



Documento de Trabajo BCB-GOM/PM/06/2010

Construcción y aplicación del índice de condiciones monetarias y el índice de condiciones financieras para Bolivia

Álvaro Céspedes Tapia(*)

Hugo Rodríguez Gonzales (*)

Autorizado por: Rodolfo Saldaña Villegas

Enero de 2011

Resumen

El objetivo de este documento es construir Índices de Condiciones Monetarias (ICM), que reflejen la orientación de la política monetaria del Banco Central de Bolivia en el período 2001-2010, extendiendo el ejercicio a la construcción de Índices de Condiciones Financieras (ICF) a partir del año 2005, que permitan el análisis del impacto de las tasas de interés del sistema financiero sobre el crecimiento económico en un contexto de bolivianización de la economía. Para el cálculo de los ponderadores se utilizan funciones de impulso-respuesta generalizadas, a partir de distintas especificaciones de modelos de Vectores Autoregresivos (VAR). Los resultados estimados para el ICM destacan la respuesta contemporánea de la autoridad monetaria a incrementos en la inflación y la persistencia del impulso contractivo. Los ICF calculados confirman, en línea con la teoría, su contenido informativo como indicador de la evolución futura del producto.

Clasificación JEL: E49, E50, E52, E58, G10

Palabras Clave: Condiciones Monetarias, Condiciones Financieras, Postura Monetaria, Mecanismos de Transmisión.

I. Introducción

El proceso de conducción e implementación de la política monetaria, implica la necesidad de contar con indicadores que nos señalen si las decisiones tomadas hoy son las más adecuadas. Dentro del conjunto de indicadores con los que usualmente cuenta la autoridad monetaria de un país, existe uno consistente en la combinación lineal de las tasas de interés y del tipo de cambio u otras variables de control de la autoridad monetaria, conocido como el *Índice de Condiciones Monetarias* (ICM), el cual mide el grado de estrechamiento o relajamiento de las condiciones monetarias de una economía. Este es ampliamente usado como indicador de la postura actual o adelantada de las medidas de política del ente emisor, e incluso años atrás, llegó a ser empleado como una meta operativa adicional de algunos bancos centrales, como caso de Canadá (1994) y Nueva Zelanda (1996).

La política monetaria afecta la actividad económica y la inflación a través de numerosos canales de transmisión. Los cambios en la tasa de referencia de corto plazo u otro mecanismo de transmisión más claro, tienden a producir cambios en el costo de crédito, el consumo, la inversión y las decisiones de endeudamiento. Además otras variables de política como el tipo de cambio, influyen en la competitividad de las exportaciones y las importaciones nacionales, esto afecta el comercio neto y por lo tanto la demanda agregada. Si bien un ICM es capaz de explicar la evolución de la postura de política monetaria; eventos como la reciente crisis financiera internacional, muestran que además de tener indicadores monetarios; se debe analizar la influencia de la gran cantidad de variables financieras sobre la evolución del producto y las presiones inflacionarias. Para esto, muchos bancos centrales, realizan una evaluación de impactos de shocks de variables de los diferentes mercados financieros. De esta manera también construyen un *Índice de Condiciones Financieras* (ICF), que es un indicador integral usado generalmente para analizar el impacto de los movimientos frecuentes en los mercados financieros y crediticios, sobre la actividad económica real.

Por lo citado anteriormente, el objetivo de este documento es estudiar la naturaleza y utilidad de estos índices, y construirlos para el caso boliviano. Por lo cual, el presente documento estará dividido en cuatro partes. En la primera, se contempla la motivación del documento, en la segunda, se aborda los aspectos teóricos y metodológicos de estos indicadores. En el tercer acápite, se realizan las contrastaciones empíricas del caso y finalmente en el cuarto, se concluye.

II. Aspectos teóricos

II.1. El Índice de Condiciones Monetarias (ICM)

En una economía abierta, los cambios en las tasas de interés también tienden a producir cambios en las variables reales como el tipo de cambio real e influir en la competitividad de las exportaciones y las importaciones nacionales. Además, los cambios en el tipo de cambio por lo general tienen efectos directos sobre la inflación (Efecto Pass-Through). Cuando hay múltiples canales de transmisión monetaria, puede ser conveniente tener en cuenta el mayor número posible de ellos, para evaluar la orientación general de la política monetaria. Generalmente en los regímenes de metas explícitas de inflación, la meta operativa es la tasa de interés de corto plazo de la autoridad monetaria, en contraste al esquema de metas intermedias; que en muchas ocasiones termina teniendo como objetivo operacional al tipo de cambio (anclaje del tipo de cambio).

Ya desde la anterior década, algunos bancos centrales incluso han definido un objetivo adicional de instrumentación a nivel operativo: un *Índice de Condiciones Monetarias* (ICM), que combina tanto los efectos de la tasa de interés como los del tipo de cambio real u otra variable importante de la política monetaria. Una medida unidimensional que considere sólo las tasas de interés, excluye el efecto de las políticas sobre el tipo de cambio, asimismo no considera los efectos que sobre esta última variable puedan tener, los *shocks de tasas de interés* provenientes del exterior. El ICM determina el grado de *estrechamiento o relajamiento* de las condiciones monetarias de una economía, al recoger las desviaciones de estas dos variables (tasa de interés de corto plazo y tipo de cambio) medidas en términos reales¹ con respecto a un período base o sus valores de equilibrio. Así, menores tasas de interés impulsan *condiciones monetarias más relajadas o expansivas* y mayores tasas denotan *condiciones más estrechas o restrictivas*, a lo que también puede llegarse mediante una apreciación de la moneda nacional, o una combinación de ambas medidas. Sin embargo, dado que los movimientos de ambas variables pueden ir en sentidos opuestos podríamos tener que las condiciones monetarias se ven inalteradas si una apreciación de la moneda local se ve compensada por un descenso en las tasas de interés (Perea y Chirinos, 1998).

¹ Ya que esos son los términos en los que los agentes toman sus decisiones

Los pesos o ponderaciones de ambas variables dentro del índice, serán definidos por el efecto relativo del tipo de cambio y de la tasa de interés sobre la inflación o la demanda agregada. En general es de esperarse un peso importante para el tipo de cambio, cuanto mayor sea la incidencia de esta variable en la economía. Una manera de medir esto, es a través del peso de las exportaciones en el PIB, puesto que ello determinaría una mayor presión -del tipo de cambio- sobre la demanda agregada. En este sentido, una economía con un mayor grado de apertura al exterior estará más expuesta a las oscilaciones de los tipos de cambio internacionales.

En la literatura a nivel internacional se destacan, trabajos como el de Dubay (1994), Freedman (1994, 1996, 2000), Martines y Ortega (2000), Batini y Turnbull (2000 y 2002). En el ámbito latinoamericano las referencias son Perea y Chirinos (1998), Cespedes et al (2006) y Gonzales et al (2008), quienes destacan que los países que tienen un esquema de metas explícitas como Nueva Zelanda, la introducción del índice habría ayudado a eliminar la impresión de la existencia de un objetivo de tipo de cambio, junto con el de inflación.

II.1.2. Evidencia internacional y aplicaciones del Índice de Condiciones Monetarias

El ICM se puede utilizar de varias maneras, todo depende de la óptica y el esquema monetario que practique un banco central determinado. Además, se debe señalar que existen otras instituciones financieras y académicas que construyen este índice para analizar y/o adelantar la postura de la política monetaria del ente emisor. Por lo tanto, a nivel general se puede afirmar que este índice puede tener tres grandes usos: (i) como un indicador informativo de la posición de política monetaria del ente emisor, (ii) también se puede explotar su uso como un indicador líder o adelantado de la postura de política, pues a partir de su frecuente aplicación, algunos bancos centrales llegan a diseñar y aplicar reglas de política que los agentes económicos esperan se cumplan; (iii) finalmente, este indicador incluso puede llegar a convertirse en una meta operativa (el caso de Canadá en 1994), al plantearse ex-ante, para un periodo determinado un nivel meta a ser alcanzado por el índice; mediante movimientos deseados en la tasa de interés y el tipo de cambio real.

En el primer caso, el ICM no anticipa los cambios en las condiciones monetarias directamente, sino solo ofrece información sobre la orientación actual de la política monetaria de la autoridad monetaria. Por ejemplo, un ICM se puede calcular en relación con un período de referencia e

indicar si la política siguió una orientación relativamente *restrictiva o relajada* en relación con dichos períodos. Y dado que, en esta circunstancia, el índice no mide con precisión el nivel de la orientación de política con respecto al nivel de equilibrio, no puede decir si se trata una política *más contractiva o más expansiva* con precisión, o si este está en consonancia con los objetivos últimos de la autoridad monetaria.

Por otro lado, un ICM puede ser típicamente un *indicador adelantado o líder* de posición, ya que los cambios en la tasa de interés y el tipo de cambio real aún no tienen su efecto máximo sobre la producción y la inflación, debido a los periodos de rezago de su transmisión. Si dentro la construcción funcional del índice llegamos a normalizar y relativizar los efectos de la tasa de interés y el tipo de cambio, incluso se puede llegar a obtener una regla de política, que establezca las respuestas en la tasa de interés por movimientos paralelos en el tipo de cambio.

La precisión del índice en sí mismo no es un objetivo respecto a su estimación, lo que limita las posibilidades de realizar comparaciones entre países (Martínez y Ortega, 2000). A pesar de ello, una utilidad importante, es que puede ser capaz de adelantar los shocks de origen interno o externo que puede enfrentar la economía, a través de las desviaciones del índice de su senda temporal. Lo cual lleva a responder rápidamente con acciones preventivas que pueden contribuir a mantener una trayectoria de inflación o crecimiento económico establecido.

Aunque estos índices pueden expresar posturas de política del banco central y son relativamente sencillos de calcular, además de tener un atractivo intuitivo como indicador líder de la orientación de la política monetaria en una economía abierta, han sido objeto de críticas tanto en sus fundamentos conceptuales y empíricos [ver entre otros, Eika, Ericsson y Nymoen (1996), Rey (1997), Ericsson et al (1998) y Stevens (1998)]. Las principales críticas se dirigen al hecho de que los ponderadores de las variables que incluyen no pueden observarse directamente, por lo que suelen derivarse empíricamente a partir de un modelo de la economía. Así los ICM, suelen depender de varios supuestos para ser estimados [incluyendo el supuesto de parámetros constantes, cointegración (dependiendo del caso), exogeneidad de las variables, los sesgos de estimación y la propia selección de variables].

También genera controversia la no consideración explícita de los efectos dinámicos y la endogeneidad de las variables macroeconómicas en la construcción del índice. Un ICM, depende

de los valores de sus componentes, que se pueden ver afectados en un horizonte del tiempo por otras variables macroeconómicas o sus propios efectos de retroalimentación. La medición de las respuestas de la inflación a cambios en el ICM, difiere en función de qué componente (tipo de cambio real o tasa de interés) ha cambiado y del rezago de su transmisión de la política a la economía en su conjunto. Además es importante señalar el carácter endógeno de las variables macroeconómicas, aspecto muchas veces pasado de largo por las ecuaciones de demanda agregada o los modelos macroeconómicos de gran escala, usados de manera inicial para la construcción del ICM.

Por otro lado, los diferentes tipos de shocks sobre los componentes del índice, pueden tener implicaciones variadas para la política monetaria. La observación unilateral del ICM, puede complicar la identificación de shocks de tipo de cambio o de tasa de interés, pues su nivel refleja un efecto ya agregado. Estas críticas se aplican independientemente si el índice se utiliza como indicador o un objetivo operativo. Sin embargo, se agudizan, en el segundo caso. Esto se debe, a que estos no pueden informar directamente las causas de los cambios en la postura de política monetaria.

Pero más allá de los aspectos mencionados anteriormente, el uso de este indicador se complica por la necesidad de estimar la tasa de interés y el tipo de cambio de equilibrio, para obtener una medida de las condiciones deseadas para la economía. En conjunto, esto podría explicar por qué el uso de ICM, como objetivo operativo ha generado mucha controversia en el pasado [véase Freedman (1995) e informes de política monetaria del Banco de Canadá (1994) y el Banco de Nueva Zelanda (1996)].

Cuadro 1: EVIDENCIA INTERNACIONAL Y ENFOQUES APLICADOS PARA HALLAR EL ICM

Estudios	País	Variables Incluidas	Comentarios
Freedman, Ch., (1994, 1996).	Canadá	Tasa interbancaria, tasa real del papel comercial a 90 días, tipo de cambio real multilateral para el G-10 más la brecha del producto e inflación. En el modelo macroeconómico, se incluyen más de una docena de variables reales y financieras.	Estimaciones VAR y modelos macroeconómicos de gran escala.
Perea, H. y R. Chirinos, (1998).	Perú	Interés real de CP, tipo de cambio (rezagado seis periodos), spread de la tasa activa en ME, con respecto a BT de EEUU, crecimiento del PIB, del IPC, términos de intercambio (promedios móviles a 12 meses) y el PIB mundial relevante.	Modelos de rezago distribuidos.
Batini, N. y K. Turnbull, (2002).	Reino Unido	Crecimiento del producto y la inflación de LP, tipo de cambio real de exportaciones, la TEA interbancaria, la libor a tres meses y el rendimiento real de las valores de renta fija vinculado a un índice de diez años.	Estimaciones SVAR.
González J., W. Gómez y J. Mesa, (2008).	Colombia	Brecha del producto e inflación, Interés real de los CDT a 90 días e índices de tipo de cambio real, calculados con bases y deflatores diferentes.	Modelos estadísticos (coeficientes de variación), para evaluar el perfil de política monetaria.
Céspedes, B., E. Lima, A. Maka y M. Mendonça, (2008).	Brasil	El GAP del producto industrial, la tasa de inflación mensual y al doce meses, la tasa SELIC de corto plazo, la tasa de Swap a 180 días, el tipo de cambio real multilateral y el nominal deflactado por el IPC de EEUU.	Estimaciones SVAR.

Fuente: Elaboración propia.

II.1.3. Metodologías de construcción del ICM

Según Perea y Chirinos (1998), existen en la literatura al respecto, dos maneras de formular el ICM. La primera de ellas es aquella donde un parámetro θ , mide el efecto relativo del tipo de cambio (e) con relación a las tasas de interés (i). La segunda forma (menos común), consiste en expresarlo como un promedio ponderado de estas dos variables, siendo la suma de estas ponderaciones [α y $(1 - \alpha)$] la unidad, con $0 < \alpha < 1$. De esa manera el ICM se puede expresar de las dos siguientes formas:

$$ICM = (i - i_0) + \theta(e - e_0) \quad (1)$$

$$ICM = \alpha(i - i_0) + (1 - \alpha)(e - e_0) \quad (2)$$

Donde: i y i_0 , representan la tasa de interés real de corto plazo en un periodo dado y la tasa de referencia para un periodo base o un valor de equilibrio, respectivamente. De la misma manera, e , representan la tasa de depreciación (apreciación) real del tipo de cambio observado y e_0 , el

valor del periodo base. En cambio, α y $(1 - \alpha)$ miden el efecto relativo de las tasas de interés del tipo de cambio, normalizados a fin de que sumen la unidad.

Si partimos de la siguiente identidad macroeconómica fundamental: $Y = C + I + X - M$. Donde el consumo (C), es una función creciente del ingreso $c(Y)$, la inversión (I), una función decreciente de la tasa de interés $i(i)$, las exportaciones (X), una función creciente del tipo de cambio $x(e)$ y viceversa $m(e)$, para las importaciones (M). Con lo cual las exportaciones netas $XN = X - M$, se expresan en una función creciente del tipo de cambio $xn(e)$. Así diferenciando: $Y = c(y) + i(i) + xn(e)$, se obtiene: $dy = c' dy + i' di + xn' de$, donde $dy = \left(\frac{1}{1-c'}\right) [i' di + xn' de]$, donde $\frac{dy}{di} = \left(\frac{1}{1-c'}\right) i' < 0$, y $\frac{dy}{de} = \left(\frac{1}{1-c'}\right) xn' > 0$, y en términos lineales $y = m[\gamma i + \omega e] = m\gamma \left[i + \left(\frac{\omega}{\gamma}\right) e \right] = \Psi[i + \theta e]$.

Dado que $[i + \theta e]$, se aproxima a la definición del ICM, siendo los términos $\Psi(m\gamma) < 0$ y $\theta = \left(\frac{\omega}{\gamma}\right) < 0$. De esa manera $y = \Psi[ICM]$, donde las condiciones monetarias más restrictivas² significan una menor demanda agregada y por lo tanto una menor producción. Entonces según todo lo anterior, θ representará la variación del tipo de cambio real ponderada por su efecto relativo con respecto a las tasa de interés sobre la demanda agregada. Por lo tanto, mediante este procedimiento lo que se obtiene es una variación equivalente de la tasa de interés con respecto al periodo base. Estos ponderadores, son estimados tradicionalmente, a partir de ecuaciones estructurales para la curva de oferta y demanda agregadas de la economía.

Por construcción, los valores positivos y/o el crecimiento sostenido del índice, reflejará el estrechamiento de las condiciones monetarias y una relativa postura contractiva del ente emisor. Valores negativos y/o el descenso permanente del indicador, el relajamiento de las condiciones monetarias y una relativa postura expansiva.

Se debe hacer notar, que mientras el debate sobre el uso de ICM como regla de política monetaria o un objetivo operativo, ha llegado a una conclusión desfavorable para el índice; la cuestión econométrica para estimar los mejores ICM para una economía, sigue sin resolverse. Tratando de

² Un mayor valor para el ICM.

salvar algunas de las principales críticas sobre la aplicabilidad del ICM, Batini y Turnbull (2002)³ y otros trabajos recientes, realizaron una extensión dinámica para la construcción del ICM. Estos autores plantean la incorporación de componentes temporales y rezagos para representar el retraso de la transmisión de los efectos de política en las condiciones monetarias de cualquier economía dada. Por lo cual se podría construir índices de condiciones monetarias dinámicos (DMCI), representados algebraicamente de la siguiente manera⁴:

$$DMCI_{V,t} = \sum_{j=1}^{k_q} \theta_{V.e.t-j} (e_t - e_0) + \sum_{j=1}^{k_i} \theta_{V.i.t-j} (i_t - i_0) \quad (3)$$

Donde las ponderaciones, $\theta_{V.e.t-j}$ y $\theta_{V.i.t-j}$, están dadas por coeficientes de los rezagos de las desviaciones de la tasa de interés y del tipo de cambio hasta un periodo k . Estas ponderaciones pueden ser calculadas en base a modelos uniecuacionales de rezago distribuidos, modelos macroeconómicos de gran escala o dinámicamente a través de las FIR de modelos VAR irrestrictos y más consistentemente con modelos estructurales como los SVAR del tipo: $A(L)X_t = B(L)Z_t$ o $X_t = \text{inv}(A(L))B(L)Z_t$. A continuación se describe como se obtiene empíricamente, los ponderadores que subyacen en el ICM.

II.1.3.1. Estimación basada en una ecuación de demanda agregada de un modelo estructural a gran escala

El enfoque econométrico más sofisticado consiste en utilizar un modelo macroeconómico complejo para obtener multiplicadores dinámicos en respuesta a shocks en la tasa de interés y el tipo de cambio reales. Sin embargo, es a menudo muy difícil su aplicación en la práctica, pues dichos modelos contienen estas variables en términos nominales o hay una regla monetaria por la cual los niveles de estas variables están a corto plazo (Kot, 2003). Ejemplos de trabajos empíricos que siguen esa estrategia son: Kennedy y Riet (1995); Mayes y Viren (2000) y Kokoszczynski (2004). La construcción de estos modelos, está más allá del alcance de este documento, pues tal punto de vista demasiado complejo también puede conducirnos a especificaciones menos robustas, debido a las limitaciones de datos y series de tiempo a nuestra disposición.

³ Estos autores desarrollaron in ICM dinámico para el Reino Unido.

⁴ Otra manera sencilla de representar el índice en su versión dinámica, es:

$$DMCI_t = \alpha_0(i_t - i_0) + \alpha_{t-1}(i_{t-1} - i_0) + \dots + \alpha_{t-k}(i_{t-k} - i_0) + \sigma_0(e_t - e_0) + \sigma_{t-1}(e_{t-1} - e_0) + \dots + \sigma_{t-k}(e_{t-k} - e_0)$$

El FMI, la OCDE, el Deutsche Bank (DB) y Merrill Lynch (ML) entre otros, construyen el ICM para algunas economías desarrolladas, empleando los parámetros de modelos estructurales de gran escala (generalmente de equilibrio general), para lograr ponderadores relativos, que pretenden representar el impacto relativo de la tasa interés y del tipo de cambio en la demanda global. En la mayoría de los casos, los pesos son derivados directamente mediante la estimación de una ecuación de demanda agregada (la curva IS), o se basan en las estimaciones previas de las ecuaciones de demanda de modelos ya existentes⁵. El FMI emplea múltiples pesos relativos para diferentes economías, pero que están en línea con las ponderaciones de otros ICM derivados de estimaciones de modelos de equilibrio general.

II.1.3.2. Estimaciones basadas en modelos de vectores autoregresivos y vectores autoregresivos cointegrados (VAR Y VECM)

De forma cada vez más habitual, también se utiliza estimaciones a través de modelos de vectores autorregresivos irrestrictos y estructurales, donde los ponderadores son derivados de la función impulso respuesta (FIR) de estos modelos; y en particular de la respuesta acumulada del producto -su brecha u otras proxies de la demanda agregada- a shocks de innovaciones fundamentales de la tasa de interés y el tipo de cambio real. Teniendo en cuenta los inconvenientes de la aplicación de una sola ecuación estructural, sobre todo el problema de la endogeneidad de las variables monetarias y las interacciones entre tipo de cambio real y las tasas de interés, una serie de autores encuentran un modelo VAR preferible que la derivación de pesos del ICM, a partir de ecuaciones de demanda agregada o de modelos de gran escala. Por ejemplo, Jacobson et al (1999), estiman un modelo VAR y Hyder y Khan (2006) estiman relaciones de cointegración.

Un modelo SVAR ha sido estimada por Céspedes et al (2005). Un enfoque ampliamente aceptado en esta corriente de la literatura, es utilizar las FIR del incremento del producto (o el gap) con respecto a las variables en cuestión para el cálculo de las ponderaciones del ICM. Algunos autores sugieren FIR acumuladas hasta cierto período (definido como el horizonte ICM). Otros aplican solo los de la estimación y/o los periodos de la evaluación de impactos de una FIR estadísticamente significativa; criterio enmarcado en el espíritu del ICM dinámico estimado por Batini y Turnbull (2002).

⁵ Por ejemplo la OCDE basa sus pesos relativos en las estimaciones de la ecuación del modelo OCDE Interlink.

II.1.3.3. Ponderaciones basadas en datos del comercio

JP Morgan (JPM) construye diferentes ICM, para economías desarrolladas como el Reino Unido, donde el peso o ponderador colocado sobre el tipo de cambio está en función del peso de las exportaciones de largo plazo con relación al PIB. El peso de la tasa de interés, se normaliza respecto al tipo de cambio y de esa manera ambos suman la unidad.

Finalmente, debemos señalar que para hallar los ponderadores del ICM, se pueden utilizar incluso una ecuación estimada por una regresión simple o modelos no muy sofisticados de ecuaciones simultáneas, donde después de la identificación y la estimación de los estimadores en forma reducida, se hace la ponderación relativa entre los parámetros de la tasa de interés y el tipo de cambio. Lo importante es que los ponderadores resultantes, sean consistentes con la realidad económica que se esté analizando y la importancia que la autoridad monetaria realmente asigna a las variables utilizadas para la construcción del ICM.

II.2. El Índice de Condiciones Financieras (ICF)

Si bien el ICM es capaz de explicar la postura de política monetaria de ente emisor, ante diferentes shocks de demanda agregada o presiones inflacionarias; eventos como la reciente crisis financiera internacional, muestran que además de tener indicadores monetarios; se debe analizar la influencia de la gran cantidad de variables financieras sobre la evolución del producto y la inflación. Un interés generalizado recientemente, se centra en construir un indicador que mida integralmente la evolución de las condiciones financieras y crediticias de la economía; que sirva como guía para una conducción más holística de la política monetaria. Además, muchos bancos centrales y de inversión desean analizar el impacto sobre la actividad económica de los frecuentes movimientos volátiles de los mercados financieros.

Por lo tanto, se valen del análisis de las desviaciones de las variables financieras respecto a valores considerados como óptimos o a un periodo base. Para esto, muchos bancos centrales, generalmente realizan una evaluación dinámica de impactos del producto y la inflación (o sus brechas) respecto shocks de las variables de los diferentes mercados financieros como ser: las tasas de interés del sistema bancario, los indicadores de las condiciones de crédito (o Standard Loading), la evolución de la cartera de crédito, los precios del mercado hipotecario y los

indicadores bursátiles de renta variable y fija. También se incluye en muchas ocasiones a la tasa referencia de corto plazo del ente emisor, el tipo de cambio y algunos agregados monetarios.

Los shocks de estas variables son ponderados en cuanto a su importancia relativa en la actividad económica, para de esa manera construir un índice que monitoree las condiciones financieras generales de una economía y pueda ser capaz de adelantar su repercusión en el crecimiento del producto o la inflación. De esta manera un *Índice de Condiciones Financieras* (ICF), es un indicador integral usado generalmente para analizar el impacto de los movimientos frecuentes en los mercados crediticios y financieros sobre la actividad económica real.

II.2.1. Evidencia internacional y aplicaciones del Índice de Condiciones Financieras

La complejidad creciente de los sistemas financieros, requiere una visión amplia sobre los efectos macroeconómicos reales de las variables financieras, por dos razones. En primer lugar, se requiere que sean posibles las estimaciones del impacto del crédito, su costo y otras variables financieras sobre la economía real; por su importancia en las fluctuaciones de los agregados económicos. En segundo lugar, si los movimientos de las variables financieras que afectan a la economía, están correlacionados con la política monetaria, y aún no se encuentra cuantificado su impacto total, las estimaciones de la función que desempeña la política monetaria en la determinación de la actividad económica y los precios, podrían estar sesgadas.

El análisis de los efectos de las condiciones financieras sobre el crecimiento y la inflación de manera más amplia ha adoptado una serie de enfoques. Goodhart y Hofmann (2001, 2002), y Mayes y Virén (2001); construyeron ICF's a partir de coeficientes estimados, basados en curvas IS. Gauthier et al (2004) y Contreras (2009); realizan su construcción a través de modelos de vectores autorregresivos (VAR). Dudley y Hatzius (2000), emplean ICF's basados en modelos econométricos de gran escala. Inglés et al (2005) y Hatzius J. et al (2010), construyen modelos factoriales para los Estados Unidos, Reino Unido y Alemania, los cuales incorporan tres hasta cuatro docenas de variables financieras, además del uso de factores, incluidos los valores rezagados; para predecir la brecha de la producción y la inflación. Stock y Watson (2003), predicen el crecimiento del producto mediante el ICF y una serie de pronósticos univariados y multivariados de producción, y encuentran que estos métodos mejoran la precisión en relación a

otros. El Cuadro 2 muestra un resumen de trabajos anteriores realizados a nivel internacional, además de algunas particularidades importantes.

Cuadro 2: EVIDENCIA INTERNACIONAL Y ENFOQUES APLICADOS PARA HALLAR EL ICF

Estudios	País	Variables Incluidas	Comentarios
Dutley, H, (2000).	EEUU	Mercado de acciones, Capitalización/PBI.	Ponderaciones basadas en efectos derivados de modelos macroeconómicos de la FED.
Goodhart, C. y B. Hoffman, (2001).	G-7	Precios de viviendas, precios reales de acciones, spreads	Índices calculados a partir de ecuaciones de la forma reducida y estimaciones VAR.
Gauthier, C., C. Graham y Y. Liu, (2004).	Canadá	Precios de viviendas y acciones en términos reales, spreads.	Índices calculados a partir de ecuaciones de la forma reducida y estimaciones VAR y análisis factorial
Mayes, D. G. y Viren, M, (2001).	11 países europeos	Precios de viviendas y acciones en términos reales.	Ecuaciones de la forma reducida.
Swiston, A., (2008).	EEUU	Estándares de préstamos, rendimiento de bonos corporativos, precios de acciones y tipo de cambio.	Estimaciones VAR.
Guichard y Turner, (2008).	EEUU	Spreads del mercado de bonos, estándar de créditos, tipo de cambio real y capitalización del mercado de acciones.	Estimaciones de la forma reducida con algunos modelos calibrados comparados con estimaciones VAR.
Beaton, K., R. Lalonde y C. Luu, (2009).	EEUU	Tasa de papeles comerciales, spreads de créditos, estándares de créditos y riqueza financiera.	Estimaciones SVECM y MUSE (modelo macroeconómico de gran escala).
Contreras A., (2009).	Perú	Spread de las tasas de interés de créditos comerciales en MN, de consumo en ME y MN, hipotecarios en ME y MN, microcréditos en ME y MN.	Estimaciones de la forma reducida con modelos VAR.
Hatzius, J., P. Hooper, F. Mishkin, K. L. Schoenholtz y M.W. Watson, (2010).	EEUU	45 variable financieras de las cuales excluyo a la tasa de los fondos federales.	Estimación mediante análisis factorial múltiple.

Fuente: Adaptado y modificado de Contreras (2009).

II.2.3. Metodologías de construcción del ICF

El antecedente principal del ICF, se remonta al índice de condiciones monetarias, definido anteriormente como: $ICM=f(i,e)$, por lo tanto el ICF es una extensión natural del primero; y de acuerdo a sus interrelaciones quedarían definidos como: $ICF=f(i,e,VF)$. Si el ICF puede ser definido como: $ICF_t = \sum_{j=1}^n [\sum_{i=1}^m r_{t,jt-i}]$ (4); y introduciendo efectos rezagados: $ICF_t = \sum_{j=1}^n [r_{t,jt-1} + \sum_{i=2}^m (r_{t,jt-1} - r_{t,jt-i})]$ (5); entonces, cualquier $r_{t,jt-i}$, medirá la respuesta del crecimiento del PIB (ponderada por una FIR), a cada variable j en el periodo previo. Se debe mencionar que por construcción; en este documento, los valores positivos y/o el crecimiento sostenido del indicador, reflejará condiciones crediticias y financieras más blandas o laxas para la economía. Valores negativos y/o el descenso permanente del índice, condiciones crediticias y financieras más restrictivas o duras.

Según la literatura internacional revisada anteriormente, para la elaboración de índices de condiciones financieras se pueden distinguir tres enfoques o grupos principales de metodologías, las cuales son: (i) ICF's basados en ecuaciones de demanda agregada, (ii) ICF's derivados de funciones de impulso respuesta mediante la simulación de modelos macroeconómicos de gran escala y (iii) ICF's en base a funciones de impulso respuesta desde VAR.

II.2.3.1. ICF basado en ecuaciones de demanda agregada

Según esta metodología el ICF es derivado a partir de estimaciones de curvas IS. Se incluyen variables financieras en función a su significancia estadística. Las ponderaciones se determinan en función de los coeficientes de las variables, según la siguiente relación:

$$pbi_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i pbi_{t-i} + \sum_{j=1}^n [\sum_{i=1}^m \phi_{j,i} x_{j,t-i}] + e_t \quad (6)$$

Una posible desventaja, es que los ICF's se construyen sobre la base del supuesto de que todas las variables financieras son exógenas entre ellas y a la actividad económica, pudiendo existir de esta manera un sesgo en la estimación o problemas de identificación (Gauthier, Graham y Liu (2004)).

II.2.3.2. Simulación a partir de modelos macroeconómicos de gran escala

Los modelos macroeconómicos de gran escala, determinan las ponderaciones utilizando el impacto simulado de shocks de cada variable financiera sobre la actividad económica (Canadá, Suiza y EEUU entre otros). Estos modelos combinan el shock estimado de cada variable desde el modelo con la función de impulso respuesta estimada (Beaton, et al 2009). Además de cierta manera incorporan el impacto de variables financieras sobre las demás variables.

II.2.3.3. ICF derivado de funciones de impulso respuesta desde modelos de vectores autoregresivos (VAR)

Las funciones de impulso respuestas (FIR), determinan las ponderaciones, utilizando el impacto simulado de shocks de cada variable financiera sobre la actividad económica. Estas, además, combinan el shock de cada variable desde el modelo con la función de impulso respuesta estimada (Beaton, et al 2009). La ventaja que puede incorporar esta metodología, radica en el

hecho de que incorpora de manera más consistente el impacto de variables financieras sobre las demás variables, superando el problema del sesgo en la estimación y reduciendo potenciales problemas de identificación. Si seguimos la especificación de un modelo VAR en forma reducida, tendremos:

$$X_t = \sum_{i=1}^m \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Los ponderadores o pesos relativos para las desviaciones de las variables que conformaran el ICF serán hallados a partir de las FIR que consideren y ponderen el efecto de las variables de política sobre la variable objetivo: la brecha del producto o la inflación, generalmente.

La metodología de vectores autorregresivos fundamenta su análisis en un proceso dinámico, inicialmente ateoórico (con lo que se mitiga el problema de sesgo de especificación), donde todas las variables del sistema se consideran endógenas. Por lo cual, una variable endógena del sistema se explica por los errores pasados de las otras variables, más el error actual, expresado como un proceso estacionario MA infinito. Representado a la vez como innovaciones fundamentales originadores de shocks, para la evaluación de impactos mediante funciones de impulso respuesta.

Ya a que todas las variables serán tratadas como endógenas, dentro de un modelo VAR, la ordenación de estas es de vital importancia. Debido a la necesidad de una solución parcial matemática para diagonalizar la matriz de varianza-covarianza del modelo. Para ortogonalizar las innovaciones fundamentales del sistema, generalmente se usa una descomposición de Cholesky. De esta forma las primeras variables en la ordenación se consideran menos endógenas o (más exógenas) respecto a las demás. Pero puede existir mucha discreción respecto a este aspecto, dependiendo del criterio estadístico⁶ o económico que se utilice para tal ordenación.

Una alternativa interesante para saldar esta controversia, es el uso de funciones de impulso-respuesta generalizadas. Las FIR generalizadas no varían en sus resultados cuando se cambia la ordenación de las variables. Ya que sus valores son únicos, pues toman en cuenta los patrones históricos de las correlaciones dinámicas observadas entre los distintos shocks. Si la ecuación (7) puede ser reescrita como una representación de media móvil infinita de la forma:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A \varepsilon_{t-i} \quad (8)$$

⁶ Generalmente se utilizan test de causalidad de Granger para determinar el orden de precedencia de las variables dentro del sistema.

Consideramos que una FIR, mide los efectos respecto a perturbaciones o shocks en otras variables de un sistema dinámico, ocurridas en periodos previos. Tal situación se podría describir mejor como el resultado de un proceso, en el que el perfil temporal de los efectos de un vector hipotético de shocks $m \times 1$, de tamaño $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_m)'$ que afecta a una variable económica en el periodo t , es contrastado con un perfil de referencia en $t+n$, dado por el patrón histórico de esta variable. Si denotamos su patrón histórico conocido hasta el momento $t-1$, por la información (no decreciente) dada por Ω_{t-1} ; la función de impulso respuesta generalizada de X_t en el horizonte n , estará definida por:

$$GI_X(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(X_{t+n} \setminus \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(X_{t+n} \setminus \Omega_{t-1}) \quad (9)^7$$

Es fácil demostrar que el vector $m \times 1$ de la función impulso-respuesta ortogonalizada de un shock unitario para la j -ésima ecuación en X_{t+n} , está dada por $OI_X(n, e_j, \Omega_{t-1}) = A_n P e_j$, donde e_j , es un vector de selección $m \times 1$, con el valor de uno en sus j -ésimos elementos y ceros en el resto. Pesaran y Shin (1998), proponen usar la ecuación (8) directamente, pero en lugar de shockear todos los elementos de ε_t , se podría optar por shockear un solo elemento, el j -ésimo; e integrar los efectos de los otros shocks, utilizando la distribución histórica de los errores observados. En este caso, es fácil demostrar que el efecto de un shock de una desviación estándar de la j -ésima variable, en el tiempo t , sobre los valores esperados de X en el momento $t+n$, es:

$$GI_X(n, \delta, \Omega_{t-1}) = \sqrt{\sigma_{jj}} A_n \sum e_j, \text{ donde } \sigma_{jj} \text{ es la varianza de } e_j \text{ y } \delta = E(\varepsilon_t \setminus \varepsilon_{jt} = \sqrt{\sigma_{jj}}) \quad (10)$$

III. Resultados estimados

En la presente sección se muestran los resultados de la estimación de las ponderaciones y la construcción del índice de condiciones monetarias de manera inicial y posteriormente el de condiciones financieras. El periodo de estudio se dividirá en dos subperiodos, uno donde predominó la dolarización de la economía (2001-2004) y otro donde esta respondió positivamente a los impulsos de bolivianización del ente emisor (2005-2010). El comportamiento de las variables usadas para la construcción del ICM se observa en el Anexo 1. Se contrastará el

⁷ Sustituyendo la ecuación (8) en (9), tenemos $GI_X(n, \delta, \Omega_{t-1}) = A_n \delta$, que es independiente de Ω_{t-1} , pero depende de la composición de shocks definidos por δ . Es evidente que la elección adecuada de la hipótesis del vector de shocks, δ , es fundamental para el cumplimiento de las propiedades de la FIR. Sims (1980), sugiere resolver el problema que rodea a la selección de δ mediante una descomposición de Cholesky de la matriz varianza-covarianza de los residuos, Σ , con: $PP' = \Sigma$. Donde P es una matriz $m \times m$ triangular inferior.

comportamiento de los índices construidos con la evolución de la tasa de inflación subyacente a doce meses y la brecha de la inflación.

En pos de afrontar las críticas expuestas anteriormente respecto a la construcción y aplicabilidad del ICM y del ICF, se emplean modelos de vectores autoregresivos (VAR) para hallar los ponderadores, en base a la función de impulso respuesta generalizada de la brecha del producto⁸ ante shocks de las variables de política a ser usadas en cada modelo. Los valores de largo plazo del producto, la tasa de las LT's en ME y MN, el SCN en ME y MN, además de la inflación, se hallaron mediante el uso del filtro de Christiano & Fitzgerald (C-F)⁹. Todas las variables fueron desestacionalizadas previamente por el filtro ARIMA X-12; además se extrajo el componente irregular mediante este, antes de realizar el tratamiento con el filtro C-F para hallar el componente tendencial de largo plazo de cada serie estudiada. La derivación y justificación del uso de este filtro se detallan en el Anexo 5.

III.1. Posibles ICM para la economía boliviana

Una primera estimación para hallar los ponderadores del ICM mediante modelos VAR, considera en el vector de variables endógenas la variación en el saldo de colocaciones netas de los títulos de regulación monetaria del BCB en ME en logaritmos¹⁰ ($\Delta LSCN ME_t$), para el primer subperiodo y en MN ($\Delta LSCN MN_t$), para el segundo. Además se incluyó a la variación del tipo de cambio real ($\Delta LITCER_t$), la brecha del producto aproximada por el IGAE y la brecha de la inflación ($\pi - \bar{\pi}$), para ambas muestras. También se introdujo una variable ficticia de intervención para representar el periodo inflacionario (2007:07-2008:09)¹¹.

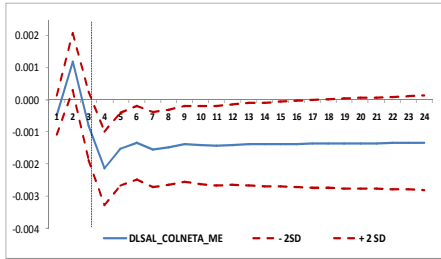
⁸ Si bien en los diferentes modelos especificados, la brecha de la inflación y del producto muestran un comportamiento similar; se decidió trabajar con la segunda, pues esta sería más robusta en términos teóricos para mostrar presiones de demanda de que repercutirían de manera más consistente sobre la evolución futura de la inflación y el producto.

⁹ No sé trabajo con el filtro de Hodrick y Prescott (HP) ni con el de Baxter y King (BQ), pues ambos presentan la desventaja de que la descomposición con estos filtros es sensible a la información disponible en los extremos del periodo muestral analizado. Por último la determinación del parámetro de suavizamiento (λ) en HP, para una serie particular se hace demasiado compleja y muchas veces se la realiza de manera arbitraria.

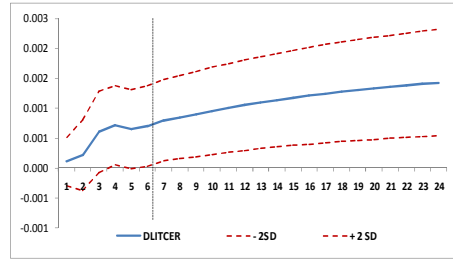
¹⁰ Se decidió trabajar con logaritmos naturales, pues estos nos ayudan a encontrar de manera práctica tasas de crecimiento instantáneas.

¹¹ En ambos subperiodos el modelo se especificó con dos rezagos siguiendo los criterios de información de Akaike (AIC), Schwartz (SC) y Hannan-Quinn (HQ).

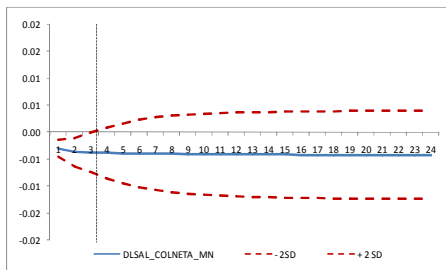
Gráfico 1: RESPUESTA ACUMULADA DE LA BRECHA DEL PRODUCTO ANTE UN SHOCK DE 1 SD DEL SCN EN ME Y DLITCER PARA EL PERIODO 2001-2004 Y SCN EN MN Y DLITCER PARA EL PERIODO 2005-2010



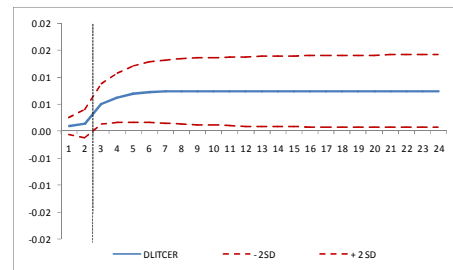
Panel a:1)



Panel a:2)



Panel b:1)



Panel b:2)

Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado con el SCN en MN.

Nota: Los paneles a) muestran los resultados para el periodo 2001-2004 y los paneles b) para el periodo 2005-2010.

El anterior panel (a.1) muestra que las FIR generalizadas de la brecha del producto respecto al SCN en ME, no es significativa hasta el tercer mes, dentro del periodo de predominancia de la dolarización financiera. En cambio en el segundo periodo, el SCN en MN reacciona inmediatamente de manera significativa (Panel b.1), para luego perder esta cualidad. Entonces, aparentemente la bolivianización de la economía mejoró la efectividad de corto plazo de las OMAS del BCB¹², pero le redujo su significancia de largo plazo. En el caso del ITCER, el efecto de un shock del tipo de cambio, tiene un rezago de hasta seis meses en el primer sudperiodo y tres en el segundo, manteniendo su significancia estadística posteriormente.

La relación de los ponderadores (θ) del $\Delta LSCN_t$ en ME y MN respecto a $\Delta LITCER_t$, en el periodo de dolarización muestra un nivel de -1.34, en cambio su valor cae a -0.75 en el segundo periodo. Esto nos lleva a suponer que el efecto de una apreciación de real de 1% fue comparable solo con un 0.75% de crecimiento del logaritmo del SCN relevante para el ente emisor¹³ en el primer periodo y 1.33% en el segundo (ver Anexo 4.1). Lo cual lleva a intuir que el peso relativo del tipo

¹² En el periodo 2001-2004 la colocación de títulos de regulación monetaria fue predominante en ME, tal situación cambio a partir del año 2005.

¹³ En el primer periodo se toma en cuenta al saldo de colocaciones netas de los títulos de regulación monetaria del BCB en ME, en cambio en el segundo periodo se toma en cuenta a dicha variable pero en MN.

de cambio como instrumento para controlar las presiones inflacionarias, sufrió un leve incremento; confirmando, de cierta manera la mayor importancia que habrían adquirido las apreciaciones cambiarias como instrumento para contrarrestar a la inflación importada.

Cabe resaltar que investigaciones recientes sugieren que el saldo de colocaciones en MN, se convirtió en una variable relevante para explicar los mecanismos de transmisión y la función de reacción de la autoridad monetaria ante presiones inflacionarias (Cernadas L. y E. Aldazosa, 2010). Es decir que en períodos de la elevada inflación, el BCB incrementó el saldo de sus colocaciones netas, lo cual derivó en el aumento de sus tasas de rendimiento, sobre todo de las LT's a 91 días¹⁴, hecho que se trasmite de manera diferencial a las tasas del sistema financiero (Rodrigo et al, 2010). Asimismo, en períodos de baja inflación, el BCB incentivó la actividad económica, inyectando liquidez a la economía a través de la redención o vencimiento de sus títulos.

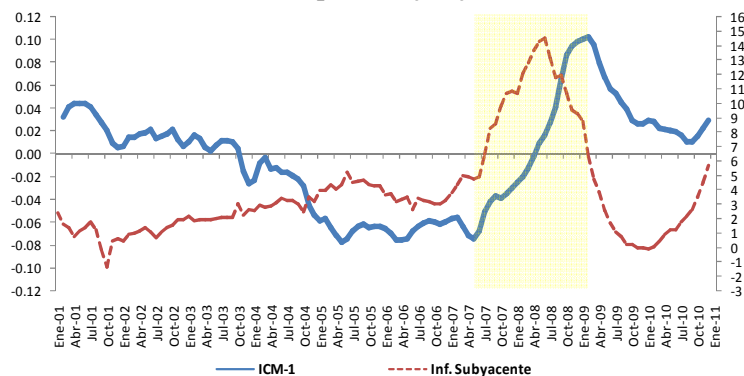
El gráfico (2) donde se expone el ICM-1 (que incluye al SCN en ME y en MN en los dos subperiodos), devela que de enero de 2001 a octubre de 2003, las condiciones monetarias derivadas de la postura de política del BCB, se estrecharon y se tornaron demasiado restrictivas, pese a que las presiones inflacionarias hasta el año 2002, no fueron fuertes. Esta situación, estaría explicada por la persistente apreciación real del tipo de cambio como consecuencia, de los rezagos de la crisis cambiaria del real brasileño (1999-2000) y la abrupta devaluación argentina (2002)¹⁵. Posteriormente en 2003 la autoridad monetaria también apostó por una postura contractiva, pues los conflictos sociales –agudizados en octubre–, la presencia de restricciones en la oferta de algunos productos agrícolas y la apreciación de las monedas de nuestros vecinos comerciales –que encareció los precios de los productos importados– incidieron de manera importante en el nivel de precios de 2003. En estos periodos se observa un crecimiento importante del saldo de colocaciones netas de los títulos de regulación monetaria del BCB (ver Anexo 1), además de altos niveles reales de las tasas de las LT's a 91 en ME, lo cual conllevó a un estrechamiento mayor de las condiciones monetarias.

¹⁴ Intentando de esta forma incidir al alza de las tasas del sistema financiero y de este modo retirar de la economía los excedentes de liquidez que estarían generando presiones inflacionarias.

¹⁵ Después de más una década de un sistema de tipo de cambio fijo con paridad uno a uno (*Currency Board*) el peso argentino se devaluó abruptamente en enero de 2002.

Por otro lado, en el periodo probolivianización se observan claras presiones inflacionarias, por lo cual el índice devela que el ente emisor, adoptó una postura claramente restrictiva, para combatirlos. En el periodo de julio de 2007 a septiembre de 2008, el índice empieza a crecer abruptamente, explicando coherentemente (aunque con cierto rezago), el endurecimiento de las condiciones monetarias para detener una escalada de precios. En este período, se incrementaron de manera significativa las colocaciones de títulos –sobre todo en MN– al sistema financiero e incluso a inversionistas individuales¹⁶. Asimismo, la autoridad monetaria decidió continuar con la política de miniapreciaciones -iniciada en julio de 2005- con más fuerza hasta el décimo mes de 2008. Posteriormente el BCB, habría de moderar su postura restrictiva, debido a la caída generalizada de los precios de los commodities y las presiones de demanda en el país, producto de la crisis financiera internacional que empezó a mostrar efectos en la demanda agregada de la región.

Gráfico 2: ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS (ICM-1) E INFLACIÓN SUBYACENTE A 12 MESES (En porcentaje, eje derecho)



Fuente: Elaboración propia con base a los ponderadores derivados de dos modelos VAR, estimados en dos sudperiodos, que incluyen como variable de política al SCN en ME y SCN en MN, respectivamente.

El segundo ejercicio construye un ICM-2, con ponderadores generados por modelos VAR que incorporan el incremento de la emisión monetaria real ($\Delta LEMI_{R_t}$), las variaciones del ITCER, la brecha de la inflación y del producto, para ambos sudperiodos. Además se introdujo una variable ficticia de intervención para representar el periodo inflacionario¹⁷. Esta combinación de variables se justificaría por el hecho de que el BCB instrumenta formalmente su política

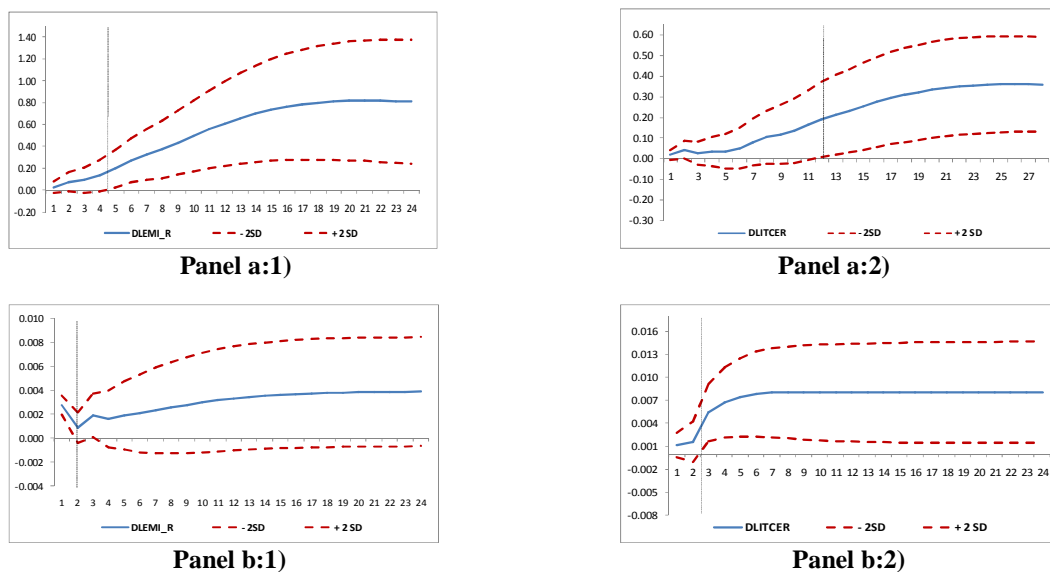
¹⁶ Este último mecanismo funcionó a través de la Mesa de Dinero de la Subgerencia de Operaciones de Mercado Abierto del BCB.

¹⁷ En ambos sudperiodos el modelo se especificó con dos rezagos, según los criterios de AIC y HQ.

monetaria a través de límites cuantitativos para la expansión del CIN y la reducción de RIN¹⁸ (ambos componentes contablemente conforman la emisión monetaria).

Se generaron los pesos relativos de este ICM para el primer y segundo periodos, a partir de los valores ponderados de las FIR respectivas hasta el mes 18. De esta manera, se observa un efecto inmediato en las presiones inflacionarias ante variaciones de la emisión real, tanto en el periodo de dolarización como el de bolivianización de la economía. En el primero la significancia estadística se alcanza y se mantiene en el largo plazo (a partir del cuarto mes), lo contrario ocurre en el segundo. En el segundo periodo se destaca el hecho de que la FIR generalizada de shocks de la emisión real, dejan de ser estadísticamente significativa ya desde el segundo mes. Por otro lado, al igual que el anterior caso, las depreciaciones reales ($\Delta LITCER_t$) mantienen su significancia estadística en el largo plazo. En el segundo subperiodo, esta situación ya es satisfecha desde el tercer mes (ver Gráfico 3).

Gráfico 3: RESPUESTA ACUMULADA DE LA BRECHA DEL PRODUCTO ANTE UN SHOCK DE 1 SD DE LA EMISIÓN REAL Y EL TIPO DE CAMBIO REAL, PERIODOS 2001-2004 Y 2005-2010



Fuente: Elaboración propia en base a los reportes de modelos VAR que incluyen al ΔEMI_{R_t} , estimados en dos subperiodos, uno de predominancia de la dolarización y otro de desdolarización.

Nota: Los paneles a) muestran los resultados para el periodo 2001-2004 y los paneles b) para el periodo 2005-2010.

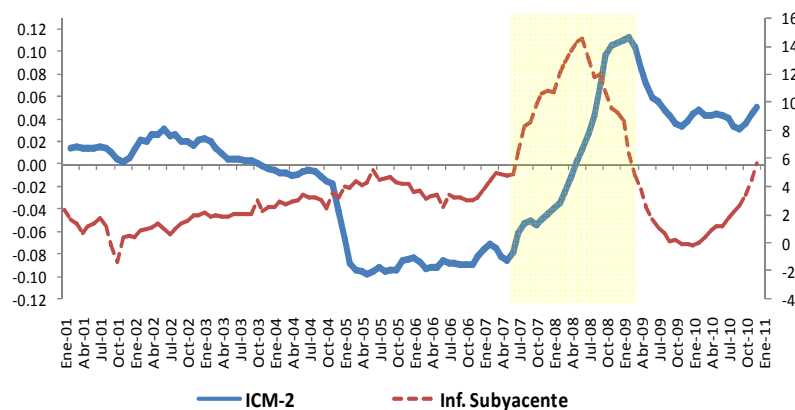
Todo esto denotaría al igual que otras investigaciones¹⁹ que la relación predecible y estable de largo plazo entre la emisión y la inflación, cada vez se hace más débil. La relación de

¹⁸ Siguiendo una lógica de instrumentación de la política monetaria a través de metas intermedias de cantidad mediante agregados monetarios.

ponderadores (θ) de $\Delta LEMI_{R_t}$ respecto a $\Delta LITCER_t$, derivada del modelo para ambos periodos es -2.75 y -0.42, respectivamente. Es decir el efecto comparable de una depreciación real de 1%, se contrasta con un 0.36% del incremento de emisión real en el primer subperiodo y 2.38% en el segundo (ver Anexo 4.2). Este cambio substancial, confirmaría lo planteado en el párrafo precedente.

Al igual que el caso anterior (ICM-1) el ICM-2 (Gráfico 2) muestra que las condiciones monetarias de enero de 2001 a octubre de 2003 se estrecharon, debido a la postura restrictiva del ente emisor. Si bien, este no tiene un control absoluto sobre la expansión de la emisión; el BCB trata de influir en ella, mediante la instrumentación de diferentes mecanismos de control y gestión de sus componentes (CIN y RIN) y sus factores de expansión colaterales²⁰. Una muestra de lo anterior, es que en el periodo señalado, la emisión creció un 18.9% en 34 meses, mostrando un crecimiento promedio mensual de tan solo un 0.56%. En periodos posteriores los niveles de crecimiento mensual y anual de la emisión son mucho mayores. Por otro lado, en el periodo de bolivianización la evolución del índice, hace suponer una respuesta contemporánea y persistencia de la postura contractiva de la autoridad monetaria, pues mantiene impulsos restrictivos de política, aún después de que los excesos de demanda agregada se habrían atenuado a partir de octubre del año 2008.

Gráfico 4: ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS (ICM-2) E INFLACIÓN SUBYACENTE A 12 MESES (En porcentaje, eje derecho)



Fuente: Elaboración propia en base a los ponderadores derivados de dos modelos VAR que incluyen al $\Delta LEMI_{R_t}$ estimados en los dos subperiodos, mencionados anteriormente.

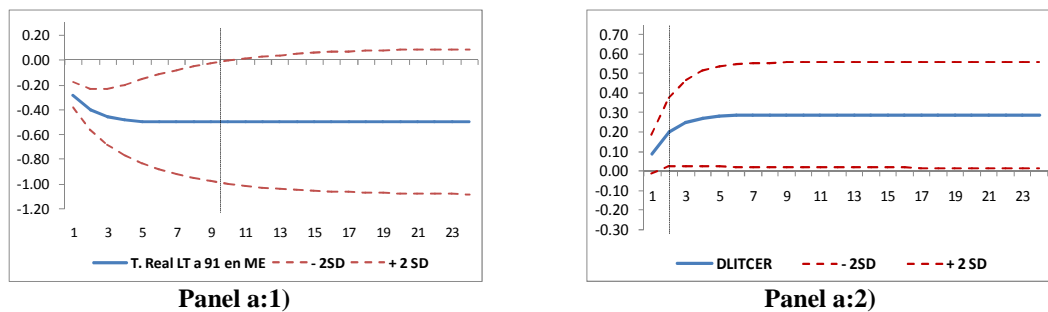
¹⁹ Véase Aldasoza y Cernadas, 2010.

²⁰ El BCB fija límites a la expansión del Crédito Interno Neto (CIN) y un piso a la variación en las reservas internacionales netas (RIN). Por otro lado, la contracción de la oferta monetaria produce un ajuste en la demanda agregada y repercute en el nivel de precios.

Finalmente, se construyó un ICM básico (ICM-3) y uno dinámico (ICM-4), para tomar en cuenta el rezago en la transmisión de la política monetaria²¹, en base a la FIR generalizada de la brecha del IGAE respecto a shocks de la tasa real de las LT a 91 días en MN y ME, las variaciones del ITCER y la brecha inflacionaria, más una dummy de intervención para representar el periodo inflacionario²². En el primer periodo se observa un efecto inmediato de los incrementos de la tasa real de las LT a 91 días en ME sobre la brecha del producto, pero la significancia estadística de esta variable se pierde en el mediano plazo (a partir del décimo mes). Una situación antagónica se presenta con la tasa real de las LT a 91 días en MN a partir del año 2005, pues el efecto de esta variable, se torna totalmente significativo recién desde el cuarto.

El tipo de cambio real tiene un comportamiento similar a los casos anteriores, es decir mantiene sus significancia estadística de largo plazo en ambos periodos. Por otro lado, se observa que la FIR acumulada queda totalmente estabilizada a partir del mes 18, por lo que se tomó los pesos ponderados de las respuestas de la brecha del producto respecto a stocks de las variables de política señaladas según el subperiodo estimado. También se hizo uso la contribución de varianzas de estas dos variables normalizadas a 1, para validar los pesos relativos de las variables al interior del ICM.

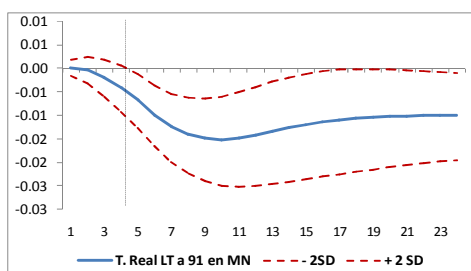
Gráfico 5: RESPUESTA ACUMULADA DE LA BRECHA DEL PRODUCTO ANTE UN SHOCK DE 1 SD DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y LA TASA REAL DE LAS LT'S A 91 DÍAS EN ME Y MN



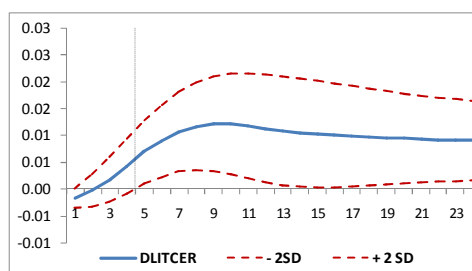
²¹ La especificación que se le dio a este último ICM fue:

$$DMCI_t = \alpha_1(i_t - i_{t-1}) + \alpha_{1-1}(i_{t-1} - i_{t-2}) + \alpha_{1-2}(i_{t-2} - i_{t-3}) + \alpha_{1-3}(i_{t-3} - i_{t-4}) + \theta_1(e_t - e_{t-1}) + \theta_{1-1}(e_{t-1} - e_{t-2}) + \theta_{1-2}(e_{t-2} - e_{t-3}) + \theta_{1-3}(e_{t-3} - e_{t-4})$$

²² Los rezagos empleados en la estimación fueron elegidos mediante los criterios de información AIC y LR (4 rezagos).



Panel b:1)

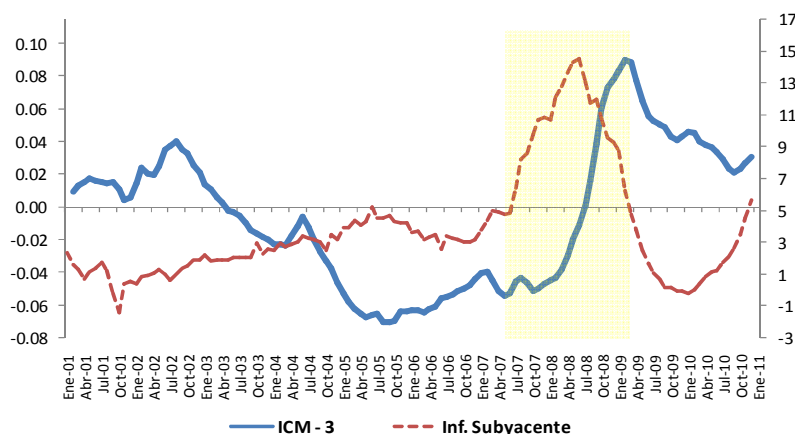


Panel b:2)

Fuente: Elaboración propia en base a modelos VAR que incluyen a la tasa real de las LT's A 91 días en ME (para el primer periodo) y la tasa real de las LT's A 91 días en MN (para el segundo periodo).

Por otro lado, según las FIR generalizadas acumuladas, la relación (θ) de ponderadores de las variables mencionadas para el ICM-3 es de -1.76 y -1.17, para el primer y segundo periodo, respectivamente. Lo cual supone que una apreciación 1% del tipo de cambio real fue comparable con un incremento de 0.57% en la tasa real de las LT's a 91 en ME y 0.95% de esta misma tasa en MN en el periodo de desdolarización. Estas relaciones terminarían de confirmar el impulso que habría recibió el tipo de cambio para controlar las presiones inflacionarias durante el periodo de estudio. Los ponderadores para el ICM dinámico solo hacen una redistribución de los anteriores para t , $t-1$, $t-2$ y $t-3$, según los valores hallados en sus respectivas FIR no acumuladas para cada periodo, es decir estos valores se aproximaron para tres rezagos (ver Anexo 4.3 y 4.4).

Gráfico 6: ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS (ICM-3) E INFLACIÓN SUBYACENTE A 12 MESES (En porcentaje, eje derecho)

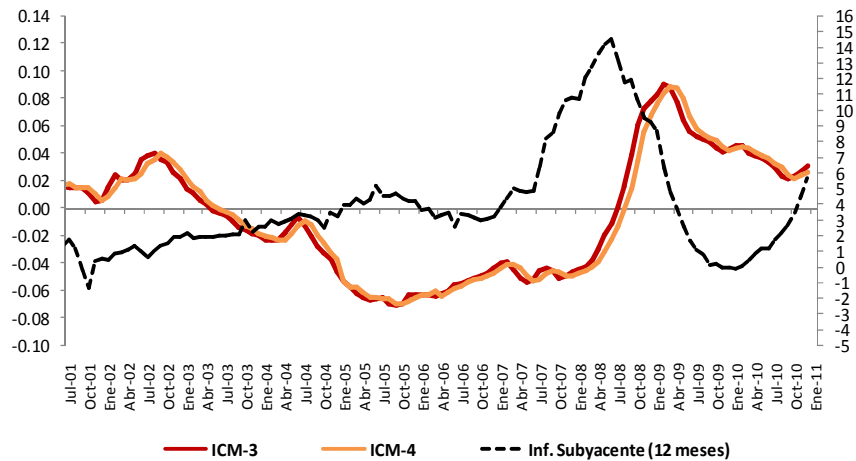


Fuente: Elaboración propia con base a los ponderadores del modelo VAR que incluye a la tasa real de las LT's a 91 días en MN.

En los anteriores gráficos (6 y 7), se observa claramente que el ICM-3 (básico) y el ICM-4 (dinámico) muestran resultados más consistentes con la interpretación planteada para el índice anteriormente. En el periodo 2001 hasta mediados de 2003 se confirma el estrechamiento de las

condiciones monetarias de la economía. Lo cual fue producto de las elevadas tasa de interés de los valores de regulación monetaria del ente emisor, las cuales se transmitieron a las tasas del sistema financiero (ver Rodrigo et al, 2010), además de la apreciación cambiaria real, debida a las razones citadas en párrafos precedentes.

Gráfico 7: ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS (ICM-4) E INFLACIÓN SUBYACENTE A 12 MESES (En porcentaje, eje derecho)

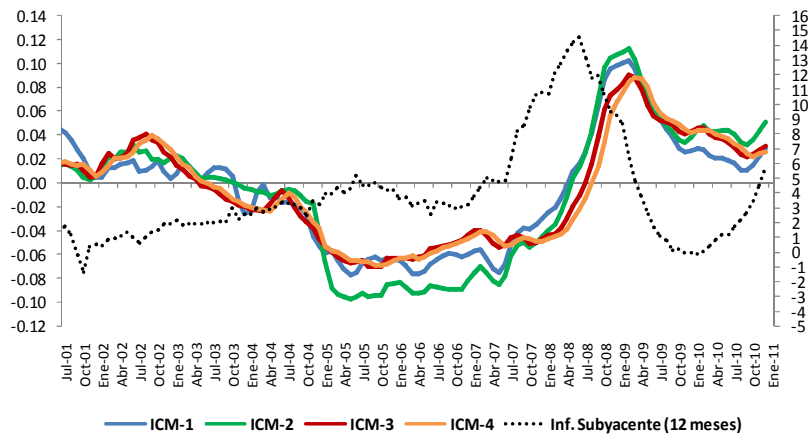


Fuente: Elaboración propia en base a los ponderadores dinámicos del modelo VAR que incluye a la tasa real de las LT's a 91 días en MN.

En el periodo comprendido desde el año 2005 hasta los primeros meses del 2007, se observan condiciones monetarias relajadas; debido a que las presiones de la inflación no eran grandes, posteriormente a partir de julio de 2007, hasta octubre de 2008 se observan condiciones monetarias más restrictivas. También cabe notar el rezago de la transmisión de política monetaria hizo que el efecto de las desviaciones de estas dos variables, perdure aproximadamente un trimestre; es decir hasta el primer mes del año 2009.

El gráfico (8) siguiente, resume los ICM calculados a partir de diferentes especificaciones de VAR irrestrictos. Resalta en primera instancia, la respuesta forward looking de la autoridad monetaria en el primer periodo de inflación en promedio estable, pues esta asumió una postura contracíclica ante posibles presiones inflacionarias y cambiarias. Desde el primer trimestre de 2001 al tercero de 2003, se adoptó medidas preventivas ante los efectos de rebote de la crisis cambiaria previa del real brasileño (1999-2000), la abrupta devaluación argentina (2002) y las presiones de la inflación importada (2003). A mediados de 2001 ya se había estimulado una brecha de inflación negativa (Gráfico 9), lo mismo pasó a mediados de 2004.

Gráfico 8: RESUMEN DEL ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS E INFLACIÓN SUBYACENTE A 12 MESES (En porcentaje, eje derecho)

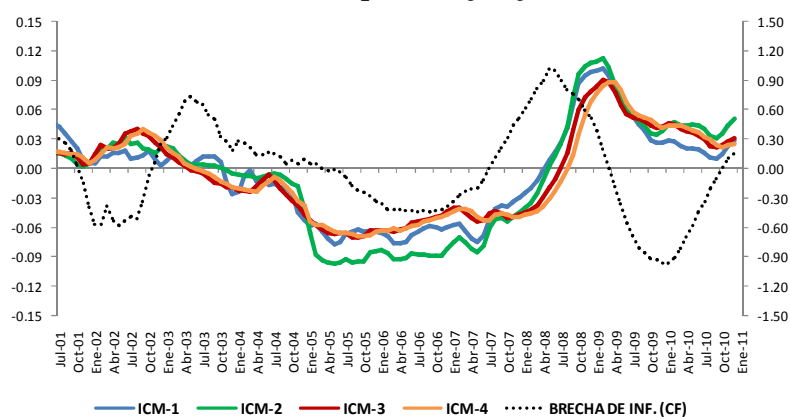


Fuente: Elaboración propia en base a los ponderadores derivados del modelos VAR especificados para cada ICM.

En cambio en el segundo periodo, se observa una respuesta contemporánea y la persistencia de los shocks de política del ente emisor cuando la inflación fue alta (gráfico 8 y 9). Es decir la autoridad monetaria no pudo adelantar un incremento o decremento en la magnitud suficiente en las variables de política, para contrarrestar totalmente la sobre-reacción inflacionaria. Todos los índices capturan esta característica, sugiriendo un peso importante de proyecciones en el marco de modelos con coeficientes fijos en la toma de decisiones de política monetaria, antes que un marco analítico con mayor preponderancia en valores esperados, en el periodo probolivianización cuando se observa variaciones de precios a 12 sobre meses de dos dígitos.

La división de la muestra bajo análisis, ilustra este aspecto. Asimismo, destaca la persistencia del impulso contractivo. Esto podría atribuirse al compromiso del banco central de preservar el poder adquisitivo interno de la moneda nacional, ante posibles rebrotes abruptos de la inflación. Si observamos la brecha de la inflación, dilucidamos una relación similar, incluso mucho más clara. En el período de inflación, las condiciones restrictivas señalizadas por los ICM, suben de manera contemporánea con la brecha, perdurando las primeras de uno a tres meses más que la presión de inflación, para luego caer.

Gráfico 9: RESUMEN DEL ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS Y LA BRECHA DE INFLACIÓN (En porcentaje, eje derecho)



Fuente: Elaboración propia en base a los ponderadores derivados del modelos VAR especificados para cada ICM.
Nota: La brecha de la inflación se obtuvo en base a su valor de largo plazo derivado del filtro de C-F.

Los resultados y los pesos relativos de los ponderadores tienen cierta coherencia en todos los ICM, además se advierte la mayor importancia relativa del tipo de cambio a partir del segundo periodo para controlar las presiones inflacionarias, aún y cuando éste instrumento se haya mantenido estable en el periodo de octubre de 2008 a noviembre de 2010.²³ Se debe mencionar que el tipo de cambio ha sido empleado tradicionalmente como ancla nominal para el nivel de precios, evidenciándose que el BCB habría empleado este instrumento permanentemente en el control de la inflación. En efecto, en períodos de elevada inflación el BCB respondió apreciando la moneda nacional, mientras que en períodos de baja inflación, la depreció, tendiendo a favorecer al sector exportador y fomentando de este modo la actividad económica (Cernadas L. op. cit., 2010). Por otro lado, también destaca la significancia relativa que habría ganado en los últimos años de bolivianización, la tasa de las LT en MN a 91 días (ver Anexo 3.1). Cuando esta se elevó a niveles importantes para atraer a inversionistas institucionales²⁴ e individuales, impulsó la colocación de títulos de regulación monetaria del BCB. De esta manera la autoridad monetaria pudo retirar y neutralizar parte importante del excedente de liquidez de la economía.

III.2. Posibles ICF para la economía boliviana

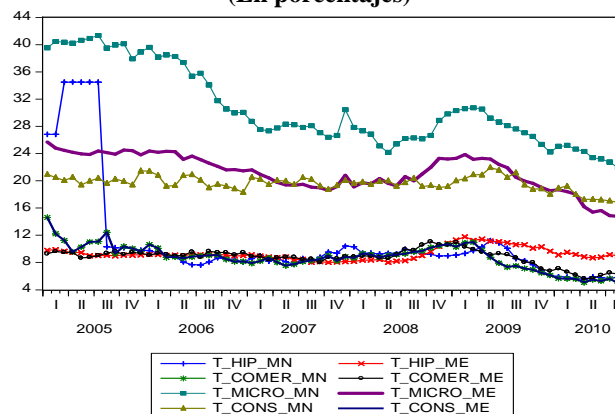
Respecto al segundo componente de nuestro objeto de estudio, de manera inicial se construyó un Índice de Condiciones Financieras Reducido a partir de 2005, mediante un modelo VAR que

²³ El tipo de cambio comenzó a apreciarse nuevamente a partir del 24 de noviembre de 2010.

²⁴ Del sistema financiero.

toma en cuenta solamente la relación de las tasas del sistema financiero (bancario y no bancario) con el crecimiento del producto en el periodo de bolivianización, dado que el mercado de valores no se encuentra lo suficientemente desarrollado. En el gráfico (10) a continuación, se aprecia el comportamiento de las tasas de interés, donde destaca una importante disminución de las mismas a partir del último trimestre de 2008, inducida por el ente emisor como respuesta para atenuar los efectos de la crisis internacional sobre la demanda agregada.

Gráfico 10: TASAS DE INTERÉS DEL SISTEMA FINANCIERO BOLIVIANO (En porcentajes)



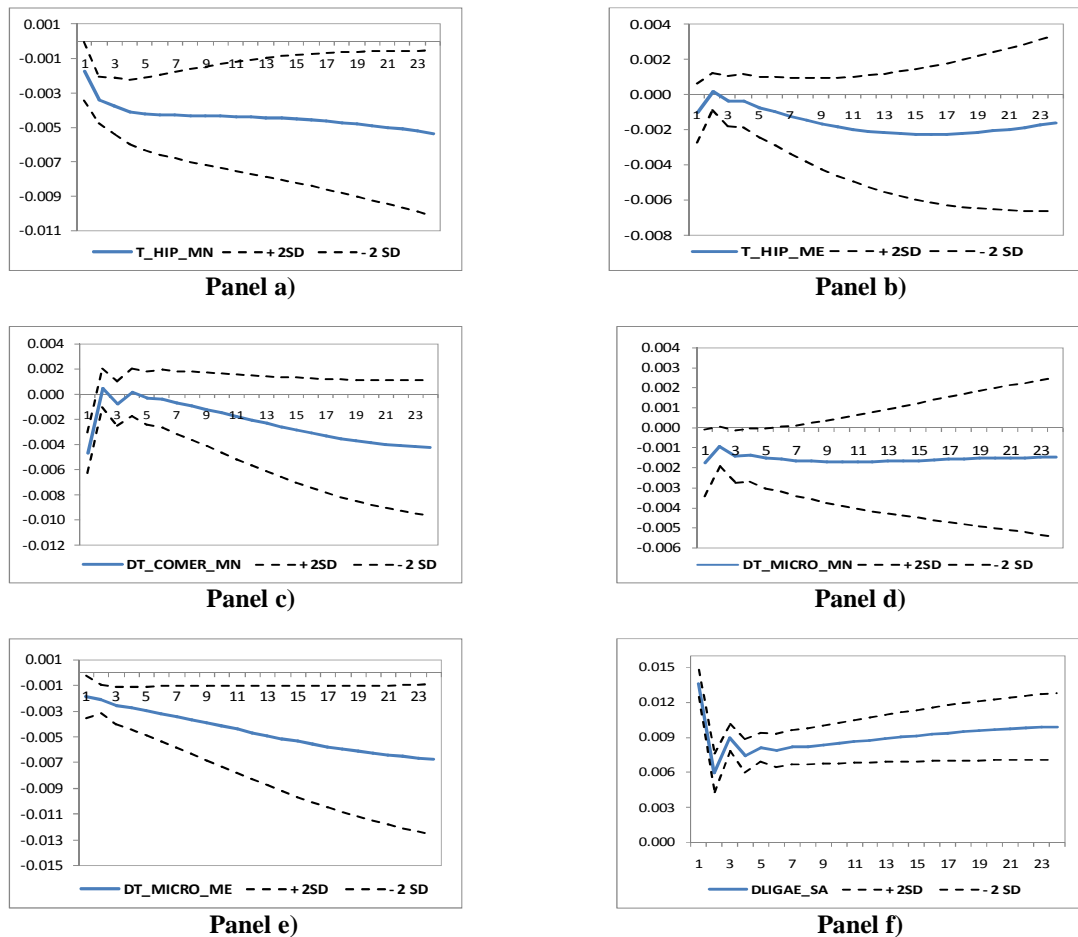
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCB (GEF).

Los resultados de las FIR generalizadas (Gráfico 11), son los esperados, es decir shocks positivos de las tasas de interés del sistema financiero, tienen efecto negativos sobre la evolución posterior del producto. Las FIR son estadísticamente significativas según periodos de tiempo, casi en todos los casos, excepto para la tasa hipotecaria en ME (Gráfico 11, panel b). De esta manera, los ponderadores resultantes, nos permitirán construir un índice robusto. El primer cálculo del índice (ICF reducido), considera las siguientes variables endógenas: el crecimiento del producto aproximado en frecuencia mensual a través del IGAE, la tasa hipotecaria del sistema financiero en MN y ME, la aceleración de la tasa de créditos comerciales en MN y la tasa de microcréditos en MN y ME²⁵. Las ponderaciones encontradas a partir de la estimación de las FIR generalizadas, sugieren pesos relativos de 27% para la tasa hipotecaria en MN, 8 % para esta tasa en ME, 22% para la tasa de de créditos comerciales en MN, 8% para la tasa de microcréditos en MN y un 35%

²⁵ Los ejercicios con la tasa de créditos comerciales en ME y los créditos de consumo nos mostraron resultados contradictorios, por lo cual se decidió suprimirlas del índice. Se tomó las primeras diferencias de todas las tasas (excepto las hipotecarias en MN y ME). Por otro lado, el modelo fue especificado con tres rezagos –de acuerdo a los criterios SC y AIC.

para la tasa en ME (Anexo 4.5). Los resultados se validan comparándolos con el crecimiento del producto y su la evolución cíclica²⁶.

Gráfico 11: RESPUESTA ACUMULADA DEL CRECIMIENTO DEL PRODUCTO ANTE UN SHOCK DE 1 SD DE LA TASA DE HIPOTECARIA EN MN Y ME, TASA DE CRÉDITOS COMERCIALES EN MN, Y LA TASA DE MICROCRÉDITOS EN MN Y ME.



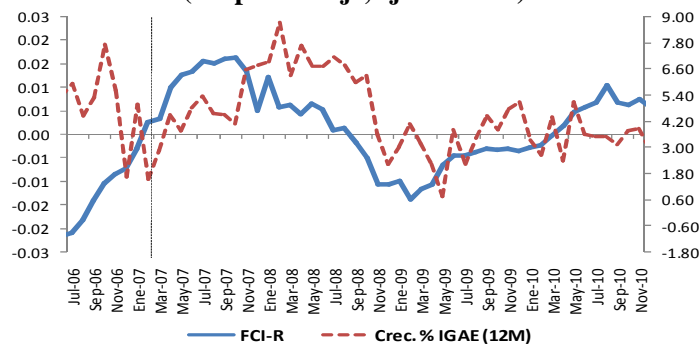
Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado en Eviews.

La representación gráfica del índice reducido (Gráfico 12), denota claramente que éste puede llegar a anticipar la evolución del producto. En efecto, por ejemplo para los años 2007-2008, el índice parece adelantar el crecimiento y la evolución cíclica del producto. Cabe acotar que los leves ascensos en las tasas de interés hipotecarias y de microcrédito en este período, se debieron

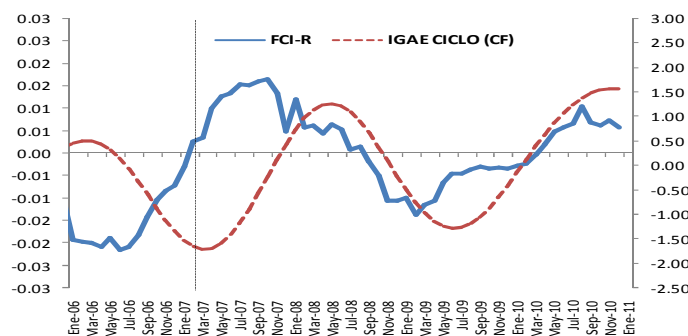
²⁶ El componente cíclico del PIB no es el ciclo económico, pero tiene importancia sustantiva en sí mismo, debido a que generalmente se toma como ciclo de referencia para la caracterización de las fluctuaciones de la economía en su conjunto. Además la señal cíclica puede asociarse con la brecha de producto de la economía, tanto a nivel agregado como sectorial.

al shock de flujos de remesas y de precios de productos de exportación, que incrementaron el ingreso disponible y la demanda agregada.

Gráfico 12: ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS (REDUCIDO), CRECIMIENTO Y EVOLUCIÓN CÍCLICA DEL PRODUCTO (En porcentaje, eje derecho)



Panel a)



Panel b)

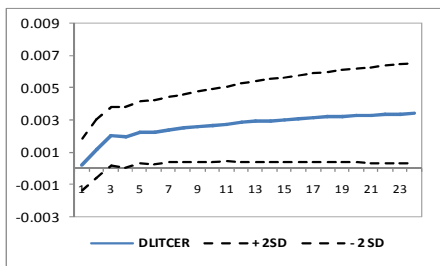
Fuente: Elaboración propia con base a los ponderadores derivados del modelo VAR especificado.

Un segundo ejercicio para el ICF (ICF ampliado), se realizó mediante un modelo VAR que incluye las tasas del sistema financiero boliviano y las variables de política monetaria utilizadas anteriormente para la construcción del ICM, además de la evolución del crédito. De esta manera, las variables endógenas fueron: el crecimiento del producto, la TEA de las LT en MN a 91 días en primeras diferencias, la variación porcentual del ITCER, la tasa hipotecaria del sistema financiero en MN y ME, la aceleración de la tasa de créditos comerciales en MN y la tasa de microcréditos en MN y ME²⁷, y por último el crecimiento de la cratera de créditos del sistema bancario. Los resultados de las FIR generalizadas son los esperados (Gráfico 13), es decir shocks positivos de las tasas de interés del sistema financiero, tienen efecto negativos sobre la evolución

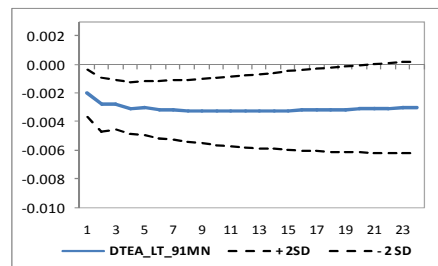
²⁷ Se tomó las primeras diferencias de todas las tasas (excepto las hipotecarias en MN y ME) para lograr la estacionarización de estas variables. Por otro lado, se debe mencionar que el modelo fue especificado con tres rezagos, siguiendo los criterios SC y AIC.

posterior del producto; en cambio shocks de la cartera de créditos tienen efectos positivos de mediano y largo plazo en el producto. Las FIR son estadísticamente significativas según periodos de tiempo, casi en todos los casos, excepto en el caso de la tasa hipotecaria en ME (Gráfico 13, panel d).

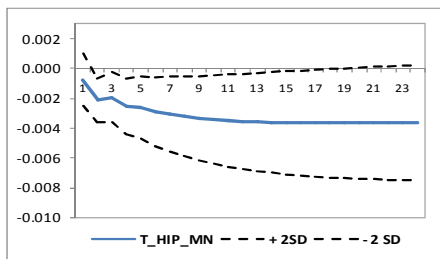
Gráfico 13: RESPUESTA ACUMULADA DEL CRECIMIENTO DEL PRODUCTO ANTE UN SHOCK DE 1 SD DE LA TASA DE LAS LT'S A 91 DÍAS EN MN, VARIACIONES DEL ITCER, LA TASA DE HIPOTECARIA EN MN Y ME, TASA DE CRÉDITOS COMERCIALES EN MN, DE MICROCRÉDITOS EN MN Y ME Y EL CRECIMIENTO DE LA CARTERA EN MN Y ME.



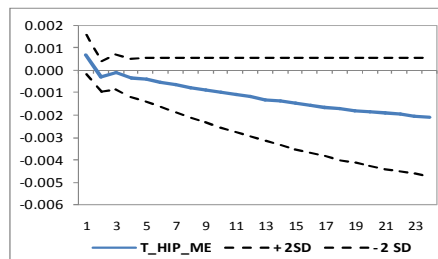
Panel a)



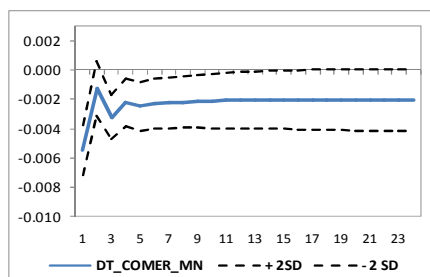
Panel b)



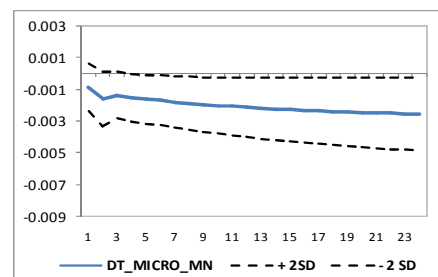
Panel c)



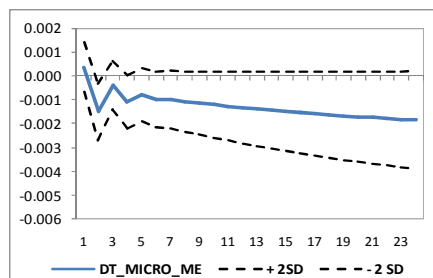
Panel d)



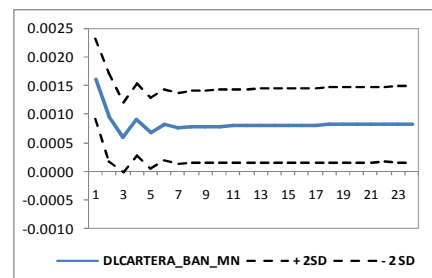
Panel e)



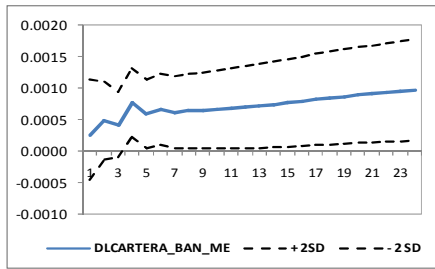
Panel f)



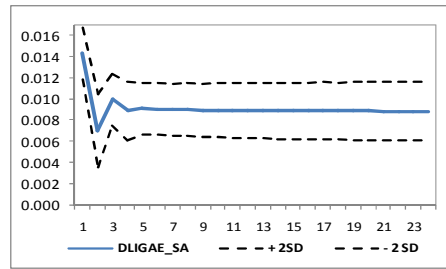
Panel g)



Panel h)



Panel i)



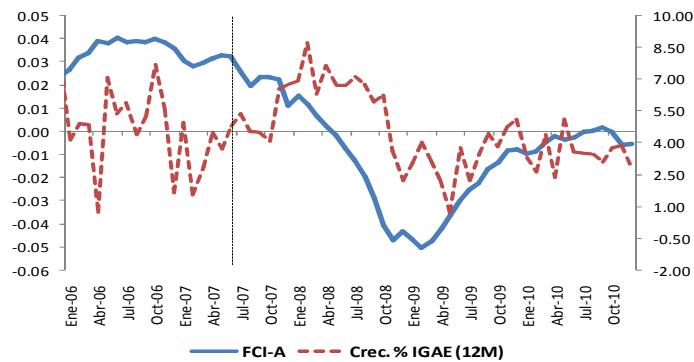
Panel j)

Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado en Eviews.

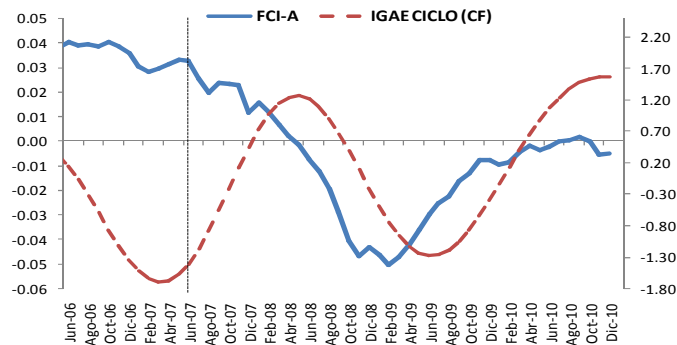
También se observa (Gráfico 13), que el efecto máximo sobre el crecimiento del producto debido a shocks de la tasa efectiva de las LT a 91 en MN y de todas las tasas del sistema financiero, se alcanza recién hasta el sexto mes. Las ponderaciones encontradas a partir de la estimación de sus funciones de impulso respuesta generalizada hasta el mes 24, nos dan pesos relativos de 15% para el tipo de cambio real, 11% para la tasa de las LT a 91 días en MN, 10% para la tasa hipotecaria en MN, 3% para esta tasa en ME, 12% para la tasa de de créditos comerciales en MN, 10% para la tasa de microcréditos en MN y un 24% para la tasa en ME. Por otro lado, el crecimiento de la cartera en MN y ME solo recibieron pesos de 10 y 5%, respectivamente (ver Anexo 4.6).

Gráfico 14: ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS (AMPLIADO), CRECIMIENTO Y EVOLUCIÓN DEL PRODUCTO

(En porcentaje, eje derecho)



Panel a)

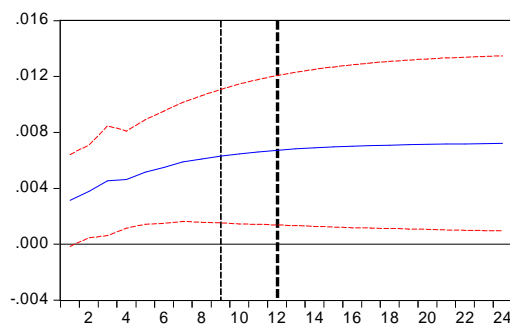


Panel b)

Fuente: Elaboración propia en base a los ponderadores derivados del modelo VAR especificado.

Se observa (Gráfico 14) que el ICF ampliado, es también informativo sobre la futura evolución del producto a partir de mediados del año 2007, por lo que cambios en éste podrían tener efectos estadísticamente significativos sobre el PIB, desde el segundo mes de ocurrido un shock en el índice (Gráficos 15). El rezago de transmisión casi absoluta, se alcanza el noveno mes. Por lo cual, se puede afirmar que existe evidencia empírica de que el efecto de las tasas de interés tiene impacto negativo sobre el producto; en cambio la expansión de la cartera de créditos muestra efectos positivos de mediano y largo plazo. De esta manera el un índice de condiciones financieras para el caso boliviano estaría construido principalmente a partir de la evolución de los tipos de interés del sistema financiero y la evolución de la cartera de créditos tanto en MN como ME.

Gráfico 15: RESPUESTA DEL CRECIMIENTO DEL PRODUCTO ANTE UN SHOCK DE 1 SD DE DEL ICF AMPLIADO



Fuente: Elaboración propia en base a un modelo VAR que incluye al ICF ampliado y al crecimiento del IGAE.

IV. Conclusiones

Todos los ICM construidos resaltan en primera instancia, la respuesta forward looking del ente emisor para periodos de inflación (a doce meses) con niveles menores a los dos dígitos; pues este asume una postura contracíclica ante posibles presiones inflacionarias y cambiarias. En cambio en periodos de escaladas importantes de precios, se observa una respuesta contemporánea y la persistencia de los shocks de política del ente emisor. Todos los índices capturan esta característica, sugiriendo un peso importante de proyecciones en el marco de modelos con coeficientes fijos en la toma de decisiones cuando la inflación alcanza los dos dígitos. En los períodos de persistencia inflacionaria, las condiciones restrictivas señalizadas por los ICM suben de manera paralela con una brecha de inflación positiva, perdurando las primeras de uno a tres meses más que esta última, para luego caer.

Se debe destacar en el ámbito de los mecanismos de transmisión, la mayor importancia que habría adquirido la TEA de las LT en MN a 91 días, como una proxy de tasa de referencia de la autoridad monetaria en los últimos años. Adicionalmente resalta el incremento del peso relativo del tipo de cambio como instrumento para hacer frente a la inflación, sobre todo la de carácter importado. De esta manera, en períodos de elevada inflación el BCB respondió apreciando la moneda nacional, mientras que en períodos cuando esta fue baja, la depreció; tendiendo a favorecer al sector exportador y fomentando de este modo la actividad económica.

Por otro lado, se confirma que el índice de condiciones financieras, es informativo sobre la evolución del producto, pues cambios en el ICF, tienen efectos estadísticamente significativos sobre su crecimiento y evolución cíclica. También se develó que existe evidencia empírica de que los efectos de incrementos de las tasas de interés de microcréditos, hipotecarias y comerciales en MN tienen impactos sostenidamente negativos sobre el producto. En contrapartida la expansión de la cartera de créditos en MN y ME tendría efectos positivos significativos en el mediano y largo plazo.

Referencias Bibliográficas

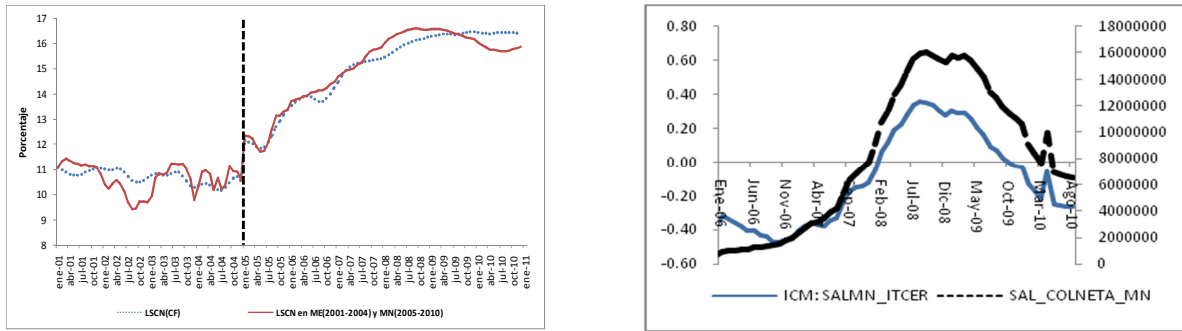
- Batini, N. y K. Turnbull, (2002). “Monetary Condition Indices for the UK: A Survey”, External MPC Unit Discussion Paper Bank of England-1.
- Beaton, K., R. Lalonde y C. Luu, (2009). “A Financial Conditions Index for the United States”, Working Paper Bank of Canada 2009-11.
- Bernanke, B. y I. Mihov, (1998). ‘Measuring Monetary Policy’, Quarterly Journal of Economics, 93(August 1998), pp869-902.
- Cernadas, L.F. y R. Aldazosa, (2010). “Estimación de una Función de Reacción Para la Política Monetaria en Bolivia”, Documento de Trabajo del Banco Central de Bolivia-SOMA-4, septiembre.
- Céspedes, B., E. Lima, A. Maka y M. Mendonça, (2008). “Conditional Forecasts and the Measurement of Monetary Policy Stance in Brazil”, Documento de Trabajo del Instituto de la Investigación Económica Aplicada (IPEA) - 1128, octubre.
- Contreras A., (2009). “Índice de Condiciones Financieras Para la Economía Peruana”, Documento de Trabajo del Banco Central de la Reserva del Perú, noviembre.
- Duguay, P., (1994), ‘Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada’, Journal of Monetary Economics, 33(1) pp39-61.
- Eika, K., H. Ericsson, y R. Nymoen, (1996). ‘Hazards in Implementing a Monetary Conditions Index’, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54(4) pp765-790.
- Ericsson, N. R. y N.V. Kerbeshain, (1997). ‘Monetary Conditions Indexes: A Bibliography with Synopses of Articles’, mimeo, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- Freedman, C., (1996). “The use of indicators and of the monetary conditions index in Canada”, Working Paper Bank of Canada.
- Freedman, C., (2000). Recent Developments in the Framework for the Conduct of Monetary Policy in Canada. Canadian Business Economics. November.
- Gauthier, C., C. Graham y Y. Liu, (2004). “Financial Conditions Indexes for Canada”, Working Paper Bank of Canada 2004-22.
- González, J., W. Gómez Muñoz y R.J. Mesa, (2006). “El índice de condiciones monetarias en Colombia y el perfil de la política monetaria 1998-2007”, Documento de Trabajo del Departamento de Economía, Universidad de Antioquia.
- Goodhart, C. y B. Hoffman, (2001). “Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy”, Working Paper Stanford University-2, February.
- Hataiseree, R., (2000). “The Roles of Monetary Conditions and the Monetary Conditions Index in the Conduct of Monetary Policy: the case of Thailand under the Floating Rate Regime”. Economic Research Department.
- Hatzius, J., P. Hooper, F. Mishkin, K. L. Schoenholtz y M.W. Watson, (2010). “Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis”, American Economic Review.
- Mayes, D G and Viren, M (1998), ‘Exchange rate considerations in a small open economy: a critical look at the MCI as a possible solution’, mimeo presented at the CCBS workshop ‘The choice of Intermediate Monetary Policy Targets in Industrial, Transitional and Developing Economies’, November 18, 1998.
- Mora, R., (2000). “El índice de Condiciones Monetarias en Colombia”, Borradores de Economía, de la Pontificia Universidad Javeriana No. 158, pp.1-47.
- Perea, H. y R. Chirinos, (1998). “El Índice de Condiciones Monetarias y su Estimación Para el Perú”, Documento de Trabajo del Banco Central de la Reserva del Perú, noviembre.
- Rodrigo L, R. Aldazosa y H. Rodriguez (2010). “Respuestas de las Entidades de Intermediación Financiera ante Acciones del BCB. Documento de Trabajo del Banco Central de Bolivia-SOMA.
- Swiston, A., (2008). “A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due”, Working Paper IMF 2008-161.

ANEXOS

ANEXO 1

EVOLUCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS PARA LA ESTIMACIÓN DE LOS DIFERENTES MODELOS Y SUS VALORES DE LARGO PLAZO HALLADOS POR CF

Gráfico A1-1: EVOLUCIÓN DEL SALDO DE COLOCACIONES NETAS EN MN Y ME

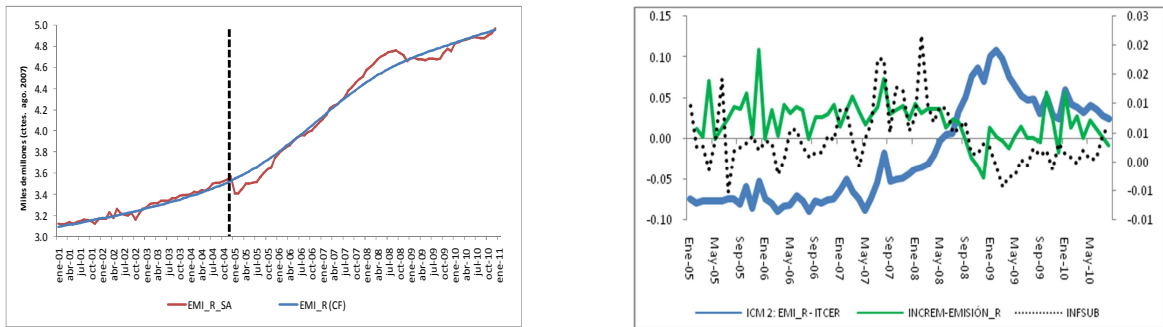


Panel a)

Panel b)

Nota: *Panel a)* Incrementos del logaritmo natural del SCN en ME (2001-2004) y MN (2005-2010) y sus valores de largo plazo por CF. *Panel b)* Eje derecho: SCN en MN (en miles de dólares). Eje izquierdo: ICM-1.

Gráfico A1-2: EVOLUCIÓN DE LA EMISIÓN REAL

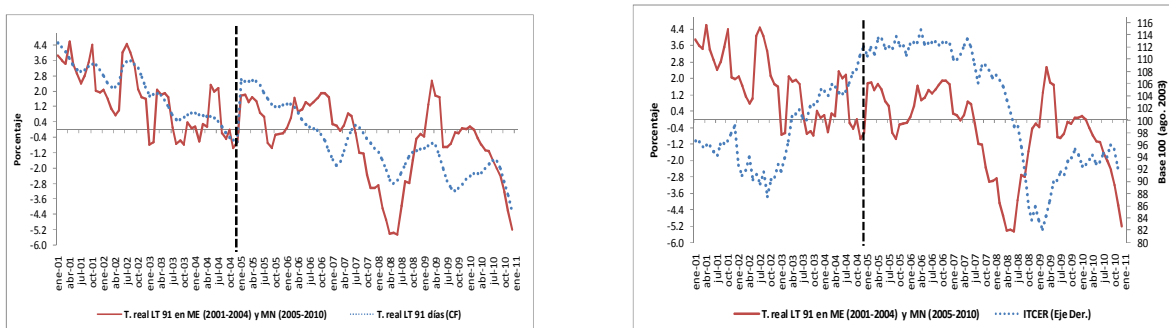


Panel a)

Panel b)

Nota: *Panel a)* Incrementos de la emisión real y sus valores de largo plazo por CF. *Panel b)* Eje derecho: incrementos de la emisión real y la inflación subyacente mensual (en porcentajes). Eje izquierdo: ICM-2.

Gráfico A1-3: EVOLUCIÓN DE LA LA TASA REAL DE LAS LT'S A 91 DÍAS EN MN Y ME



Panel a)

Panel b)

Nota: *Panel a)* Tasa real LT's a 91 días en ME (2001-2004) y MN (2005-2010) y sus valores de largo plazo por CF. *Panel b)* Eje derecho: ITCER. Eje izquierdo: tasa real LT's a 91 días.

ANEXO 2

Cuadro A2-1: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA PARA VARIABLES UTILIZADAS PARA LA ESTIMACIÓN DE LOS DIFERENTES MODELOS

Variables introducidas a cada modelo	Prueba ADF		Prueba P-P		Prueba KPSS	
	Valor ADF	Valor Crit. 5 %	Valor P-P	Valor Crit. 5 %	Valor KPSS	LM-Stat. (al 5%)
DLSCN_MN	-5.384	0.000	-4.757	0.000	0.125	0.146
DLSCN_ME	-5.837	0.000	-5.766	0.000	0.092	0.463
DLEMI_R (1)	-10.242	0.000	-10.220	0.000	0.232	0.463
DLEMI_R (2)	-3.467	0.012	-7.113	0.000	0.478	0.463
TREAL LT91 ME (1)	-2.092	0.038	-1.938	0.051	0.740	0.463
TREAL LT91 MN (2)	-1.958	0.050	-1.946	0.067	0.268	0.463
DTEA LT91 MN (2)	-3.598	0.008	-5.230	0.000	0.147	0.463
DLITCER (1)	-6.411	0.000	-6.405	0.000	0.306	0.463
DLITCER (2)	-5.953	0.000	-5.967	0.000	0.139	0.463
BRECHA IGAE (CF)	-5.323	0.000	-5.438	0.000	0.059	0.463
BRECHA INF(CF)	-3.989	0.003	-1.751	0.402	0.112	0.463
T_HIP_MN	-2.034	0.041	-2.034	0.041	0.518	0.463
T_HIP_ME	-2.602	0.048	-1.857	0.350	0.209	0.463
DT_COMER_MN	-9.932	0.000	-10.017	0.000	0.176	0.463
DT_MICRO_MN	-8.092	0.000	-8.098	0.000	0.100	0.463
DT_MICRO_ME	-9.193	0.000	-9.226	0.000	0.103	0.463
DLCART. BAN. MN	-9.849	0.000	-9.903	0.000	0.102	0.463
DLCART. BAN. ME	-9.066	0.000	-12.518	0.000	0.206	0.463

Notas: Las tres pruebas se especificaron con una constante, excepto las pruebas ADF y PP de la tasa real de las LT'S 91 a días en MN y ME, además de la tasa hipotecaria en MN. La prueba ADF del SCN en MN, se especificó con constante y una tendencia lineal. Inicialmente se halló el logaritmo natural de todas las variables (excepto las tasas) para reducir su volatilidad y buscar una previa estacionarización en varianza, antes de hallar sus primeras diferencias.

ANEXO 3

Cuadro A3-1: TEST DE EXOGENEIDAD EN BLOQUE PARA LAS VARIABLES PARTICIPANTES EN EL MODELO ESPECIFICADO CON LA TASA REAL DE LAS LT'S A 91 DÍAS EN MN (2005-2010) ^{*/}

Dependent variable: BRECHA-IGAE			Dependent variable: BRECHA-INF		
<i>Excluded</i>	Chi-sq	Prob.	<i>Excluded</i>	Chi-sq	Prob.
<i>T_REALLT_91_MN</i>	18.7939	0.0003	<i>T_REALLT_91_MN</i>	1.4292	0.6987
<i>DLITCER</i>	7.5727	0.0557	<i>DLITCER</i>	1.5439	0.6722
<i>BRECHA_INF</i>	1.5638	0.0667	<i>BRECHA_IGAE</i>	15.7447	0.0013
All	25.0496	0.0029	All	21.6006	0.0102
Dependent variable: DLITCER			Dependent variable: T. Real LT 91 MN		
<i>Excluded</i>	Chi-sq	Prob.	<i>Excluded</i>	Chi-sq	Prob.
<i>T_REALLT_91_MN</i>	5.4419	0.1422	<i>DLITCER</i>	13.4153	0.0038
<i>BRECHA_IGAE</i>	5.4525	0.1415	<i>BRECHA_IGAE</i>	6.1192	0.1060
<i>BRECHA_INF</i>	0.7604	0.8589	<i>BRECHA_INF</i>	1.6187	0.6552
All	13.4525	0.1432	All	19.7665	0.0194

*/ VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

ANEXO 4

Tabla A4-1: PONDERACIONES PARA EL ICM-1, SEGÚN LA FIR ACUMULADA DEL MODELO VAR ESPECIFICADO CON EL SCN EN ME (2001-2004) Y MN (2005-2010)

FIR ACUMULADA					REPONDERACIÓN SEGÚN LA FIR ACUMULADA	
Periodo	DLSN ME	DUTCER	BRECHA-IGAE	BRECHA-INF	Part.(%)	Part.(%)
3	-0.0008	0.0006	0.0123	0.0024	0.57	0.43
6	-0.0013	0.0007	0.0131	0.0039	0.65	0.35
9	-0.0014	0.0009	0.0136	0.0055	0.61	0.39
12	-0.0014	0.0010	0.0139	0.0068	0.57	0.43
15	-0.0014	0.0013	0.0143	0.0088	0.52	0.48
18	-0.0014	0.0013	0.0143	0.0088	0.52	0.48
Promedio					0.57	0.43
Razon de ponderadores DLSN ME/DUTCER					1.94	
Razon de ponderadores DUTCER/DLSN ME					0.75	

Panel a)

Panel b)

Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado en Eviews

Tabla A4-2: PONDERACIONES PARA EL ICM-2, SEGÚN LA FIR ACUMULADA DEL MODELO VAR ESPECIFICADO CON LA EMISIÓN REAL

Panel a)

FIR ACUMULADA					REPONDERACIÓN SEGÚN LA FIR ACUMULADA	
Periodo	DEMI_R	DUTCER	BRECHA-IGAE	BRECHA-INF	Part.(%)	Part.(%)
3	0.0019	0.0054	0.0200	0.0003	0.26	0.73
3	0.0019	0.0054	0.0200	0.0003	0.26	0.74
9	0.0028	0.0081	0.0257	0.0036	0.26	0.74
12	0.0038	0.0080	0.0269	0.0052	0.33	0.67
15	0.0038	0.0080	0.0269	0.0052	0.33	0.67
18	0.0038	0.0080	0.0269	0.0052	0.33	0.67
Promedio					0.30	0.70
Razon de ponderadores DLSN ME/DUTCER					0.42	
Razon de ponderadores DUTCER/DLSN ME					2.38	

Panel b)

Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado en Eviews.

Tabla A4-3: PONDERACIONES PARA EL ICM-3, SEGÚN LA FIR ACUMULADA Y DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DEL MODELO VAR CON LA TASA REAL DE LAS LT'S A 91 DÍAS EN MN

FIR ACUMULADA					REPONDERACIÓN SEGÚN LA FIR ACUMULADA	
Per.	T. Real LT a 91 en ME	DUTCER	BRECHA-IGAE	BRECHA-INF	Part.(%)	Part.(%)
3	-0.4551	0.2475	-0.0528	0.9727	0.65	0.35
6	-0.4966	0.2849	-0.0655	1.0720	0.64	0.36
9	-0.4966	0.2886	-0.0672	1.0834	0.63	0.37
12	-0.4976	0.2889	-0.0675	1.0852	0.63	0.37
15	-0.4968	0.2888	-0.0677	1.0857	0.63	0.37
18	-0.4551	0.2475	-0.0528	0.9727	0.65	0.35
Promedio					0.64	0.36
Razon de ponderadores DLSN ME/DUTCER					1.76	
Razon de ponderadores DUTCER/DLSN ME					0.57	

Panel a)

FIR ACUMULADA					REPONDERACIÓN SEGÚN LA FIR ACUMULADA	
Per.	T. Real LT a 91 en MN	DUTCER	BRECHA-IGAE	BRECHA-INF	Part.(%)	Part.(%)
3	-0.0019	0.0018	0.0142	-0.0018	0.51	0.49
6	-0.0099	0.0089	0.0109	0.0027	0.53	0.47
9	-0.0149	0.0121	0.0062	0.0073	0.55	0.45
12	-0.0149	0.0121	0.0062	0.0073	0.55	0.45
15	-0.0149	0.0121	0.0062	0.0073	0.55	0.45
18	-0.0149	0.0121	0.0062	0.0073	0.55	0.45
Promedio					0.54	0.46
Razon de ponderadores DLSN ME/DUTCER					1.17	
Razon de ponderadores DUTCER/DLSN ME					0.85	

Panel b)

Fuente: Elaboración propia en base al modelo VAR especificado.

Tabla A4-4: PONDERACIONES DINÁMICAS PARA EL ICM-4, SEGÚN LA FIR ACUMULADA DEL MODELO VAR ESPECIFICADO CON LA TASA REAL DE LAS LT'S A 91 DÍAS EN MN

Per.	T. Real LT a 91 en ME	DUTCER	BRECHA-IGAE	BRECHA-INF	Peso ponderado FIR según periodo	Reponderación porcentual
i+3	-0.2797	0.0869	0.0013	0.5956	0.17	0.11
i+2	-0.3988	0.2022	-0.0365	0.8493	0.25	0.25
i+1	-0.4551	0.2475	-0.0528	0.9727	0.28	0.31
i	-0.4806	0.2698	-0.0602	1.0308	0.30	0.33
SUMA					1	1

Panel a)

Per.	T. Real LT a 91 en MN	DUTCER	BRECHA-IGAE	BRECHA-INF	Peso ponderado FIR según periodo	Reponderación porcentual
i+3	-0.0005	0.0014	0.0020	-0.0010	0.07	0.16
i+2	-0.0016	0.0021	0.0027	0.0003	0.24	0.24
i+1	-0.0022	0.0024	0.0000	0.0008	0.31	0.28
i	-0.0027	0.0027	-0.0015	0.0015	0.38	0.31
SUMA					1	1

Panel b)

Fuente: Elaboración propia en base al modelo VAR especificado.

Tabla A4-5: PONDERACIÓN DE LAS VARIABLES PARTICIPANTES EN EL ICF REDUCIDO, SEGÚN SUS FIR ACUMULADAS EN EL MODELO VAR ESPECIFICADO

Periodo	Ponderación de las Variables según la contribución de sus FIR acumuladas por periodo (en porcentajes)				
	T_HIP_MN	T_HIP_ME	DT_COMER_MN	DT_MICRO_MN	DT_MICRO_ME
3	17	9	21	16	37
6	17	9	21	16	37
9	18	8	22	15	37
12	18	8	22	15	37
15	18	8	22	15	37
18	18	8	22	15	37
21	18	8	22	15	37
24	18	8	22	15	37

Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado en Eviews.

Tabla A4-6: PONDERACIÓN DE LAS VARIABLES PARTICIPANTES EN EL ICF AMPLIADO, SEGÚN SUS FIR ACUMULADAS EN EL MODELO VAR ESPECIFICADO

Periodo	Ponderación de las Variables según la contribución de sus FIR acumuladas por periodo (en porcentajes)									
	DLITCER	DTEA_LT_9MN	T_HIP_MN	T_HIP_ME	DT_COMER_MN	DT_MICRO_MN	DT_MICRO_ME	DT_MICRO_ME	DT_MICRO_ME	DT_MICRO_ME
3	14	10	10	2	13	12	22	11	6	
6	14	10	10	2	13	12	22	11	6	
9	15	11	10	3	12	10	24	10	5	
12	15	11	10	3	12	10	24	10	5	
15	15	11	10	3	12	10	24	10	5	
18	15	11	10	3	12	10	24	10	5	
21	15	11	10	3	12	10	24	10	5	
24	15	11	10	3	12	10	24	10	5	

Fuente: Elaboración propia en base a los reportes del modelo VAR estimado en Eviews.

ANEXOS 5

JUSTIFICACIÓN DEL USO DEL FILTRO CHRISTIANO & FITZGERALD

La literatura internacional señala al filtro ideal como la metodología que permite extraer el componente de baja frecuencia, sin generar ningún tipo de distorsión en las series resultantes. El filtro ideal *band-pass*, es una transformación lineal de los datos que deja intactos los componentes de éstos dentro de una banda específica de las frecuencias y elimina los demás componentes. Para la representación del filtro ideal, se considera la descomposición del proceso estocástico, x_t :

$$x_t = y_t + \bar{x}_t \quad (\text{A5.1})$$

Donde:

y_t : es el componente tendencial

\bar{x}_t : es el componente cíclico

El cálculo del componente tendencial de las series se lo realiza mediante el método de promedios móviles²⁸, con lo que la representación de y_t es:

$$y_t = B(L)x_t \quad (\text{A5.2})$$

Donde B(L) es el filtro ideal:

$$B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j \quad (\text{A5.3})$$

²⁸ El método de promedios móviles suaviza el comportamiento de las series ponderando los valores pasados y futuros a través de la Transformación de Fourier

Entonces el término L representa el operador de rezagos y los B_j 's son los ponderadores ideales de promedios móviles infinitos obtenidos a través de una Transformación de Fourier.²⁹ La limitación práctica de este filtro es que requiere un número infinito de observaciones de x_t , por lo que algún tipo de aproximación es necesaria. Por otro lado, Christiano y Fitzgerald (1999) desarrollaron una aproximación al filtro ideal band-pass, la cual busca minimizar la esperanza cuadrada del error entre el filtro ideal, y_t , y el filtro estimado, \hat{y}_t , dada una serie x , escogiendo para ello los ponderadores óptimos en función a este objetivo:

$$E[(y_t - \hat{y}_t)^2 | x] \quad \text{para} \quad x \equiv [x_1, \dots, x_t] \quad (\text{A5.4})$$

El filtro es aplicable a dos tipos de procesos de x . El primero, se da cuando x es estacionario con media cero. Si los datos tienen media diferente a cero o son estacionarios entorno a una tendencia se asume que la media o tendencia fueron removidas previamente. El segundo caso, por otra parte, se da cuando los datos presentan raíz unitaria, es decir, cuando $x_t - x_{t-1}$ es estacionario con media cero. Asimismo, si los datos tienen una media distinta a cero se supone que ésta ha sido removida.

De esta manera, una aproximación óptima al filtro ideal precisa el conocimiento de la representación real de la serie de tiempo de x_t . Sin embargo, en la práctica esta representación no es conocida por lo que tiene que ser estimada. Para series macroeconómicas estándar, el filtro Christiano y Fitzgerald (CF) supone que las series son generadas por un proceso de paseo aleatorio puro³⁰. La idea subyacente detrás del filtro CF, es que dado un número finito de observaciones, la estimación de y_t se basa en la proyección lineal de todos los datos disponibles x_t . La mejor estrategia en la estimación de $y_1, y_2, y_3, \dots, y_t$ es utilizar un filtro distinto para cada periodo, en función a los valores de los rezagos y adelantos del filtro.³¹

Entonces, para un número de observaciones dado, no es posible construir ponderadores finitos que sean iguales a los ponderadores ideales infinitos en todo el dominio de la frecuencia ω . Estas funciones sólo pueden aproximarse en algunos subintervalos, pero al costo de sacrificar precisión en otros. Esto involucra una disyuntiva al momento de elegir un esquema de ponderaciones que asigne mayor importancia relativa a determinados intervalos en la construcción de los ponderadores óptimos. El criterio de optimización del filtro CF escoge los ponderadores muestrales de manera que éstos se aproximen a los ponderadores ideales para valores dentro del rango de las frecuencias que se pretenden extraer, y se alejen fuera de éstos. Por lo tanto, este filtro, al permitir la no-estacionariedad en las series y la asimetría en las ponderaciones, incorpora información relevante de x en la estimación de \hat{y}_t , lo que representa una ganancia importante, especialmente, al momento de minimizar la distancia métrica de la ecuación, ganancia que es superior a la pérdida experimentada por la falta de precisión en el conocimiento de la representación real de las series económicas.

²⁹ La Transformación de Fourier consiste en transformar una serie de tiempo en una función compleja de una frecuencia específica ω . Dada ésta función compleja, se puede recuperar la serie original a través de la Transformación de Fourier Inversa.

³⁰ Es decir, que las series no presentan drift o que éste fue removido previamente.

³¹ Una de las características del filtro CF es que permite que los valores de los rezagos y adelantos varíen en función al tiempo, lo que implica que las ponderaciones de este filtro son independientes entre sí.