política monetaria sobre el comportamiento de la economía. Por otra parte, en el análisis de impulso respuesta, es rescatable la magnitud de la reacción de las variables macroeconómicas del modelo frente a estímulos sobre las variables de política (ver Anexo No. 3). Específicamente, se puede notar que ante shocks sobre las variables M1, RRDCO o RIN, las variables de producción y de precios reaccionan con mayor énfasis que ante el impulso del resto de variables (tipo de cambio o precio de *commodities* por ejemplo).

Frente a estos resultados, se puede concluir que el banco central tiene injerencia sobre el desenvolvimiento de la economía, de manera que para determinar los argumentos que guían a su función de reacción, considera a la tasa de interés o a algún agregado monetario (en este caso M1) como el instrumento que empleará para conducir la política monetaria. Asimismo, y como se analiza en la siguiente sección, emplea otros argumentos que le permitan condicionar el desenvolvimiento de esta variable no sólo a sus variables objetivo estructurales sino también a las condiciones coyunturales de la economía.

SEGUNDA ETAPA: ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE REACCIÓN

Una vez modelada la estructura de la economía, y evaluado el comportamiento e interacción de las variables a nivel agregado, se cuenta con evidencia acerca de la repercusión de las intervenciones del banco central. Sobre la base de los resultados anteriores, se estima propiamente la función de reacción del banco central de modo que ya se puede esbozar una regla que funcione supeditada a la consecución de objetivos explícitos (como la consecución de un nivel inflacionario acorde con el objetivo) o implícitos (como la consecución de niveles deseados de crecimiento o del tipo de cambio). Para ello, Clarida y Gertler (1996) emplean la metodología que Taylor (1993) propuso para construir la función de reacción del FED durante la era Greenspan, pero la modifican introduciendo términos anticipados (*forward looking*) dentro de su especificación en lugar de términos rezagados (*backward looking*). Para efectos de esta sección del trabajo, se aplican ambas metodologías y se concluye que es preferible la modificación de Clarida y Gertler (1996).

Específicamente, la modelación de la función de reacción parte del supuesto de que la autoridad monetaria administra su instrumento sujeto a la consecución de uno o varios objetivos. Tradicionalmente, se acepta que la única justificación de la intervención del banco central en el mercado monetario se sustenta en el control inflacionario. No obstante, y como se muestra en numerosos estudios para bancos centrales de países desarrollados, la autoridad monetaria presta especial interés sobre la evolución de otras variables como el crecimiento. En el caso peruano, el hacedor de política monetaria parece prestar especial atención sobre la evolución del tipo de cambio a la hora de determinar los niveles de su instrumento. Lo que pretende el presente trabajo de investigación, es en última instancia, mostrar que el comportamiento del instrumento de política monetaria del Perú está condicionado a la variación de la brecha inflacionaria y de la brecha cambiaria. Para ello, se asume que la especificación del instrumento es la siguiente:

$$\text{inst}_t^0 = E_t \left[\pi_{t-j}^k \right] + \text{inst}^* + \beta \left[E_t \left\{ \pi_t \right\} - \pi^* \right] \\ + \beta^{\text{PBI}} \left[E_t \left\{ \text{PBI}_t \right\} - \text{PBI}_t^* \right] + \beta^{\text{TC}} \left[E_t \left\{ \text{TC}_t \right\} - \text{TC}_t^* \right]$$

donde el supraíndice 0 indica que la variable es objetivo, el supraíndice * indica que la variable representa el nivel de estado estacionario y el operador de expectativas $E_t\{\}$ condiciona al instrumento a los valores esperados por el banco central en el período t supeditado a la información disponible hasta ese período. Puesto que estos operadores de valores esperados se aplican a diferencias entre las variables objetivo y su nivel de estado estacionario, se emplean como regresores de las ecuaciones a estimar a las brechas de dichas variables objetivo. Cabe mencionar que la noción de neutralidad subyace esta regla: la política monetaria es neutral en el largo plazo, el banco central no puede influir sobre los niveles de equilibrio de largo plazo de

las variables reales (PBI). No obstante, y suponiendo rigideces nominales de corto plazo, el banco central tiene margen para influir sobre el comportamiento de las variables en el corto plazo, tal y como se mostró en la sección anterior. En este sentido, una regla con retroalimentación, incorpora estas consideraciones además de contemplar un mecanismo de ajuste parcial para el instrumento⁸ puesto que existen factores institucionales que podrían condicionar la respuesta del banco central a su comportamiento histórico. Asimismo, incorpora la posibilidad de que el intervalo relevante para las decisiones del banco central sea mayor a un mes. En este sentido, el banco central determina el nivel del instrumento según una combinación convexa de un nivel objetivo del instrumento y de rezagos ponderados del mismo.

Resultados

Los resultados de la estimación figuran en el Anexo No. 4.

Como se observa en las regresiones, se evaluaron cuatro modelos (dos para cada posible instrumento, y para los casos de *forward looking* y *backward looking*). Asimismo, cabe resaltar que las estimaciones tentativas contemplaron como posibles instrumentos tanto a un agregado monetario como a la tasa de interés de redescuento. En este sentido, la vieja discusión de la regulación de precios (tasa de interés) versus cantidades (emisión) conduce a evaluar qué es más plausible. Según William Poole, el mejor instrumento es el que minimiza la diferencia entre los valores máximos y mínimos que puede adoptar la definición de dinero que equilibre el mercado monetario dentro de un escenario que contempla posibles variaciones de la oferta y la demanda de dinero. De esta manera, y asumiendo que los valores recogidos para el agregado monetario representan el valor de equilibrio del mercado monetario de cada período, una aproximación del grado de ajuste del nivel del instrumento para el período t estimado por la regla al valor observado del mismo, es el coeficiente de determinación. Así, se observa que bajo este criterio, se debería elegir a la tasa de interés como el instrumento de política monetaria. No obstante, si se analiza el comportamiento de esta variable y la estimación que se hace de ésta a partir de la regla estimada, se concluye que la regla es útil para estimarla en promedio, pero que no replica bien las fluctuaciones. Esto no sucede con el agregado monetario. De hecho, se observa que el agregado monetario que replica los ciclos del instrumento con mayor similitud es la base monetaria (M0). Asimismo, la injerencia de la tasa de interés en contraste con el agregado monetario, para el caso peruano, es menor. De hecho, un movimiento en la tasa de interés de redescuento no tiene la repercusión que tiene el sólo anuncio de variación de una variable semejante en el caso de Estados Unidos, por ejemplo. Tomando en consideración que la

⁸ $INST_T = \lambda INST_t^0 + (1-\lambda) \left[\sum_{i=1}^k w_i INST_{t-i} \right] + \varepsilon_t$

actividad y el tamaño del mercado monetario local es reducido y que los papeles de deuda del BCR que comprometen una tasa de interés se limitan a escasos instrumentos, no resultaría relevante considerar que la transmisión de la política monetaria se dé a través de mecanismos que consideren a la tasa de interés sino que por el contrario se da a través de mecanismos que consideran algún agregado monetario.

En el Anexo No. 4 se muestran los resultados de las regresiones para los casos en los que se consideran como instrumentos a M0, M1, R_CD y R_RDCTO. Específicamente, se opta por el modelo que considera a la base monetaria como instrumento en el caso de *forward looking*. Nótese además que se modelan instrumentos alternativos que sustituyen a la tasa de interés de redescuentos por la tasa de interés de certificados de depósitos porque ambas presentan una evolución casi idéntica excepto en meses específicos dentro de los dos primeros años y el último año de la muestra. Esto se justifica si se considera que la primera (tasa de redescuento) es un tasa activa, es decir, es la tasa a la que el banco central presta sus fondos al sistema bancario, mientras que la segunda (tasa de CD) es una tasa pasiva puesto que determina el monto que se compromete a pagar el banco central por sus papeles de deuda, y que ambas mantienen un comportamiento semejante, es decir, determinan un *spread* estable. Asimismo, se prefiere la base monetaria a M1, puesto que la primera recoge mejor los comportamientos cíclicos, no necesariamente estacionales. Además, el signo esperado para el coeficiente de la inflación no coincide con el estimado por este modelo. En cambio, M0, bajo una especificación con *forward looking* recoge el patrón cíclico observado en el agregado, así como su comportamiento estacional y además no contradice los signos esperados. Asimismo, considera variables adicionales que el banco central podría considerar a la hora de determinar el nivel de su instrumento. Cabe resaltar que el modelo que estima la regla para el instrumento de política monetaria introduce tanto adelantos como rezagos en su especificación porque esto conduce a adecuar la conducta del instrumento no sólo de acuerdo a valores observados rezagados sino también a expectativas de valores futuros de corto plazo de los objetivos a los que se pretende llegar con la aplicación de la regla.

Nótese que la importancia del control inflacionario es mayor que la del control cambiario en todos los modelos estimados. La contribución marginal de la variable inflacionaria para explicar el comportamiento de la variable dependiente es siempre mayor que la de la brecha cambiaria. Esto es consistente con la concepción generalizada de que el banco central actúa persiguiendo únicamente objetivos inflacionarios pero también introduce dentro del espectro de objetivos que el banco persigue a la brecha cambiaria. Como se verá en la sección correspondiente a la aplicación de la metodología de Favero y Rovelli (1999), estos resultados preliminares se

refrendan concluyendo que el BCR sí persigue objetivos cambiarios y que a la hora de determinar el nivel de la base monetaria, toma en cuenta el tipo de cambio.

Análisis de asimetría

Finalmente, se analiza si existe asimetría en la aplicación de la regla. El análisis de asimetría se realiza discriminando entre observaciones de todas las variables para los períodos en que las brechas de los objetivos fueron positivas y observaciones de todas las variables para los períodos en que las brechas de los objetivos fueron negativas. En el presente trabajo, sólo se puede analizar el caso de brechas positivas dada la necesidad de contar con suficientes grados de libertad para la estimación de los coeficientes, que para el caso de brechas negativas no lo son. Al realizar esta evaluación, se observó que el modelo para delinear el comportamiento del instrumento M0 no pudo mantener los niveles de significancia de todos los regresores, de modo que se puede afirmar que las estimaciones realizadas por la metodología de Clarida y Gertler (1996) para el caso en que el instrumento es M0 no son inmunes a la crítica de Lucas. No obstante, los resultados para los modelos que consideran a la tasa de descuento o de CD sí se mantuvieron. Es más, dan un indicio claro y consistente de la asimetría que existe en la aplicación de la política monetaria. Así, cuando se trabaja para la muestra restringida a los períodos en que las brechas son positivas, los coeficientes asociados a la brecha cambiaria siempre aumentan. Tal como figura en el Anexo No. 5 se presentan tres casos al comparar los modelos con muestras restringidas con el modelo original. Específicamente, el modelo original muestra que la reacción del instrumento ante variaciones de los objetivos privilegia el control inflacionario, tal como debe ser: el coeficiente asociado a esta brecha es de 319.5125; no obstante, la brecha cambiaria también resulta significativa para explicar al instrumento: el coeficiente asociado a esta brecha es de 170.7189. Cuando se restringe la muestra al caso en que sólo la brecha inflacionaria es positiva, el coeficiente asociado a esta brecha aumenta, como es de esperar: si se restringe el efecto de las brechas negativas, debe de aumentar la injerencia de la brecha inflacionaria sobre la tasa de interés: a mayor inflación, mayor tasa de interés para evitar el sobrecalentamiento de la economía. No obstante, no sólo aumenta este coeficiente sino que también lo hace el coeficiente asociado a la brecha cambiaria. En el caso en que sólo se restringe la muestra a los períodos en que sólo la brecha cambiaria es positiva, la influencia de la brecha inflacionaria disminuye y la de la brecha cambiaria se hace aun mayor. Finalmente, cuando se restringe la muestra a períodos en los que ambas brechas son positivas, el coeficiente de la brecha inflacionaria disminuye significativamente, mientras que el de la brecha cambiaria aumenta significativamente.

En resumen, mediante el análisis preliminar realizado en esta sección se ha logrado presentar los posibles instrumentos que el BCR podría emplear para determinar una regla monetaria considerando que influencia sobre el comportamiento de la economía, al menos durante el corto plazo. Asimismo, se ha propuesto una regla que incorpore los valores esperados de los objetivos mediante la inclusión de términos anticipados (*forward looking*). Si bien, se prepondera la modelación del instrumento mediante una regla de un agregado monetario (M0), la evaluación de la asimetría es posible si se considera a la tasa de interés como el instrumento de la política monetaria. Esto es útil sólo para mostrar la asimetría del comportamiento de la autoridad monetaria a la hora de aplicar su política y para fortalecer la hipótesis de que al hacerlo considera el objetivo cambiario. Finalmente, y dado que la modelación del instrumento de interés (M0) presenta deficiencias bajo la aplicación de la metodología de Clarida y Gertler (1996), se aplica la metodología de Favero y Rovelli (1999), en la siguiente sección, de modo que se cristaliza la relación entre la estructura de la economía y las preferencias del banco central a la hora de determinar su instrumento, así como también se aplica un análisis más exhaustivo y formal para la determinación de la función de reacción.

SEGUNDA PARTE : METODOLOGÍA DE FAVERO Y ROVELLI . APLICACIÓN AL CASO PERUANO

La metodología para modelar e identificar las preferencias del banco central desarrollada por Favero y Rovelli (1999), y aplicada a la economía estadounidense y al FED, representa una alternativa a la práctica común de estimación de estas preferencias a través del cálculo directo de la regla de política. Los autores argumentan que los parámetros obtenidos de estimar la regla de política no sólo incluyen las preferencias del banco central sino que también se incluyen los parámetros que determinan la estructura de la economía. En otras palabras, esta estimación está sujeta a la crítica de Lucas⁹. En este sentido, de la estimación directa de la regla no se puede determinar cuáles son los objetivos de política del banco central.

En esta sección se aplica la metodología Favero – Rovelli (1999) al caso peruano para el periodo 1992:01-1998:12. Básicamente, esta metodología consta de tres partes. En la primera de ellas se estiman los parámetros que describen la estructura de la economía. Luego se procede a identificar las preferencias del banco central a partir de la estimación de las ecuaciones de Euler para la solución del problema intertemporal de optimización relevante para la autoridad monetaria. A partir de esta ecuación se puede obtener la regla de política que sigue el banco central. Finalmente se compara la modelación de esta regla que incluye los parámetros del modelo estructural de la economía y de los parámetros que identifican las preferencias del banco central con la trayectoria que ha seguido el instrumento operativo a lo largo de la muestra. De esta manera se puede determinar si la modelación de las preferencias que se propone es la correcta y en el caso que no lo fuera, qué factores habrían que ser incluidos en la misma.

Estructura de la economía

Para esta segunda parte del trabajo de investigación se modela la estructura de la economía peruana utilizando un sistema de tres ecuaciones y tomando como variables endógenas a la producción(X_t), a la inflación(π_t) y al tipo de cambio(TC_t). Sin embargo, a diferencia de la sección anterior, estas tres variables se encuentran como variaciones porcentuales y restadas de sus respectivos niveles estacionarios. De esta manera se obtiene la diferencia de la tasa de crecimiento de cada variable respecto a su nivel objetivo¹⁰.

⁹ Lucas, Robert Jr., "Econometric policy evaluation. A critique", en *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 1976, pp. 16-49.

¹⁰ Los valores de estado estacionario adoptados para cada una de las variables y su justificación se encuentran en el Anexo No. 6.

El sistema que determina la estructura del economía se estima aplicando la metodología SUR. Este es especificado de la siguiente forma:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 M_{t-3} + \beta_3 M_{t-4} + \beta_4 Cu_{t-1} \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-3} + \alpha_3 TC_{t-2} + \alpha_4 PAS_{t-2} + \alpha_5 M_{t-2} \quad (2)$$

$$TC_t = \gamma_0 + \gamma_1 TC_{t-1} + \gamma_2 M_{t-2} + \gamma_3 DUMMYR \quad (3)$$

donde DUMMYR es una variable dummy que contiene el valor de 1 para las observaciones 1992:06 y 1992:11. M_t , Cu_t y PAS_t representan al instrumento operativo (base monetaria, M_0), al precio del cobre (uno de los principales *commodities* que el Perú exporta) y al nivel de pasivos de corto plazo de la banca privada con acreedores del extranjero, respectivamente. Estas variables se encuentran en variaciones porcentuales. La estimación de este sistema se encuentra en la Tabla No. 5.

Para determinar la especificación de cada una de las variables endógenas se empleó la metodología MCO. Una vez definidas las variables y los rezagos relevantes se procedió a estimar el sistema aplicando SUR con el fin de incorporar las correlaciones que existen entre los errores de cada una las relaciones. Este sistema cuenta con la característica de que presenta en cada una de sus ecuaciones al instrumento de política monetaria, M_t .

Preferencias del banco central

Para identificar las preferencias del banco central es necesario especificar una función de pérdida y minimizarla intertemporalmente con respecto al instrumento de política monetaria (M_t). El problema intertemporal que enfrenta la autoridad monetaria puede ser representado como:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i} \quad (4)$$

donde E_t denota la esperanza condicional al conjunto de información disponible en el periodo t ; δ es el factor de descuento intertemporal aplicado por el banco central; y la función de pérdida L es especificada de la siguiente manera:

$$L = \frac{1}{2} [\pi_t^2 + \lambda x_t^2 + \rho TC_t^2] \quad (5)$$

Como ya se identificó antes, π_t , x_t y TC_t representan las diferencias de la inflación, el producto y el tipo de cambio con sus respectivas tasas objetivo.

Los parámetros λ y ρ determinan el grado de flexibilidad del objetivo inflacionario frente a otros objetivos de política. Si $\lambda=0$ esto significa que el banco central no incluye en su función de pérdida algún nivel de producción objetivo. Lo mismo sucede en el caso que $\rho=0$, en que el objetivo cambiario no tiene relevancia. Si estos dos parámetros son cero, significa que la autoridad monetaria tan solo se preocupa por mantener la inflación en su nivel objetivo. Es decir, el banco central mantiene el "estricto" cumplimiento de su objetivo inflacionario.

El banco central procede a minimizar esta función de pérdida intertemporal teniendo en cuenta la estructura de la economía determinada por las ecuaciones (1-3). La condición de primer orden relevante para el problema de optimización es la siguiente:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial M_t} = & \partial^2 E_t(\pi_{t+2}) \frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial M_t} + \partial^2 \rho E_t(TC_{t+2}) \frac{\partial TC_{t+2}}{\partial M_t} + \partial^3 E_t(\pi_{t+3}) \frac{\partial \pi_{t+3}}{\partial M_t} + \\ & + \partial^3 \lambda E_t(x_{t+3}) \frac{\partial x_{t+3}}{\partial M_t} + \partial^3 \rho E_t(TC_{t+3}) \frac{\partial TC_{t+3}}{\partial M_t} \end{aligned} \quad (6)$$

La estimación de la estructura de la economía peruana permite identificar las derivadas de la expresión anterior:

$$\frac{\partial L}{\partial M_t} = \partial^2 E_t(\pi_{t+2}) \alpha_5 + \partial^2 \rho E_t(TC_{t+2}) \gamma_2 + \partial^3 E_t(\pi_{t+3}) \alpha_1 \alpha_5 + \partial^3 \lambda E_t(x_{t+3}) \beta_2 + \partial^3 \rho E_t(TC_{t+3}) \gamma_1 \gamma_2 \quad (7)$$

La ecuación (7) es una condición ortogonal por lo cual puede emplearse el método de GMM para la estimación de los parámetros que describen las preferencias del banco central. La expresión a estimar es la siguiente:

$$E_t(\pi_{t+2}) = -\frac{\rho \gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+2}) - \partial \alpha_1 E_t(\pi_{t+3}) - \frac{\partial \lambda \beta_2}{\alpha_5} E_t(x_{t+3}) - \frac{\partial \rho \gamma_1 \gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+3}) \quad (8)$$

Sin embargo, primero se procedió a especificar a la variable π_{t+2} como: $\pi_{t+2} = \bar{\pi}_{t+2} - \pi^*$, en donde $\bar{\pi}_{t+2}$ representa la inflación observada en el periodo $t+2$ y π^* es su nivel objetivo. Esta desagregación tiene como objetivo estimar el valor del coeficiente del término constante, el mismo que representa el nivel objetivo de la inflación:

$$E_t(\bar{\pi}_{t+2}) = \pi^* - \frac{\rho\gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+2}) - \partial\alpha_1 E_t(\pi_{t+3}) - \frac{\partial\lambda\beta_2}{\alpha_5} E_t(x_{t+3}) - \frac{\partial\rho\gamma_1\gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+3}) \quad (9)$$

Además, debido a que los coeficientes α , β , y γ ya han sido estimados en la sección anterior, se procedió a especificarlos al momento de estimar la ecuación (9). Se adoptó como valor del factor de descuento $\delta = 0.975$. El mismo que es comúnmente empleado como el factor al que descuenta el banco central dentro de su problema intertemporal: Los resultados son los siguientes:

$$E_t(\bar{\pi}_{t+2}) = 0.008 - 0.220 \frac{\partial\gamma_1\gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+3}) + 0.011 * DUM \quad (10)$$

donde DUM es una variable dicotómica con valores de 1 para el periodo 1992:01-1994:06. La estimación a través de GMM se encuentra en la Tabla No. 6.

La inflación objetivo registrada durante este periodo, y representada por la constante (π^*) y el coeficiente de la variable dummy, es de 1.92% mensual. Esta tasa anualizada equivale a 25.7%, lo cual resulta plausible para los años 1992, 1993 y 1994, en donde se registraron tasas de 58.7%, 35.5% y de 13.7%, respectivamente.

Para el periodo 1995-1998, la inflación objetivo mensual obtenida de esta ecuación es de 0.8% (10% anualizada). A pesar que esta tasa es mayor a la tasa objetivo utilizada para construir la variable π , la cual era de 7% anual, los resultados obtenidos se aproximan de manera satisfactoria a la evidencia empírica.

Sin embargo, la importancia de esta ecuación radica en el hecho de que revela las preferencias del Banco Central de Reserva, encubiertas en los valores de los parámetros ρ y λ . Estos coeficientes indican el grado de flexibilidad que sobre el objetivo inflacionario tiene el objetivo cambiario y de crecimiento, respectivamente. El valor obtenido, $\rho = 0.22$, indica que si bien el objetivo cambiario no prima sobre la directriz de la política monetaria, éste tiene una influencia nada desdeñable. Por otro lado, la estimación de esta ecuación indica que $\lambda=0$. Este valor muestra que el Banco Central de Reserva no incorpora dentro de sus preferencias algún objetivo específico sobre el nivel de la producción.

Regla de política monetaria

Una vez que se han estimado tanto los parámetros que modelan la estructura de la economía como las preferencias del banco central, se está en condiciones de poder especificar la regla sobre el instrumento operativo.

Para este fin se utilizan las ecuaciones (10) y (2). Esta última modela la inflación dentro de la estructura de la economía. Reemplazando la ecuación (2) en (10) y despejando con relación al instrumento operativo (M_t), se obtiene la siguiente expresión:

$$M_t = -\frac{\alpha_0}{\alpha_5} - \frac{\alpha_1}{\alpha_5} * E_t(\pi_{t+1}) - \frac{\alpha_2}{\alpha_5} * \pi_{t-1} - \frac{\alpha_3}{\alpha_5} * TC_t - \frac{\alpha_4}{\alpha_5} * PAS_t + \frac{\partial \gamma_1 \gamma_2 \rho}{\alpha_5} E_t(TC_{t+3}) + \frac{\theta}{\alpha_5} DUMY \quad (11)$$

La ausencia en el lado derecho de la expresión anterior de valores rezagados de M_t indica que el ente emisor al momento de establecer su regla de política no considera la posibilidad de persistencia de los efectos de sus acciones dentro de la economía.

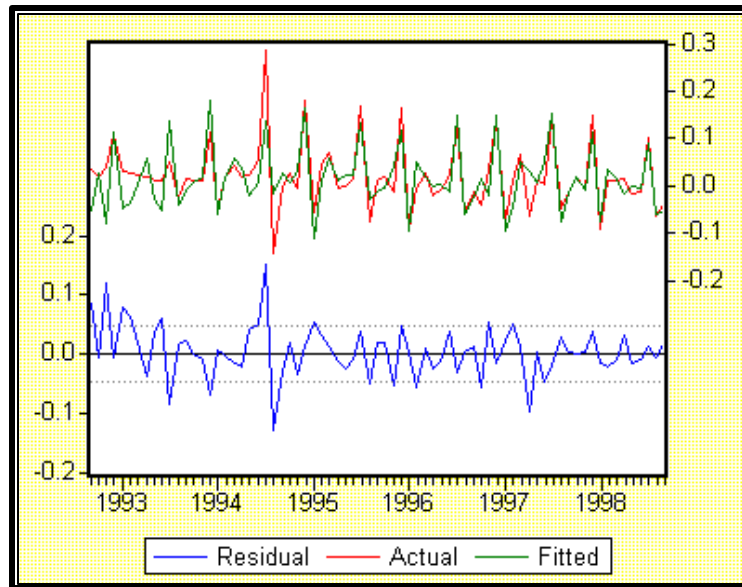
La estimación de la regla de política se realizó aplicando la metodología GMM a la siguiente ecuación:

$$M_t = c_1 + c_2 * E_t(\pi_{t+1}) + c_3 * \pi_{t-1} + c_4 * TC_t + c_5 * PAS_t + c_6 * E_t(TC_{t+3}) + c_7 * DUMY \quad (12)$$

Los resultados obtenidos guardan la relación que se esperaba. La regla de política presenta coeficientes negativos para casi todas las variables explicativas. Es decir, la regla indica que la autoridad debe aplicar una política monetaria restrictiva cuando se presenta una diferencia (o "gap") positivo entre la tasa de crecimiento del producto o la devaluación con respecto a su valor de estado estacionario.

Tal como ya se indicó en la sección anterior, para el caso de la economía peruana y dentro del periodo bajo análisis, se comprueba que la regla de política considera los valores proyectados sobre un periodo de la brecha de la tasa de inflación (π_{t+1}) y sobre tres periodos en el caso de la brecha del tipo de cambio (TC_{t+3}). Es decir, se presenta el caso de *forward looking* sobre la regla. Además, se incorporan los rezagos de un periodo de la brecha inflacionaria (π_{t-1}). Otras variables que se encuentran en la especificación de la regla son la brecha del tipo de cambio (TC_t) y la tasa de variación de los pasivos internacionales de corto plazo del sistema bancario (PAS_t), ambas en valores corrientes. Los resultados se encuentran en la Tabla No. 7.

De esta manera se determina que la regla de política sobre el nivel de emisión considera la aplicación de una medida contractiva en el caso en que se proyecten futuras divergencias con respecto al tipo de cambio objetivo.



En la figura se ha graficado tanto la serie de la base monetaria como la estimada siguiendo esta regla especificada en la ecuación (12). Se observa que este modelo brinda una serie estimada que mantiene una trayectoria bastante cercana a la serie observada para el periodo que va desde 1994:08 hasta el fin de la muestra. Sin embargo, en la primera parte de la muestra el ajuste es deficiente. Una característica de esta representación es la presencia de un fuerte comportamiento estacional de la variable dependiente. Por este motivo se incluyeron variables dummies estacionales para los meses de enero, julio, agosto y diciembre.

Finalmente, para determinar si la autoridad monetaria ha seguido esta regla estimada a lo largo del periodo analizado, es necesario constatar si los coeficientes $c(i)$ obtenidos de esta última estimación son estadísticamente equivalentes a los que se pueden calcular tomando en cuenta la especificación obtenida en la ecuación (11), la cual incluye los valores de los parámetros que gobiernan la estructura de la economía así como los relacionados con las preferencias del banco central. Es decir, es necesario que no se rechacen las siguientes restricciones:

$$c_1 = -\frac{\alpha_0}{\alpha_5}; c_2 = -\frac{\alpha_1}{\alpha_5}; c_3 = -\frac{\alpha_2}{\alpha_5}; c_4 = -\frac{\alpha_3}{\alpha_5}; c_5 = -\frac{\alpha_4}{\alpha_5}; c_6 = \frac{\partial \gamma_1 \gamma_2 \rho}{\alpha_5}; c_7 = \frac{\theta}{\alpha_5}$$

Con este fin se emplea el test de Wald. El resultado que reportó la prueba es que se rechaza este conjunto de restricciones. La estimación de la ecuación (12) así como el test de Wald se encuentran en la Tabla No. 7.

Los resultados obtenidos al aplicar el test de Wald indican que la regla de política especificada en la ecuación (11) no representa adecuadamente el comportamiento seguido por el ente emisor. Esto se puede deber a dos motivos. El primero de ellos se refiere a una mala especificación de la estructura de la economía y/o de las preferencias del banco central. El segundo motivo que provoca estos resultados asume que existe cierto comportamiento “gradualista” en la aplicación de la regla de política. Esta puede ser provocada por la incertidumbre del tipo de Brainard acerca del impulso-respuesta del instrumento o bien por la incorporación del costo de ajuste dentro de la función de pérdida del banco central.

Incetidumbre del tipo de Brainard

Brainard (1966) considera que el accionar de la autoridad monetaria está influenciado por la incertidumbre proveniente de dos fuentes: de shocks exógenos que puede experimentar la economía y de la falta de conocimiento de la magnitud de los efectos de la aplicación del instrumento de política. Los efectos de este tipo de incertidumbre son implementados en esta sección, debido a que bajo el primer tipo de incertidumbre, ni la varianza ni los otros momentos de la distribución de la variable objetivo dependen de la acción que tome el hacedor de política; mientras que en bajo el segundo tipo sí.

Bajo la incorporación de la incertidumbre del tipo de Brainard, la autoridad monetaria es consciente de que la respuesta de la variable de política puede diferir sustancialmente del valor esperado. Para incorporar este efecto dentro del análisis se emplea la estructura de la economía estimada anteriormente. Los parámetros que se verán afectados son aquellos que determinan los mecanismos de transmisión de la política monetaria, los mismos que son presentados a continuación:

$$\begin{aligned}\alpha_5 &= a_5 + \varepsilon_1 \\ \gamma_2 &= c_2 + \varepsilon_2 \\ \alpha_1\alpha_5 &= a_1a_5 + \varepsilon_3 \\ \gamma_1\gamma_2 &= c_1c_2 + \varepsilon_4\end{aligned}$$

donde cada uno de estos errores, ε , pertenecen a una distribución normal con media cero y varianza constante e iguales entre sí. De esta manera se está asumiendo que estos parámetros son influenciados por la misma incertidumbre.

De esta forma, haciendo explícita la incertidumbre dentro de la ecuación de Euler definida en la expresión (6), se obtiene:

$$\frac{\partial L}{\partial M_t} = \partial^2 E_t(\pi_{t+2})(a_5 + \varepsilon_1) + \partial^2 \rho E_t(TC_{t+2})(c_2 + \varepsilon_2) + \partial^3 E_t(\pi_{t+3})(a_1 a_5 + \varepsilon_3) + \partial^3 \rho E_t(TC_{t+3})(c_1 c_2 + \varepsilon_4) + \partial^2 \rho \sigma^2 M_t + \partial^3 \sigma^2 M_t + \partial^3 \sigma^2 M_{t-2} = 0 \quad (13)$$

Cabe notar que debido a que el coeficiente λ es igual a cero, en esta última expresión no se incluye el término $E_t(X_{t+3})$. Luego de desarrollar los paréntesis que contienen los errores generados por la incertidumbre, de la expresión (13) se deriva lo siguiente:

$$\partial^2 E_t(\pi_{t+2})a_5 + \partial^2 \rho E_t(TC_{t+2})c_2 + \partial^3 E_t(\pi_{t+3})a_1 a_5 + \partial^3 \rho E_t(TC_{t+3})c_1 c_2 + \partial^2 \sigma^2 M_t + \partial^2 \rho \sigma^2 M_t + \partial^3 \sigma^2 M_t + \partial^3 \sigma^2 M_{t-2} = 0$$

Luego de factorizar \mathcal{E} y de despejar la expresión anterior en función de M_t , se obtiene la siguiente regla de política que incorpora la incertidumbre:

$$M_t = -\frac{\partial \rho}{(1+\rho+\partial)} * M_{t-2} - \frac{a_5}{\sigma^2(1+\rho+\partial)} * E_t(\pi_{t+2}) - \frac{\rho c_2}{\sigma^2(1+\rho+\partial)} * TC_{t+2} - \frac{\partial a_1 a_5}{\sigma^2(1+\rho+\partial)} * E_t(\pi_{t+3}) - \frac{\partial \rho c_1 c_2}{\sigma^2(1+\rho+\partial)} * TC_{t+3} \quad (14)$$

Para determinar si los efectos de este tipo incertidumbre son relevantes para el modelo, se procedió a estimar la ecuación (14) empleando la metodología GMM. Las estimaciones obtenidas se encuentran en la Tabla No. 8. La diferencia fundamental entre esta regla y aquella determinada por la ecuación (12) radica en que la primera de ellas considera un rezago de dos periodos del instrumento monetario (M_{t-2}). De esta manera se estaría introduciendo un factor de ajuste o suavizamiento (*smoothness*) dentro de esta regla provocada por la incertidumbre sobre los impactos de las decisiones de política.

Los resultados obtenidos señalan que todos los elementos de esta relación son significativamente diferentes de cero y que el banco central determina la necesidad de restringir la tasa de emisión de la base monetaria frente una devaluación (TC_{t+3}) o tasa de inflación (π_{t+3}) esperada mayor a la de objetivo.

Esta nueva especificación de la regla (ecuación (14)) que mantiene el banco central sobre la emisión primaria presenta un mejor ajuste que la regla estimada en la ecuación (12). Esto indica que la incorporación de un patrón de ajuste parcial a la misma es necesario. Se encuentra evidencia de esto si observamos el R-cuadrado de la estimación (12), que alcanza el valor de 0.58 frente al obtenido en la ecuación (14), de 0.69. Adicionalmente, la Figura No. 2 muestra una mejora en la estimación de la regla. Esto se evidencia más claramente en la representación de los errores, los cuales han reducido su rango de variabilidad.

A pesar de la mejoría en la especificación del modelo de la regla monetaria, para probar que los resultados obtenidos hasta ahora por esta metodología son verdaderos (esto se refiere principalmente a las conclusiones acerca de las preferencias del Banco Central de Reserva), se necesita que los estimadores obtenidos cumplan tanto con las restricciones que imponen los parámetros que gobiernan la estructura de la economía como con los relativos a la función de pérdida del BCR. Además, la incorporación del componente de ajuste parcial dentro del conjunto de preferencias del banco central puede deberse a otros factores distintos al concepto de incertidumbre propuesto por Brainard.

En este sentido se necesita comprobar las siguientes nociones:¹¹

- Cumplir con la restricción asociada con el coeficiente de M_{t-2}

Se aplicó el test de Wald para determinar si el coeficiente asociado a M_{t-2} es igual a aquél que se obtiene de reemplazar los valores de los parámetros que gobiernan las preferencias del banco central obtenidos en la sección anterior.

Es decir, se construyó este coeficiente: $-\frac{\partial \rho}{(1+\rho+\vartheta)} = -\frac{0.975*0.22}{(1+0.22+0.975)} = -0.097$ y se le aplicó el

test de Wald a la estimación de la ecuación (14). El resultado del mismo nos indica que aceptamos la hipótesis nula, es decir, se cumple esta restricción.

- No debe presentar constante

Se aplica el test de Wald para comprobar si se cumple esta restricción: $C(1)=0$. Se obtiene como resultado que la restricción sobre este coeficiente es rechazada ampliamente.

- Conformidad de varianzas

¹¹ Los resultados pueden apreciarse en el Anexo No.7

Esta prueba es la principal y consiste en determinar si la varianza que se puede obtener de la especificación de los coeficientes estimados en la ecuación (14) es igual a aquella varianza asociada a cada uno de estos mismos coeficientes obtenidos de la estimación del modelo estructural.

Como se puede ver en el Anexo No. 7, las varianzas obtenidas de cada coeficiente de la ecuación (14) son mayores a aquellas obtenidas en el sistema estructural. Por lo tanto, se puede concluir que la regla de política monetaria derivada no está sujeta a este tipo de incertidumbre dentro del periodo analizado.

La incorporación explícita del factor de ajuste

En la sección anterior se estimó una regla de política que incorpora un comportamiento gradualista sustentado por la supuesta presencia de incertidumbre acerca del impacto del instrumento. Esta nueva formulación presentó un mayor grado de ajuste en relación a aquella que no incluye ningún tipo de persistencia en la regla de política.

Sin embargo, los resultados obtenidos no han permitido demostrar que la incorporación de este tipo de incertidumbre en el modelo sea el verdadero motivo de esta especificación gradualista. La estimación de los coeficientes de esta regla no guarda relación con la modelación de los mismos, en función de los parámetros de la estructura de la economía y de las preferencias del banco central, que se obtienen de incorporar la incertidumbre del tipo de Brainard.

Una modelación alternativa que justifica la presencia de este comportamiento gradualista consiste en la incorporación del costo de ajuste dentro de la función de pérdida del banco central. Este tipo de preferencias es seguido por varios bancos centrales, quienes se rigen bajo este principio. Entre ellos se encuentra el FED (Federal Reserve Bank). Es conocido que el FED no toma decisiones abruptas con respecto a su instrumento operativo (las tasas de interés) sino más bien, tratan de corregir cualquier desviación en su objetivo inflacionario o productivo gradualmente.

De esta manera, el propósito de esta sección consiste en comprobar empíricamente que la función de pérdida del Banco Central de Reserva incluye un factor de ajuste sobre su instrumento operativo (M_t), y de esta manera validar la metodología empleada. Tomando en cuenta este argumento, se procedió a especificar esta función de pérdida de la siguiente forma:

$$L = \frac{1}{2} \left[\pi_t^2 + \rho TC_t^2 + \mu (M_t - M_{t-2})^2 \right] \quad (15)$$

En esta función no se incorpora la variable X debido a que antes se había comprobado que el Banco Central de Reserva no incorpora objetivos sobre la producción ($\lambda=0$).

El siguiente paso consiste en estimar la regla de política manteniendo la estructura de la economía inalterada. La derivación de la condición de primer orden para solucionar el problema de optimización del banco central es la siguiente:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial M_t} = \partial^2 a_5 E_t(\pi_{t+2}) + \partial^2 \rho c_2 E_t(TC_{t+2}) + \partial^3 a_1 a_5 E_t(\pi_{t+3}) + \partial^3 \rho c_1 c_2 E_t(TC_{t+3}) + \\ + M_t (\mu + \partial^2 \mu) - \mu M_{t-2} - \partial^2 \mu M_{t+2} = 0 \quad (16) \end{aligned}$$

de donde se puede obtener la siguiente regla de política que introduce un factor de ajuste de la misma (μ) lo que provoca que estas operaciones tengan persistencia sobre las decisiones de política futura:

$$\begin{aligned} M_t = \frac{1}{1+\partial^2} M_{t-2} + \frac{\partial^2}{1+\partial^2} M_{t+2} - \frac{\partial^2 a_5}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(\pi_{t+2}) - \frac{\partial^2 \rho c_2}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(TC_{t+2}) - \\ - \frac{\partial^3 a_1 a_5}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(\pi_{t+3}) - \frac{\partial^3 \rho c_1 c_2}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(TC_{t+3}) \quad (17) \end{aligned}$$

Se empleó la metodología GMM para la estimación de esta regla. A partir de estos resultados y considerando la estructura de estos coeficientes determinada en la ecuación (17), se puede obtener el valor del factor de ajuste. Este parámetro adopta el valor de $\mu=0.0216$.

La estimación de la ecuación (17) se encuentra en la Tabla No. 9. En ella podemos observar que el R-cuadrado obtenido es de 0.74. Además gráficamente los resultados obtenidos describen exitosamente la trayectoria del instrumento de política monetaria (revisar Figura No. 3). La suma de los residuos al cuadrado alcanza un valor menor al de las dos especificaciones anteriores. Sin embargo, nuevamente, la idoneidad de nuestro modelo descansa en el valor obtenido de un parámetro dentro de la estructura especificada de estos coeficientes. Este parámetro es μ el cual nos indica el factor de ajuste que el Banco Central de Reserva incluye en su función de pérdida.

El valor obtenido ($\mu=0.0216$) es plausible comparado con el valores obtenidos por Favero y Rovelli (1999). Ellos calcularon este factor de ajuste correspondiente a la función de pérdida del FED y estimaron un valor de 0.032. Esto nos indica que la Reserva Federal tiende a suavizar mucho más su política monetaria que el Banco Central de Reserva en la economía peruana. Una explicación a este hecho puede encontrarse si se considera que los efectos que tienen las alteraciones del instrumento operativo (tasas de interés) en la economía estadounidense es mucho mayor que los generados ante las variaciones de la base monetaria en nuestro país. En el caso americano la autoridad monetaria considera las variaciones de la tasa de interés de forma suavizada y bruscamente ante algunos signos de desequilibrio macroeconómicos.

IV. CONCLUSIONES

CONCLUSIONES DE LA PRIMERA PARTE

- Los posibles instrumentos que el BCR podría emplear para determinar una regla monetaria, considerando su influencia sobre el comportamiento de la economía al menos en el corto plazo, contemplan ajuste por precios y por cantidades. Es preferida la modelación de la función de reacción del BCR con un instrumento de cantidad (base monetaria).
- La autoridad monetaria no sólo observa el comportamiento histórico de la economía sino que anticipa su desenvolvimiento. En este sentido, la regla que se propone, incorpora los valores esperados de los objetivos mediante la inclusión de términos anticipados (*forward looking*).
- Existe asimetría en la aplicación de política monetaria. La reacción del BCR frente a cambios en las brechas inflacionaria y cambiaria, varía dependiendo de la naturaleza de las brechas (positivas o negativas), incrementando la importancia del control de la brecha cambiaria frente a estos cambios.
- Dado que la modelación del instrumento de interés (M0) presenta deficiencias bajo la aplicación de la metodología de Clarida y Gertler (1996), se aplica la metodología de Favero y Rovelli (1999), de modo que se cristaliza la relación entre la estructura de la economía y las preferencias del banco central a la hora de determinar su instrumento, así como también se aplica un análisis más exhaustivo y formal para la determinación de la función de reacción.

CONCLUSIONES DE LA SEGUNDA PARTE

- El objetivo de la autoridad monetaria no se concentra exclusivamente en mantener un nivel inflacionario determinado sino que incluye dentro de su función de pérdida una tasa de devaluación objetivo. Por otro lado, se ha demostrado que la autoridad monetaria no ha mantenido objetivo de política alguno sobre el producto. Tomando en consideración el primer aspecto, no se puede considerar que el Banco Central de Reserva adopta un "*inflation targeting*" estricto.
- Aparte de estos resultados, se determinó que la autoridad monetaria incorporaba dentro de su función de pérdida el costo de ajuste de sus propias políticas. La reespecificación de esta función permite contar con una regla cuyos parámetros estimados corresponden a la

especificación de los mismos en función de los parámetros de la estructura de la economía y de la función de pérdida del Banco Central de Reserva.

- La regla de política seguida por el Banco Central de Reserva incorpora los valores esperados de las brechas sobre la inflación y sobre el tipo de cambio. Por este motivo se considera que la autoridad monetaria conduce su política bajo un patrón de *forward looking*. La única variable rezagada corresponde al propio instrumento, lo cual evidencia que el banco central busca alcanzar sus objetivos de política gradualmente antes que abruptamente, aunque este factor de ajuste ($\mu_{PERU}=0.0216$) es menor al calculado para la economía estadounidense ($\mu_{USA}=0.032$).
- Se estimó que la incorporación de incertidumbre por parte del ente emisor acerca del impacto de sus medidas no representa una justificación significativa a la presencia de persistencia en la aplicación de la misma.

CONCLUSIÓN FINAL

El análisis realizado en el presente trabajo de investigación sugiere que existe evidencia razonable para concluir que el Banco Central de Reserva del Perú sigue una regla cambiaria implícita en la administración del instrumento monetario. De hecho, el esfuerzo por detallar y filtrar la metodología aplicada de modo que sea lo más inmune posible a la mayoría de críticas tradicionales, permite revelar las preferencias del BCR, que administra su instrumento de política monetaria con la mira en dos objetivos: la tasa de inflación y la de devaluación. Tal como se explica en el presente trabajo, bajo todas las especificaciones, la injerencia del objetivo inflacionario es preponderante sobre las decisiones del banco central, no obstante, el control cambiario no deja de condicionar de manera importante el comportamiento de la autoridad monetaria.

BIBLIOGRAFÍA

Ball, Lawrence. Efficient Rules for Monetary Policy. NBER Working Paper #5952 (1997).

Bernanke, Ben y Alan Blinder. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review* 82 (1992).

Brainard, William. Uncertainty and the Effectiveness of Policy. *American Economic Review, Papers and Proceedings* 57 (1967).

Christiano, Eichenbaum, Evans. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end. NBER working paper n. 6400. (1998).

Clarida, Richard, Jordi Gali, y Mark Gertler. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. Mimeo (1997).

Clarida, Richard, Jordi Gali, y Mark Gertler. The science of monetary policy. Mimeo. New York University.

Clarida, Richard, y Mark Gertler. How the Bundesbank conducts monetary policy. NBER working paper 5581.

Cukierman, Alex. Why Does the Fed Smooth Interest Rates? en Michael T. Belongia, ed., *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System* (1991).

Fernández Baca, Jorge. Dinero, precios y tipo de cambio. CIUP (1997).

Goodfriend, M. "Interest Rate Smoothing and the Conduct of Monetary Policy", *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, Spring 1991, pp.7-30

Kydland y Prescott. "Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans". *Journal of political economy*. 1977.

Lucas, Robert E. Jr., *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Affairs* 1 (1976).

McCallum, Bennett T. y Edward Nelson. An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis. NBER Working Paper #5875 (1997).

Niehans, Jürg. "International monetary economics" (1984).

Rotemberg, Julio J. y Michael Woodford. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. Mimeo (1997).

Sack, Brian. Uncertainty, Learning, and Gradual Monetary Policy. Mimeo, Federal Reserve Board (1998).

Svensson, Lars E.O. Inflation Targeting: Some Extensions. NBER Working Paper #5962 (1997).

Taylor, John B. Discretion Versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39 (1993).

ANEXO NO. 1

COMPROBACIÓN DE LA AUSENCIA DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA PARA LA ECONOMÍA PERUANA (1992-1998)

La teoría de la paridad del poder de compra (PPP) indica que bajo condiciones normales, el poder de compra de las distintas monedas debe mantenerse constante en todos los países. Si se incorpora los efectos que pueden tener las diferentes fricciones al libre comercio como el costo de transporte, la información imperfecta, las barreras a la entrada, etc., entonces se puede considerar la siguiente formulación de esta ley:

$$\log e = \log E + \log P^* - \log P$$

o bien

$$\log P = \log E + \log P^* - \log e$$

en donde: $\log E$ = logaritmo del tipo de cambio nominal
 $\log P^*$ = logaritmo del nivel de precios internacionales
 $\log P$ = logaritmo del nivel de precios nacional
 $\log e$ = logaritmo del tipo de cambio real

En el presente análisis se empleó al IPC de la economía estadounidense (base 1991) como el nivel de precios internacionales.

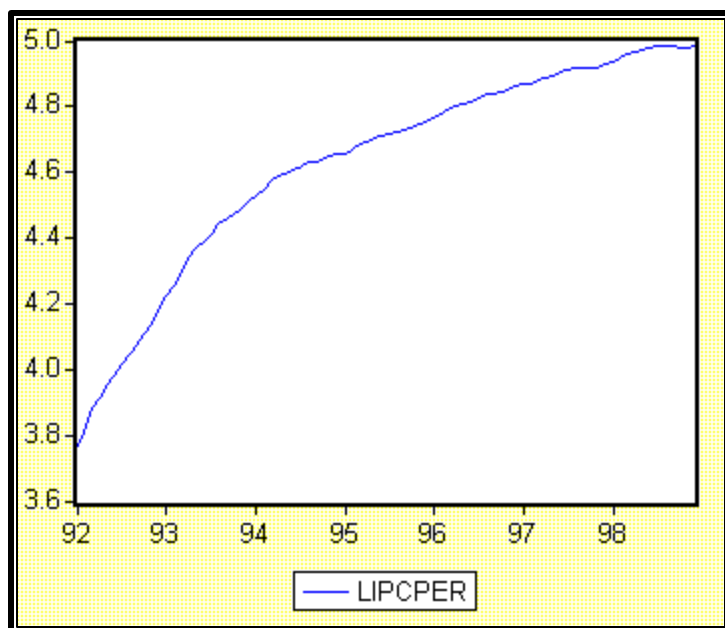
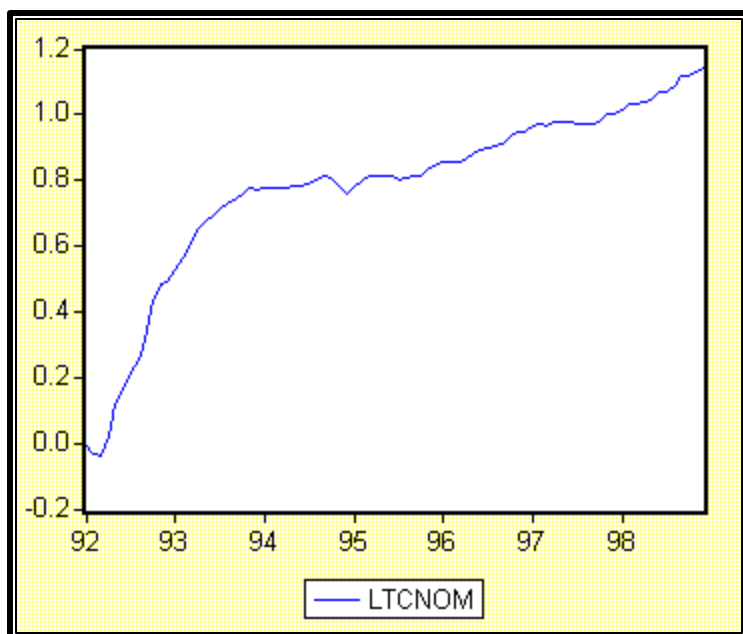
La comprobación del cumplimiento del PPP en la economía peruana descansa en la determinación de alguna relación de cointegración las siguientes series:

$$LIPCPER_t = \alpha_0 + \alpha_1 * LTCNOM_t + \alpha_2 * LIPCUSA_t + u_t$$

El término de error de esta ecuación representa el logaritmo de la serie del tipo de cambio real. Si esta serie resulta ser estacionaria entonces se cumple la PPP. En el caso que ésta sea I(1), se concluirá que la PPP no se aplica al caso peruano durante el periodo analizado.

Análisis de las series

Para estimar el orden de integración de las series LIPCPER, LIPCUSA y LTCNOM se aplicó el test de Dickey-Fuller. Sin embargo, debido a que las series LIPCPER y LTCNOM evidencian la presencia de algún quiebre estructural, primero se aplicó el test F-secuencial a ambas series para determinar en qué fecha se produjo este quiebre.

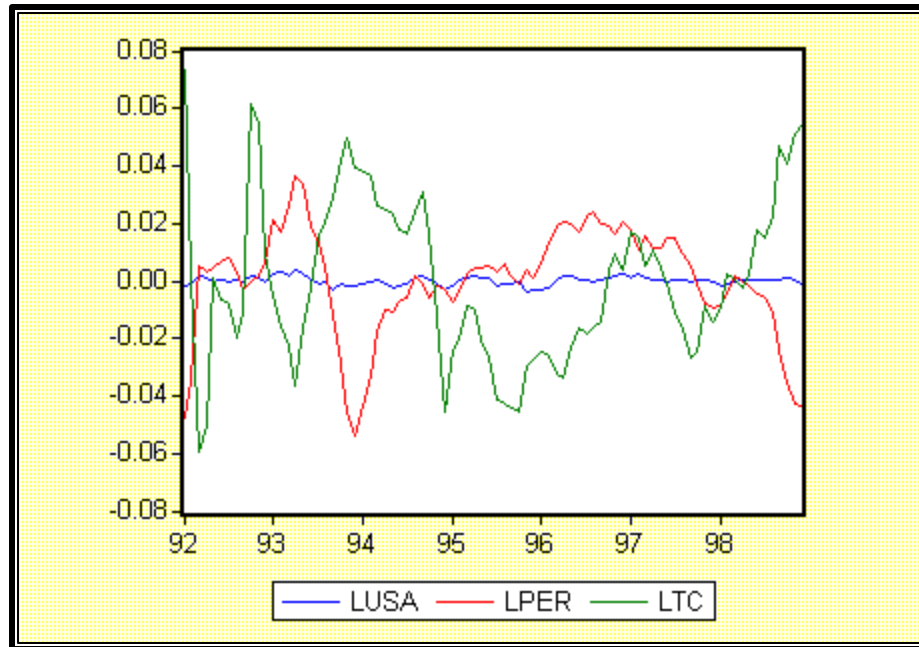


De esta forma se determinó que la serie del logaritmo del IPC peruano presentaba un quiebre en tendencia en el periodo 1993:12; mientras que para la serie del tipo de cambio nominal, el quiebre se presentó en 1993:04. De esta manera se construyeron las series LPER y LTC, respectivamente.

Luego, a ambas series se les aplicó el test de Dickey-Fuller, pero utilizando los valores crítico de Zivot. En ambos casos se obtuvo como resultado que ambas eran I(1).

Con respecto a la determinación del orden de integración de la serie LIPCUSA, la presencia de algún posible quiebre no es tan evidente. El test de Dickey-Fuller nos indicó que se aceptaba la hipótesis nula. El valor crítico calculado es de -2.154081 mientras que el valor de tabla, al 5% de significancia es de -2.8972. Sin embargo, debido a que la presencia algún quiebre estructural puede sesgar estos resultados a determinar un mayor orden de integración que el verdadero, se procede a aplicar el test Fsecuenciales y Zivot. Como resultado se obtiene que existe evidencia estadística para afirmar la existencia de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural. Una vez haber corregido este problema, se obtiene la serie LUSA.

Las series ha emplear para determinar la existencia de alguna relación de cointegración son las siguientes:



Metodología Engle y Granger

Una vez concluido el análisis univariado se procede a estimar, a través del estimador MCO, la siguiente relación:

$$LPER_t = \beta_0 + \beta_1 * LTC_t + \beta_2 * LUSA_t + u_t$$

Estos fueron los resultados:

Dependent Variable: LPER
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/99 Time: 04:24
 Sample: 1992:01 1998:12
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTC	-0.385467	0.049237	-7.828778	0.0000
LUSA	5.475568	0.964917	5.674651	0.0000
C	-5.03E-15	0.001397	-3.60E-12	1.0000
R-squared	0.551576	Mean dependent var	-6.33E-16	
Adjusted R-squared	0.540504	S.D. dependent var	0.018887	
S.E. of regression	0.012803	Akaike info criterion	-5.843198	
Sum squared resid	0.013277	Schwarz criterion	-5.756383	
Log likelihood	248.4143	F-statistic	49.81629	
Durbin-Watson stat	0.490024	Prob(F-statistic)	0.000000	

De acuerdo con los resultados de esta tabla vemos que tanto LTC como LUSA son variables explicativas de LPER y significativamente diferentes de cero. De esta manera se estaría comprobando la presencia de una relación de largo plazo entre estas series. Sin embargo, un defecto de esta metodología es la posibilidad de presencia de relaciones espúreas. En el caso que realmente existiese cointegración entre estas variables, la serie de residuos debería de ser estacionaria.

Con este fin de validar o refutar los resultados obtenidos en la regresión MCO se aplica el test Dickey-Fuller a los residuos:

ADF Test Statistic	-3.340296	1% Critical Value*	-3.5101
		5% Critical Value	-2.8963
		10% Critical Value	-2.5851

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID1)

Method: Least Squares

Date: 07/02/99 Time: 04:31

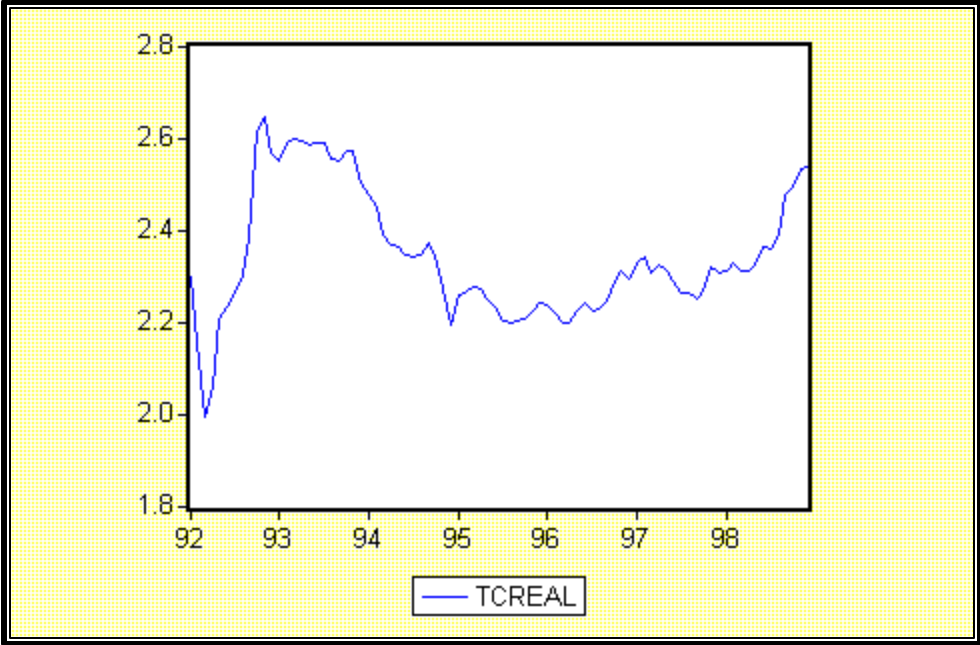
Sample(adjusted): 1992:02 1998:12

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID1(-1)	-0.245082	0.073371	-3.340296	0.0013
C	-4.94E-06	0.000922	-0.005357	0.9957
R-squared	0.121071	Mean dependent var	-4.25E-05	
Adjusted R-squared	0.110220	S.D. dependent var	0.008907	
S.E. of regression	0.008402	Akaike info criterion	-6.696833	
Sum squared resid	0.005718	Schwarz criterion	-6.638547	
Log likelihood	279.9186	F-statistic	11.15758	
Durbin-Watson stat	1.733711	Prob(F-statistic)	0.001267	

Este test nos indica que la serie de residuos no presenta un comportamiento estacionario, a pesar que estos valores críticos, cuando son aplicados a los residuos de una ecuación, presentan sesgo a rechazar la hipótesis nula. Si se comparan con los valores críticos apropiados (Engle-Yoo) se confirmarán los resultados previos.

Un análisis alternativo para determinar si la PPP se presenta en el Perú, consistiría simplemente en determinar el orden de integración de la serie de tipo de cambio real construida como $e = EP^*/P$. No obstante, este método alternativo implícitamente estaría haciendo referencia a la PPP en su versión estricta. Los resultados obtenidos cuentan que efectivamente, esta serie presenta raíz unitaria. Esta es su trayectoria.



ANEXO DE LA TABLA NO. 2

PROGRAMA EN RATZ PARA ESTIMAR UN VAR ESTRUCTURAL CASO APLICADO A VARIABLES PERUANAS

Autores: Edwin Antonio Goñi Pacchioni
Arturo Iván Ormeño Sánchez

source bernanke.src

```
CAL 92 1 12
ALLOCATE 50 98:12
OPEN DATA 9298.RAT
DATA(FORMAT=RATS) / cd COBRE COMERCIO CONSTRUCCION ENCAJE ENCAJEEX
FFUNDS HARINA INDUSTRIA IPC94 M0 M1 M2 MINERIA ORO OTROS PAS PBI PBIDES
PRIMARIO RCD RRDCTO RDCTOBCR RDCTONS RIN SECUNDARIO TCNOM COMM
```

```
COMPUTE NEQN = 8 ;
COMPUTE NLAGS = 5 ;
COMPUTE NSTEPS = 24 ;
```

```
SYSTEM 1 TO NEQN
VARIABLES COBRE TCNOM IPC94 INDUSTRIA CONSTRUCCION M1 RRDCTO RIN
LAGS 1 TO NLAGS
DET CONSTANT FFUNDS ENCAJE PAS
END(SYSTEM)
ESTIMATE(OUTSIGMA=V) 92:1 98:12 1
```

```
DECLARE RECT BETAINV(8,8)
INPUT BETAINV
1 0 0 0 0 0 0 0
1 1 0 0 0 0 0 0
1 1 1 0 0 0 0 0
1 1 1 1 0 0 0 0
1 1 1 1 1 0 0 0
0 1 0 0 1 1 1 0
1 0 0 0 1 1 1 1
1 1 1 1 1 1 1 1
```

```
@BERNANKE(test,print) V BETAINV FACTOR
ERRORS(DECOMP=FACTOR,IMPULSES) 8 24
```

```
#1
#2
#3
#4
#5
#6
#7
#8
```

```

DECLARE RECT[SERIES] IMPBLK(NEQN,NEQN)
DECLARE VECT[SERIES] SCALED(NEQN)
DECLARE VECT[LABELS] IMPLABEL(NEQN)

COMPUTE IMPLABEL= | | $ ;
'Pcobre',$
'TCnom',$
'IPC94',$
'Industria',$
'Construccion',$
'M1',$
'Rrdto',$
'RIN' | |

LIST IEQN = 1 TO NEQN
SMPL 1 NSTEPS
DO I=1,NEQN
IMPULSE(PRINT) NEQN NSTEPS I V
CARDS IEQN IMPBLK(IEQN,I) 1 IEQN
DISPLAY(STORE=HEADER) 'Gráfico de respuestas ante un impulso de' IMPLABEL(I)
DO J=1,NEQN
SET SCALED(J) = (IMPBLK(J,I))/SQRT(V(J,J))
LABELS SCALED(J)
# IMPLABEL(J)
END DO J
GRAPH(HEADER=HEADER,KEY=LOLEFT,NUMBER=0) NEQN
CARDS SCALED(IEQN)
END DO I

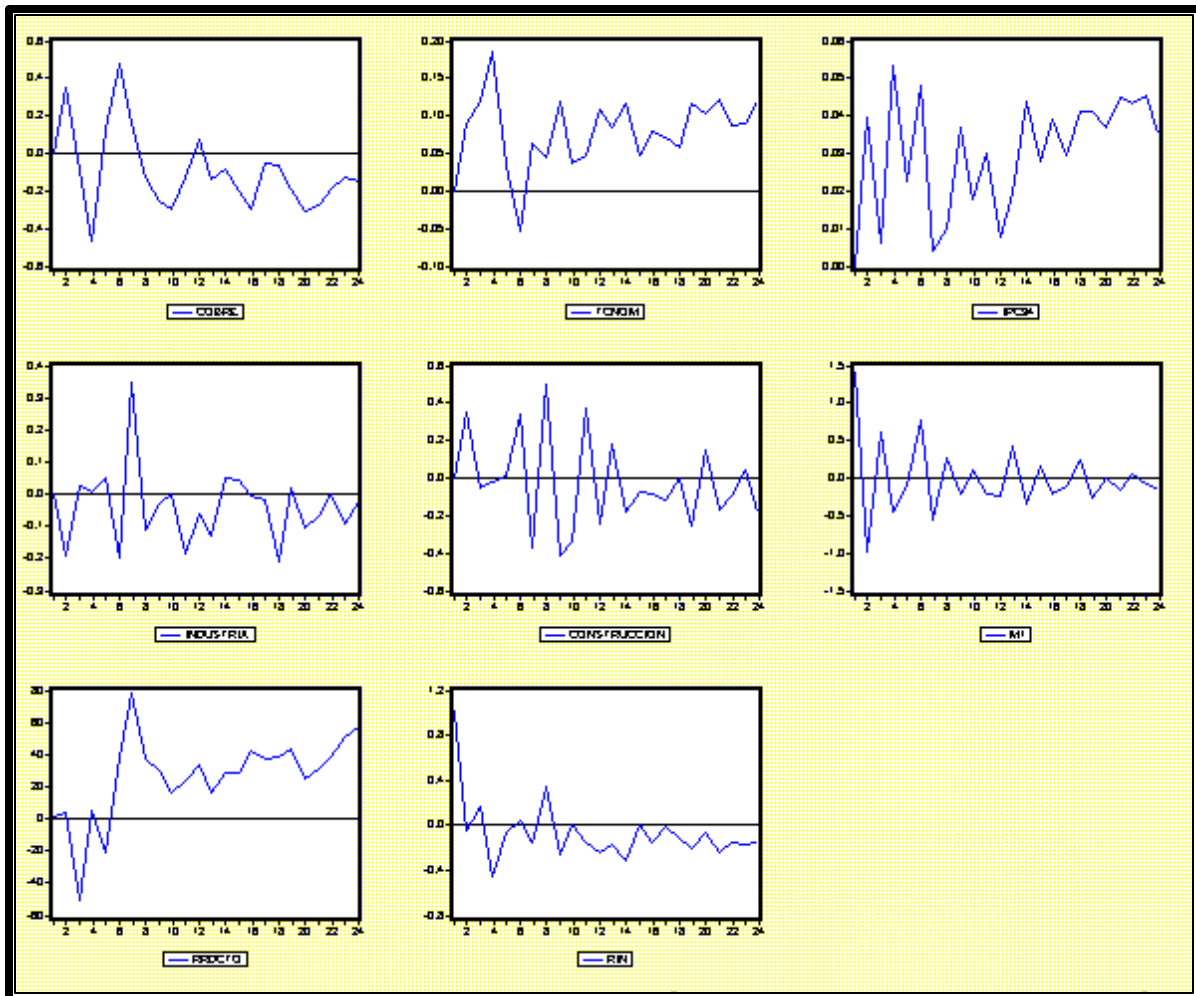
DO I=1,NEQN
DISPLAY(STORE=HEADER) 'Gráfico de las respuestas de' IMPLABEL(I)
DO J=1,NEQN
LABELS IMPBLK(I,J)
# IMPLABEL(J)
END DO J
GRAPH(HEADER=HEADER,KEY=LOLEFT,NUMBER=0) NEQN
CARDS IMPBLK(I,IEQN)
END DO I

```

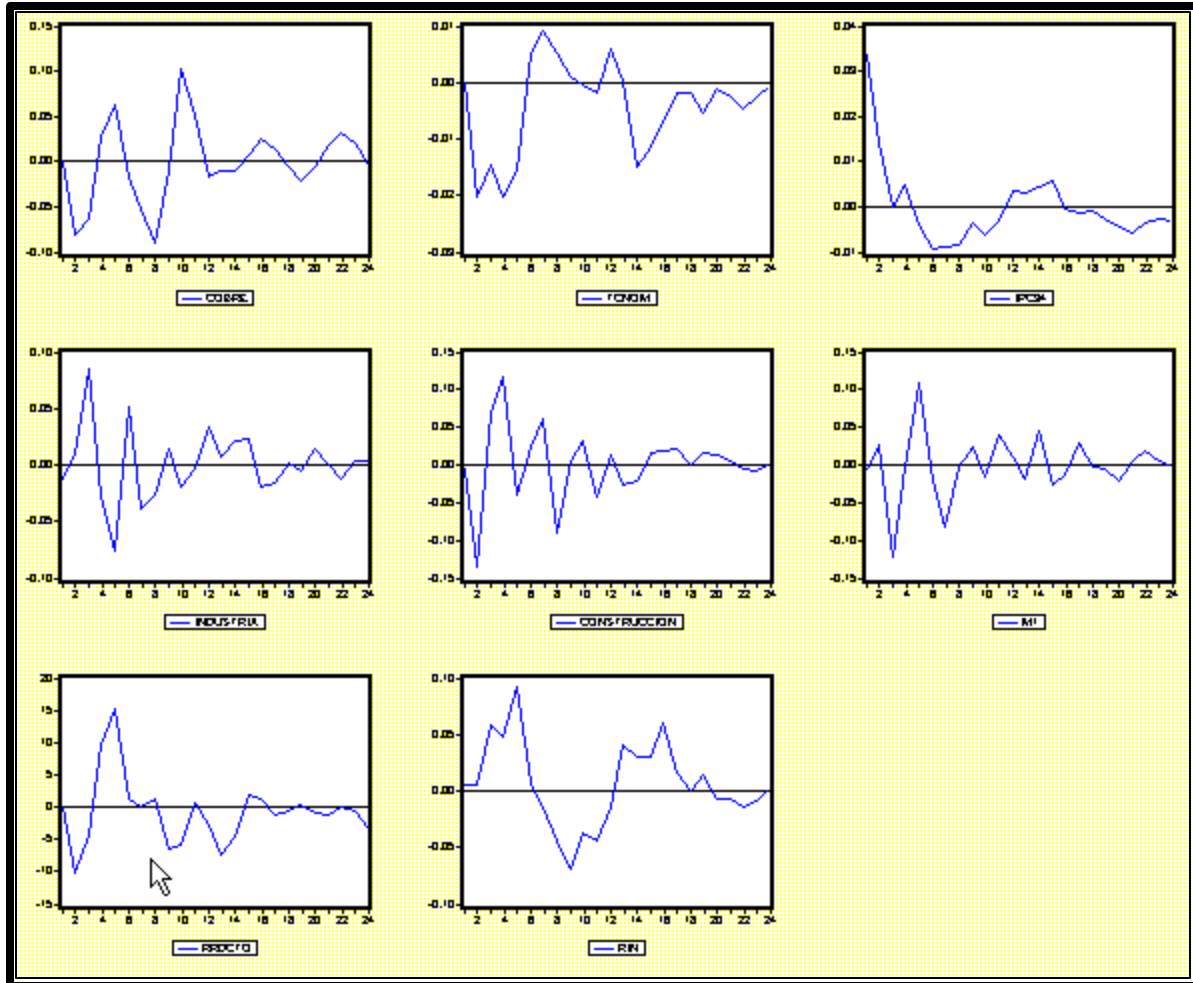
ANEXO No. 3

ANÁLISIS DE IMPULSO RESPUESTA

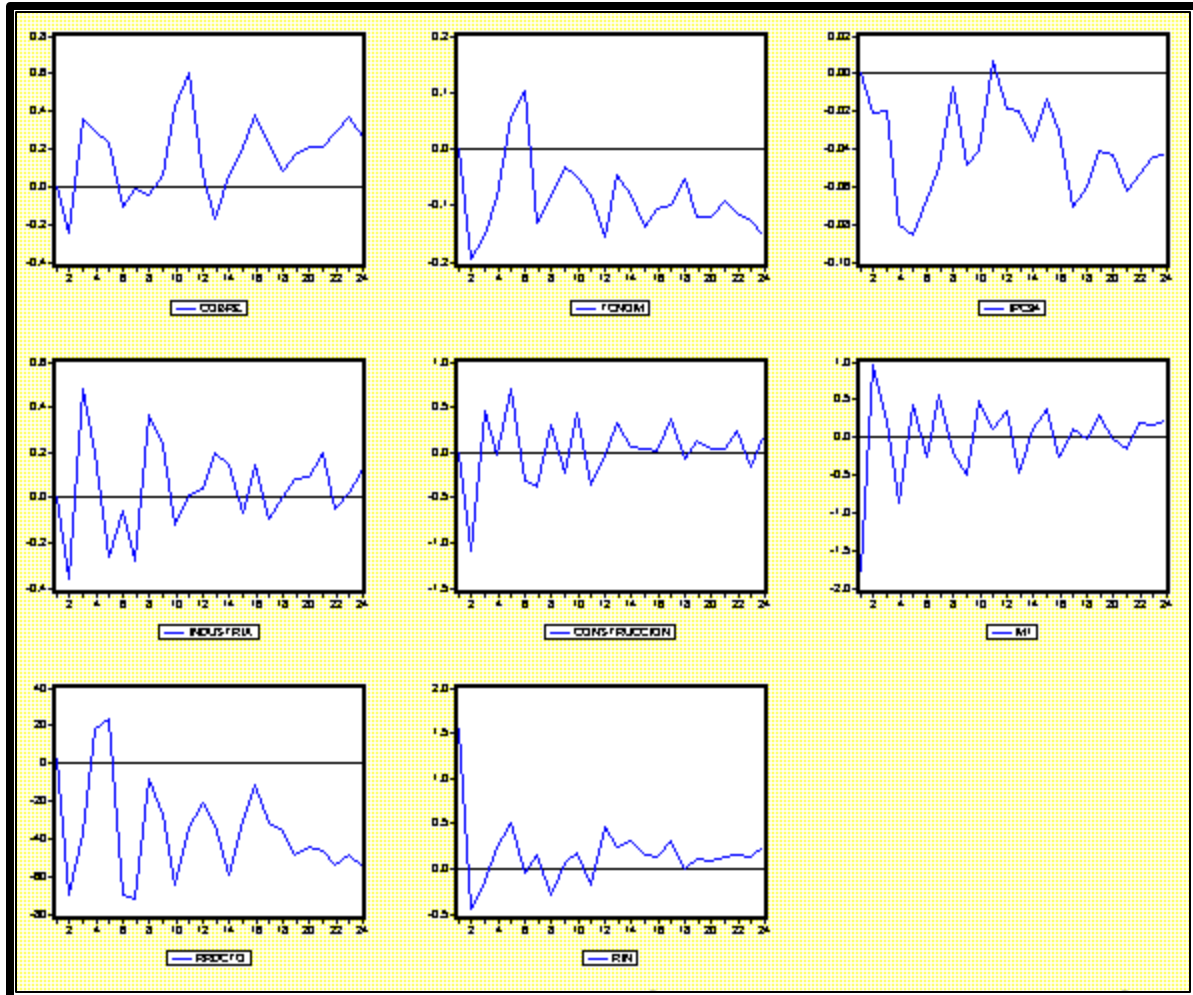
Respuestas de las variables frente a un shock en M1



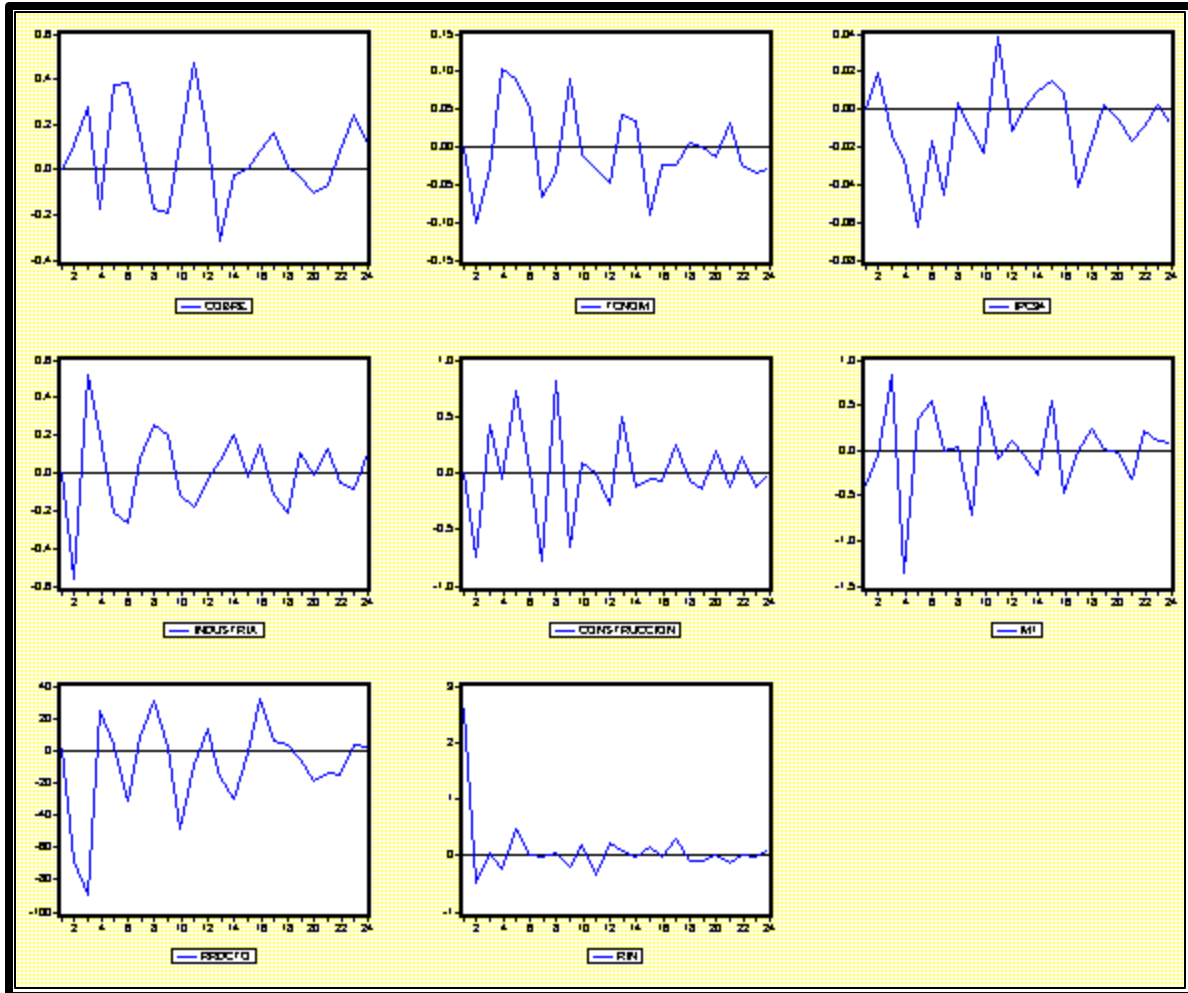
RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN IPC94



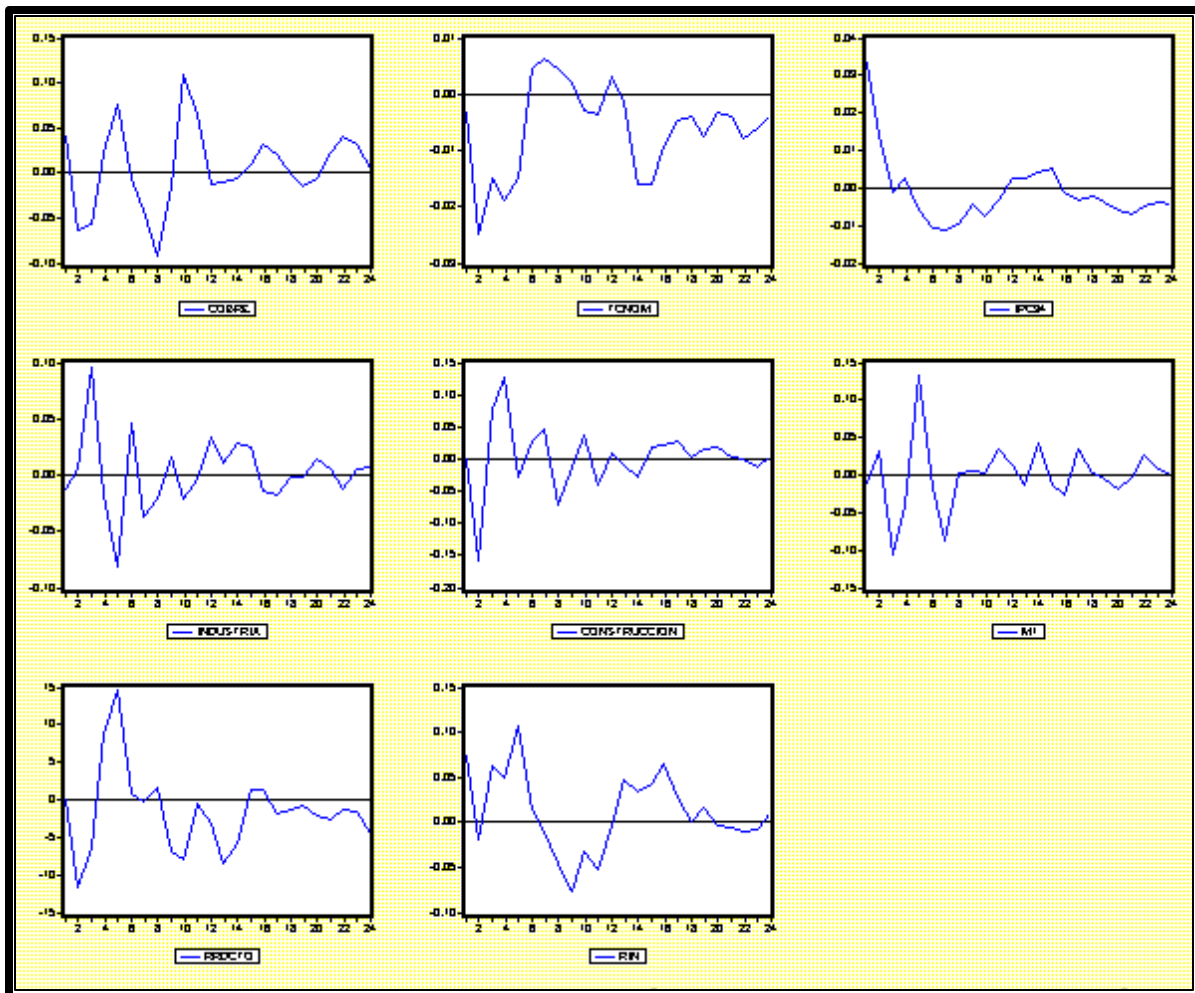
RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN RRDCTO



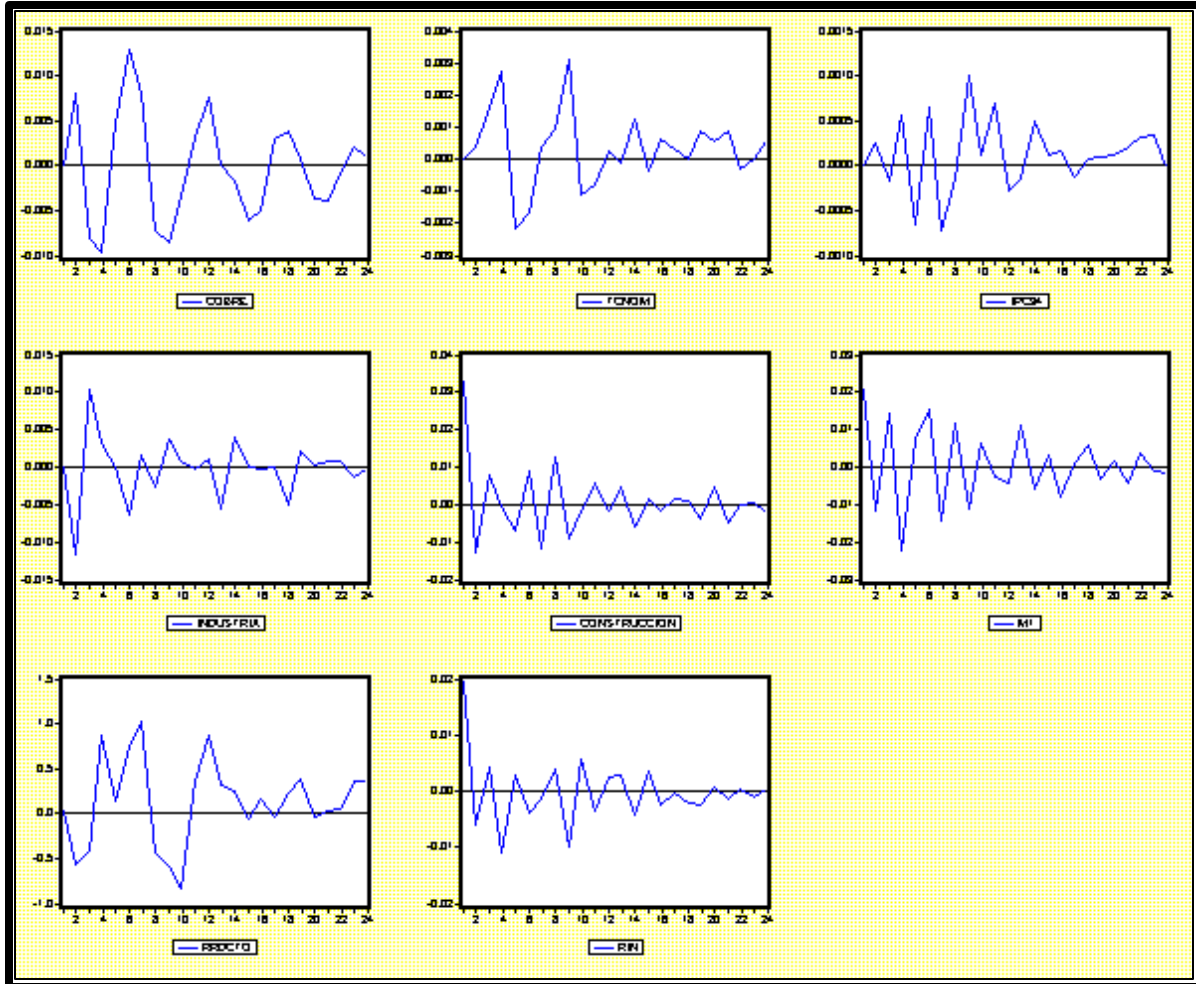
RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN RIN



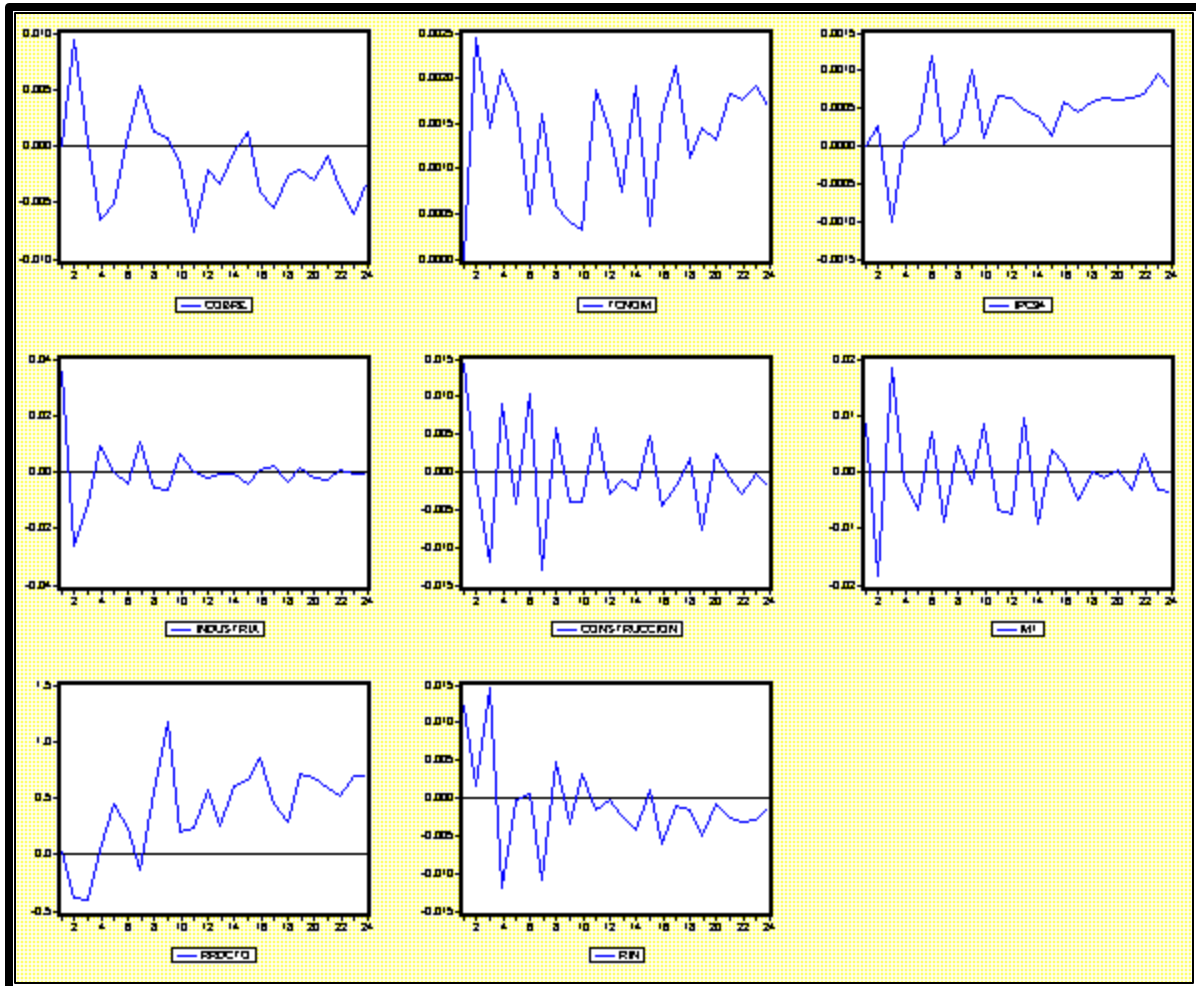
RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN COBRE



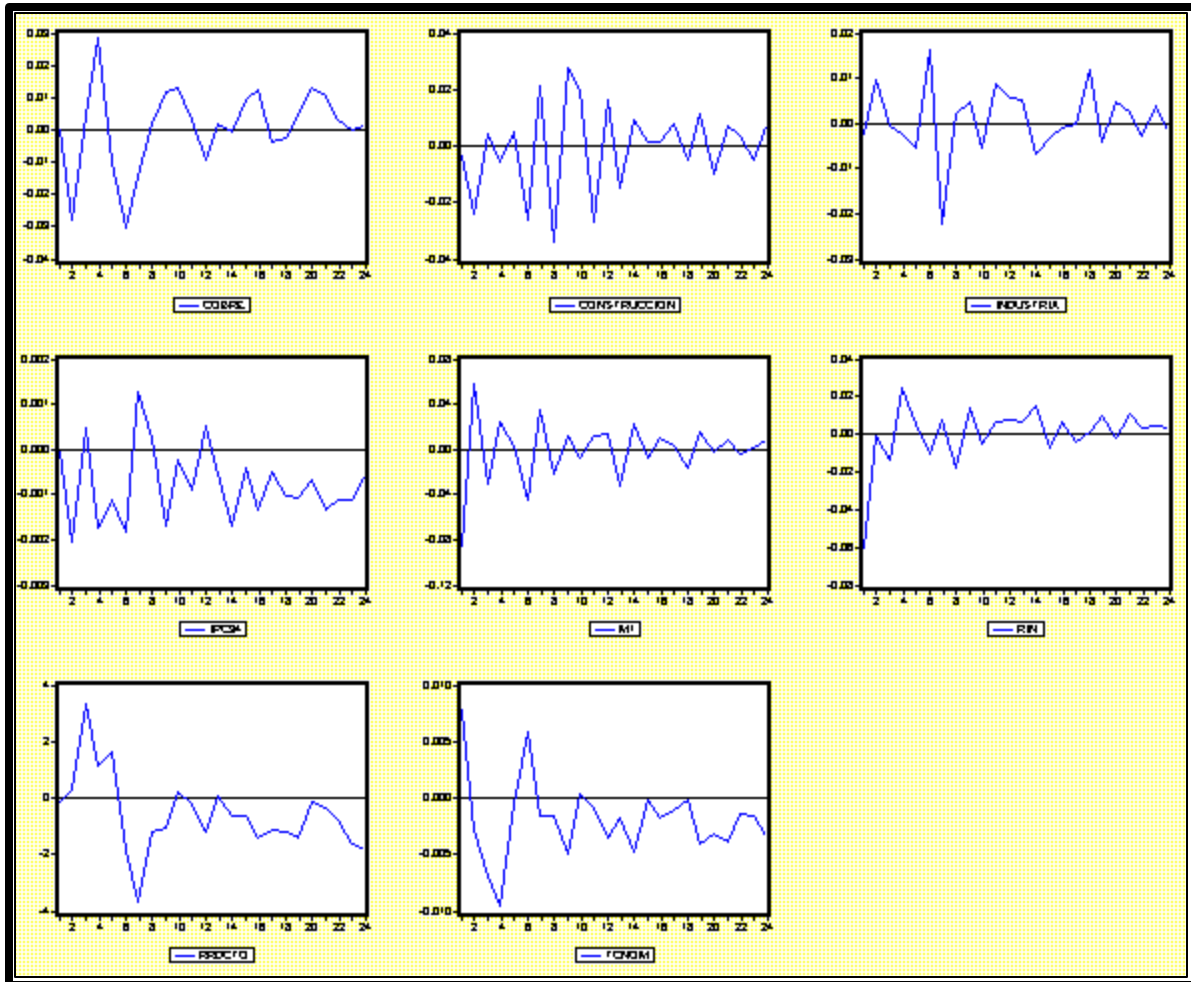
RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN CONSTRUCCION



RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN INDUSTRIA

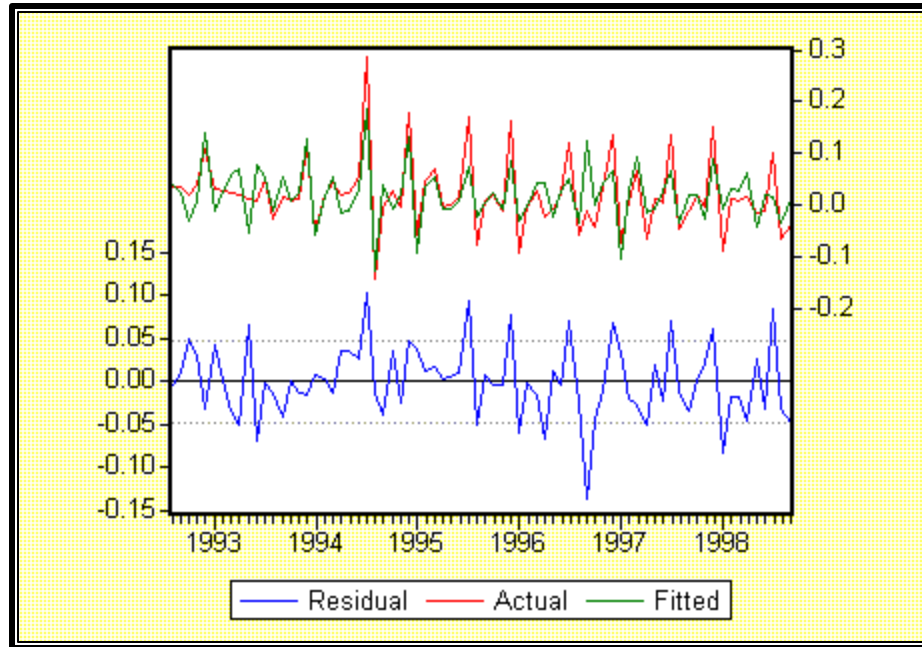


RESPUESTAS DE LAS VARIABLES FRENTE A UN SHOCK EN TCNOM



ANEXO No. 4

**RESULTADOS DE LA APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA DE CLARIDA Y GERTLER
INSTRUMENTO TENTATIVO: M0**



Dependent Variable: M0INST

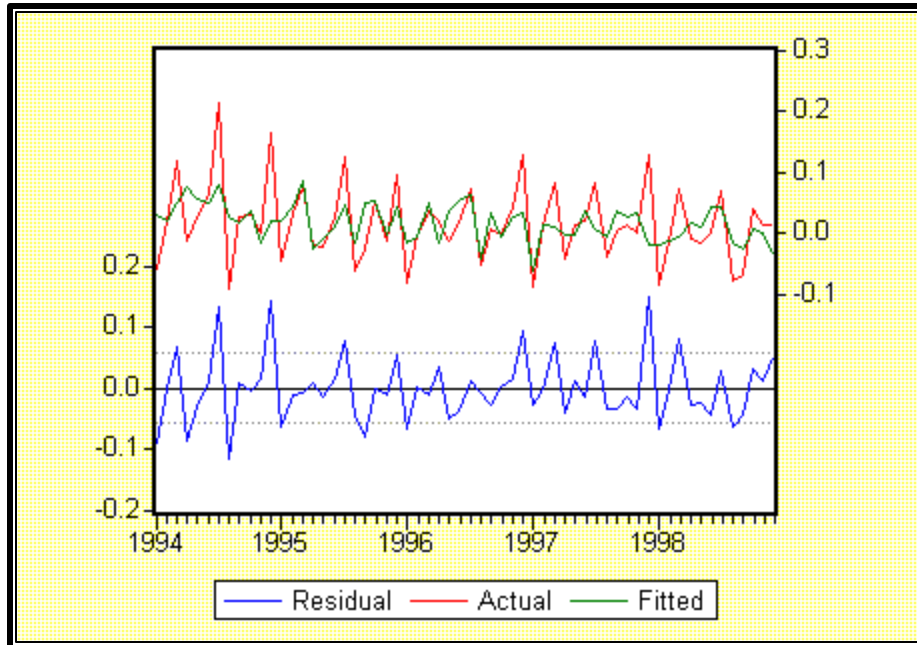
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1992:08 1998:09

Included observations: 74 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000710	0.027596	-0.025745	0.9795
PBIGAP(1)	-0.166463	0.086885	-1.915897	0.0601
PBIGAP(3)	0.268170	0.093024	2.882797	0.0055
INFLGAP	-1.830110	1.010457	-1.811171	0.0751
INFLGAP(2)	2.671755	0.946265	2.823474	0.0064
TCGAP(1)	-1.707144	0.379361	-4.500056	0.0000
TCGAP(2)	1.682058	0.470590	3.574362	0.0007
TCGAP(3)	-0.852577	0.442089	-1.928522	0.0585
R_CD	0.009663	0.002861	3.378015	0.0013
R_CD(-1)	-0.007585	0.002791	-2.717937	0.0086
M0INST(-1)	-0.525791	0.094214	-5.580833	0.0000
M0INST(-3)	-0.205437	0.099105	-2.072917	0.0425
PBICOM(-1)	-0.398070	0.107241	-3.711907	0.0005
RININST(-2)	0.261348	0.088302	2.959718	0.0044
R-squared	0.608628	Mean dependent var	0.021332	
Adjusted R-squared	0.523830	S.D. dependent var	0.069269	
S.E. of regression	0.047799	Akaike info criterion	-3.074971	
Sum squared resid	0.137084	Schwarz criterion	-2.639067	
Log likelihood	127.7739	F-statistic	7.177441	
Durbin-Watson stat	2.158889	Prob(F-statistic)	0.000000	

INSTRUMENTO TENTATIVO: M1



Dependent Variable: M1INST

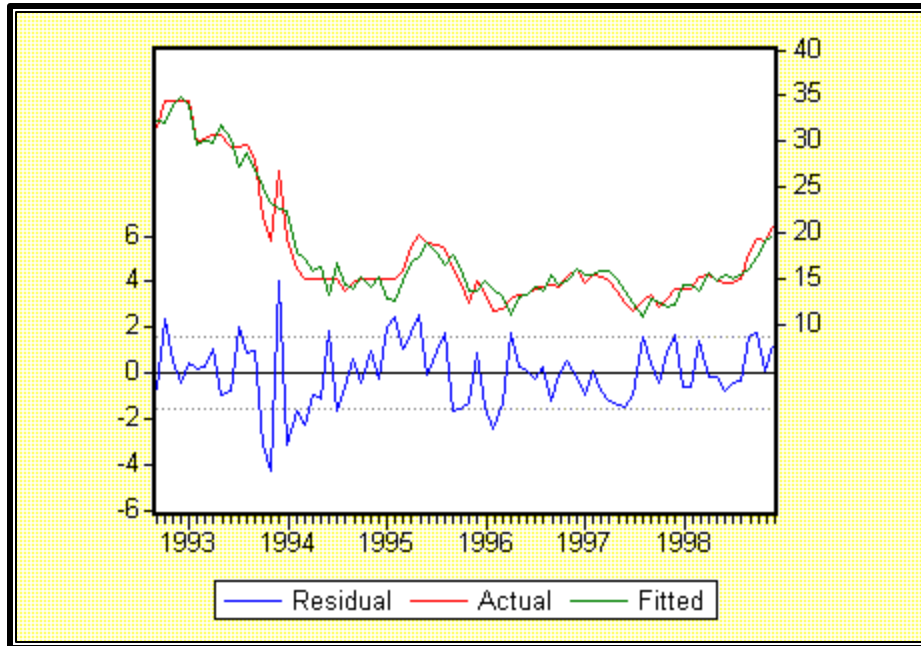
Method: Least Squares

Sample: 1994:01 1998:12

Included observations: 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008392	0.008831	0.950311	0.3460
TCGAP(-2)	-1.504586	0.694739	-2.165686	0.0346
INFLGAP(-3)	3.489930	1.376291	2.535749	0.0140
PBIGAP(-2)	-0.244153	0.106614	-2.290073	0.0258
R-squared	0.245262	Mean dependent var		0.017793
Adjusted R-squared	0.204830	S.D. dependent var		0.063457
S.E. of regression	0.056586	Akaike info criterion		-2.841752
Sum squared resid	0.179314	Schwarz criterion		-2.702129
Log likelihood	89.25257	F-statistic		6.065977
Durbin-Watson stat	2.509564	Prob(F-statistic)		0.001192

**INSTRUMENTO TENTATIVO: TASA DE INTERÉS DE CERTIFICADOS DE DEPÓSITOS
BACKWARD LOOKING**



Dependent Variable: R_CD

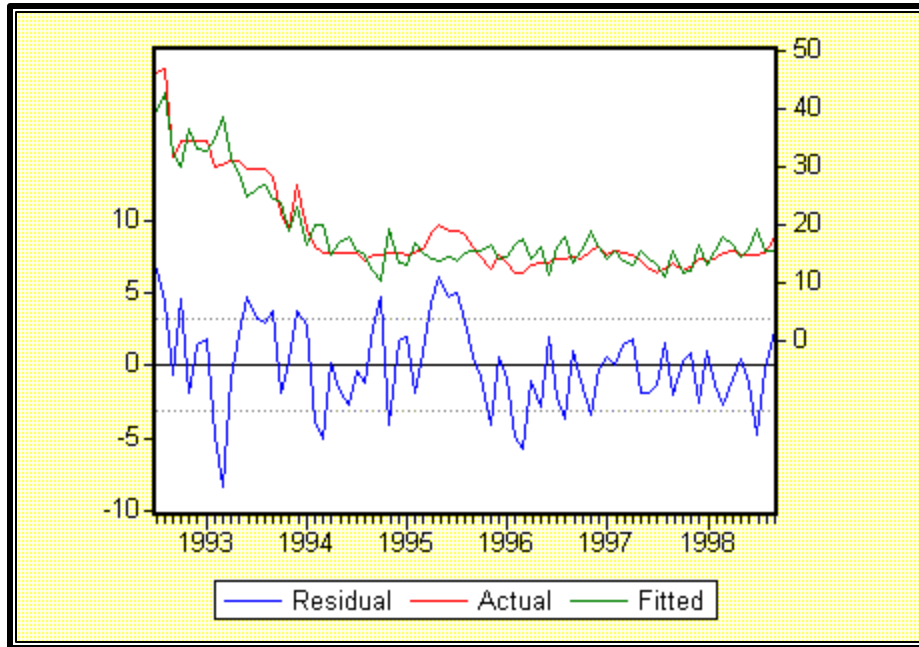
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1992:09 1998:12

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.019907	1.743920	-0.584836	0.5607
PBIGAP(-3)	5.168725	2.853551	1.811331	0.0746
INFLGAP(-3)	51.92264	28.36959	1.830221	0.0717
TCGAP(-1)	45.15133	12.45728	3.624495	0.0006
TCGAP(-2)	49.61872	13.19774	3.759636	0.0004
R_CD(-1)	1.046652	0.176591	5.926975	0.0000
R_CD(-2)	0.223261	0.077377	2.885362	0.0053
PBICOM(-1)	-5.903924	3.266618	-1.807351	0.0753
ENCINST(-1)	-7.172658	1.773084	-4.045301	0.0001
R_CD(-1)^2	-0.013419	0.002962	-4.530695	0.0000
R-squared	0.951043	Mean dependent var	18.12895	
Adjusted R-squared	0.944367	S.D. dependent var	6.621094	
S.E. of regression	1.561698	Akaike info criterion	3.851504	
Sum squared resid	160.9675	Schwarz criterion	4.158180	
Log likelihood	-136.3572	F-statistic	142.4570	
Durbin-Watson stat	1.818820	Prob(F-statistic)	0.000000	

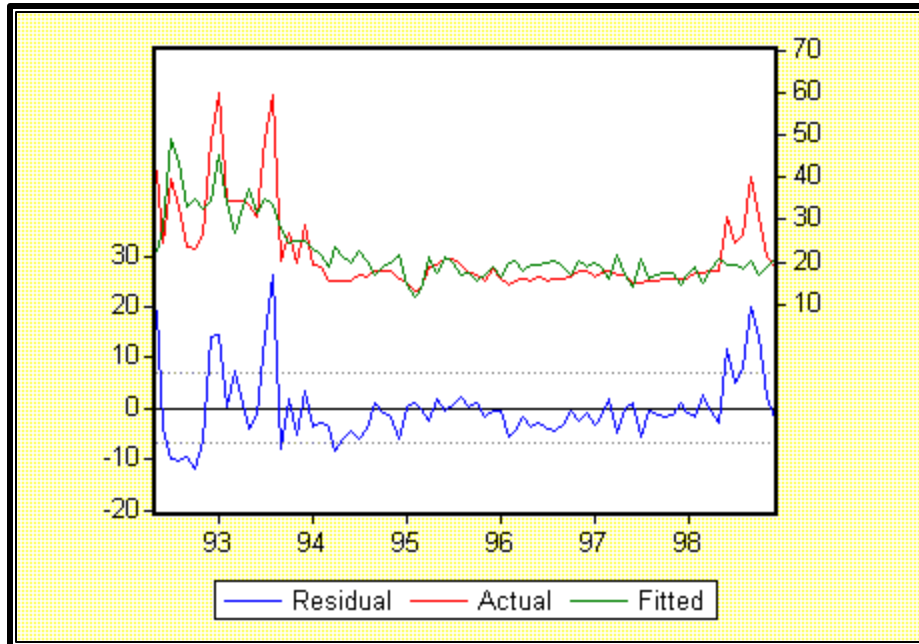
**INSTRUMENTO TENTATIVO: TASA DE INTERÉS DE CERTIFICADOS DE DEPÓSITOS
FORWARD LOOKING**



Dependent Variable: R_CD
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1992:07 1998:09
 Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.38278	0.939177	11.05519	0.0000
PBIGAP(1)	10.38960	5.635757	1.843514	0.0696
INFLGAP(1)	247.9243	49.39933	5.018779	0.0000
TCGAP	85.41295	23.34665	3.658466	0.0005
TCGAP(3)	135.0494	21.43917	6.299190	0.0000
R_RDCTO(-2)	0.227842	0.046509	4.898870	0.0000
CUINST	13.34049	6.655802	2.004340	0.0490
R-squared	0.859574	Mean dependent var	18.82000	
Adjusted R-squared	0.847184	S.D. dependent var	8.097764	
S.E. of regression	3.165557	Akaike info criterion	5.231222	
Sum squared resid	681.4113	Schwarz criterion	5.447520	
Log likelihood	-189.1708	F-statistic	69.37350	
Durbin-Watson stat	1.227073	Prob(F-statistic)	0.000000	

INSTRUMENTO TENTATIVO: TASA DE INTERÉS DE REDESCUENTO



Dependent Variable: R_RDCTO

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1992:05 1998:12

Included observations: 80 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
C	17.47508	0.956389	18.27193	0.0000
INFLGAP(-3)	319.5125	63.18620	5.056682	0.0000
TCGAP(-2)	170.7189	36.30109	4.702857	0.0000
R-squared	0.541705	Mean dependent var	22.23125	
Adjusted R-squared	0.529801	S.D. dependent var	10.02495	
S.E. of regression	6.874216	Akaike info criterion	6.730211	
Sum squared resid	3638.623	Schwarz criterion	6.819537	
Log likelihood	-266.2084	F-statistic	45.50695	
Durbin-Watson stat	1.138106	Prob(F-statistic)	0.000000	

ANEXO No. 5

COMPARACIÓN DE MODELOS RESTRINGIDOS E IRRESTRINGIDO POR MAGNITUD DE BRECHAS

MODELO ORIGINAL

Dependent Variable: R_RDCTO
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1992:05 1998:12
Included observations: 80 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.47508	0.956389	18.27193	0.0000
INFLGAP(-3)	319.5125	63.18620	5.056682	0.0000
TCGAP(-2)	170.7189	36.30109	4.702857	0.0000
R-squared	0.541705	Mean dependent var		22.23125
Adjusted R-squared	0.529801	S.D. dependent var		10.02495
S.E. of regression	6.874216	Akaike info criterion		6.730211
Sum squared resid	3638.623	Schwarz criterion		6.819537
Log likelihood	-266.2084	F-statistic		45.50695
Durbin-Watson stat	1.138106	Prob(F-statistic)		0.000000

SÓLO OBSERVACIONES RESTRINGIDAS AL CASO EN EL QUE SÓLO LA BRECHA INFLACIONARIA ES POSITIVA

Dependent Variable: R_RDCTO
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1992:05 1998:11
Included observations: 62
Excluded observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.19522	1.362513	12.62022	0.0000
INFLGAPF(-3)	321.5738	78.63561	4.089417	0.0001
TCGAP(-2)	180.8287	41.61183	4.345608	0.0001
R-squared	0.527511	Mean dependent var		23.68065
Adjusted R-squared	0.511495	S.D. dependent var		10.80711
S.E. of regression	7.553434	Akaike info criterion		6.929059
Sum squared resid	3366.208	Schwarz criterion		7.031985
Log likelihood	-211.8008	F-statistic		32.93533
Durbin-Watson stat	1.312780	Prob(F-statistic)		0.000000

SÓLO OBSERVACIONES RESTRINGIDAS AL CASO EN EL QUE SÓLO LA BRECHA CAMBIARIA ES POSITIVA

Dependent Variable: R_RDCTO
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1992:07 1998:12
Included observations: 44
Excluded observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.69574	1.712815	9.747543	0.0000
INFLGAP(-3)	315.6793	88.55046	3.564966	0.0009
TCGAPF(-2)	197.8253	55.88117	3.540106	0.0010
R-squared	0.552782	Mean dependent var		25.34318
Adjusted R-squared	0.530966	S.D. dependent var		11.69578
S.E. of regression	8.009977	Akaike info criterion		7.064999
Sum squared resid	2630.549	Schwarz criterion		7.186648
Log likelihood	-152.4300	F-statistic		25.33893
Durbin-Watson stat	1.400215	Prob(F-statistic)		0.000000

SÓLO OBSERVACIONES RESTRINGIDAS AL CASO EN EL QUE TANTO LA BRECHA INFLACIONARIA COMO LA CAMBIARIA SON POSITIVAS

Dependent Variable: R_RDCTO
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1992:07 1998:11
Included observations: 37
Excluded observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.25060	2.192059	7.869589	0.0000
INFLGAPF(-3)	289.6676	106.3471	2.723794	0.0101
TCGAPF(-2)	204.0837	61.67753	3.308882	0.0022
R-squared	0.512713	Mean dependent var		26.92703
Adjusted R-squared	0.484049	S.D. dependent var		12.11202
S.E. of regression	8.700026	Akaike info criterion		7.242134
Sum squared resid	2573.475	Schwarz criterion		7.372749
Log likelihood	-130.9795	F-statistic		17.88705
Durbin-Watson stat	1.547897	Prob(F-statistic)		0.000005

ANEXO No. 2

ANÁLISIS DE NEUTRALIDAD: ANÁLISIS DE LAS RESPUESTAS DEL PBI CONSTRUCCIÓN, TC REAL E IPC ANTE UN IMPULSO DE M0

10 MESES

30 MESES

50 MESES

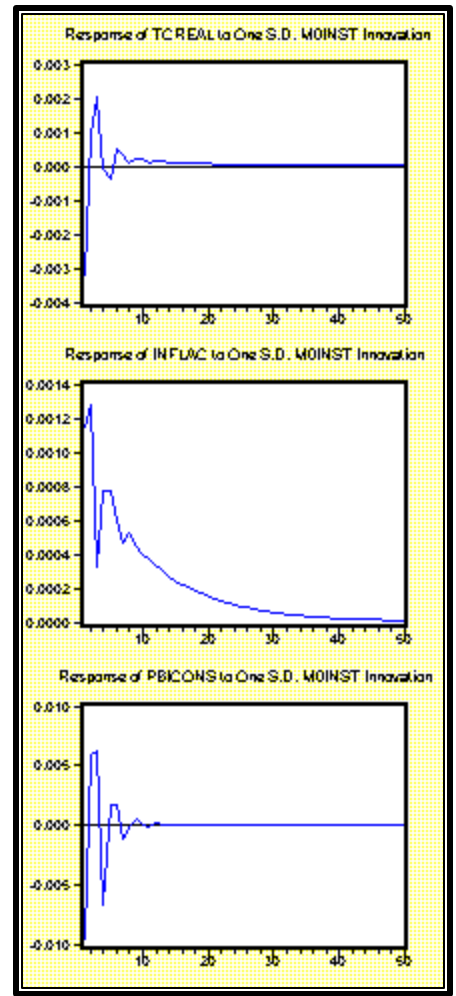
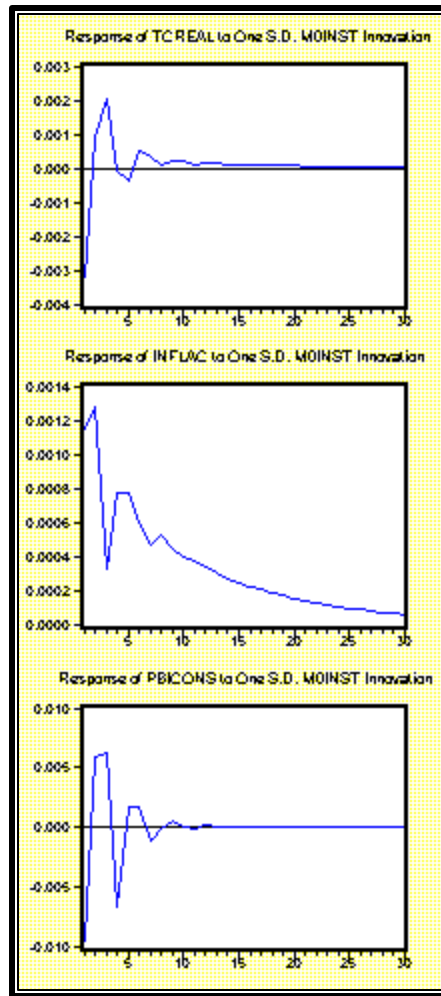
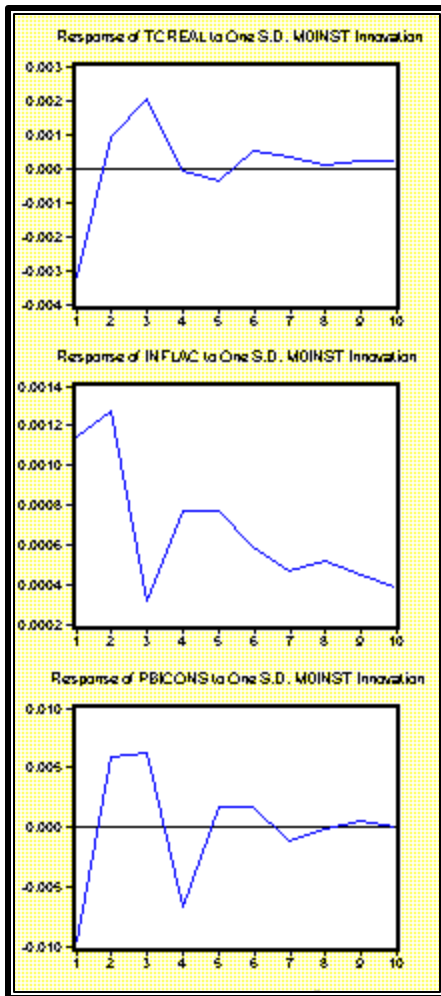
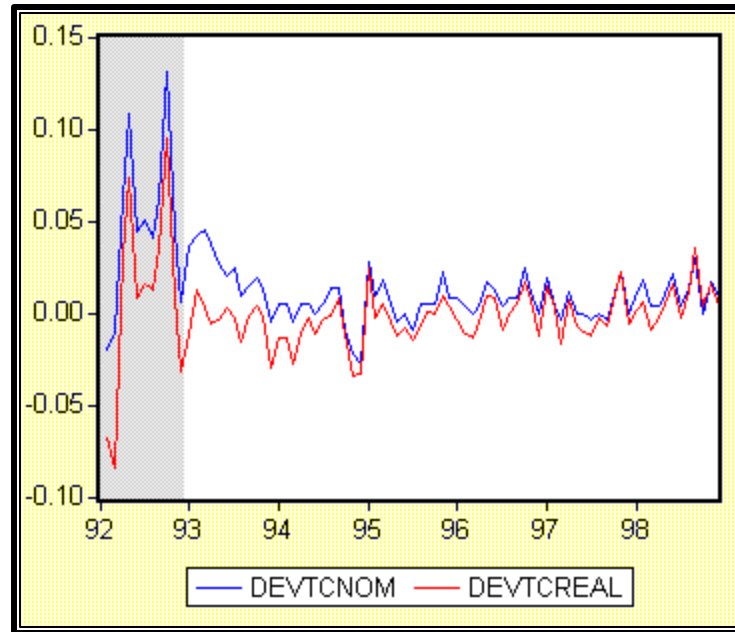


FIGURA NO. 1

DEVALUACIÓN NOMINAL Y REAL



ANEXO NO. 6

ESTIMACIÓN DE LOS NIVELES ESTACIONALES E IDENTIFICACIÓN DE LAS VARIABLES A EMPLEAR

Con el fin de poder estimar la función de pérdida del banco central se necesita emplear las series como diferencia de sus respectivos niveles objetivo. Sin embargo, debido a que generalmente estos objetivos se encuentran como tasas, primero se tuvo que especificar las diferentes series como tasas de crecimiento.

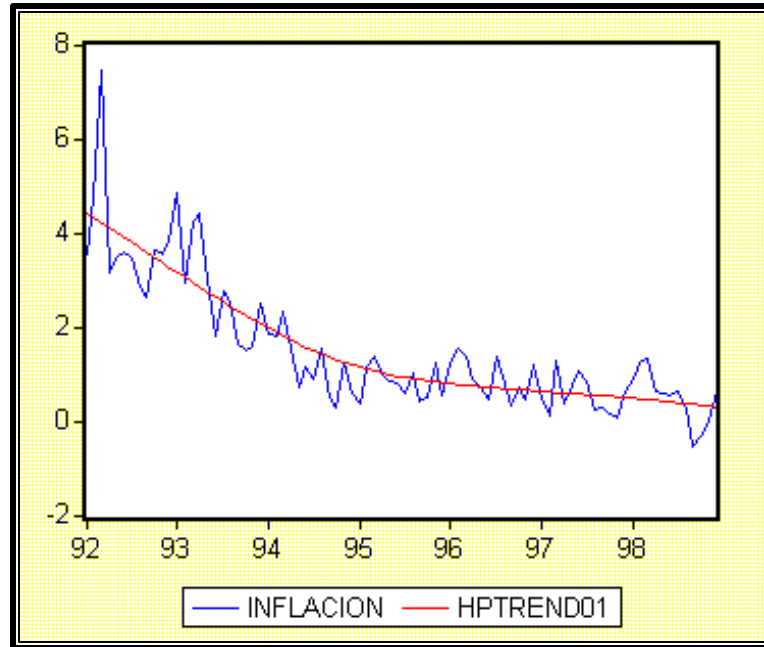
Como ya se mencionó anteriormente, la metodología Favero-Rovelli compromete la estimación de los parámetros que gobiernan la estructura de la economía. Esta estimación se realizó incluyendo las variables producto, inflación y tipo de cambio calculadas como las brechas porcentuales de sus respectivas tasas objetivo. Esto se debe a que a lo largo de la aplicación de la metodología necesitaremos emplear los parámetros calculados en el sistema estructural de la economía con respecto a estas brechas.

Estimación de las tasas de estado estacionarios

Para la implementación de la metodología Favero-Rovelli al caso peruano se necesitó la estimación de los estados estacionarios de la inflación, del producto y del tipo de cambio. Para la determinación de estos valores se consideró básicamente el periodo 95-98 debido a que en los años previos la economía peruana estaba experimentando un proceso de estabilización que no se había completado totalmente.

Inflación

Para la estimación de la tasa de estado estacionario de la inflación, primero se aplicó el filtro de Hodrick y Prescott (con un parámetro de ajuste de 14400). Sobre esta serie filtrada de oscilaciones de alta frecuencia se aplica el promedio aritmético para el rango 1996:06-1998:12 El valor obtenido para esta tasa es de 0.569% mensual (que anualizada equivale a 7.04%).



Para el cálculo de la tasa de estado estacionario no se incorpora el periodo 1992-1994 debido a que la inflación anual promedio se situó en 34.8% aproximadamente. Estos niveles distan mucho de ser los niveles estacionarios de una economía que luego de aplicar un programa de estabilización busca obtener un buen desempeño de sus agregados macroeconómicos. Además, a partir de 1995 se ve que se produce un quiebre en la tendencia descendente de la inflación, estabilizándose para el periodo restante. Sin embargo, debido a las elecciones presidenciales de 1995, la economía experimentó un importante crecimiento durante los años 94-95 impulsada por el incremento del sector público lo cual conllevó a un leve repunte inflacionario. Esto se evidencia al comparar la tasa de inflación anual a julio de 1995 que alcanzó el 10.7% mientras que para julio de 1996 esta tasa fue de 11.8% Por estos motivos el periodo que se utilizó para estimar el nivel estacionario de la inflación fue de 1996:06-1998:12.

Producto

En esta sección se empleó la serie del PBI real del sector construcción para calcular el nivel estacionario del producto. La justificación para emplear esta serie se debe a la poca confiabilidad de las estimaciones del crecimiento del PBI, debido a que el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) estima este agregado tomando como base el año 1979. Luego de haberse producido un proceso hiperinflacionario en la década de los ochenta, que provocó el cambio de moneda hasta en dos oportunidades, es probable que las tasas estimadas se encuentren sesgadas.

Se emplea la serie del PBI del sector construcción como variable proxy de la serie del PBI peruano debido a que se cuenta con estadísticas más confiables. Además, esta serie es un buen indicador del dinamismo de la economía, siendo más representativo que las series del PBI de otros sectores tales como el manufacturero o comercio inclusive.

Con respecto al periodo sobre el cual se calcula el crecimiento estacionario para esta variable, se excluyeron los años 1992-1995 debido a que en este periodo la economía experimentó elevadas tasas de crecimiento debido a un conjunto de condiciones tanto externas como internas (obras de infraestructura, un alto flujo de capitales extranjeros, precios internacionales favorables, reinserción a la comunidad internacional, etc.). Además, el país se estaba recuperando de una de sus peores crisis lo cual genera *per se* la presencia de altas tasas de crecimiento durante los primeros años.

El valor calculado para el crecimiento del producto de estado estacionario se calculó considerando los valores presentados durante el periodo 1995:06-1998:06. Esta tasa fue de 0.431% mensual, que anualizada equivale a 5.2%. No se incluyen los últimos meses de 1998 ya que en ellos se observa una contracción temporal en esta serie provocada por inestabilidad financiera mundial.

Tipo de cambio

Se empleó la serie del tipo de cambio nominal, a partir de la cual serie se calculó su variación porcentual, es decir, la tasa de devaluación y/o revaluación. La tasa obtenida fue de 0.575% mensual que equivale a una tasa de 7.13% anual. El periodo sobre el cual se estimó esta tasa fue 1995:06-1997:09. Las observaciones correspondientes a los primeros años de la muestra analizada fueron excluidas debido a que en este periodo se observó elevadas tasas de devaluación. Por este mismo motivo no se incorporó el año 1998. Durante estos doce meses, el país experimentó una fuerte devaluación de la moneda (13.8%) producto de la crisis financiera mundial y el deterioro de la economía brasileña.

En el trabajo de investigación realizado por Favero y Rovelli se emplea el tipo de cambio real. En el presente estudio empleamos el tipo de cambio nominal y no el real debido a que se quiere incorporar dentro de la función de pérdida del banco central el objetivo cambiario "nominal". Es decir, que el banco central busca controlar con su accionar este tipo de cambio y no el real. Además, la trayectoria que presentan las tasas de variación del tipo de cambio nominal y real son casi idénticas por lo que nuestros resultados no variarán de forma significativa al emplear una u otra serie (ver Figura No. 1).

La estimación de las tasas de estado estacionario para estas variables tiene por finalidad contar con un valor al cual considerar como tasa objetivo. Sin embargo, en el caso de la inflación, esta estimación podría estar sujeta a diferentes críticas. Esto debido a que esta tasa ha venido reduciéndose año tras año manteniendo una tendencia descendente la cual recién se estabiliza alrededor del valor de su estado estacionario estimado, a partir de 1995. Una alternativa para calcular la brecha de desfase es emplear las tasas inflacionarias al que el Perú se comprometió en las cartas de intención con el FMI. Sin embargo esta metodología también puede ser criticada. Por este motivo, la forma que se optó para corregir cualquier posible deficiencia es mediante la incorporación de variables dummies.

El resto de variables que se emplean en esta sección han sido especificadas como variaciones porcentuales. Estas variables se listan a continuación:

- Pasivos internacionales de corto plazo del sistema bancario: PAS_t o bien $PASINT_t$
- Precio internacional del cobre: CU_t o bien $CUINST_t$

La nomenclatura de las variables que representan las brechas con su nivel objetivo son:

- Brecha de la tasa de crecimiento del producto (PBI real sector construcción): $X_t = PBIGAP_t$
- Brecha de la tasa de inflación mensual: $\pi_t = INFLGAP_t$
- Inflación mensual $\bar{\pi}_t$ o bien $INFLAC_t$
- Tasa de inflación objetivo π^* o bien $INFLP$
- Brecha de la tasa de devaluación: TC_t o bien $TCGAP_t$

La primera nomenclatura corresponde a la empleada en el documento de investigación mientras que la segunda corresponde a la empleada en los anexos. Esta distinción de nomenclatura tiene por objetivo facilitar el manejo de las formulaciones que se van a realizar a lo largo de esta sección, y a la vez de permitir un mejor entendimiento de las diferentes tablas y figuras que se incorporan en los anexos.

TABLA NO. 5

**ESTIMACIÓN DE LA ESTRUCTURA DE LA ECONOMÍA PERUANA APLICANDO LA
METODOLOGÍA SUR**

Las tres variables endógenas del sistema fueron seleccionadas considerando tanto su importancia relativa sobre el resto de los agregados macroeconómicas así como por el hecho que éstas serán incluidas en la función de pérdida del banco central. El sistema estimado es el siguiente:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 M_{t-3} + \beta_3 M_{t-4} + \beta_4 Cu_{t-1}$$

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-3} + \alpha_3 TC_{t-2} + \alpha_4 PAS_{t-2} + \alpha_5 M_{t-2}$$

$$TC_t = \gamma_0 + \gamma_1 TC_{t-1} + \gamma_2 M_{t-2} + \gamma_3 DUMMYR$$

Estos son los resultados:

System: SUR

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1992:04 1998:12

Included observations: 81

Total system (unbalanced) observations 240

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000631	0.007391	0.085419	0.9320
C(2)	-0.474022	0.098060	-4.834015	0.0000
C(3)	0.212714	0.101248	2.100921	0.0368
C(4)	0.248762	0.102367	2.430090	0.0159
C(5)	0.137273	0.058240	2.357024	0.0193
C(11)	-0.000735	0.000751	-0.979174	0.3285
C(12)	0.347459	0.062909	5.523188	0.0000
C(13)	0.377672	0.063744	5.924828	0.0000
C(14)	0.118307	0.026050	4.541526	0.0000
C(15)	0.035784	0.014559	2.457848	0.0147
C(16)	0.016112	0.008259	1.950839	0.0523
C(21)	0.002187	0.001740	1.256808	0.2101
C(22)	0.408591	0.068159	5.994656	0.0000
C(23)	0.048444	0.023544	2.057610	0.0408
C(24)	0.088772	0.010461	8.486117	0.0000
Determinant residual covariance		1.38E-11		

Equation: $PBIGAP = C(1) + C(2)*PBIGAP(-1) + C(3)*M0INST(-3) + C(4)*M0INST(-4) + C(5)*CUINST(-1)$
 Observations: 79

R-squared	0.269744	Mean dependent var	0.006284
Adjusted R-squared	0.230271	S.D. dependent var	0.065697
S.E. of regression	0.057639	Sum squared resid	0.245845
Durbin-Watson stat	2.101844		

Equation: $INFLGAP = C(11) + C(12)*INFLGAP(-1) + C(13)*INFLGAP(-3) + C(14)*TCGAP(-2) + C(15)*PASINST(-2) + C(16)*M0INST(-2)$
 Observations: 80

R-squared	0.832542	Mean dependent var	0.008175
Adjusted R-squared	0.821227	S.D. dependent var	0.011933
S.E. of regression	0.005046	Sum squared resid	0.001884
Durbin-Watson stat	1.803548		

Equation: $TCGAP = C(21) + C(22)*TCGAP(-1) + C(23)*M0INST(-2) + C(24)*DUMMYR$
 Observations: 81

R-squared	0.656079	Mean dependent var	0.008958
Adjusted R-squared	0.642679	S.D. dependent var	0.023822
S.E. of regression	0.014240	Sum squared resid	0.015614
Durbin-Watson stat	1.954224		

DUMMYR es una variable dummy que contiene el valor de 1 para las observaciones 1992:06 y 1992:11. Esta variable se introduce para suavizar los shocks que se presentaron sobre el tipo de cambio ese par de meses.

MATRIZ DE VARIANZA Y COVARIANZA DE LOS COEFICIENTES DEL SISTEMA

El fin de incorporar esta matriz dentro de este anexo se debe a que más adelante nos interesará determinar la varianza asociada a los siguientes coeficientes:

- Covarianza de $\alpha_1\alpha_5$ o bien $C(12)C(16) = -5.52 \text{ E-}05$
- Varianza de γ_2 o bien $C(23) = 0.000564$

	C(1)	C(5)	C(11)	C(12)	C(13)	C(15)	C(16)	C(21)	C(22)	C(23)	C(24)
C(1)	5.46E-05	4.36E-05	-2.74E-07	4.40E-06	-3.35E-07	-1.10E-07	-1.05E-06	2.52E-07	-7.77E-07	9.49E-07	-3.72E-08
C(2)	-4.90E-06	-0.000705	1.14E-08	3.28E-05	-5.70E-05	-5.90E-06	6.22E-06	2.55E-07	-7.93E-06	-7.90E-06	-3.02E-07
C(3)	-0.000317	-0.000337	-7.76E-08	-0.000102	1.73E-05	2.16E-06	2.73E-05	3.88E-07	2.00E-05	-2.52E-05	6.71E-07
C(4)	-0.000313	0.000649	5.65E-08	-3.37E-05	-1.13E-05	8.31E-06	1.44E-05	3.44E-08	2.63E-05	-1.19E-05	5.13E-07
C(5)	4.36E-05	0.003392	1.61E-07	-3.56E-05	1.23E-05	5.99E-06	-3.00E-06	-2.46E-08	-6.65E-06	3.42E-06	1.24E-07
C(11)	-2.74E-07	1.61E-07	5.63E-07	-4.06E-07	-1.71E-05	-4.06E-06	-1.34E-06	-1.08E-07	1.46E-06	4.78E-07	5.05E-08
C(12)	4.40E-06	-3.56E-05	-4.06E-07	0.003958	-0.002855	-0.000229	-5.52E-05	-2.48E-07	1.81E-05	5.93E-07	3.82E-06
C(13)	-3.35E-07	1.23E-05	-1.71E-05	-0.002855	0.004063	0.000260	4.29E-05	1.29E-06	-0.000108	-3.10E-06	-1.25E-05
C(14)	-8.55E-07	2.74E-06	-5.03E-07	-0.000230	-0.000349	5.66E-05	-2.18E-05	5.10E-07	-7.18E-05	-3.40E-06	7.06E-06
C(15)	-1.10E-07	5.99E-06	-4.06E-06	-0.000229	0.000260	0.000212	4.02E-06	5.70E-08	-4.41E-06	-1.14E-07	-6.82E-07
C(16)	-1.05E-06	-3.00E-06	-1.34E-06	-5.52E-05	4.29E-05	4.02E-06	6.82E-05	3.96E-07	4.04E-06	-1.86E-05	-2.90E-07
C(21)	2.52E-07	-2.46E-08	-1.08E-07	-2.48E-07	1.29E-06	5.70E-08	3.96E-07	3.03E-06	-3.83E-05	-1.39E-05	-3.37E-07
C(22)	-7.77E-07	-6.65E-06	1.46E-06	1.81E-05	-0.000108	-4.41E-06	4.04E-06	-3.83E-05	0.004646	0.000197	-0.000231
C(23)	9.49E-07	3.42E-06	4.78E-07	5.93E-07	-3.10E-06	-1.14E-07	-1.86E-05	-1.39E-05	0.000197	0.000554	-1.77E-05
C(24)	-3.72E-08	1.24E-07	5.05E-08	3.82E-06	-1.25E-05	-6.82E-07	-2.90E-07	-3.37E-07	-0.000231	-1.77E-05	0.000109

TABLA NO. 6

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE EULER DE LAS CONDICIONES DE PRIMER ORDEN DEL PROBLEMA DE OPTIMIZACIÓN INTERTEMPORAL.

La especificación general es la siguiente:

$$E_t(\bar{\pi}_{t+2}) = \pi^* - \frac{\rho\gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+2}) - \partial\alpha_1 E_t(\pi_{t+3}) - \frac{\partial\lambda\beta_2}{\alpha_5} E_t(x_{t+3}) - \frac{\partial\rho\gamma_1\gamma_2}{\alpha_5} E_t(TC_{t+3})$$

Sin embargo, como ya se conocen los parámetros de la estructura de la economía (α, β, γ) así como el factor de descuento intertemporal (θ), se procede a hacerlos explícitos de tal forma que tan sólo se estimen los valores de los parámetros que no se conocen, es decir, los parámetros que determinan las preferencias del banco central:

$$\begin{aligned} \text{NFLAC}(2) = & \mathbf{C(1)} + \mathbf{C(2)*((0.048444/0.016112)*TCGAP(2))} + \\ & \mathbf{C(3)*((0.975*0.212714/0.016112)*PBGAP(3))} + \\ & \mathbf{C(4)*((0.975*0.048444*0.408591/0.016112)*TCGAP(3))} + \\ & \mathbf{C(5)*(((0.975^2)*((0.347459^2)*0.016112+0.118307*0.048444)/0.016112)*INFLGAP(4))} \\ + \\ & \mathbf{C(6)*(((0.975^2)*((-0.474022*0.212714)+0.248762)/0.016112)*PBGAP(4))} + \\ & \mathbf{C(7)*(((0.975^2)*(0.408591^2)*(0.048444)/0.016112)*TCGAP(4))} \end{aligned}$$

Los resultados de la estimación fueron los siguientes:

Dependent Variable: INFLAC(2)
 Method: Generalized Method of Moments
 Date: 06/28/99 Time: 05:59
 Sample(adjusted): 1993:02 1998:09
 Included observations: 68 after adjusting endpoints
 No prewhitening
 Bandwidth: Fixed (3)
 Kernel: Bartlett
 Convergence achieved after: 64 weight matrices, 65 total coef iterations
 Instrument list: C DUM M2INST(-1TO-12) PASINST(-1TO-3) PBICOM
 PBICONS
 RININST CUIINST(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008017	0.000465	17.23245	0.0000
(0.975*0.048444*0.40 8591/.016112)*TCGA P(3)	-0.220413	0.079720	-2.764846	0.0074
DUM	0.011208	0.001104	10.15261	0.0000
R-squared	0.265195	Mean dependent var		0.010115
Adjusted R-squared	0.242586	S.D. dependent var		0.008147
S.E. of regression	0.007090	Sum squared resid		0.003268
Durbin-Watson stat	0.778265	J-statistic		0.158045

DUM es una variable dummy compuesta por valores 1 para el periodo 1992:01-1994:06. La necesidad de introducir esta variable dicotómica se debió a los altos índices inflacionarios que se observaron en estos meses en relación a los que se observaron en los meses siguientes.

TABLA No. 7

**ESTIMACIÓN A TRAVÉS DE GMM DE LA REGLA DE POLÍTICA DEL BANCO CENTRAL DE
RESERVA.**

La especificación completa de la regla es la siguiente:

$$M_t = c_1 + c_2 * E_t(\pi_{t+1}) + c_3 * \pi_{t-1} + c_4 * TC_t + c_5 * PAS_t + c_6 * E_t(TC_{t+3}) + c_7 * DUMY$$

Dependent Variable: M0INST

Method: Generalized Method of Moments

Sample(adjusted): 1992:09 1998:09

Included observations: 73 after adjusting endpoints

No prewhitening

Bandwidth: Fixed (3)

Kernel: Bartlett

Convergence achieved after: 50 weight matrices, 51 total coef iterations

Instrument list: M0INST(-1TO-7) R0INST(-1TO-7) CUINST(-1TO-7)

PASINST(-1TO-7) @SEAS(1) @SEAS(7) @SEAS(8) @SEAS(12)

DUMY

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012834	0.002105	6.098258	0.0000
INFLGAP(1)	4.068558	0.607989	6.691832	0.0000
INFLGAP(-1)	-2.307309	0.472517	-4.883019	0.0000
TCGAP(3)	-1.101366	0.198391	-5.551500	0.0000
TCGAP	-1.053300	0.228062	-4.618492	0.0000
@SEAS(1)	-0.120848	0.007512	-16.08676	0.0000
@SEAS(7)	0.117461	0.012001	9.787553	0.0000
@SEAS(8)	-0.070336	0.007134	-9.859355	0.0000
@SEAS(12)	0.118978	0.007108	16.73921	0.0000
R-squared	0.584274	Mean dependent var		0.021143
Adjusted R-squared	0.532309	S.D. dependent var		0.069729
S.E. of regression	0.047686	Sum squared resid		0.145534
Durbin-Watson stat	2.232747	J-statistic		0.180549

Fue necesario la inclusión de las dummies estacionales (@seas1,7,8,12) debido a la fuerte presencia de estacionalidad en la serie dependiente.

La aplicación del test de Wald se realizó sobre los coeficientes de las variables significativas resultantes de la estimación por GMM. Este test indica que no se cumplen las restricciones impuestas sobre los coeficientes estimados.

Wald Test: Equation: EQGMMM0

Null Hypothesis:	C(1)=0.045618173		
	C(2)=-21.56523088		
	C(3)=-23.44041708		
	C(5)=-7.342787984		
	C(4)=14.57104074		

F-statistic	17012.74	Probability	0.000000
Chi-square	85063.68	Probability	0.000000

TABLA NO. 8

**INCORPORACIÓN DE LA INCERTIDUMBRE DE BRAINARD A LA REGLA DE POLÍTICA
MONETARIA**

Dependent Variable: M0INST
 Method: Generalized Method of Moments
 Date: 06/28/99 Time: 16:23
 Sample(adjusted): 1992:12 1998:09
 Included observations: 70 after adjusting endpoints
 No prewhitening
 Bandwidth: Fixed (3)
 Kernel: Bartlett
 Convergence achieved after: 51 weight matrices, 52 total coef iterations
 Instrument list: ENCINST(-1TO-5) RININST(-1TO-5) PBICOM CUINST(-1TO-5)
 PASINST(-1TO-5) R_CD(0TO-5) INFLGAP(-2TO3) TCGAP(2TO3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007946	0.001942	4.091083	0.0001
M0INST(-2)	-0.132196	0.023330	-5.666366	0.0000
INFLGAP(2)	1.411654	0.275841	5.117645	0.0000
INFLGAP(3)	-0.712793	0.304632	-2.339848	0.0226
TCGAP(2)	-0.319285	0.152979	-2.087117	0.0411
TCGAP(3)	0.372159	0.116110	3.205225	0.0022
@SEAS(12)	0.114924	0.007568	15.18457	0.0000
@SEAS(1)	-0.031309	0.012183	-2.570014	0.0127
@SEAS(8)	-0.065785	0.008794	-7.480646	0.0000
@SEAS(7)	0.086582	0.011798	7.338419	0.0000
R-squared	0.696525	Mean dependent var		0.020680
Adjusted R-squared	0.651004	S.D. dependent var		0.071169
S.E. of regression	0.042044	Sum squared resid		0.106061
Durbin-Watson stat	2.457160	J-statistic		0.197929

ANEXO No. 7

RESTRICCIONES BRAINARD

Para comprobar que la mejora en la estimación de la regla de política producto de la incorporación de un factor de ajuste es debido a la presencia de incertidumbre del tipo Brainard, es necesario que se cumplan las siguiente restricciones:

- ❑ Cumplir con la restricción asociada con el coeficiente de M_{t-2}

Los resultados obtenidos por el test de Wald indican que esta restricción se cumple.

Wald Test:			
Equation: EQGMMBRAINARDV1			
Null Hypothesis: C(2) = -0.097722096			
F-statistic	2.183524	Probability	0.144725
Chi-square	2.183524	Probability	0.139495

- ❑ No debe presentar constante

Resultado: el coeficiente de la constante es estadísticamente diferente de cero.

Wald Test:			
Equation: EQGMMBRAINARDV1			
Null Hypothesis: C(1) = 0			
F-statistic	16.73696	Probability	0.000130
Chi-square	16.73696	Probability	0.000043

- ❑ Conformidad de varianzas

Del coeficiente asociado a π_{t+3} :

$$c(4) = -\frac{\partial a_1 a_5}{\sigma^2(1 + \rho + \vartheta)} = -0.712793$$

de donde se obtiene $\sigma^2 = 0.00248623$. La covarianza asociada a estos coeficientes ($\alpha_1\alpha_5$) es en valor absoluto $5.52 \text{ E-}05$. De esta forma observamos que la covarianza calculada en nuestro modelo es bastante superior a la que debió de obtenerse dada la estimación de la estructura de la economía.

Del coeficiente asociado a TCGAP_{t+2} :

$$c(5) = -\frac{\rho c_2}{\sigma^2(1+\rho+\vartheta)} = -0.319285$$

luego de despejar la varianza se obtiene que $\sigma^2 = 0.004863636$. La varianza estimada del coeficiente (γ_2) es igual a 0.000564 . De esta forma la varianza supuestamente producida por la incertidumbre del tipo Brainard es demasiado elevada.

TABLA NO. 9

ESTIMACIÓN DE LA REGLA DE POLÍTICA MONETARIA QUE INCORPORA EXPLÍCITAMENTE EL FACTOR DE AJUSTE EN LA FUNCIÓN DE PÉRDIDA DEL ENTE EMISOR.

Para su estimación se aplicó la metodología GMM sobre la siguiente relación:

$$M_t = \frac{1}{1+\partial^2} M_{t-2} + \frac{\partial^2}{1+\partial^2} M_{t+2} - \frac{\partial^2 a_5}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(\pi_{t+2}) - \frac{\partial^2 \rho c_2}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(TC_{t+2}) - \frac{\partial^3 a_1 a_5}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(\pi_{t+3}) - \frac{\partial^3 \rho c_1 c_2}{\mu(1+\partial^2)} * E_t(TC_{t+3})$$

El único término que resultó ser no significativo fue M_{t+2} . Esta regla se caracteriza por la incorporación de los valores esperados sobre las brechas cambiarias e inflacionarias. El único elemento rezagado es la propia variable explicativa.

Dependent Variable: M0INST
 Method: Generalized Method of Moments
 Date: 06/28/99 Time: 13:58
 Sample(adjusted): 1992:10 1998:09
 Included observations: 72 after adjusting endpoints
 No prewhitening
 Bandwidth: Fixed (3)
 Kernel: Bartlett
 Convergence not achieved after: 99 weight matrices, 100 total coef iterations

Instrument list: R_CD(0TO-1) M0INST(-1TO-7) ENCINST(-1TO-7) M1INST(-1TO-7) RININST(-1TO-7) INFLGAP(-1TO-7) PBIGAP(-1TO-7) CUINST(-1TO-7) PASINST(-1TO-7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002956	0.000510	5.796016	0.0000
M0INST(-2)	-0.108739	0.005989	-18.15650	0.0000
INFLGAP(1)	-0.507314	0.056114	-9.040774	0.0000
INFLGAP(2)	1.821040	0.090311	20.16398	0.0000
INFLGAP(3)	-0.238716	0.055194	-4.325018	0.0001
TCGAP(2)	-0.247467	0.014792	-16.73019	0.0000
TCGAP(3)	0.201432	0.018953	10.62797	0.0000
@SEAS(7)	0.142871	0.001811	78.90764	0.0000
@SEAS(1)	-0.064125	0.001212	-52.92801	0.0000
@SEAS(8)	-0.047260	0.001018	-46.43338	0.0000
@SEAS(12)	0.131749	0.002475	53.23027	0.0000
R-squared	0.740902	Mean dependent var		0.020952
Adjusted R-squared	0.698427	S.D. dependent var		0.070199
S.E. of regression	0.038550	Sum squared resid		0.090653
Durbin-Watson stat	2.386687	J-statistic		0.248233

Esta estimación incluye variables estacionales dummies para los meses de enero, julio, agosto y diciembre producto del comportamiento de la variable dependiente.

Estimación del coeficiente de ajuste para la economía peruana

De la estimación del coeficiente de la variable $TCGAP_{t+2}$ de la ecuación (17) se obtiene:

$$C(6) = -\frac{\partial^2 p c_2}{\mu(1 + \partial^2)} = -0.247467$$

La única incógnita de esa igual es μ , cuyo valor es determina una vez que se reemplacen los valores de los parámetros restantes. El valor del coeficiente de ajuste es de $\mu=0.021682111$

FIGURA NO. 2

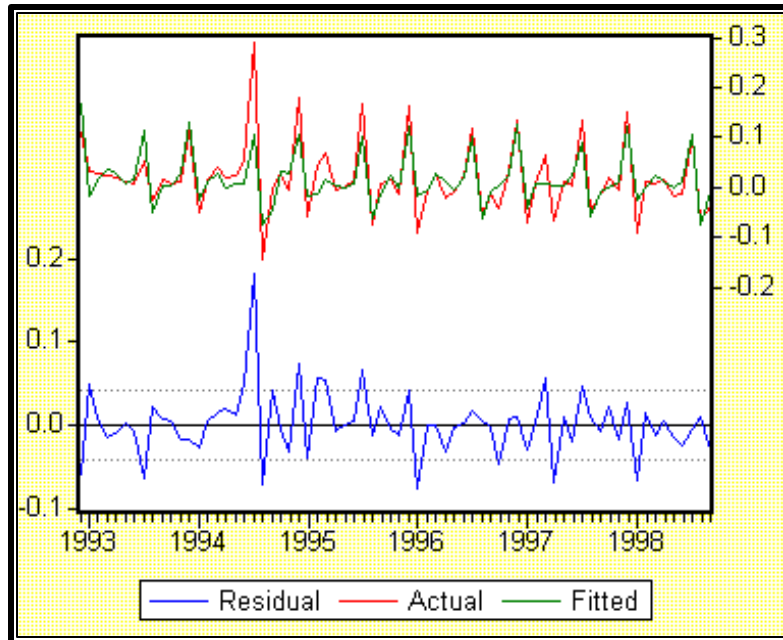


FIGURA NO. 3

