

Trabajo de investigación monográfica

Licenciatura en Economía

(Plan 1990)

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya.

Facultad de Ciencias Económicas y Administración

Universidad de la República Oriental del Uruguay

Diciembre 2008



Pablo Aguirregaray

CI: 3.478.158-3

Rodrigo Giménez

CI: 3.275.351-8

Gonzalo Tellez

CI: 3.874.247-6

Tutor Orientador: Nelson Noya

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya¹.

Pablo Aguirregaray

Rodrigo Giménez

Gonzalo Tellez

¹ Quisiéramos agradecer la información brindada por Elizabeth Bucacos, Gerardo Licandro, Jorge Basal y Gabriela Mordecki para la elaboración de la presente investigación. A los profesores del área de econometría de facultad Adrián Fernández, Ana María Teja y Matías Piaggio por las sugerencias y aportes brindados, y en especial a la profesora Silvia Rodríguez Collazo del Instituto de Estadística. Muy especialmente agradecemos a nuestras familias, sin las cuales no hubiese sido posible realizar el presente trabajo de investigación monográfico.

RESUMEN

Las condiciones en los mercados monetarios constituyen, en el corto y mediano plazo, un condicionante importante de las decisiones de gasto de los agentes y, por consiguiente, de la evolución en el ritmo de actividad económica y la inflación. De ahí la preocupación por diseñar indicadores apropiados de dichas condiciones, especialmente tras los problemas que han tenido los agregados monetarios y la tasa de interés de corto plazo, para reflejar el grado de restricción monetaria en economías comercialmente abiertas y financieramente integradas.

La economía uruguaya, al igual que varias economías de la región, posee la característica de ser una economía pequeña y abierta. A eso se adiciona la existencia de un importante peso de los bienes transables dentro de la canasta de bienes de consumo, determinando que las fluctuaciones de los mercados de dichos bienes afecten a la determinación del índice de precios al consumo (IPC). Por su parte, también se posee libre movilidad de capitales y una economía altamente dolarizada, dando un entorno en el cual las diferentes políticas económicas e instrumentos internos están fuertemente condicionados por la coyuntura externa.

Por estos motivos, es que algunos analistas y bancos centrales de países con las características antes mencionadas, han comenzado a utilizar indicadores que son una combinación lineal de tasas de interés y tipo de cambio en términos reales, buscando reflejar las condiciones monetarias expansivas, contractivas o neutras de las acciones de política económica. De este modo, es que aparecen estos indicadores a los que se conocen como Índices de Condiciones Monetarias (ICM), que en términos generales son contruidos como una media ponderada del tipo de cambio y una tasa de interés de referencia. En el presente trabajo se realiza una estimación de un ICM para el caso de la economía uruguaya, demostrando que sus componentes mantienen una relación de largo plazo, y son útiles para el seguimiento y el control de la estabilidad de los precios y la producción de manera conjunta.

ÍNDICE

1.- Introducción	5
2.- La política monetaria-cambiaria	8
2.1.- Mecanismos de transmisión de la política monetaria	10
2.1.1.- Canal de tasa de interés	11
2.1.2.- Canal de tipo de cambio	11
2.1.3.- Canal de Crédito	12
3.- El Índice de Condiciones Monetarias	13
3.1.- Fundamentos para la construcción del ICM.....	15
3.2.- Antecedentes teóricos y de modelización del ICM.....	16
3.3.- Antecedentes de aplicación y estimación del ICM	21
4.- Marco teórico	25
4.1.- Equilibrio general de la economía.....	25
4.2.- Costos de menú y rigidez real	37
5.- Estrategia empírica	39
5.1.- Determinación del orden de integración de las series	42
5.2.- Estimación del VECM para el ICM	43
5.2.1.- Análisis de cointegración en los parámetros	44
5.2.2.- Prueba de exogeneidad débil de los parámetros	48
5.3.- Función de impulso respuesta (FIR)	49
6. Conclusiones	51
Bibliografía	52
Anexo Metodológico [A]	56
Anexo Metodológico [B]	60
Anexo Estadístico [A]	62
Anexo Estadístico [B]	68
Anexo Estadístico [C]	105

1. Introducción

Todo intento por controlar la inflación y mantener la estabilidad del producto posee como fundamento la obtención del menor costo social ante cualquier cambio de las condiciones de la economía.

En tal sentido y siguiendo con lo que plantean Mishkin y Savastano (2000) “la experiencia en nuestro continente en materia de política monetaria no ha sido feliz. Las economías de la región han pasado por episodios de extrema inestabilidad monetaria que les han hecho pasar de episodios de muy elevada inflación, a periodos de fugas de capitales en gran escala e incluso a crisis en los sistemas financieros”. Así es que estos autores recomiendan la revisión de los enfoques de estrategias de política, examinando si éstos restringen de manera adecuada o no la discrecionalidad de los responsables de la elaboración de la política monetaria. En este sentido, es que se señalan los tres esquemas de estrategias de políticas monetarias posibles para América Latina:

- en primer término, la utilización de estrategias de *vínculo cambiario rígido*
- en segundo término, estrategias basadas en la *determinación de agregados monetarios*
- y por último, estrategias de *metas de inflación*

Las estrategias basadas en sistemas de tipo de cambio con vínculo rígido son de fácil monitoreo, reducen el riesgo de tasas de interés, establecen un mecanismo de ajuste automático que limita la inconsistencia temporal de la política y tienen en el tipo de cambio un mecanismo de transmisión muy directo con la inflación para economías abiertas y con alto peso del sector transable. En contrapartida, cuentan con la deficiencia de que estos regímenes dejan poco margen de acción a la política monetaria interna y limitan las posibilidades de la autoridad monetaria de actuar como prestamista en última instancia. Por su parte, los hechos estilizados, tal como lo plantean Mishkin y Savastano, muestran que este tipo de estrategias en economías con mercados financieros pocos desarrollados y altamente vulnerables, acaban en el largo plazo con una apreciación del tipo de cambio real, el deterioro del saldo de la balanza de pagos y como broche final con el colapso del sistema financiero y de la pauta cambiaria.

El segundo grupo de estrategias de política monetaria, si bien es recomendado para economías abiertas en un marco de globalización, cuenta con dos dificultades: (I) en primera instancia, la evidencia empírica muestra que este tipo de esquemas comienzan con una recesión, por lo que son pocos los hacedores de política que están dispuestos a asumir estos costos inicialmente; (II) en economías altamente dolarizadas, como el caso uruguayo, siguiendo lo que sostienen Baliño, Bennett y Borensztein (1999), se posee un bajo grado de monetización, por lo que es dificultoso controlar la cantidad de dinero existente cuando la base monetaria es baja en relación a una definición de dinero amplia del tipo M3, o sea, sumando a la habitual M2 los depósitos en moneda extranjera.

Por último, se llega a las estrategias de metas de inflación. Estas estrategias, que son también recomendadas para economías globalizadas, suponen la fijación de un objetivo intermedio sobre las expectativas de inflación de los agentes. Por su parte, en la recomendación que el Fondo Monetario Internacional realiza para la implementación de este tipo de estrategias, hay un primer limitante que es la necesidad de un Banco Central transparente, independiente y técnicamente bien dotado, y la existencia de mecanismos legales de responsabilidad tal como lo establece Green (1996). Asumiendo que todo esto se cumpliera, de todos modos se presenta una segunda gama de problemas. Siguiendo a Ball (1998), en economías pequeñas y abiertas las estrategias de metas de inflación tradicionales someten al producto a una fuerte inestabilidad. Por consiguiente, una posible solución para esto es incorporar a estas estrategias de determinación de precios, el canal de transmisión del tipo de cambio. *En este marco es que aparecen los ICM dentro de las estrategias de determinación de precios, incorporando el tipo de cambio a los instrumentos de política, de modo de obtener una regla que contemple en mayor medida las necesidades de economías pequeñas, abiertas y sujetas a shocks de movimientos de capitales, dando así una mayor estabilidad a la producción.*

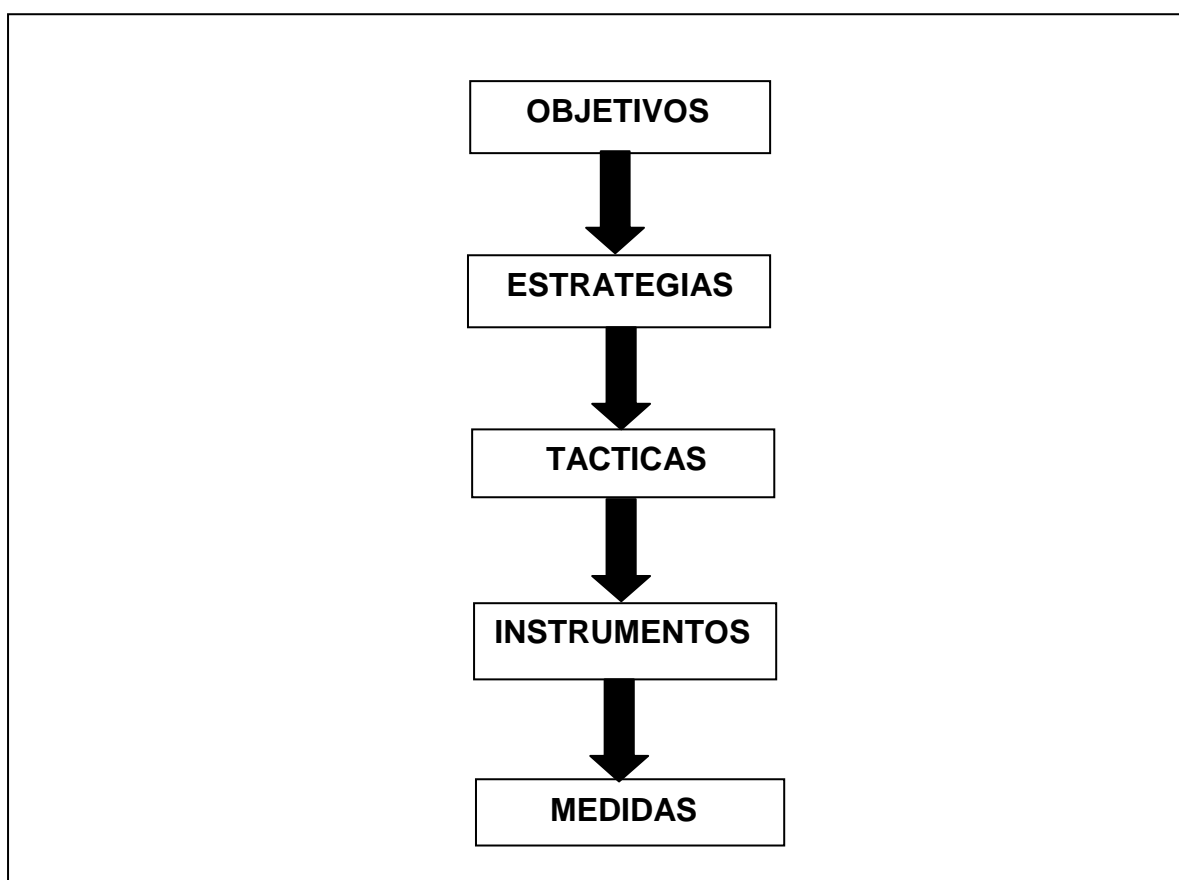
Ball (1998) dice al respecto que *“Los modelos de economías cerradas apoyan el uso de metas de inflación, pero yo argumento que las economías abiertas son diferentes. Para estabilizar la medida de inflación usada como meta debe ser ajustada para excluir los efectos transitorios de las fluctuaciones del tipo de cambio... Los modelos de economía cerrada apoyan el uso de <<reglas de Taylor>>, que relacionan las tasas de interés con la inflación y el producto. En economías abiertas, tales reglas deben ser modificadas para incluir al tipo de cambio”*. A esto apuntan los ICM; a la búsqueda de una versión de la regla de Taylor adaptada para economías pequeñas, abiertas y sujetas a shocks, que incorpore el tipo de cambio de manera de mantener la inflación estable con

una menor volatilidad en el producto generada por movimientos en la tasa de interés en economías con gran movilidad de capitales.

El trabajo se estructurará de la siguiente forma: en el capítulo 2 se realiza una breve introducción a la política monetaria y sus canales de transmisión, en el capítulo 3 se presentará el ICM y sus antecedentes teóricos y prácticos, en el capítulo 4 se expondrá el marco teórico en el cual se llevará adelante el análisis empírico, en el capítulo 5 se desarrollará la estrategia empírica y por último se expondrán las conclusiones finales.

2. La política monetaria-cambiaria

Para ubicar el surgimiento de los ICM, un primer paso es describir en qué forma funciona la política monetaria-cambiaria, lo cual se puede diagramar mediante el siguiente esquema :



Los objetivos constan de una meta que se desea obtener sobre una variable, la cual debe ser un precio o stock relevante de la economía o una combinación de ellos. Pueden ser por ejemplo: el crecimiento económico, la estabilidad en los precios, el crecimiento del empleo, el incremento de las reservas, etc. En líneas generales se pueden dividir de la siguiente manera:

- *Objetivos estructurales o de largo plazo*
- *Objetivos básicos*, que son aquellos que proporcionan un marco de estabilidad para que los objetivos estructurales puedan funcionar mejor. A su vez, estos objetivos, pueden ser

también clasificados en objetivos de *equilibrio interno* (como, por ejemplo, la estabilidad de precios o una baja volatilidad de PBI) y de *equilibrio externo* (como pueden ser objetivos sobre las reservas internacionales o de estabilidad del tipo de cambio).

En tal sentido, un tema vinculado a las estrategias de la política monetaria es si se fijan metas intermedias o metas finales. Las metas intermedias se plantean cuando el objetivo que se busca no representa un fin en si mismo, sino que se busca porque está fuertemente correlacionado con la consecución de otro objetivo final.

Para alcanzar los objetivos que se plantea la política monetaria, se necesitará de una serie de instrumentos y que cada uno de ellos guarde una relación particular con el objetivo que se desea alcanzar. De este modo, siguiendo el Principio de Tinbergen, se podrá alcanzar tantos objetivos como número de instrumentos independientes tenga a disposición la política económica. Por su parte, a esto también debe agregarse lo que sostiene el Principio de la Efectiva Clasificación de los Mercados de Mundell, acerca de que el Principio de Tinbergen es una condición necesaria pero no suficiente, puesto que además de tener un instrumento independiente para cada objetivo de política que se desee concretar, debe aplicarse a cada objetivo el instrumento más eficaz.

Por lo tanto, la política monetaria para poder alcanzar un objetivo, debe disponer de instrumentos los cuales, a su vez, cada uno de ellos debe ser un precio o stock relevante de la economía. De manera general, los tres instrumentos preferidos por la política monetaria-cambiaria están dados por:

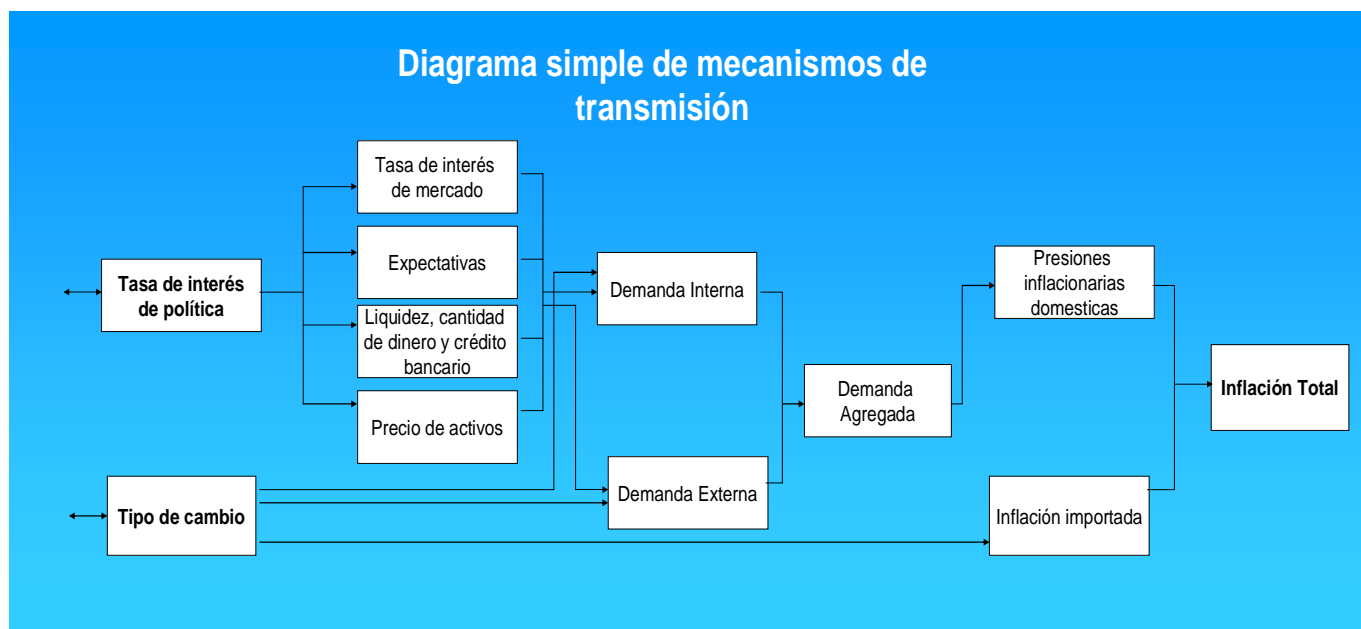
- Manejar la cantidad de dinero
- Manejar la tasa de interés
- Manejar el tipo de cambio

Por último, otro tema importante y que está fuertemente vinculado con la relación entre instrumentos y objetivos y con lo que plantea el Principio de Mundell, es la definición de los canales de transmisión de la política monetaria-cambiaria. Lo que implica el estudio de estos canales, es ver en que manera la política monetaria-cambiaria genera impulsos que terminan afectando a la determinación de los valores de precios o cantidades de la economía de modo de lograr un objetivo; es ver cual es el camino por el que este proceso funciona.

2.1. Mecanismos de transmisión de la política monetaria

Como se menciona de manera introductoria en el apartado anterior, la política monetaria intenta a través de la utilización de instrumentos, afectar variables que son objetivos. Para que esto sea posible, el movimiento del instrumento puede, o bien transmitirse a través de una vía directa hacia la variable objetivo, o bien afectar una meta intermedia primero, para que luego ésta afecte la variable objetivo.

Siguiendo lo que plantea Walsh (2003), se identifican al menos tres canales básicos de transmisión de la política monetaria que son: el canal de tasa de interés, el canal de tipo de cambio y el canal de crédito. Cada uno de los canales hace referencia al instrumento a utilizar por la autoridad monetaria para incidir sobre la variable objetivo de política; por lo que no se puede hablar de un solo canal sino de varios canales de transmisión asociados a la utilización de cada instrumento. A su vez, ésta forma de clasificación de los canales de transmisión de la política monetaria-cambiaria no es única ni exhaustiva, dado que existen diferentes y diversas formas de clasificar estos canales según el autor que se esté tomando por referencia.



2.1.1. Canal de tasa de interés.

Siguiendo nuevamente a Walsh (2003), el canal de tasa de interés actúa sobre la demanda agregada por al menos tres vías:

- En primer término, desde las tasas de interés que controla la autoridad monetaria, incidiendo sobre las tasas de interés activas y pasivas de diferentes plazos que maneja el sistema financiero.
- En segundo término, se afecta a partir de estas tasas a la demanda agregada y el nivel de actividad económica.
- Por último, actúa sobre la brecha de producto y las expectativas de inflación, transmitiendo estos efectos sobre el nivel general de precios. Esto se produce a través del incremento del costo de adquisición de nuevos activos reales, afectando negativamente la comercialización de los mismos y finalmente su producción.

2.1.2. Canal de tipo de cambio

En una economía abierta la importancia del tipo de cambio como canal de transmisión del aumento de los precios se vuelve crucial. Esto se refleja en primer término y de manera más elocuente en la demanda de importaciones, tanto la del país como la proveniente del resto del mundo. Por su parte, el sector exportador también se ve afectado por los movimientos en el tipo de cambio real, por la vía de los precios de los bienes importados de utilización intermedia.

Por otro lado, las variaciones en el tipo de cambio también se ven reflejadas en la demanda de importaciones en el ámbito local. Esto se debe a que, si bien ello se cumple con cierto rezago, se produce una variación en las preferencias y decisiones de consumo de los agentes. Por su parte, desde el lado de la oferta, ésta misma variación va generando un efecto rezagado sobre la estructura de costos de los bienes que se producen, de modo que el efecto de la modificación de las expectativas de la tasa de cambio, puede dar como resultado modificaciones en la riqueza neta de la economía, generando variaciones en el nivel general de precios.

Por tanto, se puede sintetizar los efectos del tipo de cambio sobre la inflación diciendo que estos se canalizan por dos vías fundamentalmente: (i) en primer término, por

las modificaciones que los movimientos en el tipo de cambio generan sobre las decisiones de ahorro y consumo de los agentes, (ii) y en segundo lugar, por los efectos que se producen al interior del sector exportador-importador de cada país.

2.1.3. Canal de crédito.

Siguiendo lo que plantean Bernanke y Gertler (1995), este canal opera mediante la discrepancia o premio que puede presentarse entre el costo de los fondos de financiamiento que se obtienen externamente a la empresa y el costo de los fondos que se obtienen internamente. Este mecanismo de transmisión refleja la situación que se da entre prestatarios y prestamistas, en donde el prestatario posee claramente mejor información acerca de su capacidad e intención de pago, lo que da lugar a un aumento de costos de monitoreo vinculado al riesgo moral y las asimetrías de información.

La política monetaria, además de afectar las tasas de interés, puede afectar también el *premio por financiarse externamente* mediante los llamados mecanismos de Crédito Bancario y Hoja de Balance.

El primero de los mecanismos lo que nos dice es que la autoridad monetaria puede actuar de manera de reducir los depósitos del sistema bancario, y a la vez disminuir el crédito y otros activos del sistema financiero, con lo cual se reduce el premio por financiarse externamente, y con ello la inversión y el nivel de demanda agregada en la economía.

En el segundo de los mecanismos, lo que se establece es que cuanto menores son las garantías al momento de otorgar un crédito, menor es la riqueza neta que se genera por las acciones de otorgarlos. Este tipo de acciones, en las cuales los bancos comprometen una parte de su patrimonio al prestar fondos, implica asumir mayores riesgos, lo cual se traduce en tasas de interés más altas, elevando el *premio por financiarse externamente*.

3. El Índice de Condiciones Monetarias.

Ante las dificultades que poseen algunas economías para determinar en qué medida los movimientos del tipo de cambio son producidos por movimientos autónomos (no inducidos por la autoridad monetaria) y en la búsqueda de subsanar la insuficiencia de la tasa de interés de corto plazo para actuar sobre las condiciones monetarias, es que se estila la creación de un indicador que refleje la evolución de dichas condiciones.

De esta manera es que, siguiendo con lo que plantea Ball (1998): “Muchos países han adoptado un esquema de fijación de metas de inflación como su marco básico de política. Ellos han intentado diferentes técnicas para lograr sus metas inflacionarias, por ejemplo, en lo que se refiere al instrumento de política. La mayoría de los bancos centrales usan una tasa de interés de corto plazo como instrumento, pero algunos han experimentado con << Índices de Condiciones Monetarias >>, basados tanto en la tasa de interés como en el tipo de cambio”. De este modo es que el ICM aparece como una adaptación de las reglas de política monetaria estándar para economías pequeñas, abiertas y sujetas a shocks externos, que tienden al control de la inflación y a la estabilidad del producto, incluyendo un instrumento adicional de política como es el tipo de cambio sumado a la utilización de las tasas de interés de corto plazo. En la práctica, esta adaptación se realiza a través de la suma ponderada de dichos instrumentos.

Siguiendo a Caballero, Martínez Pagés y Sastre (1997) a los ICM se les pueden dar por lo menos tres posibles usos:

- a) Como medida resumen de la evolución de las condiciones monetarias y financieras de una economía en un periodo de tiempo.
- b) Como objetivo operativo de la política monetaria.
- c) Como indicador adelantado.

La primera de las utilidades tiene que ver con el hecho de que, para un banco central es importante disponer de indicadores que aporten información sobre el efecto potencial de las medidas de políticas económicas y su adecuación a los objetivos planteados. Si bien en principio parece evidente el sentido y la intensidad de las medidas que el banco central adopta, en ocasiones el desarrollo simultáneo de diversas políticas tiene un efecto neto que resulta incierto, como consecuencia del efecto contrapuesto que ejercen las medidas sobre los canales de transmisión. Además, la utilidad que tiene este

índice como medida resumen es que la interpretación del mismo es clara: si el ICM aumenta es porque las condiciones se han hecho más restrictivas; bien porque aumenta tanto el tipo de interés real como el tipo de cambio real, o bien porque el aumento de uno de ellos compensa la disminución del otro, y viceversa en caso de disminución.

El *ICM* como objetivo operativo implica el seguimiento de una regla de política determinada ante la definición de una meta de inflación a mediano plazo. De este modo “Se trata, pues de un esquema en dos etapas: primero se fija la senda del ICM compatible con el objetivo final de la política monetaria y después se fijan los instrumentos monetarios de forma que se alcance la senda óptima del ICM fijada en la etapa anterior. Es decir, que el ICM actúa, en alguna medida, como objetivo intermedio entre el objetivo final y los instrumentos bajo control directo de la autoridad monetaria”². No se trata estrictamente de un objetivo intermedio porque, en primer lugar no existe una justificación teórica para la existencia de una relación estable a mediano y largo plazo entre el ICM y el nivel de precios de la economía. En segundo lugar, mientras que el ICM es un objetivo de corto plazo, dado que su evolución depende del movimiento de las restantes variables de la economía, los objetivos de cantidad de dinero, por ejemplo, suelen ser anuales.

Por último, el índice como indicador adelantado corresponde interpretarlo como una variable que en su evolución presente posee información relevante sobre variables futuras a controlar. Por lo tanto, dicho indicador es eficaz para realizar predicciones sobre el comportamiento futuro y responder a las desviaciones de objetivos planteados. Para que cumpla esta función, el índice debe recoger adecuadamente el efecto sobre la variable a controlar y que los resultados no sean sesgados por factores externos, distorsionando el vínculo entre las variables a considerar.

La intención de este trabajo será entonces, utilizar al ICM como un indicador operativo de política, partiendo de la consideración del mismo como dentro de las estrategias de política monetaria-cambiaría de metas de inflación.

² Caballero, Juan Carlos; Martínez Pagés, Jorge; Sastre, María Teresa; “La utilización de los índices de condiciones monetarias desde la perspectiva de un banco central”, pág. 14, Banco de España – Servicios de estudios, Documento de trabajo nº 9716.

3.1. Fundamentos para la construcción del ICM

La importancia de este tipo de índices dependerá en última instancia de la confianza que se tenga sobre la fiabilidad de las ponderaciones utilizadas en su construcción, de la importancia relativa de las otras variables financieras y de la sensibilidad a otras especificaciones diferentes. Por su parte, el interés en la construcción de un índice de estas características, está en el disponer de una serie de indicadores que aporten al Banco Central, información sobre el efecto probable de una serie de medidas de política monetaria ha ser tomadas.

La dificultad de la construcción de un indicador como el propuesto, radica en que en muchas ocasiones los bancos centrales toman medidas diversas de las cuales resulta difícil obtener el efecto específico de cada una.

En este sentido la necesidad de construir indicadores fiables de los efectos de la política monetaria llevaron a Brunner y Meltzer (1967) a desarrollar el siguiente índice:

$$ICM = \frac{du}{dy_1} \left(\frac{dy_1}{dx} \right) + \frac{du}{dy_2} \left(\frac{dy_2}{dx} \right)$$

donde u constituye la función de utilidad social, y_1 y y_2 constituyen variables endógenas y x es el vector de variables que reflejan el conjunto de operaciones de política monetaria.

De la presentación del indicador se deduce que para ello resulta necesario la estimación de una función de utilidad social, de la cual deberá obtenerse además las ponderaciones de las variables mediante las cuales se instrumentan las decisiones de política económica. Estos autores defendían esta propuesta con el argumento de que era posible conocer estas variables con bastante precisión utilizando una estrategia de construcción que minimizase el grado de conocimiento requerido sobre la economía.

De todos modos, y más allá de esta primera y breve presentación introductoria, los ICM en la actualidad distan mucho de lo que Brunner y Meltzer (1967) concibieron. De acuerdo con los nuevos enfoques, los ICM lo que pretenden ser es indicadores de las condiciones monetarias efectivas que afectan a una economía, las cuales pueden estar generadas tanto en decisiones de política económica, shocks exógenos o por las propias

fluctuaciones de algunas variables en la economía como tipo de cambio y tasas de interés ante movimientos en el nivel de precios y nivel de actividad.

Dado que la construcción del índice no se desarrolla con una única variable sino con varias, él mismo estará conformado por la suma de los efectos parciales de los instrumentos de la política con respecto a sus objetivos. Por tanto, las etapas en la construcción del índice serán las siguientes:

- ☞ En primer término, la elección de las variables a incluir. Como ya se mencionó, las variables a ser elegidas deberían ser aquellas que se considere que es razonable que influyan sobre las condiciones monetarias de la economía, las cuales normalmente son el tipo de cambio y la tasa de interés. También podrían incorporarse otras variables que incidan razonablemente de acuerdo a la situación de cada país como por ejemplo la situación fiscal. A su vez, otra interrogante que se plantea, es la de si incluir variables reales o nominales. En este sentido es que puede afirmarse que para períodos cortos resulta útil la inclusión de variables en términos nominales, dado que resulta raro que el índice de precios al consumidor y la inflación presenten grandes fluctuaciones en el corto plazo.
- ☞ En segundo término, determinar como se van a incorporar dichas variables y la asignación de la ponderación. Este procedimiento se hace normalmente tomando en primera instancia un período que se considera como base, sobre el cual se calculan las desviaciones en porcentaje o en diferencia. La primera de las formas se utiliza habitualmente para el tipo de cambio y la segunda para las tasas de interés. Sobre la forma de asignar las ponderaciones, lo que se puede decir es que no hay una fácil respuesta en torno a este tema; en el caso de algunos países, como Suecia o Canadá, esta asignación se realiza en base a los efectos sobre la demanda agregada. También es de importancia en esto último los efectos sobre la dinámica de la variable sobre la cual se desea alcanzar un objetivo final; por ejemplo los *lags* que tiene una medida de política sobre la inflación en los años posteriores al año en el que se dicta.

3.2. Antecedentes teóricos y de modelización del ICM

Una vez que se ha explicado en qué consiste el ICM y se han analizado sus posibles funciones dentro de la política monetaria-cambiaria y su forma de construcción, el siguiente paso será el de brindar una breve exposición sobre el estado del

conocimiento en el que se encuentra la teoría económica en relación a los indicadores de condiciones monetarias.

Freedman en 1995, ya había planteado la idea de que la combinación de interés y tipo de cambio proporciona un mejor indicador de la política que cualquier otro indicador que utilice las variables por separado. Este autor plantea que una intervención del Banco Central puede manifestarse en su conjunto acogida por las diferentes combinaciones de tasa de interés y tipo de cambio, dependiendo de las expectativas futuras de los agentes sobre éste último. Si las expectativas de los agentes del próximo período sobre el tipo de cambio son al alza, entonces una política más restrictiva puede incluso conducir a una caída de la tasa de interés. Por lo tanto, llega a la conclusión de que la combinación de tasa de interés y de tipo de cambio resumido en un solo indicador, puede proporcionar una mejor medición general de la posición de la política. Este antecedente, de todos modos, no puede ser considerado como un ICM puesto que no llega a plantear al mismo como la suma ponderada de los instrumentos que lo conforman.

Los primeros autores que abordaron el tema de los ICM como una suma ponderada de los efectos de las tasas de interés y tipo de cambio sobre la política económica, fueron Eika, Ericsson y Nyomoen (1996). Estos autores realizan una modelización econométrica del ICM, en la cual este depende de las elasticidades de la tasa de interés y el tipo de cambio. De acuerdo a lo que plantean, la confiabilidad del ICM dependerá de cómo se construya y de que su modelización cumpla con algunas propiedades econométricas básicas como estacionariedad de las variables, exogeneidad, constancia de los parámetros y omisión de variables significativas. Por otra parte, el peso relativo de los instrumentos dentro del índice, determinará en qué medida deberán realizarse ajustes de modo de alcanzar los objetivos que posee la política económica. Las estimaciones realizadas por los autores están fundadas en la determinación de los principales mecanismos de transmisión del ICM planteados en su trabajo los cuales son, por el lado de la tasa de interés, el nivel de gasto, el efecto intertemporal del consumo y las restricciones de liquidez; y por el lado del tipo de cambio, los cambios en la competitividad internacional (en donde entran en juego la composición de la canasta de bienes entre los bienes comercializables y los no comercializables) y los ajustes del gasto y oferta interna.

Caballero, Martínez Pagés y Sastre (1997) plantean que los ICM deben de aportar la información necesaria para conocer el efecto potencial de las decisiones de la política monetaria en la economía, de modo tal que se permita a través de ellos, la valoración de dichas acciones para determinar su importancia con respecto a los objetivos a los que se

apuntan. Para lograr la correcta determinación del ICM, ellos presentan tres pasos que se deben de seguir para la adecuada construcción del índice: primero, se debe de realizar la elección de las variables a incluir; segundo, la incorporación de las variables en el indicador y por último, el cálculo de las ponderaciones. Para la inclusión de las variables, ellos proponen que sean fácilmente interpretables en sus movimientos, que tengan la capacidad de informar el grado de restricción monetaria existente en la economía y que reflejen el mecanismo de transmisión existente en la economía. En la determinación de como se incorporan las variables al índice, ellos proponen la inclusión de la desviación de la tasa de interés y el tipo de cambio con respecto al periodo base. Por último, para el cálculo de las ponderaciones se debe tener la premisa de que estas deben de reflejar el efecto de las tasas de interés y del tipo de cambio sobre el objetivo del Banco Central.

Dennis (1997), al igual que Freedman (1995), llega a la conclusión que la incorporación del tipo de cambio y tasa de interés en un solo indicador, reflejan de mejor forma la posición de la política que si se tomaran por separados. Además, concluye que aunque el tipo de cambio nominal posee un efecto directo sobre los precios, la demanda agregada ejerce una mayor presión sobre la inflación de mediano plazo. Por lo tanto, como el ICM centra su interés en la inflación de mediano plazo, el mismo debe basarse en el efecto de la tasa de interés real y del tipo de cambio real sobre los excesos de demanda.

Gerlach y Smets (1998) discuten los aspectos prácticos de los ICM. De este modo, partiendo de un modelo simplificado para economías pequeñas, determinan una función de reacción sobre el ICM, de modo de analizar la importancia relativa de tipo de cambio y tasas de interés como instrumentos de la política monetaria para el logro de un objetivo de inflación en conjunto con el mantenimiento de la estabilidad del producto, concluyendo que dicha combinación es efectiva.

Ball (1998) estudió cómo cambian las reglas óptimas en un modelo adaptado al caso de una economía abierta. De este modo demostró que en economías abiertas, las metas de inflación y las reglas de Taylor son sub-óptimas a menos que sean adaptadas de modo de adicionar el tipo de cambio a los instrumentos característicos de este tipo de estrategias. Así es que Ball concluye que para economías abiertas el ICM aparece como la regla de política óptima, sumada a una meta de inflación de largo plazo.

Longworth y O' Reilly (2000) buscan la determinación de las reglas óptimas en un contexto de pronóstico trimestral para la economía de Canadá. En base a los resultados obtenidos, llegan a la conclusión de que la regla de Taylor es la más adecuada para

utilizar regularmente en ejercicios de pronósticos. Estos autores plantean que las dificultades que se presentan para definir el tipo de cambio real de equilibrio son de vital relevancia para la determinación de la regla óptima a adoptar, lo cual ha dado lugar a problemas prácticos que limitan las posibilidades de instrumentación de una regla al estilo Ball (1998).

Battini, Harrison y Millard (2001) plantean un modelo algo más complejo. En el mismo, sobre la base de una calibración para el caso del Reino Unido, encuentran que una regla que se enfoque en el pronóstico de la inflación genera resultados sobre producto e inflación más estables que las reglas de Taylor y de Ball entre otras; en tanto que para economías cerradas las conclusiones se mantienen.

Por su parte, estos antecedentes teóricos de modelización del ICM han recibido algunas críticas. Algunas de las que se plantean con mayor frecuencia son las que exponen Gauthier, Graham y Ying Liu (2003) en su trabajo para Canadá:

- a) *Dependencia del modelo.* Es una limitación de estos modelos que normalmente se desprenden de un esquema de equilibrio general sobre el mercado de bienes, en tanto que lo que hace el ICM es analizar las condiciones monetarias de la economía. Una correcta estimación del ICM, implicaría deducir sus parámetros a partir de la estimación del equilibrio conjunto en los mercados de bienes y de activos monetarios.
- b) *Dinámica ignorada.* Los ICM normalmente contienen variables que afectan el producto y la inflación de diferentes maneras y con diferente prolongación en sus efectos. Por ejemplo, para el caso canadiense, mientras un alza de las tasas de interés disminuye la inflación en un período de seis a ocho trimestres, por otro lado, el alza en los precios de la producción regional afecta la inflación de manera inmediata. Esto normalmente puede solucionarse con la inclusión de un determinado número fijo de rezagos en la estimación.
- c) *No exogeneidad de los regresores.* En los modelos que se utilizan, los ponderadores que se obtienen son normalmente considerados pertenecientes a variables exógenas. Esto, podría no ser del todo cierto si se toma en cuenta, por ejemplo el caso de la inflación y el producto, en donde puede considerarse como normal que ambas variables sean afectadas por la misma clase de variaciones.

- d) *Constancia de los parámetros*. Normalmente este tipo de modelos para su realización utilizan series que datan de más de 20 o 30 años y se encuentran afectados por problemas de cambio estructural.

Por su parte, Blot y Leveuge (2008) calculan distintas variantes de ICM para los países del G7. En este análisis, descubren que el ICM en su versión estándar no captura los impactos dinámicos de sus distintos componentes. Corroborando algunas de las críticas expuestas, se prueba en este caso que los impactos de las fluctuaciones en la tasa de interés se traducen en distintos períodos en la economía, que los impactos de los cambios en el tipo de cambio, haciendo muy difícil el manejo del ICM como objetivo operativo e incluso falla como indicador de las condiciones monetarias si se construye de forma en que no se tomen en cuenta estas limitaciones. Los autores estiman nuevos indicadores ICM, que incluyen pesos dinámicos de las variables, los cuales no se desarrollaran en este trabajo.

Svensson (2000) también realiza críticas al ICM como instrumento de política monetaria y se mantiene firme en el uso de la tasa de interés nominal como instrumento. Las críticas se basan en los resultados obtenidos en el estudio de las economías cerradas, en el que las reglas de política dependen de cualquier factor que afecte el pronóstico condicional de la inflación. Dado que una economía abierta es afectada por shocks externos (en la inflación, tasas de interés y producción mundial entre otros) afectando el pronóstico de la inflación, se debe utilizar toda la información relevante para ajustar el instrumento de tal forma que la inflación converja a la meta. En el modelo desarrollado por Svensson, se enfatizan tres aspectos importantes acerca del tipo de cambio: primero, al igual que en el trabajo de Ball, el tipo de cambio es un canal adicional para la transmisión de política monetaria; segundo, como todo precio de un activo es una variable determinada principalmente por las expectativas y contiene información sobre el futuro; y por último, los shocks externos se transmiten por la vía del tipo de cambio.

Una vez empleado su modelo, Svensson arribó a la conclusión de que si el Banco Central posee como objetivo estricto la inflación, la autoridad monetaria debe responder ajustando la tasa de interés fuertemente para poder actuar sobre el canal directo del tipo de cambio en un horizonte temporal corto (se tiene como consecuencia una variabilidad excesiva del tipo de cambio real). En cambio, si el Banco Central posee como variable objetivo además el nivel de producto, las respuestas que se obtienen tienden a estabilizar

la inflación en horizontes de largo plazo, al igual que al tipo de cambio y al resto de las variables reales.

3.3. Antecedentes de aplicación y estimación del ICM

En la década de los 90, han sido varias las economías que han usado los ICM como meta operativa de política monetaria. A continuación se presentaran algunos casos de aplicación del ICM como regla de política y estudios empíricos realizados por diferentes Bancos Centrales en los cuales se estima el ICM de tal forma, que se ajuste de la mejor manera a la realidad económica circundante. Los casos de Canadá y Nueva Zelanda fueron pioneros en la aplicación del ICM. Por otra parte, se expondrá el estudio del Banco Central de España, el cual es la primera aproximación realizada por este país en la estimación de las condiciones monetarias en su economía.

Canadá:

Las autoridades canadienses a finales de los 80' y principios de los 90' determinan como objetivo central de la política económica la estabilidad de los precios³, en donde se establece la meta de inflación para los próximos seis u ocho trimestres. De acuerdo a lo establecido por las autoridades, para alcanzar dicha meta se podrían ajustar los instrumentos de política durante el periodo considerado, aunque establecen que es más fácil y útil determinar una trayectoria provisional para el objetivo operacional.

El Banco de Canadá a principios de los 90' utilizaba como meta operacional la tasa de interés de corto plazo. Sin embargo, después de varias investigaciones, se concluyó que mediante este procedimiento se estaba obteniendo información que no estaba transmitiendo correctamente las condiciones monetarias existentes, pues se logró determinar que se estaban subestimando las influencias del ciclo económico (expansivo o contractivo). Por esta razón, cuando se presentaban presiones inflacionarias, el instrumento no contribuía a detenerlas oportunamente y, por tanto, el resultado final era una mayor inflación. Además, cuando se la economía se encontraba en la parte contractiva del ciclo, su percepción inapropiada implicaba una mayor contracción y deflación.

³ Los cambios en su estrategia monetaria se deben principalmente a que a fines de los ochenta Canadá observaba una tasa de inflación que oscilaba entre 4% y 5% anual.

De acuerdo a esto, el Banco de Canadá comenzó a utilizar como meta operacional un concepto más amplio de las condiciones monetarias. Un índice que incluyera tanto la tasa de interés de corto plazo como el tipo de cambio nominal. La incorporación del tipo de cambio se basó en el hecho de que en un régimen cambiario flexible, la política monetaria actúa también a través del tipo de cambio y que cuando se presentan shocks exógenos que lo afectan, las acciones de política monetaria típicamente deberían compensar sus efectos sobre la demanda agregada.

Se debe tener en cuenta que en última instancia, la decisión final para la construcción del índice depende de la información disponible y de los resultados empíricos. Para el caso canadiense, los estudios empíricos llegaron a la conclusión de que las presiones inflacionarias se percibían más correctamente analizando la influencia sobre la demanda agregada real en los siguientes seis u ocho trimestres.

Se concluyó, a través de diferentes técnicas, que un cambio de un punto porcentual en la tasa real de interés tenía efectos similares a través del tiempo sobre la demanda agregada real que un cambio de tres por ciento en el tipo de cambio efectivo real. Por esta razón, en el cálculo del ICM se emplea la siguiente fórmula:

$$ICM = (r_t - r^*) + (1/3)[(e_t / e^* - 1)](100)$$

r_t = tasa real de interés en el período t;

r^* = tasa real de interés del período base;

e_t = índice de tipo de cambio real en el período t;

e^* = índice de tipo de cambio real del período base.

De esta manera, el ICM proporciona una medida del grado de contracción o expansión de la política monetaria entre el período de interés y el que se considera como base. Se debe de destacar que, aunque al analizar las acciones de política en períodos largos de tiempo es más útil usar el ICM real, en la práctica el Banco de Canadá enfocaba su política en el ICM nominal en el corto plazo. A mediados del 2000, el Banco Central de Canadá dejó de utilizar el ICM como meta operativa de política monetaria pasando a ser sólo un indicador informativo. El abandono en la utilización del ICM en la economía canadiense está motivado porque dicho indicador ha perdido relevancia en la actualidad. Siguiendo a Freedman (2000), cuando el tipo de cambio se encuentra sujeto a perturbaciones sobre la inversión de cartera no relacionados con algún factor real

fundamental de la economía, resulta más apropiado mantener el ICM y no la tasa de interés nominal en su trayectoria pronosticada. Sin embargo, cuando las variaciones del tipo de cambio obedecen a factores fundamentales, el ICM no resulta de gran utilidad.

Nueva Zelanda:

En el caso de Nueva Zelanda, la autoridad monetaria fija una meta de inflación en el año que va entre el 0-3 %. De este modo se analiza una trayectoria de valores de la inflación coherentes con esta meta y en caso de observarse desvíos se toma una medida de política tendiente a corregir desviaciones sobre las variables intervinientes en el modelo. Las variables que se incluyen en las modelizaciones son: los incrementos de la tasa de interés de referencia, tipo de cambio, precios y precios internacionales. La formulación del ICM que se presentará a continuación fue expuesta por Mayes y Virén (1998):

$$ICM_t = \sum_{s=0}^{t-1} w_s (P_{st} - P_{s0})$$

Donde P_s es la variable relacionada con la política monetaria A_j (j indica el periodo de acción) y el efecto sobre la demanda (Y) y la inflación. Las variables se relacionan bajo la siguiente función:

$$Y = f(P_{1,\dots,s}, X), (\text{o } \pi = g(P_{1,\dots,s}, X))$$

X representa todas las demás variables que poseen un impacto sobre demanda o inflación. El peso w_s puede ser calculado de forma parcial a través de derivado de la elección de los elementos apropiados en $f(g)$ incluida en la estructura dinámica.

España:

Para el caso español, Caballero, Martínez Pagés y Sastre (1997) estiman un modelo eliminando la condición de la paridad descubierta del tipo de interés, a la vez de definir el tipo de interés nominal a corto plazo en función del tipo de interés real y de las expectativas de inflación. De esta forma, el tipo de interés real a corto plazo y el tipo de cambio real son variables exógenas, mientras que el tipo de interés nominal y el tipo de cambio nominal son variables endógenas. Además, se toma como hipótesis la racionalidad sobre el comportamiento de los agentes en la conformación de sus expectativas en el mercado financiero, mientras que los agentes en el mercado de bienes

poseen expectativas adaptativas. Esto permite que, en ausencia de costes de ajuste, las políticas plenamente anticipadas puedan tener efectos sobre las variables reales de la economía. El modelo estimado para la economía española es el ICM como indicador adelantado, en el cual se estiman varios vectores autorregresivos con dos ecuaciones, con el objetivo de captar posibles relaciones dinámicas entre los índices y algunas variables relacionadas con el objetivo de inflación. El sistema autorregresivo es el siguiente:

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + u_t + \psi D_t + \varepsilon_t$$

Siendo $Z_t = [x_t, y_t]'$, $\varepsilon \approx NID(0, \Sigma)$, Σ es una matriz de covarianzas no diagonal y D_t es un vector de variables determinísticas necesarias para recoger movimientos bruscos en las series. De acuerdo a este sistema, se determina de forma exploratoria, que el Índice de Condiciones Monetarias no tiene contenido informativo sobre la evolución futura de las variables inflacionarias ni tampoco sobre la demanda agregada, por lo menos en este contexto bivalente. En cambio, los contrastes de causalidad de Granger confirman el carácter de endógeno del índice, ya que no se rechaza la hipótesis de causalidad desde la inflación y la demanda hacia los mismos.

4. Marco teórico

Una vez analizados las primeras experiencias y antecedentes con ICM, el siguiente paso será delimitar las condiciones y el marco en el que habrá de desenvolverse este estudio para el caso de la economía uruguaya.

4.1. Equilibrio general de la economía

El primer paso es definirnos un marco de equilibrio general para la economía que se esté tomando como objeto de estudio. El mismo, por su parte, estará definido por dos sub – equilibrios parciales: equilibrio en el mercado de bienes y equilibrio en el mercado financiero.

Equilibrio en el mercado de bienes: En este caso, la experiencia en trabajos similares para países de características similares demuestra que el equilibrio bien podría ser definido por medio de una curva de Phillips, como curva de oferta agregada y por medio de un modelo IS-LM del tipo neokeynesiana, a modo de demanda agregada.

Demanda Agregada: Modelo IS-LM / IS-MP

Se empezará desarrollando la curva que determina la demanda de bienes en la economía; la curva IS. Lo que nos muestra la curva IS de una economía, son aquellas combinaciones de producción y tipo de interés para las que el gasto en producción planeado y el gasto realizado son iguales. Si bien, muchas veces se considera a la curva IS como una curva de equilibrio del mercado de bienes, esto no es completamente cierto, ya que no incorpora la oferta del mercado, la cual se verá más adelante.

El gasto real planeado de una economía, depende positivamente de la renta real y del gasto público, y negativamente del tipo de interés real y de los impuestos, como se ve en las siguientes ecuaciones:

$$E = E(Y, r, G, T), \quad 0 < E_y < 1, \quad E_r < 0, \quad E_g > 0, \quad E_T < 0$$

donde, E es el gasto real planeado; Y es la producción real; r el tipo de interés nominal; G el gasto público, y T los impuestos. Los términos E_y y E_r representan las derivadas parciales de $E(\bullet)$. En este caso, se suponen a las variables G y T como dadas.

El efecto negativo de la tasa de interés sobre el gasto planeado, está asociado a las decisiones de las empresas a la hora de invertir y a las compras realizadas por los consumidores, particularmente en bienes duraderos. Otro supuesto de la teoría, es que el gasto planeado crece menos que la producción, por lo que la derivada E_y es menor a la unidad, si bien positiva como se menciono anteriormente.

Una formulación típica de E en función de sus componentes es la siguiente:

$$E = C(Y - T) + I(r) + G$$

en donde C representa el consumo (que depende positivamente del ingreso disponible) e I representa a la inversión realizada principalmente por empresas (que depende negativamente de la tasa de interés).

Se supondrá ahora que toda la producción de las empresas es adquirida por alguien (inclusive aquella producción que las empresas no venden y mantienen en stock, se considera compradas por la empresa que la produjo). Sí de esta manera se supone que el gasto efectivo es igual a la producción de la economía representada por Y , entonces, una economía en equilibrio, exige que el gasto planeado y el gasto efectivo, deben ser iguales, por lo que se cumple la siguiente igualdad;

$$E = Y$$

Sustituyendo la última ecuación en la anterior, se obtiene;

$$Y = E(Y, r, G, T)$$

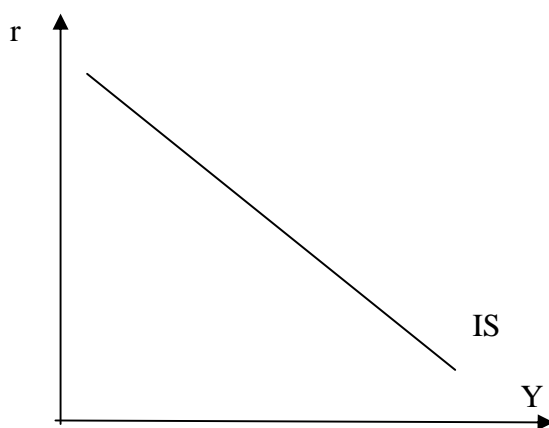
Si se derivan ambos lados de la ecuación respecto a r , se obtiene:

$$\left. \frac{dY}{dr} \right|_{IS} = E_y \left(\left. \frac{dY}{dr} \right|_{IS} \right) + E_r$$

y expresándolo de manera distinta;

$$\left. \frac{dY}{dr} \right|_{IS} = \frac{E_r}{1 - E_y}$$

donde la expresión $\left. \frac{dY}{dr} \right|_{IS}$ representa la derivada de la producción con respecto a la tasa de interés real, a lo largo de la curva IS. Por lo explicado anteriormente, se ve claramente que la curva IS es decreciente, y más horizontal cuanto mayor es E_r o E_y , como se ve en el siguiente gráfico:



Para determinar el equilibrio general de la economía, definir la llamada curva LM. La misma determina el equilibrio en el mercado de dinero en la economía.

Para simplificar el modelo, se identificará como dinero a la base monetaria (monedas y billetes, y reservas), que es emitida con exclusividad por el Banco Central. Como la base monetaria no paga interés, el costo de oportunidad de mantenerla es el tipo de interés nominal. De esa manera, la demanda de saldos monetarios es una función decreciente del tipo de interés nominal. Además, el volumen de transacciones de una economía, crece cuando lo hace la producción de la misma, por lo que la demanda de dinero será creciente con respecto al nivel de producción.

La condición que se debe cumplir para equilibrar el mercado de dinero, es la siguiente:

$$\frac{M}{P} = L(r + \pi^e, Y)$$

donde M es la cantidad de dinero y P es el nivel de precios, y donde el tipo de interés nominal aparece expresado como la suma del tipo de interés real, r y la inflación esperada π^e .

Las derivadas parciales de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés real y a la producción, son las siguientes:

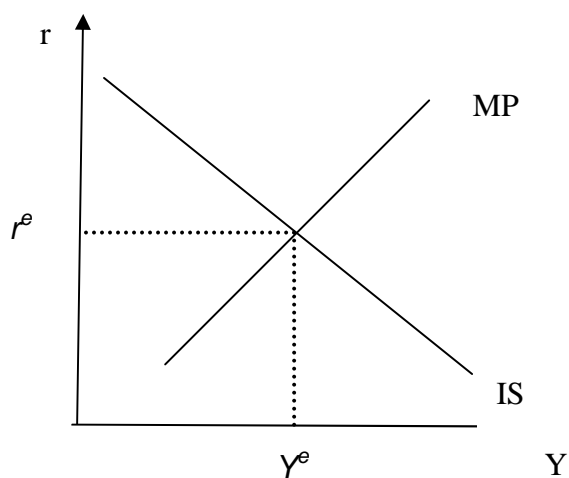
$$L_{r+\pi^e} < 0, \quad L_Y > 0,$$

Una modificación de lo antes expuesto, que resulta más adecuada a las necesidades de este trabajo, es la que realiza John B. Taylor en su trabajo "*Economics*" (1995). La modificación responde a la política de distintos bancos centrales, que modifican la cantidad de dinero de la economía para conseguir un valor objetivo de la tasa de interés, el cual varía según el nivel de producción de la economía y la inflación de la misma, como se ve a continuación;

$$r = r(Y, \pi), \quad r_Y > 0, \quad r_\pi > 0$$

Este supuesto implica una curva de pendiente positiva en el espacio (Y, r) , conocida como la curva MP.

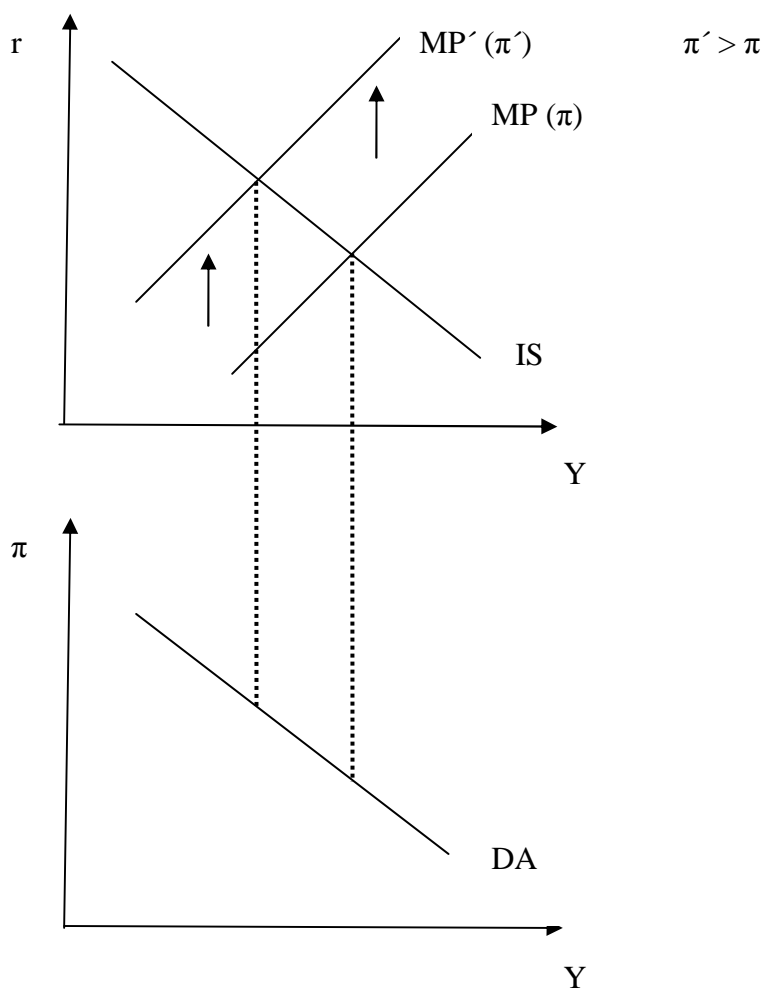
El equilibrio de la economía, se dará en el par (r^e, Y^e) que determina la intersección de las dos curvas antes vistas, como se ve en el siguiente gráfico:



Para ver como estas curvas determinan la demanda de la economía, se debe suponer que, en principio los precios son flexibles. De esta manera se construye una curva de demanda en el espacio de valores (π, Y) .

Se parte ahora de suponer un cambio en los precios de la economía. La curva IS , no se modifica ante este movimiento, porque en el modelo la inflación no es determinante alguno del equilibrio entre el gasto previsto y la producción. Se modifica sí, la relación de equilibrio en el mercado de dinero. Al aumentar la inflación, aumenta el nivel de la tasa de interés para el mismo nivel de producción de la economía y se generará un menor nivel de producción para cada tasa de interés de equilibrio.

Esto se ve en el gráfico siguiente:



Demanda agregada en economías abiertas

El modelo recién visto, se refiere a una economía cerrada, por lo que no nos es útil en el marco de este trabajo ni aplicable al caso uruguayo, dado que una de las características de nuestra economía es su apertura externa. Por eso, en este apartado se extenderá el modelo de la curva IS de forma de abarcar los efectos del resto del mundo sobre nuestra economía.

Para ello, se utilizará una ampliación del modelo IS-LM para economías abiertas con movilidad imperfecta de capitales. Esta característica se da por los costes de transacción y la sustituibilidad imperfecta de activos financieros internos y externos y el deseo de diversificar por parte de los inversores, lo que genera que estos dividan sus

inversiones en activos de distintos países en respuesta a una pequeña diferencia del rendimiento esperado.

La imperfecta movilidad de capitales, a su vez, puede representarse suponiendo que los flujos de capitales (la diferencia entre la adquisición de activos nacionales por parte de extranjeros y la adquisición de activos extranjeros por parte de residentes) son función de la diferencia entre el tipo de interés nacional y el extranjero;

$$FC = FC(r - r^*), \quad FC'(\bullet) > 0$$

Otro concepto importante a tener en cuenta es el de las exportaciones netas. Las mismas dependen de dos variables que no estaban incluidas en el modelo de economía cerrada: el tipo de cambio nominal (e) y el ingreso y producción de los países extranjeros (Y^*).

La expresión de las exportaciones netas es la siguiente:

$$XN = X(e, Y^*) - IM(e, Y)$$

y las derivadas parciales de estas variables con respecto a las exportaciones netas son las siguientes son las siguientes:

$$XN_e > 0, \quad XN_y < 0, \quad XN_{Y^*} > 0,$$

De esta manera, se puede definir que existe equilibrio en el mercado de divisas, si la suma del flujo de capital y las exportaciones netas es igual a cero. Si esta suma fuese positiva, la demanda exterior de bienes y activos nacionales sería mayor que la demanda interior de bienes y activos financieros; lo que significaría que existe una demanda de moneda nacional por parte de los inversores extranjeros superior a lo que los locales quieren ofertar, por lo que se daría un desequilibrio en el mencionado mercado.

El equilibrio se da cuando:

$$FC(r - r^*) + XN(Y, Y^*, e) = 0$$

Si además se supone un gasto previsto, de la siguiente manera:

$$E = C(Y - T) + I(r) + G + XN(e, Y, Y^*)$$

Se puede ver la siguiente ecuación de la curva IS:

$$Y = E(Y, r, G, T, e)$$

De esta manera, se supone que el modelo IS-MP de economías abiertas con movilidad imperfecta de capitales, consta de tres ecuaciones, la IS, la MP y la ecuación de equilibrio de la balanza de pagos:

$$\text{IS} \quad Y = E(Y, r, G, T, e)$$

$$\text{MP} \quad r = r(Y, \pi)$$

$$\text{BP} \quad FC(r - r^*) + XN(Y, Y^*, e) = 0$$

Se supone que el único factor dentro del gasto planeado que es influenciado por el tipo de cambio son las exportaciones netas. De esta manera, se puede expresar el gasto planeado como la suma del gasto planeado por los agentes nacionales y las exportaciones netas, como se ve en la siguiente ecuación:

$$Y = E^D(Y, r, G, T) + XN(Y, r, G, T, e),$$

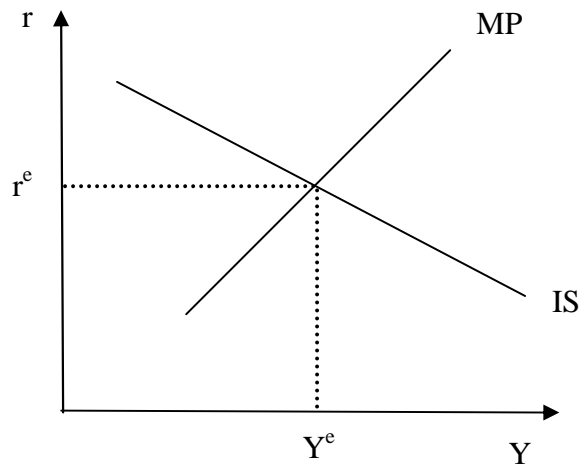
donde $E^D(\bullet)$ representa el gasto planeado de los agentes nacionales.

Se supone además que las derivadas de las variables Y, r, G y T con respecto a E^D son de igual signo que en el caso de economías cerradas.

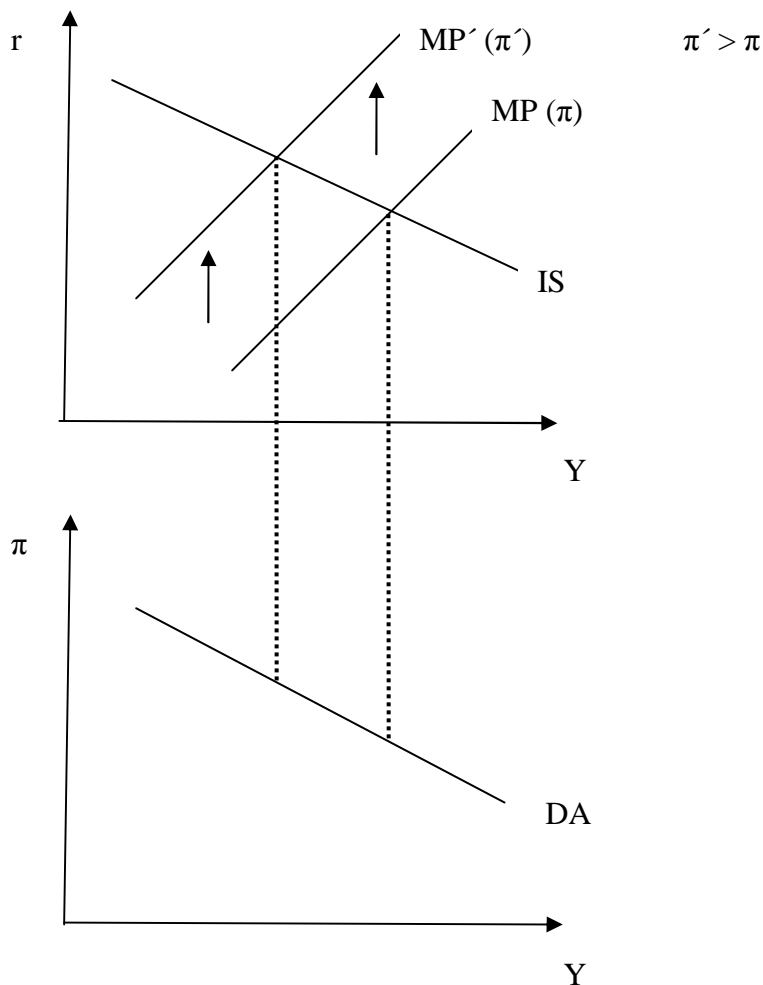
Sustituyendo las exportaciones netas según la relación de equilibrio de la balanza de pagos en la ecuación de la igualdad de gasto planeado y producción, se obtiene la siguiente ecuación:

$$Y = E^D(Y, r, G, T) - FC(r - r^*)$$

y dado que $FC(r - r^*)$ es función creciente de r , el conjunto de puntos que satisface la ecuación recién vista, es decreciente en el espacio (Y, r) . Dicha curva, como representa la igualdad entre gasto planeado y gasto realizado, se llama IS de economías abiertas. La misma es más horizontal respecto de aquella de economías cerradas, dado el efecto que tiene el tipo de interés tanto sobre la demanda interna, como por los efectos sobre el tipo de cambio y las exportaciones netas, como se ve en el siguiente gráfico:



Tal como se vió en el caso de economía cerrada, aquí también se puede ver una curva de demanda en el espacio (Y, π) . Por las características de la curva IS de economías abiertas, la curva de demanda agregada será más horizontal, por lo que el gasto efectivo será menos sensible ante cambios en la inflación.



Oferta agregada: Curva de Phillips

La curva de Phillips originalmente pretendió determinar una relación de intercambio entre producción e inflación. Así pues, fue que en el año 1958 se demostró que en el Reino Unido a lo largo del siglo XIX, existió una relación relativamente fuerte y estable entre desempleo e inflación.

Para comprender esta afirmación se plantea un modelo sencillo de oferta agregada con salarios fijos, precios flexibles y mercado de bienes competitivo. Por su parte, se supone que los salarios se ajustan de manera proporcional al nivel de precios en los períodos anteriores. De este modo, tomando el lado de la oferta de la economía, esta relación que se planteaba puede describirse de la siguiente manera:

$$W_t = AP_{t-1}; \text{ con } A > 0$$

$$Y_t = F(L_t); F'(L_t) > 0; F''(L_t) < 0$$

$$F'(L_t) = W_t / P_t$$

Sustituyendo se llega a lo siguiente:

$$F'(L_t) = (AP_{t-1}) / P_t$$

donde W es el nivel de salarios en la economía, P es el nivel de precios de la economía, F representa a la función de producción, F' representa a la productividad de factores y A es un coeficiente positivo que mide el ajuste de los salarios a la inflación pasada.

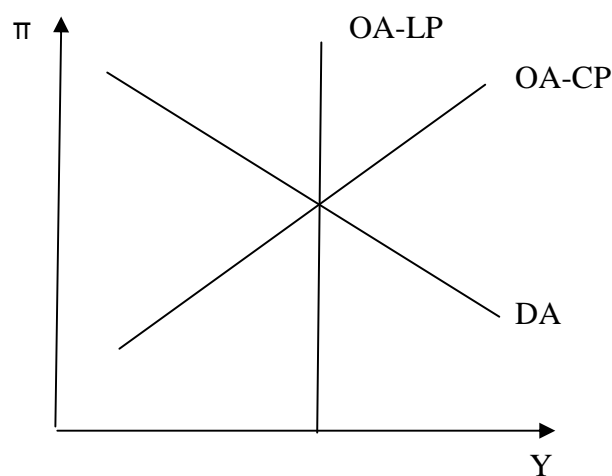
El argumento a favor de esta relación estable hizo aguas a fines de los sesenta y principios de los setenta, cuando la evidencia empírica en esos años, mostró para la economía estadounidense y otras economías desarrolladas, períodos de recesión en combinación con inflación elevada.

El principal flanco de los ataques a la proposición de Phillips pasó a ser la hipótesis de la tasa natural de desempleo. Esto implicaba que, en el caso de una práctica permanente de políticas monetarias expansivas por parte de los gobiernos, no habría razón para pensar que los trabajadores ajustarían siempre sus salarios con respecto a la inflación pasada y, por tanto, en un determinado momento las indexaciones se harían tomando como referencia la política monetaria del gobierno; siendo que cuando eso ocurra el nivel de desempleo, producción y salario real volverían a su nivel de equilibrio en ausencia de inflación.

Por otra parte, a este primer ataque a la propuesta de Phillips se puede sumar una segunda crítica que tiene que ver con los efectos de shocks en la oferta agregada sobre la inflación. Esto implica, que sí las perturbaciones que afectan a la oferta agregada tienen mayor impacto que las que afectan a la demanda agregada, se dé la posibilidad de coexistencia de altos niveles de desempleo en conjunto con inflación elevada.

Para solucionar estos problemas, la propuesta que se realizó fue redefinir la curva de Phillips incorporando un componente de expectativas. Es así que en este marco, a largo plazo es razonable suponer que los precios y los salarios son flexibles, de modo que cambios en la demanda agregada que se produzcan no tienen efectos reales, y por consiguiente la oferta agregada de largo plazo tiene la forma de una curva vertical.

Por su parte, la situación es diferente cuando se está en el corto plazo. En tal situación ni los precios, ni los salarios se suponen completamente insensibles a la situación de la producción por lo que la curva de oferta agregada tiene pendiente positiva.



En este nuevo marco se supone que el ajuste de la inflación pasada y de los precios podría resumirse de una forma un poco más compleja como lo es la siguiente:

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda(\ln Y_t - \ln Y^*) + \xi_t^s$$

en este caso, la diferencia fundamental entre esta ecuación de *curva de Phillips* y la presentada inicialmente, radica en primer instancia en la existencia del término π_t^* , que representa la inflación que se obtendría si el producto estuviera en su tasa natural y no se produjeran shocks de oferta (ξ_t^s).

Como defecto de este tipo de modelización se puede señalar, en primera instancia, que si se está midiendo la inflación en intervalos reducidos (como por ejemplo un trimestre) es posible que la producción tarde más de un periodo en reaccionar. Por otra parte, cabe señalar que el comportamiento de la inflación estructural en este tipo de

modelos, desconoce el entorno económico y particularmente desconoce los anuncios del gobierno o el cambio de dirección en sus políticas. Por esta razón, es que al planteo de modelización de curva de Phillips al que se arriba es el siguiente:

$$\pi_t = \pi^e_t + \lambda(\ln Y_t - \ln Y_t) + \xi^s_t$$

Equilibrio en el mercado de activos financieros: El presente equilibrio estará dado por la ecuación base de índice de condiciones monetarias, de acuerdo a la presentación de Ball:

$$wr + (1 - w)e = ay + b(\pi + Fe_{-1})$$

4.2. Costos de menú y grado de rigidez de la economía

Un aspecto a tener en cuenta sobre la modelización que se llevará adelante es que, teniendo un objetivo sobre el nivel de precios de la economía, se trabaja con variables reales. Esto implicaría que movimientos autónomos de la política monetaria podrían inducir a cambios en las variables reales en el corto y mediano plazo. La fundamentación para tales consideraciones tiene su sustento principalmente en dos corrientes teóricas.

La primera corriente tiene que ver con lo que se propone en los modelos de *costes de menú*. Este tipo de modelos, entre los cuales se puede destacar las versiones de Sheshinski y Weiss (1977) y Rotemberg (1982), plantean que los agentes en la economía poseen un costo asociado a la modificación de los precios de los bienes que producen. De este modo, en un periodo inflacionario, los productores modificarán los precios de los bienes siempre y cuando el beneficio derivado de remarcar los precios sea superior al beneficio que se obtiene por mantener la producción a precios constantes. Por esta razón es que puede darse la situación de que, ante la existencia de movimientos en la política monetaria, se generen movimientos nulos o menos que proporcionales en el nivel general de precios y que, con ello, se produzcan variaciones en las variables reales de la economía.

La segunda corriente teórica se basa en la existencia de *rigidez real en los precios de la economía*, siendo varios los autores que han trabajado en este tema, entre ellos Diamond (1982), Caballero y Lyons (1992), Cooper y Haltinwager (1996) y Basu y Fernald (1995). En este caso, en el cual existe una amplia gama de modelos, el fundamento básico radica en la información incompleta de los agentes. Esto implica que, ante la existencia de un shock en la política monetaria, los agentes no pueden distinguir con precisión qué parte del aumento en los precios que se genera se debe a un incremento en la demanda de su producción y qué parte se debe a un incremento en el nivel general de los precios. Como consecuencia, se plantea una situación en la cual movimientos en la oferta nominal de dinero pueden determinar a corto plazo variaciones no proporcionales en el nivel general de precios, dando lugar a modificaciones de carácter real en la economía.

5. Estrategia empírica

Tal como se mencionara en el capítulo de antecedentes, algunas de las aproximaciones metodológicas a la construcción de los ICM se han realizado utilizando modelos de tipo VAR.

Para el análisis de series temporales multivariadas existen métodos que se aplican a series cointegradas y métodos aplicables a series no cointegradas.

Encontrar relaciones entre variables no cointegradas se conoce como regresiones espúreas y su aplicación lleva a resultados equivocados. En ese caso, se debe apuntar a la utilización de modelos VAR. Si las series están cointegradas la estrategia que se sugiere es la de la utilización de una modelización de vectores de corrección del error (VECM).

La metodología que se adoptó para la realización de la estrategia empírica es la desarrollada por Engle y Granger (1987) para la estimación de modelos de corrección del error⁴.

Los VECM permiten modelizar las relaciones de largo plazo de las variables junto con la dinámica de corto plazo. Se supone que en el largo plazo las variables tienden a moverse en forma conjunta, pudiendo existir desvíos en el corto plazo. Al incluir el término de corrección de error se busca que el sistema tienda al equilibrio.

De esta modo, el modelo VECM se define de esta manera;

$$\Delta y_t = \mu + \sum_i \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \Pi y_{t-1} + \varphi D_t + \varepsilon_t$$

Donde:

y_t vector de variables

Γ_i matriz de coeficientes que mide efectos transitorios

D_t vector de variables auxiliares, variables de intervención o que reflejen la estacionalidad.

⁴ Ver anexo metodológico.

∞ Πy_{t-1} es el término de corrección de error.

∞ Se define $\Pi = \alpha\beta'$

∞ Los elementos de la matriz α representan la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo.

ε_t término de error con los supuestos clásicos. Se lo supone ruido blanco gausseano.

En la estimación econométrica a desarrollar, se utilizaron variables en términos reales⁵. Las mismas, tendrán frecuencia trimestral con observaciones iniciales en el primer trimestre del año 1984 (1984Q1) y observaciones finales correspondientes al cuarto trimestre del año 2007 (2007Q4).

Las variables elegidas son las que se desprenden del equilibrio general de la economía que se presentaron en el capítulo de marco teórico. A su vez las mismas pueden ser clasificadas de dos maneras: variables endógenas y exógenas al modelo. Dentro de las primeras se encuentran: el producto real del Uruguay, la tasa de interés real efectiva, el tipo de cambio real efectivo multilateral y la tasa de inflación. Éstas, se desprenden de la formulación de las curvas de oferta y demanda establecidas dentro del equilibrio general en el marco teórico previamente expuesto. Adicionalmente, se incluyeron el producto bruto de Argentina y el producto bruto de Brasil como variables exógenas, intentando con ello, capturar el efecto sobre nuestra economía de eventos que se susciten en nuestros socios comerciales más importantes. Para el conjunto total de las variables incluidas en el estudio, sus expresiones serán realizadas en logaritmos, con dichas transformaciones se obtienen series que poseen una mejor estabilidad en varianza. A su vez, los coeficientes asociados a las primeras diferencias de estas variables pueden ser interpretados como sus respectivas elasticidades.

Variables endógenas:

Producto real del Uruguay (PBIURU). En este caso se tomó el Índice de Volumen Físico (IVF) de la economía uruguaya, con frecuencia trimestral para el periodo entre 1984Q1 y 2007Q4.

⁵ En la elaboración de las variables en términos reales se utilizó como deflactor el índice de precios elaborado por el Instituto Nacional de Estadística.

⁶ Datos proporcionados por el Ec. Jorge Basal del Área de Investigaciones Económicas del Banco Central

Tasa de interés real efectiva (TIRE): La construcción de esta variable estará dada por el promedio de tasas trimestrales anualizadas sobre depósitos, en moneda nacional, del sistema bancario uruguayo. Las mismas han de ser deflactadas por la inflación trimestral anualizada que se desprende del índice de precios al consumidor con base 1997Q1, de acuerdo a la siguiente formulación: $1 + r = (1 + i)/(1 + \pi)$ ⁷.

*Tipo de cambio real multilateral efectivo (TCRME)*⁸: La construcción de esta variable se realizó en base a la suma ponderada del tipo de cambio real bilateral con los principales socios comerciales de la economía uruguaya, utilizando como ponderador las respectivas participaciones en el comercio exterior de nuestro país.

Inflación (INF): La variable que se utiliza en este caso será la variación trimestral anualizada del Índice de Precios al Consumidor, que confecciona el Instituto Nacional de Estadística entre 1984Q1 y 2007Q4, con base 1997Q1.

Variable exógena:

Producto Bruto Interno de Argentina (PBIAR): En este caso se toma el Índice de Producto Bruto Interno de la economía argentina, elaborado por el INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos), con base 2000Q1.

Producto Bruto Interno de Brasil (PBIBRA): La variable a utilizar será el Índice de Producto Bruto Interno de la economía brasileña, elaborado por el IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), con base 1996Q1.

del Uruguay.

⁷ Se toma $(1 + r)$ en lugar de la tasa de interés real efectiva para evitar la pérdida de valores en el momento de realizar la transformación logarítmica ante la existencia de tasas reales negativas.

⁸ Datos proporcionados por el Ec. Gerardo Licandro, actual Gerente de Investigaciones Económicas del Banco Central del Uruguay.

⁹ Al igual que en el caso de la tasa de interés, se tomará $(1 + \pi)$ de modo de evitar la pérdida de valores al realizar la transformación logarítmica en periodos de deflación. La formulación por la cual se obtuvo la variación del IPC es la siguiente: $INF_t = (IPC_t - IPC_{t-4}) / (IPC_{t-4})$

5.1 Determinación del orden de integración de las series

Para el estudio del orden de integración de las series se procede a la estimación de modelos SARIMA a través del paquete estadístico Demetra v 2.0. A su vez, se determinan los valores atípicos que poseen cada una de las series identificando la clase de valor atípico y su grado de significación dentro del modelo. Por otra parte, se extrae del análisis la significación de la estacionalidad dentro de las series utilizadas.

Cuadro N°1
Modelización SARIMA realizada por Demetra v 2,010

Tipo	Variable	Nº de Raíces	Modelización	Estacionalidad
EN	PBIURU	1	(2,1,2)(0,1,1)	Significativo
EN	INFURU	1	(2,1,2)(0,1,1)	Significativo
EN	TIRE	1	(0,1,1)(0,1,1)	Significativo
EN	TCREM	1	(0,1,1)(0,0,0)	No significativo
EX	PBIARG	1	(2,1,2)(0,1,1)	Significativo
EX	PBIBRAS	1	(2,1,0)(0,1,1)	Significativo

EN = Variable endógena

EX = Variable exógena

Cuadro N°2
Análisis de outliers

Variable	Tipo	Año-Trimestre
INFURU	AO	2002.Q3
TCREM	LS	1989.Q4
TCREM	LS	1988.Q2
TCREM	AO	1996.Q2
TCREM	LS	1990.Q4
PBIBRAS	AO	1985.Q1
PBIBRAS	AO	1990.Q2
PBIBRAS	AO	1990.Q4

AO = Additive Outliers

LS = Level Shift

De los resultados analizados, se concluye que las variables consideradas, tanto en su calidad de endógenas como de exógenas, poseen una raíz unitaria y además, a excepción de la variable endógena TCREM, las demás poseen estacionalidad.

10 Ver anexo estadístico [A]

Antes de pasar a la estimación del vector de corrección del error se procede a transformar las series con los datos extraídos en el paquete econométrico. Dichas transformaciones apuntan a la desestacionalización de las series así como a la inclusión de los outliers hallados.

5.2. Estimación del VECM para el ICM

En el apartado anterior se demostró que todas las series intervinientes en la modelización tienen igual orden de integración; es decir, que son integradas de orden uno (I(1)). El siguiente paso consiste en analizar si existe una relación de largo plazo entre estas variables para lo cual se aplicarán los tests de cointegración propuestos por la metodología de Johansen. El test de Johansen se basa en el análisis de la matriz Π .

Si el rango de Π es n , corresponde aplicar un modelo VAR en niveles.

Si el rango es 0, corresponde aplicar un modelo VAR en diferencias y si el rango es $r < n$, existen r relaciones de cointegración.

A continuación se procederá a realizar la estimación del vector de corrección del error para el ICM siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987), integrando en la modelización las variables ya tratadas.

5.2.1. Análisis de cointegración en los parámetros

Se procede al análisis de determinación del número de relaciones de cointegración que poseen los parámetros mediante la aplicación del test de Johansen¹¹. Además, se realizará simultáneamente el análisis de determinación de los rezagos a incluir dentro del vector de corrección del error (VECM) de acuerdo al criterio de información de Akaike.

El siguiente cuadro resume los resultados obtenidos para la determinación de los rezagos a incluir dentro del VECM.

Cuadro N°3
Criterio de Akaike
Variables endógenas

Nº de rezagos	LOGPBIURUSA	LOGINFURUSA	LOGTCREM	LOGTIRESA
1	-4.776.735	-2.629.292	-2.285.399 *	-2.600.380
2	-4.821.550 *	-2.552.434	-2.262.358	-2.505.110
3	-4.766.129	-2.692.529 *	-2.217.649	-2.642.531 *
4	-4.760.838	-2.677.287	-2.218.734	-2.470.927

* Se elige el menor valor del estadístico Akaike y se exige además que se cumplan con las propiedades estadísticas deseables (normalidad e incorrelación de los residuos).

De acuerdo al cuadro adjunto, se determina el número de rezagos que debe incluir la modelización VECM, si se toma en cuenta para su selección el criterio de minimización del estadístico de Akaike y que además se cumplan las propiedades econométricas deseables¹², el número de rezagos incluidos es de tres.

Cuadro N° 4
Test de cointegración de Johansen

Número de relaciones de cointegración =r	Valor propio = λ^i	Estadístico Muestras Pequeñas	Valor Crítico λ máx(0,95)	Estadístico Muestras Pequeñas	Valor Crítico λ traza(0,95)
0*	0,268719	28,79205	27,58434	53,34413	47,85613
1	0,177345	17,96006	21,13162	24,55208	29,79707
2	0,048110	4,536160	14,26460	6,592026	15,49471
3	0,022099	2,055866	3,841466	2,055866	3,841466

* Se rechaza la hipótesis nula de no existencia de relación de cointegración con un nivel de confianza al 95%.

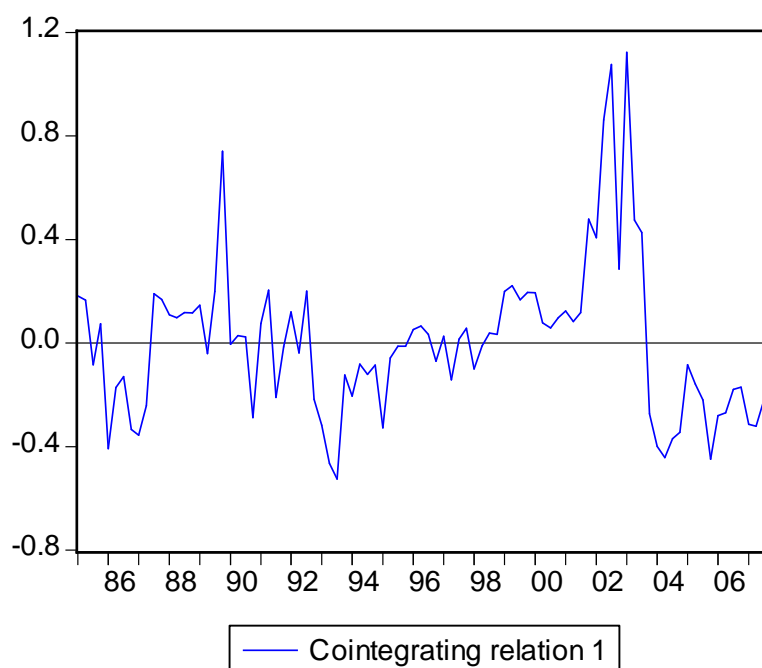
11 Ver anexo estadístico [B].

12 Cointegración de los parámetros, normalidad de los residuos multivariante, significación de los parámetros y exogeneidad débil de las variables.

En el cuadro que antecede se puede concluir que, a través de la aplicación de los criterios de traza y de máximo valor propio, no se rechaza la existencia de una única relación de cointegración, con pruebas al 5% de significación. Por lo tanto, se puede expresar el VECM (3) como una única relación de equilibrio de largo plazo.

De este modo, se llega a la siguiente relación de equilibrio de largo plazo de la economía de donde se obtienen los ponderadores del ICM para la economía uruguaya¹³:

$$\text{LOGPBIURUSA} = +3,0459 - 0,656052 \text{ LOGINFURUSA} - 3,869381 \text{ LOGTIRESA} + 0,344069 \text{ LOGTCREM}$$



13 Véase el anexo estadístico [B].

En el modelo estimado VEC(3) se integraron dos variables dummies 1989.Q4 y 1988.Q2, las cuales se identificaron como valores atípicos a partir del análisis de los residuos de las variables del modelo¹⁴.

Antes de pasar a la estimación del vector de corrección del error se procede a transformar las series. Dichas transformaciones apuntan a la desestacionalización de las series así como a la inclusión de los outliers hallados.

Cuadro N° 5

Prueba de exclusión de las variables en la relación de cointegración

LOGPBIURUSA*	LOGINFSA*	LOGTIRESA*	LOGTCRME*
23,68205	19,71428	24,20498	16,39629

* se rechaza la hipótesis de nulidad de los parámetros al 99% respectivamente a través de la prueba de exclusión.

El valor crítico al 5% (1%) de significación de una $\chi^2_{(2)}$ es de 5,99 (9,21) y de una $\chi^2_{(1)}$ es 3,84 (6,63).

Los estadísticos obtenidos con la prueba de máxima verosimilitud no permiten descartar ninguna variable, o lo que es lo mismo, los parámetros asociados a las diferentes variables son significativamente distintos de cero. Por lo tanto, todas las variables integran la relación de cointegración que se está estudiando.

A continuación se realiza el análisis de la normalidad de los residuos de los parámetros utilizados en la estimación así como también la prueba de normalidad multivariada¹⁵. En dichas pruebas se concluye que todas las variables poseen normalidad en los residuos y además el modelo en su conjunto posee la característica de ser normal multivariado.

¹⁴ Véase el anexo estadístico [B].

¹⁵ Ver anexo estadístico [B]

Cuadro N°6
Test de Normalidad

N° de componente	Simetría		Apuntamiento		Jarque-Bera	
	Valor	P-value	Valor	P-value	Valor	P-value
1	-0,362086	0,1562	2,308331	0,1757	3,844193	0,1463
2	0,014197	0,9557	2,310544	0,1771	1,825263	0,4015
3	0,337443	0,1864	2,447553	0,2794	2,915903	0,2327
4	0,571727	0,0252	3,167270	0,7433	5,119283	0,0773
Conjunto		0,0671		0,2942	1,370464	0,0898

Se acepta la hipótesis de normalidad de los residuos a un 5% de significación

5.2.2. Prueba de exogeneidad débil de los parámetros.

El siguiente paso será el de analizar la exogeneidad débil de los parámetros para determinar el potencial explicativo del modelo a estimar. Los tests de exogeneidad débil tienen como principal función, la de determinar la posibilidad de poder expresar el sistema multi-ecuacional en una sola ecuación, lo cual se logra mediante el análisis de la respuesta de las variables del sistema ante situaciones de desequilibrio respecto de la relación de largo plazo. Para probar que alguna de las variables que entran en la relación de cointegración es débilmente exógena con respecto a las demás, es necesario probar que esa variable no se ajusta a los desequilibrios, o lo que es igual, probar que los coeficientes de ajuste de esas variables son nulos.

Cuadro Nº 7
Prueba de nulidad de los coeficientes de ajuste

LOGPBIURUSA	LOGINFSA**	LOGTIRESA*	LOGTCRME***
2,257234	4,684401	8,798132	2,813981

*, **, *** Se rechaza la hipótesis nula al 10%, 5%, 1% de significación respectivamente.

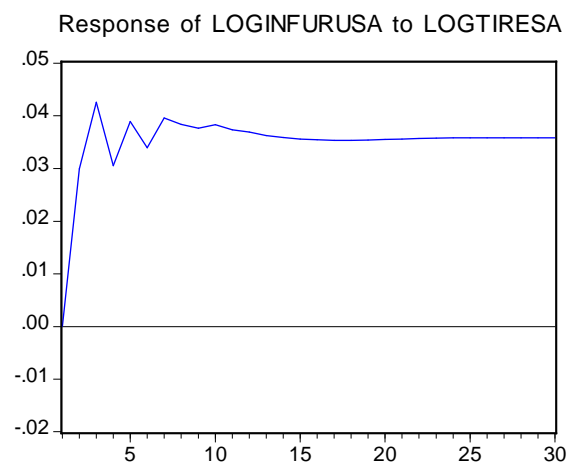
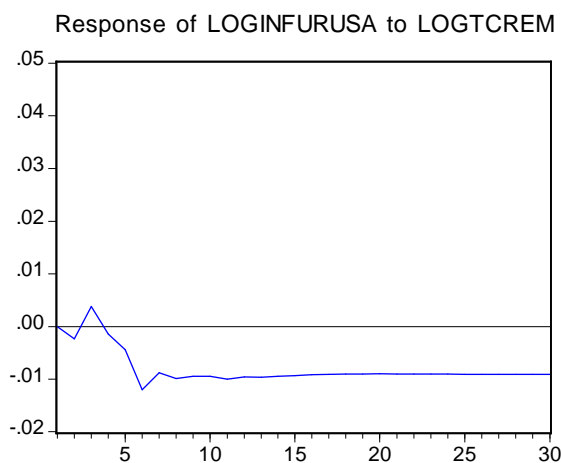
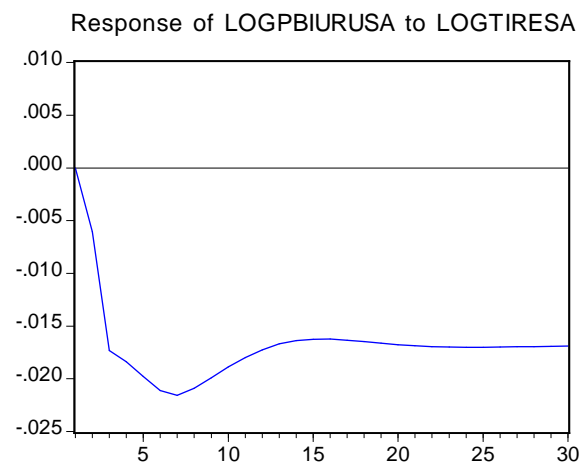
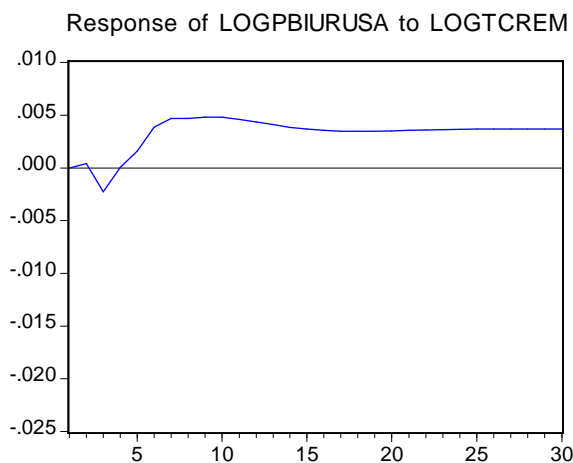
De la prueba de exogeneidad se observa que las variables LOGINFSA, LOGTIRESA y LOGTCREM son exógenas al modelo. Mientras que la variable LOGPBIURUSA con una exigencia de 10% de significación no se puede rechazar que dicha variable sea endógena. Al mismo tiempo, si se realiza la prueba de exogeneidad conjunta se rechaza que las variables no sean exógenas.

5.3. Función de respuesta al impulso (FIR)

Para cerrar la modelización empírica, el último paso que se dará será el de analizar las funciones de respuesta al impulso de la estimaciones del VECM propuesto en el apartado anterior. La FIR, traza las respuestas de las variables contemporáneas y futuras a una innovación a una de ellas, asumiendo que dicha innovación desaparece en los periodos subsiguientes y que todas las demás innovaciones permanecen sin cambio.

Para el caso del Índice de Condiciones Monetarias expresado como un VECM se observa la siguiente función de respuesta al impulso, ante alteraciones en LOGTCRME y LOGTIRESA sobre LOGINFSA y LOGPBIURUSA:

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Analizando la FIR del LOGPBIURUSA ante un shock en el LOGTCREM se puede observar un efecto neto positivo posterior al 4º periodo de ocurrido el shock. Más en profundidad, en el intervalo comprendido entre el periodo 0 y 4, se logra visualizar un doble efecto: una caída en primera instancia del LOGPBIURUSA que se suscita hasta el segundo periodo y una posterior recuperación que continúa después del 4º periodo. El efecto neto al que sería inducida la variable LOGPBIURUSA, es de esperarse si se toman en cuenta los fundamentos económicos determinantes del tipo de cambio real.

La FIR del LOFINFURUSA ante el shock en el LOGTCREM posee un efecto negativo persistente posterior al cuarto periodo, teniendo en el intervalo 0-4 un comportamiento oscilante con periodos positivos y negativos.

Por otro lado, la FIR del LOGPBIURUSA responde de forma negativa ante un shock en el LOGTIRESA determinando de esta forma, la afectación de manera inversa de la tasa real de interés con respecto al producto real.

Por último, la FIR del LOGINFURUSA tiene un efecto netamente positivo ante un shock en el LOGTIRESA determinando la proporcionalidad entre las variables. Se presenta a continuación un cuadro resumen de lo apreciado anteriormente.

***Efectos dentro de la Función de Impulso
Respuesta***

Variable	Shock	Respuesta
LOGPBIURUSA	LOGTCREM	Efecto positivo posterior al 4 periodo
LOGPBIURUSA	LOGTIRESA	Efecto negativo posterior al 4 periodo
LOGINFURUSA	LOGTCREM	Efecto negativo
LOGINFURUSA	LOGTIRESA	Efecto positivo

6. Conclusiones

Una serie de anotaciones que a nuestro criterio se desprenden de la modelización econométrica realizada en este trabajo son las siguientes:

1. Se verifica una relación de largo plazo entre las variables que conforman el ICM, lo cual determina que se puede expresar el índice para el producto como una combinación lineal del tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación. Ésta relación resulta útil para explicar cambios en la demanda agregada a partir de movimientos en las variables explicativas del modelo.
2. De acuerdo a la ecuación de largo plazo que se deriva de la estimación del VECM para el Índice de Condiciones Monetarias, un cambio de 1% en la *tasas de interés real efectiva* (TIRE) equivale a una variación de aproximadamente un 11,24% en el tipo de cambio real multilateral efectivo (TCRME).
3. Una limitación que posee este trabajo es el supuesto de una economía con resultados fiscales neutros respecto a las variables objetivo de estabilización de precios y de nivel de actividad, lo cual en principio, es una simplificación grande de las condiciones en que se realizan las políticas macroeconómicas en países como Uruguay. Este es un aspecto que queda pendiente para desarrollar en trabajos posteriores.

Bibliografía

- Aboal, Diego y Lorenzo, Fernando “*Regla Monetaria Optima para una Economía Pequeña, Abierta y Dolarizada*” (2004) CSIC-UdelaR.
- Aboal, Diego; Oddone, Gabriel; “*Reglas versus Discrecionalidad: La Política Monetaria en Uruguay entre 1920 y 2000*” (2003) CINVE.
- Baliño, Tomas; Bennett, Adam y Borensztein, Eduardo “*Monetary Policy in Dollarized Economies*” (1999) IMF, op171 Washington DC.
- Ball, Laurence; (1998) “*Policy Rules for Open Economy*” NBER Working Paper N° 6760.
- Basu, Susanto; Fernald, John G.; "Aggregate productivity and the productivity of aggregates," (1995) International Finance Discussion Papers 532, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Battini, Nicoletta; Harrison, Richard; Millard, Stephen P.; “*Monetary Policy Rules for an Open Economy*” (2001) *Working papers from Norges Bank*.
- Bernanke, Ben S.; y Gertler, Mark; “*Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission*” (1995) NBER Working Paper N° 5146.
- Blot, Christophe; Levieuge, Grégory; “*Are MCIs good indicators of economic activity? Evidence from the G7 countries*” (2008), Documento de trabajo No 2008-05, Laboratoire d’Economie d’Orléans.
- Brunner, Karl; Meltzer, Allan; "The Meaning of Monetary Indicators" (1967), en *Monetary Process and Policy*; Editorial Horwich.
- Burnell, Stephen J.; “*New Zealand’s Monetary Conditions Index: A Critical Analysis*” (1998), Agenda 5, pp. 477-486.
- Caballero, Juan Carlos; Martínez Pagés, Jorge; y Sastre, María Teresa; “*La utilización de los índices de condiciones monetarias desde la perspectiva de un banco central*” (1997), Banco de España – Servicios de estudios, Documento de trabajo n° 9716.

- Caballero, Ricardo; Lyons, Richard; "External Effects in U.S. Procyclical Productivity" (1992) *Journal of Monetary Economics* 29(2), 209-225
- Cooper, Russell; Haltiwanger, John; "Evidence on Macroeconomic Complementarities," (1996) *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 78(1), pages 78-93
- Dennis, Richard; "A monetary conditions index for New Zealand," (1997), Documento de trabajo G97/1, Reserve Bank of New Zealand.
- Diamond, Peter "Money in Search Equilibrium," (1982) Working papers 297, Massachusetts Institute of Technology (MIT), Department of Economics
- Eika, Kari H.; Ericsson, Neil R., Nymoen, Ragnar "Hazards in implementing a monetary conditions index" (1996), Department of Economics, University of Oxford, vol. 58(4), pag. 765-90, November.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55 (March), pp. 251-276
- Ericsson, Neil R.; Jansen, Eilev S., Kerbeshian, Neva A.; Nymoen, Ragnar; "Interpreting a Monetary Conditions Index in Economic Policy. In: Topic in Monetary Policy Modelling" (1980), Paper Vol. 6 Bank for International Settlements.
- Fischer, Andreas; Orr, Adrián "The Determinants and Properties of Monetary Conditions" (1994,) OECD Working Papers.
- Freedman, Charles "The role of monetary conditions and the monetary conditions index in the conduct of policy" (1995,) *Bank of Canada*.
- Freedman, Charles; Longworth, David; "La Conducción de la Política Monetaria en el Banco de Canadá: Modelos y Pronósticos" (2000), Documento preparado para la conferencia *Estabilización y Política Monetaria: La Experiencia Internacional*, organizada por el Banco de México.
- Gauthier, Céline; Graham, Christopher; y Liu, Ying; "Financial Conditions Indices for Canada" (2003) CEA 37th Annual Meeting Carleton University, Ottawa, Ontario, Canadá.

- Gerlach, Stefan; y Smets, Frank; “*MCIs and monetary policy*” (2000) *European Economic Review* 44, 1677-1700.
- Green, John; “*Inflation Targeting: Theory and Policy Implications*” (1996) FMI WP9665.
- Longworth, D. y B. O’Reilly; “*The Monetary Transmission Mechanism and Policy Rules in Canada*” (2000), *Central Bank of Chile* Documento de Trabajo No. 72.
- Mayes, David y Virén, Matti; “*The exchange rate and monetary conditions in the euro area*” (1998), *Bank of Finland Discussion Paper*, No. 27/98.
- Mies, Verónica; Morande, Felipe; Tapia; Matias “*Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos Para Una Vieja Discusión*” (2003), Banco Central de Chile, Documento de Trabajo No. 181.
- Mishkin, F.; Savastano, M. “*Estrategias de Política Monetaria para América Latina*” (2000) NBER WP 7617.
- Morón P. Eduardo, y Winkelried Q., Diego; “*Reglas de política monetaria para economías financieramente vulnerables*” (2002).
- Rotemberg, J. Julio; “*A Monetary Equilibrium Model with Transactions Costs*” (1982), Documento de Trabajo 0978, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Romer, David; “*Macroeconomía Avanzada*” (2006), Editorial Mc Graw Hill, Tercera edición.
- Sheshinski, Eytan; Weiss, Yoram; “*Inflation and costs of price adjustment*” (1977) *The Review of Economic Studies*, Vol. 44, No. 2, pp. 287-303.
- Stevens, G.R. “*Pitfalls in the Use of Monetary Conditions Indexes*” (1998) Reserve Bank of Australia Bulletin.
- Svensson, Lars; “*Open-economy inflation targeting*” (2000) *Journal of International Economics*.
- Varela Loschiavo, Gonzalo; y Vera Iglesias, Cecilia; “*Mecanismos de transmisión de la política monetaria-cambiaria a precios*” (2002).

Walsh, Carl; "*Monetary theory and policy*" (2003) *Segunda Edición.*, The MIT Press.

Anexo Metodológico [A]

Análisis de Cointegración – Metodología Engle-Granger

En el análisis de series temporales multivariadas existen métodos que se aplican a series estacionarias y métodos aplicables a series no estacionarias.

Encontrar relaciones entre variables no estacionarias mediante métodos que no se aplican a las mismas se conoce como relaciones espúreas y su aplicación lleva a resultados equivocados.

Considérese el caso de tener dos series Y_t, Z_t . Se puede escribir la relación de la forma $Y_t = bZ_t + \varepsilon_t$. Si las series son no estacionarias dicha regresión es espúrea.

Se puede vislumbrar entonces cuatro casos:

- ∞ Y_t, Z_t estacionarias. Regresión lineal. $Y_t = bZ_t + \varepsilon_t$
- ∞ Y_t, Z_t integradas de distinto orden. La regresión lineal $Y_t = bZ_t + \varepsilon_t$ no tiene sentido.
- ∞ Y_t, Z_t integradas de mismo orden. $Y_t = bZ_t + \varepsilon_t$, con ε_t no estacionaria la regresión lineal no tiene sentido por lo que se recomienda trabajar en diferencias.
- ∞ Y_t, Z_t integradas de mismo orden, y ε_t es estacionaria. Entonces Y_t, Z_t cointegradas. Se recomienda trabajar con vectores de corrección de error (VECM)

Cointegración:

Las variables integrantes del vector $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ se dicen cointegradas de si:

- ∞ Todos los componentes del vector son integradas del mismo orden d .
- ∞ Existe un vector $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)'$ tal que la combinación lineal $\beta' x_t$ es de orden j , con $j < d$.

El sistema se encuentra en equilibrio a largo plazo si se cumple $\beta' x_t = 0$

La desviación de equilibrio se define como $\beta' x_t = e_t$

Al analizar la relación existente entre un conjunto de series temporales, primero se debe estudiar si las mismas son estacionarias, en caso de que no lo sean, se procede a analizar el orden de integración y por último se analiza si las mismas están cointegradas. En caso de estar cointegradas se recomienda la utilización de los modelos VEC.

Para estudiar la presencia de una relación de cointegración entre las variables, se utiliza típicamente la metodología presentada por Engle y Granger.

Una de las condiciones básicas para la existencia de una relación de cointegración de variables, es que las mismas tengan el mismo orden de integración.

Por ello, el primer paso de esta metodología es determinar el orden de integración de las variables involucradas. Para ello, se utiliza o bien el test de Dikey-Fuller aumentado o el de Phillips-Perron. En el presente trabajo, para determinar el orden de integración se utilizó las herramientas del software Demetra v2.0.

Si las variables no tienen el mismo orden de integración, por definición no están cointegradas, por lo que no se puede encontrar una relación a largo plazo entre aquellas.

El segundo paso de la metodología consiste en estimar la relación de equilibrio a largo plazo, que tratándose de dos variables x_t , y_t , la ecuación sería de la forma de la siguiente:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + R_t$$

donde R_t es un proceso estacionario, pero no necesariamente un ruido blanco.

Para que exista una relación de cointegración, la serie de los residuos estimados de la relación de largo plazo debe ser estacionaria

El tercer paso consiste en la estimación del Error Correction Model (ECM). Si se deduce que las variables están cointegradas, los residuos de la relación de cointegración pueden ser usados para estimar la relación de corto plazo.

Si se toma, para ejemplificar, como punto de partida un autoregressive distributed lag (ADL) (1,1,1):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

En el equilibrio de largo plazo se tiene que $y_t = y_{t-1}$ y $x_t = x_{t-1}$, por lo que:

$$(1 - \alpha_1)y = \alpha_0 + (\gamma_0 + \gamma_1)x$$

Tomando la ecuación anterior, una respuesta de y_t a un cambio en x_t está dada por:

$$\beta_1 = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \alpha_1}$$

Reescribiendo la ecuación del ADL, se obtiene lo siguiente:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \gamma_0(x_t - x_{t-1}) + (\gamma_0 + \gamma_1)x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Reordenando los términos se obtiene:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \gamma_0 \Delta x_t + \varepsilon_t$$

En esta ecuación se aprecia que los desvíos del equilibrio explican la dinámica de corto plazo de y_t , de allí surge la denominación *Error Correction Model*.

Los modelos VECM permiten modelizar las relaciones de largo plazo de las variables junto con la dinámica de corto plazo. Se supone que en el largo plazo las variables tienden a moverse en forma conjunta, pudiendo existir desvíos en el corto plazo. Al incluir el término de corrección de error se supone que el sistema tiende al equilibrio.

El modelo VECM se define

$$\Delta y_t = \mu + \sum_i \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \Pi y_{t-1} + \varphi D_t + \varepsilon_t$$

Donde:

- ∞ y_t vector de variables
- ∞ Γ_i matriz de coeficientes que mide efectos transitorios
- ∞ D_t vector de variables auxiliares, variables de intervención o que reflejen la estacionalidad.
- ∞ Πy_{t-1} es el término de corrección de error.
- ∞ Se define $\Pi = \alpha\beta'$

- ∞ Los elementos de la matriz α representan la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo.
- ∞ ε_t termino de error con los supuestos clásicos. Se lo supone ruido blanco gausseano.

A los efectos de analizar si corresponde o no usar modelo de tipo VECM o VAR se analiza el rango de la matriz Π . El test de Johansen se basa en el análisis de dicha matriz.

Si el rango de Π es n , corresponde aplicar un modelo VAR en niveles.

Si el rango es 0, corresponde aplicar un modelo VAR en diferencias y si el rango $r < n$, existen r relaciones de cointegración.

Anexo Metodológico [B]

Pruebas de exógeneidad

En la determinación del poder explicativo de las variables incluidas dentro del modelo a estimar, el siguiente paso es el de testear la capacidad determinística de cada una de ellas. En este sentido, las variables poseen poder explicativo si son determinadas por sí mismas y no por otra variable involucrada en la relación elegida. De lo antes dicho es que se desprenden los conceptos de exogeneidad débil, exogeneidad fuerte y super exogeneidad.

Exogeneidad débil:

La distribución conjunta de las series y_t y x_t condicional sobre la información I_t , consistente en el pasado de estas series y el presente y el pasado de otras variables condicionales puede ser escrita como:

$$D_F(y_t, x_t | I_t, \lambda_t) = D_C(y_t | x_t, I_t, \lambda_{1t}) D_M(x_t | I_t, \lambda_{2t})$$

Donde D_F , D_C , y D_M refieren respectivamente a la densidad conjunta, condicional de y_t sobre x_t , y marginal de x_t . Los parámetros son denominados λ_t , λ_{1t} y λ_{2t} . El subíndice t permite que éstos no sean constantes en el tiempo.

De acuerdo a esto, Engle, Henry y Richard (1983) definen una variable x_t como débilmente exógena para un set de parámetros de interés θ si:

- a) θ es una función de los parámetros λ_{1t} únicamente, y
- b) λ_{1t} y los parámetros λ_{2t} del modelo marginal para x_t son de variación libre.

Si x_t es débilmente exógena respecto de θ , no hay pérdida de información acerca de θ si se deja de lado la modelización del proceso generador de x_t . Lo que es lo mismo, el

conocimiento de λ_{2t} no mejora la estimación de λ_{1t} en un período en que ambos son constantes. Los parámetros λ_{1t} son invariantes si cambios en λ_{2t} no conducen a cambios en λ_{1t} .

Exogeneidad fuerte:

Si además de la condición anterior, dichas variables están influidas por las variables endógenas en el sentido causal de Granger, se dice que son fuertemente exógenas.

Causalidad de Granger:

Z no se ve afectada por Y en el sentido de Granger si la distribución condicional del Z con respecto a su propio pasado es igual a dicha distribución más la de Y :

$$D(z_t / Z, \beta) = D(z_t / Z, Y, \beta)$$

La exogeneidad fuerte es necesaria para que las variables del modelo puedan ser utilizadas para explicar y a la vez también poder realizar predicciones.

Super exogeneidad:

Una variable se dice que es super exógena cuando además de ser débilmente exógena, los parámetros no dependen de los valores de dicha variable. Dicho de otra manera, una prueba de super exogeneidad consiste en contrastar si los valores de los parámetros de interés dependen de la política.

En los modelos VEC que se utilizan en este trabajo se puede hablar de exogeneidad débil de una variable si la misma no responde a desvíos del equilibrio de largo plazo.

Esta condición es necesaria para que las variables sean explicativas del modelo, y por eso será la definición de exogeneidad que más interesa a los efectos de realizar el trabajo.

Anexo Estadístico [A]

Modelizaciones SARIMA a partir del paquete estadístico Demetra v 2.0

Variables endógenas

Variable PBIURU

Information on Models	Model 1 (X-12-Arima)
Series Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Model Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Method	X-12-Arima
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	Logarithm
Mean Correction	Yes
Mean t-value	0.37 [-1.984, 1.984] 5%
Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC
Critical t-value	3.797
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(2 1 2)(0 1 1) (fixed)
Non-seas. AR (lag 1) value	0.8040
Non-seas. AR (lag 1) t-value	-23.99 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. AR (lag 2) value	0.9640
Non-seas. AR (lag 2) t-value	-29.32 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. MA (lag 1) value	0.7685
Non-seas. MA (lag 1) t-value	-24.82 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. MA (lag 2) value	0.9999
Non-seas. MA (lag 2) t-value	-27.10 [-1.984, 1.984] 5%
Seasonal MA (lag 4) value	-0.6331
Seasonal MA (lag 4) t-value	7.81 [-1.984, 1.984] 5%
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
DECOMPOSITION	
X-11 Decomposition	With ARIMA forecasts
X-11 Seasonal Filter	3x1 MA
X-11 Trend Filter	5-term Henderson MA
Seasonality	Significant
Information on Diagnostics	Model 1 (X-12-Arima)
SA quality index (stand. to 10)	1.731 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDUALS	
Ljung-Box on residuals	4.64 [0, 32.90] 0.1%
Ljung-Box on squared residuals	-- [0, ?] 0.1%
DESCRIPTION OF RESIDUALS	
Kurtosis	3.49 [1.35, 4.65] 0.1%
FORECAST ERROR	
Forecast error over last year	2.02% [0%, 15.0%] ad-hoc
OUTLIERS	
Percentage of outliers	0.00% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR DECOMPOSITION	
Combined statistic Q (M1, M3-M11)	0.29 [0, 1] ad-hoc

Variable INF

Information on Models	Model 1 (X-12-Arima)
Series Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Model Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Method	X-12-Arima
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	Logarithm
Mean Correction	Yes
Mean t-value	-0.13 [-1.984, 1.984] 5%
Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC; 1 Outlier(s) fixed
Critical t-value	3.797
AO Q3.2002 t-value	6.91 [-3.797, 3.797] crit.val.
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(2 1 2)(0 1 1) (fixed)
Non-seas. AR (lag 1) value	0.8107
Non-seas. AR (lag 1) t-value	-2.44 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. AR (lag 2) value	-0.0919
Non-seas. AR (lag 2) t-value	0.30 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. MA (lag 1) value	0.4893
Non-seas. MA (lag 1) t-value	-1.57 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. MA (lag 2) value	-0.3272
Non-seas. MA (lag 2) t-value	1.26 [-1.984, 1.984] 5%
Seasonal MA (lag 4) value	-1.0000
Seasonal MA (lag 4) t-value	13.67 [-1.984, 1.984] 5%
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
DECOMPOSITION	
X-11 Decomposition	With ARIMA forecasts
X-11 Seasonal Filter	3x1 MA
X-11 Trend Filter	5-term Henderson MA
Seasonality	Significant

Information on Diagnostics	Model 1 (X-12-Arima)
SA quality index (stand. to 10)	2.649 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDUALS	
Ljung-Box on residuals	6.55 [0, 32.90] 0.1%
Ljung-Box on squared residuals	-- [0, ?] 0.1%
DESCRIPTION OF RESIDUALS	
Kurtosis	3.16 [1.35, 4.65] 0.1%
FORECAST ERROR	
Forecast error over last year	0.78% [0%, 15.0%] ad-hoc
OUTLIERS	
Percentage of outliers	1.04% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR DECOMPOSITION	
Combined statistic Q (M1, M3-M11)	0.77 [0, 1] ad-hoc

Variable TIRE

Information on Models	Model 1 (X-12-Arima)
Series Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Model Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q2.2007 (94)
Method	X-12-Arima
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	Logarithm
Mean Correction	Yes
Mean t-value	-0.56 [-1.984, 1.984] 5%
Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC
Critical t-value	3.793
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(0 1 1)(0 1 1) (fixed)
Non-seas. MA (lag 1) value	-0.4412
Non-seas. MA (lag 1) t-value	4.97 [-1.984, 1.984] 5%
Seasonal MA (lag 4) value	-0.9999
Seasonal MA (lag 4) t-value	11.18 [-1.984, 1.984] 5%
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
DECOMPOSITION	
X-11 Decomposition	With ARIMA forecasts
X-11 Seasonal Filter	3x1 MA
X-11 Trend Filter	5-term Henderson MA
Seasonality	Significant

Information on Diagnostics	Model 1 (X-12-Arima)
SA quality index (stand. to 10)	3.178 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDUALS	
Ljung-Box on residuals	5.02 [0, 32.90] 0.1%
Ljung-Box on squared residuals	-- [0, ?] 0.1%
DESCRIPTION OF RESIDUALS	
Kurtosis	3.39 [1.34, 4.66] 0.1%
FORECAST ERROR	
Forecast error over last year	3.83% [0%, 15.0%] ad-hoc
OUTLIERS	
Percentage of outliers	0.00% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR DECOMPOSITION	
Combined statistic Q (M1, M3-M11)	0.95 [0, 1] ad-hoc

Variable TCREM

Information on Models	Model 1 (Tramo-Seats)
Series Span (n° of obs)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Model Span (n° of obs)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Method	Tramo/Seats
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	Logarithm
Mean Correction	Yes
Mean t-value	-1.98 [-1.984, 1.984] 5%
Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AOLS,TC; 4 Outlier(s) fixed
Critical t-value	3.409
LS Q4.1989 t-value	12.75 [-3.409, 3.409] crit.val.
LS Q2.1988 t-value	-4.61 [-3.409, 3.409] crit.val.
AO Q2.1996 t-value	-3.86 [-3.409, 3.409] crit.val.
LS Q4.1990 t-value	3.68 [-3.409, 3.409] crit.val.
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(0 1 1)(0 0 0) (fixed)
Non-seas MA (lag 1) value	-0.0496
Non-seas MA (lag 1) t-value	-0.48 [-1.984, 1.984] 5%
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
DECOMPOSITION	
ARIMA Decomposition	Exact
Seasonality	Non-seasonal model used

Information on Diagnostics	Model 1 (X-12-Arima)
SA quality index (stand. to 10)	4.977 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDUALS	
Ljung-Box on residuals	5.60 [0, 32.90] 0.1%
Ljung-Box on squared residuals	-- [0, ?] 0.1%
DESCRIPTION OF RESIDUALS	
Kurtosis	4.32 [1.35, 4.65] 0.1%
FORECAST ERROR	
Forecast error over last year	4.96% [0%, 15.0%] ad-hoc
OUTLIERS	
Percentage of outliers	1.04% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR DECOMPOSITION	
Combined statistic Q (M1, M3-M11)	0.98 [0, 1] ad-hoc

Variables exógenas

Variable PBIARG

Information on Models	Model 1 (X-12-Arima)
Series Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Model Span (n° of obs.)	Q1.1984 - Q3.2007 (95)
Method	X-12-Arima
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	None
Mean Correction	Yes
Mean t-value	0.88 [-1.984, 1.984] 5%
Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC
Critical t-value	3.795
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(2 1 2)(0 1 1) (fixed)
Non-seas. AR (lag 1) value	0.8397
Non-seas. AR (lag 1) t-value	-6.45 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. AR (lag 2) value	0.7366
Non-seas. AR (lag 2) t-value	-6.54 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. MA (lag 1) value	1.0860
Non-seas. MA (lag 1) t-value	-9.62 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. MA (lag 2) value	0.8329
Non-seas. MA (lag 2) t-value	-9.05 [-1.984, 1.984] 5%
Seasonal MA (lag 4) value	-0.6923
Seasonal MA (lag 4) t-value	7.82 [-1.984, 1.984] 5%
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
DECOMPOSITION	
X-11 Decomposition	With ARIMA forecasts
X-11 Seasonal Filter	3x5 MA
X-11 Trend Filter	5-term Henderson MA
Seasonality	Significant

Information on Diagnostics	Model 1 (X-12-Arima)
SA quality index (stand. to 10)	2.617 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDUALS	
Ljung-Box on residuals	10.91 [0, 32.90] 0.1%
Ljung-Box on squared residuals	- [0, ?] 0.1%
DESCRIPTION OF RESIDUALS	
Kurtosis	2.84 [1.35, 4.65] 0.1%
FORECAST ERROR	
Forecast error over last year	9.35% [0%, 15.0%] ad-hoc
OUTLIERS	
Percentage of outliers	0.00% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR DECOMPOSITION	
Combined statistic Q (M1, M3-M11)	0.26 [0, 1] ad-hoc

Variable PBIBRA

Information on Models	Model 1 (X-12-Arima)
Series Span (n° of obs)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Model Span (n° of obs)	Q1.1984 - Q4.2007 (96)
Method	X-12-Arima
PRE-ADJUSTMENT	
Transformation	None
Mean Correction	Yes
Mean t-value	0.60 [-1.984, 1.984] 5%
Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC; 3 Outlier(s) fixed
Critical t-value	3.797
AO Q1.1985 t-value	7.49 [-3.797, 3.797] crit.val.
AO Q2.1990 t-value	-4.06 [-3.797, 3.797] crit.val.
AO Q4.1990 t-value	-4.45 [-3.797, 3.797] crit.val.
Corr. for Missing Obs.	None
Corr. for Other Regr. Effects	None
Specif. of the ARIMA model	(2 1 0)(0 1 1) (fixed)
Non-seas. AR (lag 1) value	-0.1446
Non-seas. AR (lag 1) t-value	1.60 [-1.984, 1.984] 5%
Non-seas. AR (lag 2) value	0.4867
Non-seas. AR (lag 2) t-value	-5.08 [-1.984, 1.984] 5%
Seasonal MA (lag 4) value	-0.7665
Seasonal MA (lag 4) t-value	10.49 [-1.984, 1.984] 5%
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
DECOMPOSITION	
X-11 Decomposition	With ARIMA forecasts
X-11 Seasonal Filter	3x1 MA
X-11 Trend Filter	5-term Henderson MA
Seasonality	Significant

Information on Diagnostics	Model 1 (X-12-Arima)
SA quality index (stand. to 10)	2.593 [0, 10] ad-hoc
STATISTICS ON RESIDUALS	
Ljung-Box on residuals	8.38 [0, 32.90] 0.1%
Ljung-Box on squared residuals	-- [0, ?] 0.1%
DESCRIPTION OF RESIDUALS	
Kurtosis	3.01 [1.35, 4.65] 0.1%
FORECAST ERROR	
Forecast error over last year	2.39% [0%, 15.0%] ad-hoc
OUTLIERS	
Percentage of outliers	3.13% [0%, 5.0%] ad-hoc
CRITERIA FOR DECOMPOSITION	
Combined statistic Q (M1, M3-M11)	0.25 [0, 1] ad-hoc

Anexo Estadístico [B]

Test de cointegración de Johansen

Modelo ICM

Date: 02/25/09 Time: 02:47
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOGPBIURUSA LOGINFURUSA LOGTCREM LOGTIRESA
 Exogenous series: D(LOGPBIARGSA) D(LOGPBIBRASA) D(FE=1989.4) D(FE=1988.2)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.268719	53.34413	47.85613	0.0140
At most 1	0.177345	24.55208	29.79707	0.1781
At most 2	0.048110	6.592026	15.49471	0.6255
At most 3	0.022099	2.055866	3.841466	0.1516

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.268719	28.79205	27.58434	0.0349
At most 1	0.177345	17.96006	21.13162	0.1314
At most 2	0.048110	4.536160	14.26460	0.7989
At most 3	0.022099	2.055866	3.841466	0.1516

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOGPBIURUSA	LOGINFURUSA	LOGTCREM	LOGTIRESA
6.012972	3.944881	-2.068874	23.26648
-14.35768	-9.638575	-5.832374	-9.838734
8.122435	8.139952	-5.084271	2.389673

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

-1.136622 3.901001 1.943237 1.874658

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOGPBIURUSA)	-0.003650	0.004241	0.000634	0.002055
D(LOGINFURUSA)	0.018499	0.016302	-0.001416	-0.002150
D(LOGTCREM)	0.012491	0.000410	0.013669	-0.000148
D(LOGTIRESA)	-0.026369	-0.009501	0.003001	-0.002253

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 680.3353

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGPBIURUSA	LOGINFURUSA	LOGTCREM	LOGTIRESA
1.000000	0.656062	-0.344069	3.869381
	(0.16924)	(0.25797)	(0.60481)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGPBIURUSA)	-0.021949
	(0.01283)
D(LOGINFURUSA)	0.111237
	(0.03619)
D(LOGTCREM)	0.075110
	(0.04589)
D(LOGTIRESA)	-0.158556
	(0.03711)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 689.3153

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGPBIURUSA	LOGINFURUSA	LOGTCREM	LOGTIRESA
1.000000	0.000000	-32.60806	140.7934
		(12.7503)	(30.1658)
0.000000	1.000000	49.17829	-208.7060
		(19.0919)	(45.1694)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOGPBIURUSA)	-0.082839	-0.055276
	(0.03232)	(0.02163)
D(LOGINFURUSA)	-0.122816	-0.084145
	(0.08892)	(0.05949)
D(LOGTCREM)	0.069223	0.045325
	(0.11879)	(0.07948)
D(LOGTIRESA)	-0.022150	-0.012451
	(0.09451)	(0.06323)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 691.5834

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOGPBIURUSA	LOGINFURUSA	LOGTCREM	LOGTIRESA
-------------	-------------	----------	-----------

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

1.000000	0.000000	0.000000	11.40157 (2.91615)
0.000000	1.000000	0.000000	-13.56196 (4.11690)
0.000000	0.000000	1.000000	-3.968094 (0.86233)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LOGPBIURUSA)	-0.077692 (0.03643)	-0.050118 (0.02743)	-0.020404 (0.01662)
D(LOGINFURUSA)	-0.134317 (0.10026)	-0.095672 (0.07548)	-0.126150 (0.04573)
D(LOGTCREM)	0.180246 (0.13106)	0.156587 (0.09866)	-0.097729 (0.05978)
D(LOGTIRESA)	0.002222 (0.10642)	0.011974 (0.08012)	0.094708 (0.04855)

Vector de corrección del error (VECM)

Modelo ICM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/24/09 Time: 14:42
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGPBIURUSA(-1)	1.000000			
LOGINFURUSA(-1)	0.656062 (0.16924) [3.87661]			
LOGTCREM(-1)	-0.344069 (0.25797) [-1.33376]			
LOGTIRESA(-1)	3.869381 (0.60481) [6.39766]			
C	-3.045976			
Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	-0.021949 (0.01283) [-1.71045]	0.111237 (0.03619) [3.07367]	0.075110 (0.04589) [1.63677]	-0.158556 (0.03711) [-4.27302]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.183602 (0.11066) [-1.65922]	0.396155 (0.31207) [1.26945]	-0.085699 (0.39570) [-0.21657]	-0.478827 (0.31997) [-1.49648]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.032548 (0.11687) [-0.27850]	-0.180280 (0.32958) [-0.54699]	0.975875 (0.41791) [2.33511]	-0.181189 (0.33793) [-0.53618]
D(LOGPBIURUSA(-3))	0.071066 (0.11339) [0.62672]	0.542650 (0.31979) [1.69689]	0.293622 (0.40549) [0.72411]	-0.754261 (0.32789) [-2.30038]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.163095 (0.06005) [-2.71584]	0.165078 (0.16936) [0.97471]	0.010655 (0.21475) [0.04962]	0.359550 (0.17365) [2.07056]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.174635	0.073034	0.181466	0.098979

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

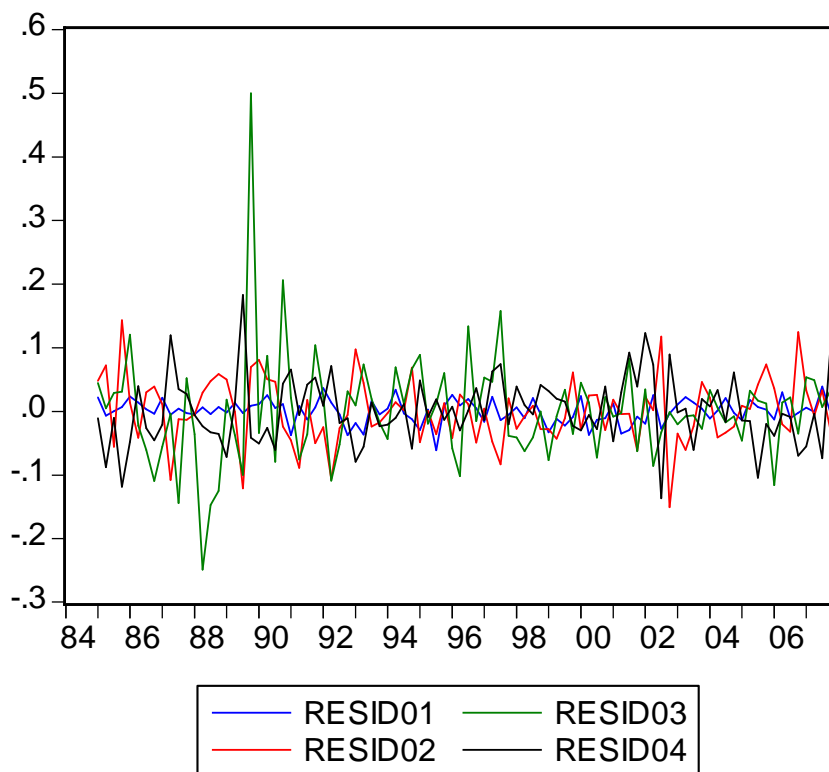
	(0.06627)	(0.18688)	(0.23697)	(0.19161)
	[-2.63534]	[0.39080]	[0.76578]	[0.51655]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.119665	-0.521842	0.233518	0.312978
	(0.06755)	(0.19050)	(0.24155)	(0.19532)
	[1.77158]	[-2.73939]	[0.96675]	[1.60240]
D(LOGTCREM(-1))	0.005172	-0.028653	0.378812	-0.029297
	(0.02920)	(0.08235)	(0.10442)	(0.08444)
	[0.17711]	[-0.34794]	[3.62772]	[-0.34698]
D(LOGTCREM(-2))	-0.041003	0.120931	-0.102904	-0.081752
	(0.02367)	(0.06675)	(0.08464)	(0.06844)
	[-1.73227]	[1.81160]	[-1.21573]	[-1.19444]
D(LOGTCREM(-3))	0.030485	-0.014041	0.004377	-0.105616
	(0.02421)	(0.06828)	(0.08658)	(0.07001)
	[1.25904]	[-0.20562]	[0.05055]	[-1.50853]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.074787	0.360528	-0.178965	0.112033
	(0.06148)	(0.17339)	(0.21985)	(0.17777)
	[-1.21644]	[2.07935]	[-0.81403]	[0.63020]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.187803	0.200333	0.019427	0.068143
	(0.06541)	(0.18448)	(0.23392)	(0.18915)
	[-2.87101]	[1.08595]	[0.08305]	[0.36026]
D(LOGTIRESA(-3))	0.060434	-0.483155	0.117426	0.320505
	(0.06204)	(0.17496)	(0.22185)	(0.17939)
	[0.97415]	[-2.76155]	[0.52931]	[1.78667]
C	0.005991	-0.012628	-0.008622	0.012308
	(0.00274)	(0.00772)	(0.00980)	(0.00792)
	[2.18721]	[-1.63465]	[-0.88022]	[1.55396]
D(LOGPBIBRASA)	0.147426	0.263982	-0.646606	-0.176240
	(0.10732)	(0.30266)	(0.38378)	(0.31032)
	[1.37370]	[0.87220]	[-1.68486]	[-0.56792]
D(LOGPBIARGSA)	0.104107	0.170742	0.584744	0.004423
	(0.10756)	(0.30335)	(0.38465)	(0.31103)
	[0.96787]	[0.56286]	[1.52021]	[0.01422]
D(FE=1989.4)	-0.003865	-0.001926	0.520140	0.001163
	(0.01984)	(0.05596)	(0.07096)	(0.05738)
	[-0.19477]	[-0.03441]	[7.33046]	[0.02027]
D(FE=1988.2)	0.006283	-0.010495	-0.106981	0.005869
	(0.01514)	(0.04270)	(0.05415)	(0.04379)
	[0.41490]	[-0.24576]	[-1.97564]	[0.13404]
R-squared	0.452192	0.427174	0.549268	0.468194
Adj. R-squared	0.326344	0.295578	0.445721	0.346023

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

Sum sq. resids	0.031008	0.246616	0.396515	0.259260
S.E. equation	0.020470	0.057729	0.073200	0.059190
F-statistic	3.593162	3.246116	5.304549	3.832269
Log likelihood	237.2419	141.8564	120.0119	139.5564
Akaike AIC	-4.766129	-2.692529	-2.217649	-2.642531
Schwarz SC	-4.272736	-2.199136	-1.724256	-2.149138
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.06E-11
Determinant resid covariance	4.44E-12
Log likelihood	680.3353
Akaike information criterion	-13.13772
Schwarz criterion	-11.05451

Estudio de atípicos para el VECM (variables dummies)



obs	RESID01	RESID02	RESID03	RESID04	obs	RESID01	RESID02	RESID03	RESID04
1984Q1	NA	NA	NA	NA	1996Q1	0,0256	-0,0422	-0,0578	0,0074
1984Q2	NA	NA	NA	NA	1996Q2	0,0093	0,0264	-0,1017	-0,0299
1984Q3	NA	NA	NA	NA	1996Q3	0,0194	0,0111	0,1339	0,0014
1984Q4	NA	NA	NA	NA	1996Q4	0,0047	-0,0490	-0,0153	0,0366
1985Q1	0,0219	0,0480	0,0447	-0,0110	1997Q1	-0,0165	0,0045	0,0529	-0,0140
1985Q2	-0,0070	0,0720	0,0049	-0,0875	1997Q2	0,0226	-0,0477	0,0467	0,0627
1985Q3	0,0002	-0,0556	0,0293	-0,0103	1997Q3	-0,0140	-0,0830	0,1577	0,0741
1985Q4	0,0068	0,1428	0,0307	-0,1187	1997Q4	-0,0054	0,0203	-0,0381	-0,0201
1986Q1	0,0233	0,0137	0,1202	-0,0480	1998Q1	0,0059	-0,0276	-0,0407	0,0389
1986Q2	0,0138	-0,0414	-0,0222	0,0397	1998Q2	-0,0106	-0,0076	-0,0624	0,0099
1986Q3	0,0031	0,0297	-0,0603	-0,0266	1998Q3	0,0207	0,0090	-0,0409	-0,0047
1986Q4	-0,0040	0,0392	-0,1092	-0,0452	1998Q4	-0,0042	-0,0279	-0,0001	0,0417
1987Q1	0,0212	0,0115	-0,0558	-0,0210	1999Q1	-0,0330	-0,0279	-0,0767	0,0322
1987Q2	-0,0050	-0,1083	-0,0041	0,1195	1999Q2	-0,0119	-0,0429	-0,0075	0,0199
1987Q3	0,0042	-0,0125	-0,1442	0,0349	1999Q3	-0,0225	-0,0106	0,0336	0,0154
1987Q4	-0,0027	-0,0133	0,0521	0,0274	1999Q4	-0,0090	0,0608	-0,0351	-0,0230
1988Q1	-0,0047	-0,0050	-0,0360	-0,0063	2000Q1	0,0237	-0,0291	0,0449	-0,0300
1988Q2	0,0063	0,0293	-0,2489	-0,0237	2000Q2	-0,0372	0,0249	0,0138	-0,0055
1988Q3	-0,0044	0,0477	-0,1472	-0,0327	2000Q3	-0,0133	0,0259	-0,0726	-0,0278
1988Q4	0,0068	0,0584	-0,1250	-0,0353	2000Q4	-0,0109	-0,0295	0,0222	0,0389
1989Q1	-0,0020	0,0498	0,0182	-0,0715	2001Q1	0,0125	0,0183	-0,0087	-0,0469
1989Q2	0,0132	-0,0007	-0,0374	0,0138	2001Q2	-0,0348	-0,0042	-0,0029	0,0299
1989Q3	-0,0029	-0,1211	-0,0999	0,1829	2001Q3	-0,0295	-0,0041	0,0826	0,0923
1989Q4	0,0087	0,0696	0,4999	-0,0414	2001Q4	-0,0082	-0,0618	-0,0623	0,0385
1990Q1	0,0117	0,0806	-0,0343	-0,0510	2002Q1	-0,0194	0,0226	0,0347	0,1228
1990Q2	0,0252	0,0502	0,0872	-0,0258	2002Q2	0,0254	0,0017	-0,0860	0,0729
1990Q3	0,0053	0,0469	-0,0795	-0,0608	2002Q3	-0,0275	0,1173	-0,0327	-0,1366
1990Q4	0,0110	-0,0239	0,2059	0,0438	2002Q4	-0,0036	-0,1508	-0,0015	0,0893

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

1991Q1	-0,0373	-0,0456	0,0213	0,0654	2003Q1	0,0107	-0,0349	-0,0204	-0,0018
1991Q2	0,0081	-0,0888	-0,0759	-0,0062	2003Q2	0,0225	-0,0610	-0,0077	0,0043
1991Q3	-0,0126	0,0179	-0,0364	0,0420	2003Q3	0,0138	-0,0236	-0,0065	-0,0607
1991Q4	0,0062	-0,0501	0,1041	0,0531	2003Q4	0,0044	0,0460	-0,0274	0,0196
1992Q1	0,0364	-0,0248	0,0234	0,0088	2004Q1	-0,0117	0,0212	0,0331	0,0077
1992Q2	0,0141	-0,1065	-0,1089	0,0707	2004Q2	0,0016	-0,0409	0,0058	0,0331
1992Q3	-0,0049	-0,0264	-0,0520	-0,0183	2004Q3	0,0207	-0,0332	-0,0175	-0,0165
1992Q4	-0,0374	-0,0058	0,0312	-0,0107	2004Q4	-0,0022	-0,0239	-0,0077	0,0614
1993Q1	-0,0187	0,0973	0,0096	-0,0795	2005Q1	-0,0139	0,0088	-0,0464	-0,0146
1993Q2	-0,0367	0,0445	0,0735	-0,0555	2005Q2	0,0179	0,0042	0,0323	-0,0152
1993Q3	0,0165	-0,0241	0,0196	0,0138	2005Q3	0,0069	0,0423	0,0170	-0,1042
1993Q4	-0,0049	-0,0174	-0,0179	-0,0234	2005Q4	0,0026	0,0733	0,0122	-0,0198
1994Q1	0,0045	-0,0026	-0,0436	-0,0206	2006Q1	-0,0128	0,0358	-0,1161	-0,0383
1994Q2	0,0341	0,0143	0,0692	-0,0103	2006Q2	0,0300	-0,0201	0,0141	-0,0042
1994Q3	-0,0035	0,0017	0,0119	0,0115	2006Q3	-0,0110	-0,0321	0,0218	-0,0090
1994Q4	-0,0122	0,0686	0,0666	-0,0586	2006Q4	-0,0021	0,1244	-0,0348	-0,0698
1995Q1	-0,0297	-0,0488	0,0888	0,0483	2007Q1	0,0057	0,0329	0,0532	-0,0552
1995Q2	0,0029	0,0008	-0,0193	-0,0092	2007Q2	-0,0007	-0,0068	0,0492	-0,0040
1995Q3	-0,0612	-0,0360	0,0122	0,0185	2007Q3	0,0393	0,0329	0,0067	-0,0737
1995Q4	0,0088	0,0129	0,0599	-0,0136	2007Q4	-0,0027	-0,0304	0,0332	0,1032

Prueba de exclusión de los parámetros de la ecuación de cointegración

Modelo ICM

Se testea la nulidad del parámetro asociado a la variable LOGPBIURUSA

B(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/28/09 Time: 13:09
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=0

A(2,1)=0

A(3,1)=0

A(4,1)=0

Convergence achieved after 7 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(4) 23.68205

Probability 0.000092

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGPBIURUSA(-1)	0.000000
LOGINFURUSA(-1)	-3.909794
LOGTCREM(-1)	2.983886
LOGTIRESA(-1)	15.89319
C	-20.12854

Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	-0.003791 (0.00176) [-2.14826]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.196712 (0.11225) [-1.75244]	0.313617 (0.32985) [0.95079]	-0.313708 (0.40925) [-0.76654]	-0.377072 (0.34830) [-1.08261]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.036432 (0.11660) [-0.31245]	-0.340567 (0.34263) [-0.99397]	0.659527 (0.42511) [1.55142]	0.028081 (0.36180) [0.07762]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGPBIURUSA(-3))	0.083674 (0.11059) [0.75659]	0.368713 (0.32498) [1.13456]	0.048926 (0.40321) [0.12134]	-0.518073 (0.34316) [-1.50971]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.176085 (0.06106) [-2.88395]	0.179148 (0.17942) [0.99850]	-0.039696 (0.22261) [-0.17832]	0.333972 (0.18945) [1.76284]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.197081 (0.06718) [-2.93350]	0.140696 (0.19742) [0.71268]	0.173856 (0.24494) [0.70978]	-0.002383 (0.20846) [-0.01143]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.097502 (0.06956) [1.40172]	-0.480496 (0.20440) [-2.35076]	0.179357 (0.25360) [0.70723]	0.246471 (0.21583) [1.14196]
D(LOGTCREM(-1))	0.005270 (0.02914) [0.18083]	-0.026738 (0.08563) [-0.31224]	0.382893 (0.10625) [3.60379]	-0.031770 (0.09042) [-0.35135]
D(LOGTCREM(-2))	-0.034900 (0.02345) [-1.48828]	0.092408 (0.06891) [1.34103]	-0.119381 (0.08550) [-1.39634]	-0.040838 (0.07276) [-0.56125]
D(LOGTCREM(-3))	0.032086 (0.02410) [1.33126]	-0.026061 (0.07082) [-0.36796]	-0.008254 (0.08787) [-0.09393]	-0.088899 (0.07479) [-1.18872]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.086535 (0.05930) [-1.45931]	0.469778 (0.17425) [2.69601]	-0.047705 (0.21620) [-0.22066]	-0.038388 (0.18400) [-0.20863]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.205553 (0.06255) [-3.28599]	0.331314 (0.18382) [1.80241]	0.155314 (0.22807) [0.68100]	-0.114178 (0.19410) [-0.58825]
D(LOGTIRESA(-3))	0.042082 (0.06154) [0.68379]	-0.402273 (0.18084) [-2.22441]	0.158023 (0.22438) [0.70427]	0.203922 (0.19096) [1.06788]
C	0.005394 (0.00260) [2.07417]	-0.006766 (0.00764) [-0.88549]	-0.001388 (0.00948) [-0.14638]	0.004256 (0.00807) [0.52745]
D(LOGPBIBRASA)	0.172818 (0.10714) [1.61297]	0.164565 (0.31484) [0.52269]	-0.679891 (0.39063) [-1.74049]	-0.031410 (0.33245) [-0.09448]
D(LOGPBIARGSA)	0.133269 (0.10254) [1.29968]	-0.051114 (0.30132) [-0.16963]	0.349290 (0.37385) [0.93430]	0.312752 (0.31817) [0.98297]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(FE=1989.4)	-0.009991 (0.01963) [-0.50899]	0.025994 (0.05768) [0.45065]	0.535375 (0.07157) [7.48079]	-0.038968 (0.06091) [-0.63978]
D(FE=1988.2)	0.007840 (0.01512) [0.51840]	-0.015935 (0.04444) [-0.35859]	-0.107820 (0.05514) [-1.95553]	0.013885 (0.04692) [0.29590]
R-squared	0.454431	0.380630	0.533386	0.390130
Adj. R-squared	0.329098	0.238342	0.426190	0.250025
Sum sq. resids	0.030881	0.266654	0.410487	0.297317
S.E. equation	0.020428	0.060029	0.074479	0.063386
F-statistic	3.625779	2.675072	4.975836	2.784548
Log likelihood	237.4304	138.2628	118.4189	133.2559
Akaike AIC	-4.770225	-2.614409	-2.183019	-2.505563
Schwarz SC	-4.276832	-2.121016	-1.689626	-2.012170
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.26E-11		
Determinant resid covariance		5.25E-12		
Log likelihood		668.4943		
Akaike information criterion		-12.88031		
Schwarz criterion		-10.79709		

Se testea la nulidad del parámetro asociado a la variable LOGTCRME

B(1,2)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/28/09 Time: 13:11
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

A(2,1)=0

A(3,1)=0

A(4,1)=0

Convergence achieved after 7 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(4)	19.71428
Probability	0.000569

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

LOGPBIURUSA(-1)	7.058020
-----------------	----------

LOGINFURUSA(-1)	0.000000
-----------------	----------

LOGTCREM(-1)	3.609970
--------------	----------

LOGTIRESA(-1)	20.56331
---------------	----------

C	-60.74450
---	-----------

Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
-------------------	-----------------	-----------------	--------------	---------------

CointEq1	-0.004433 (0.00156) [-2.84675]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
----------	--------------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	--------------------------------

D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.208304 (0.10883) [-1.91410]	0.218058 (0.32982) [0.66114]	-0.272562 (0.40387) [-0.67487]	-0.277373 (0.34973) [-0.79310]
--------------------	--------------------------------------	-------------------------------------	--------------------------------------	--------------------------------------

D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.058874 (0.11376) [-0.51752]	-0.444994 (0.34478) [-1.29067]	0.709696 (0.42219) [1.68101]	0.127340 (0.36559) [0.34831]
--------------------	--------------------------------------	--------------------------------------	-------------------------------------	-------------------------------------

D(LOGPBIURUSA(-3))	0.061278 (0.10929) [0.56069]	0.316184 (0.33123) [0.95457]	0.080076 (0.40560) [0.19743]	-0.479159 (0.35123) [-1.36424]
--------------------	-------------------------------------	-------------------------------------	-------------------------------------	--------------------------------------

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGINFURUSA(-1))	-0.177501 (0.05948) [-2.98408]	0.142541 (0.18027) [0.79069]	-0.025544 (0.22075) [-0.11572]	0.375165 (0.19116) [1.96259]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.194370 (0.06544) [-2.97010]	0.102915 (0.19834) [0.51889]	0.186239 (0.24287) [0.76684]	0.044270 (0.21031) [0.21050]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.090176 (0.06799) [1.32623]	-0.523671 (0.20607) [-2.54123]	0.199059 (0.25234) [0.78886]	0.289446 (0.21851) [1.32463]
D(LOGTCREM(-1))	0.010379 (0.02875) [0.36104]	-0.031615 (0.08713) [-0.36285]	0.381957 (0.10669) [3.57998]	-0.021027 (0.09239) [-0.22759]
D(LOGTCREM(-2))	-0.031149 (0.02313) [-1.34691]	0.089300 (0.07009) [1.27410]	-0.120241 (0.08582) [-1.40101]	-0.033501 (0.07432) [-0.45077]
D(LOGTCREM(-3))	0.035717 (0.02368) [1.50831]	-0.033701 (0.07177) [-0.46958]	-0.007391 (0.08788) [-0.08411]	-0.076408 (0.07610) [-1.00404]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.072679 (0.05888) [-1.23431]	0.488634 (0.17846) [2.73813]	-0.061983 (0.21852) [-0.28365]	-0.046588 (0.18923) [-0.24620]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.192085 (0.06204) [-3.09596]	0.344223 (0.18804) [1.83061]	0.143419 (0.23025) [0.62287]	-0.115843 (0.19939) [-0.58099]
D(LOGTIRESA(-3))	0.043504 (0.06043) [0.71985]	-0.413134 (0.18316) [-2.25559]	0.161241 (0.22428) [0.71892]	0.217971 (0.19422) [1.12230]
C	0.005916 (0.00257) [2.30554]	-0.005343 (0.00778) [-0.68702]	-0.002187 (0.00952) [-0.22965]	0.003117 (0.00825) [0.37801]
D(LOGPBIBRASA)	0.165550 (0.10508) [1.57550]	0.195794 (0.31846) [0.61481]	-0.687451 (0.38996) [-1.76287]	-0.074957 (0.33769) [-0.22197]
D(LOGPBIARGSA)	0.133137 (0.10003) [1.33100]	-0.105972 (0.30315) [-0.34956]	0.369438 (0.37122) [0.99520]	0.376457 (0.32146) [1.17110]
D(FE=1989.4)	-0.009867 (0.01928) [-0.51166]	0.023508 (0.05845) [0.40222]	0.536219 (0.07157) [7.49249]	-0.035951 (0.06197) [-0.58010]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(FE=1988.2)	0.007675 (0.01486) [0.51660]	-0.013900 (0.04502) [-0.30871]	-0.108478 (0.05513) [-1.96755]	0.011352 (0.04774) [0.23778]
R-squared	0.472965	0.363543	0.532958	0.368024
Adj. R-squared	0.351890	0.217330	0.425665	0.222841
Sum sq. resids	0.029832	0.274011	0.410863	0.308094
S.E. equation	0.020078	0.060851	0.074513	0.064525
F-statistic	3.906364	2.486394	4.967300	2.534888
Log likelihood	239.0202	137.0110	118.3768	131.6181
Akaike AIC	-4.804788	-2.587196	-2.182104	-2.469958
Schwarz SC	-4.311394	-2.093802	-1.688710	-1.976565
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.24E-11		
Determinant resid covariance		5.20E-12		
Log likelihood		670.4782		
Akaike information criterion		-12.92344		
Schwarz criterion		-10.84022		

Se testea la nulidad del parámetro asociado a la variable LOGTIRESA

B(1,3)=0

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/18/09 Time: 16:29

Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4

Included observations: 92 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=0

A(2,1)=0

A(3,1)=0

A(4,1)=0

Convergence achieved after 6 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(4) 16.396285629

Probability 0.0025309989

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGPBIURUSA(-1)	15.060518004			
LOGINFURUSA(-1)	8.8417598799			
LOGTCREM(-1)	0			
LOGTIRESA(-1)	26.631666578			
C	-78.76886288			
Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	-0.006104716 0.00176290 [-3.46287]	0 0 [NA]	0 0 [NA]	0 0 [NA]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.190905719 0.1055703009 [-1.80833]	0.1973273549 0.3218162999 [0.61317]	-0.144980989 0.3887706474 [-0.37292]	-0.252957950 0.337693759 [-0.74907]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.057223650 0.1113704734 [-0.51381]	-0.443891079 0.3394973146 [-1.30750]	0.9214300594 0.4101302227 [2.24668]	0.0997379471 0.3562471026 [0.27997]
D(LOGPBIURUSA(-3))	0.0391206145	0.3480870075	0.2755612224	-0.563896767

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

	0.1101938294	0.3359104801	0.4057971421	0.3524833044
	[0.35502]	[1.03625]	[0.67906]	[-1.59978]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.161958669	0.1225658656	-0.006367012	0.4111795691
	0.0582356321	0.177523181	0.2144571362	0.1862816471
	[-2.78109]	[0.69042]	[-0.02969]	[2.20730]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.164752069	0.0639189818	0.1622865634	0.1219674152
	0.0646297303	0.1970146953	0.2380038881	0.2067348146
	[-2.54917]	[0.32444]	[0.68187]	[0.58997]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.1139649930	-0.554204228	0.2311371193	0.3441634115
	0.0657517843	0.2004351200	0.2421359371	0.2103239929
	[1.73326]	[-2.76501]	[0.95458]	[1.63635]
D(LOGTCREM(-1))	0.0155337769	-0.038697715	0.3585290129	-0.004618815
	0.0287327955	0.0875879094	0.1058107009	0.0919092365
	[0.54063]	[-0.44182]	[3.38840]	[-0.05025]
D(LOGTCREM(-2))	-0.033571046	0.0923847394	-0.125077237	-0.038837441
	0.0228825790	0.0697543425	0.0842668345	0.0731958144
	[-1.46710]	[1.32443]	[-1.48430]	[-0.53060]
D(LOGTCREM(-3))	0.0387253461	-0.037777418	-0.017380473	-0.067384140
	0.0235571596	0.0718107071	0.0867510287	0.0753536339
	[1.64389]	[-0.52607]	[-0.20035]	[-0.89424]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.053899583	0.4623858735	-0.176217487	0.0175208060
	0.0601709221	0.1834226420	0.2215839884	0.1924721698
	[-0.89577]	[2.52088]	[-0.79526]	[0.09103]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.164964088	0.3069647894	0.0207367107	-0.029595595
	0.0641140820	0.1954428137	0.2361049742	0.2050853810
	[-2.57298]	[1.57061]	[0.08783]	[-0.14431]
D(LOGTIRESA(-3))	0.0661533960	-0.443269346	0.1224650450	0.2804543271
	0.0603439567	0.1839501139	0.2222212016	0.1930256655
	[1.09627]	[-2.40973]	[0.55110]	[1.45294]
C	0.0067636809	-0.006532977	-0.007688737	0.0060630661
	0.0026321744	0.008023815	0.0096931823	0.0084196870
	[2.56962]	[-0.81420]	[-0.79321]	[0.72011]
D(LOGPBIBRASA)	0.1289114732	0.2445590504	-0.623719116	-0.176184710
	0.1048588527	0.3196475494	0.3861506851	0.3354180090
	[1.22938]	[0.76509]	[-1.61522]	[-0.52527]
D(LOGPBIARGSA)	0.1054144819	-0.067849630	0.4973810271	0.2879170692
	0.1009703802	0.3077940848	0.3718310901	0.3229797298
	[1.04401]	[-0.22044]	[1.33765]	[0.89144]
D(FE=1989.4)	-0.003507561	0.0150510259	0.525631489	-0.018451879
	0.0192218391	0.0585950886	0.0707858817	0.0614859965

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

		[-0.18248]	[0.25686]	[7.42565]	[-0.30010]
D(FE=1988.2)	0.0058341646	-0.011470309	-0.106606532	0.0064666562	
	0.0147412169	0.0449365385	0.0542856504	0.0471535737	
	[0.39577]	[-0.25526]	[-1.96381]	[0.13714]	
R-squared	0.4809660621	0.3658823156	0.5471042713	0.3833826707	
Adj. R-squared	0.3617285358	0.2202066314	0.4430606580	0.2417273383	
Sum sq. resids	0.0293789168	0.2730035757	0.3984182250	0.3006064746	
S.E. equation	0.0199251697	0.0607390937	0.0733759502	0.0637357800	
F-statistic	4.0336803113	2.5116224272	5.2584128309	2.7064471507	
Log likelihood	239.72391943	137.18037029	119.79157094	132.74978263	
Akaike AIC	-4.820085205	-2.590877615	-2.212860237	-2.494560492	
Schwarz SC	-4.326691787	-2.097484197	-1.719466820	-2.001167074	
Mean dependent	0.0077778109	-0.003855790	-0.004000186	-0.001962161	
S.D. dependent	0.0249401646	0.06878204	0.0983217929	0.0731931782	
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.1271788286			
Determinant resid covariance		4.718113590			
Log likelihood		672.13714834			
Akaike information criterion		-12.95950322			
Schwarz criterion		-10.87628657			

Se testea la nulidad del parámetro asociado a la variable LOGINFSA

B(1,4)=0

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/30/08 Time: 17:33

Sample (adjusted): 1985Q2 2007Q4

Included observations: 91 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,4)=0

A(2,1)=0

A(3,1)=0

A(4,1)=0

Convergence achieved after 7 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(4) 26.67870

Probability 0.000023

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGPBIURU(-1)	966.7189
LOGTCRME(-1)	386.0427
LOGTIREX(-1)	1055.797
LOGINF(-1)	0.000000
C	-7450.775

Error Correction:	D(LOGPBIURU)	D(LOGTCRME)	D(LOGTIREX)	D(LOGINF)
CointEq1	-2.46E-05 (1.1E-05) [-2.23016]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOGPBIURU(-1))	0.531771 (0.10277) [5.17458]	-1.890958 (1.26921) [-1.48987]	0.018398 (0.93345) [0.01971]	-0.179316 (0.93556) [-0.19167]
D(LOGPBIURU(-2))	0.024986 (0.10791) [0.23154]	0.649439 (1.33279) [0.48728]	-0.147583 (0.98021) [-0.15056]	-0.530033 (0.98242) [-0.53952]
D(LOGPBIURU(-3))	-0.025221 (0.09979) [-0.25274]	0.923479 (1.23242) [0.74932]	-0.729858 (0.90640) [-0.80523]	0.523079 (0.90844) [0.57580]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGPBIURU(-4))	-0.054775 (0.07940) [-0.68989]	-0.855190 (0.98060) [-0.87211]	1.360137 (0.72119) [1.88596]	-0.800677 (0.72282) [-1.10772]
D(LOGTCRME(-1))	0.008105 (0.01078) [0.75218]	-0.046200 (0.13309) [-0.34714]	-0.080324 (0.09788) [-0.82063]	0.068897 (0.09810) [0.70230]
D(LOGTCRME(-2))	0.010623 (0.01015) [1.04663]	-0.063779 (0.12536) [-0.50878]	-0.042847 (0.09220) [-0.46474]	0.049370 (0.09240) [0.53429]
D(LOGTCRME(-3))	0.024406 (0.01040) [2.34727]	0.109185 (0.12841) [0.85026]	0.130283 (0.09444) [1.37948]	-0.248957 (0.09466) [-2.63011]
D(LOGTCRME(-4))	-0.013612 (0.01091) [-1.24735]	0.182937 (0.13477) [1.35737]	0.052653 (0.09912) [0.53120]	0.068413 (0.09934) [0.68865]
D(LOGTIREX(-1))	-0.052926 (0.02827) [-1.87205]	0.395976 (0.34917) [1.13405]	-0.665167 (0.25680) [-2.59020]	1.032630 (0.25738) [4.01207]
D(LOGTIREX(-2))	-0.061032 (0.03126) [-1.95238]	-0.285455 (0.38608) [-0.73936]	0.309719 (0.28395) [1.09076]	-0.307105 (0.28459) [-1.07912]
D(LOGTIREX(-3))	0.065327 (0.03044) [2.14609]	0.105000 (0.37595) [0.27929]	0.015849 (0.27650) [0.05732]	-0.039088 (0.27712) [-0.14105]
D(LOGTIREX(-4))	-0.039217 (0.02924) [-1.34133]	0.213992 (0.36110) [0.59262]	-0.412986 (0.26557) [-1.55508]	0.204501 (0.26617) [0.76831]
D(LOGINF(-1))	-0.099642 (0.03035) [-3.28307]	0.065791 (0.37484) [0.17552]	-0.302990 (0.27568) [-1.09906]	0.739699 (0.27630) [2.67714]
D(LOGINF(-2))	-0.076429 (0.04139) [-1.84662]	-0.789512 (0.51117) [-1.54452]	0.438407 (0.37595) [1.16614]	-0.358991 (0.37679) [-0.95275]
D(LOGINF(-3))	0.088801 (0.03391) [2.61902]	-0.129221 (0.41876) [-0.30858]	0.283237 (0.30798) [0.91966]	-0.358513 (0.30867) [-1.16146]
D(LOGINF(-4))	-0.018561 (0.03151) [-0.58909]	0.306675 (0.38914) [0.78808]	-0.493847 (0.28620) [-1.72553]	0.207717 (0.28685) [0.72414]
C	-0.021684	-1.172352	-0.443864	-0.122218

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

	(0.05928)	(0.73211)	(0.53844)	(0.53965)
	[-0.36580]	[-1.60133]	[-0.82435]	[-0.22647]
LOGPBIARG	0.005605	0.254466	0.093349	0.028675
	(0.01288)	(0.15904)	(0.11697)	(0.11723)
	[0.43524]	[1.60005]	[0.79809]	[0.24461]
D(FE>=2002.300)	-0.054179	0.066256	0.427093	-0.441041
	(0.01369)	(0.16913)	(0.12439)	(0.12467)
	[-3.95648]	[0.39176]	[3.43364]	[-3.53779]
D(FE>=1992.100)	0.015127	0.067995	0.120965	-0.086994
	(0.00970)	(0.11984)	(0.08814)	(0.08834)
	[1.55901]	[0.56739]	[1.37247]	[-0.98481]
D(FE>=1991.100)	-0.025010	-0.070341	0.100252	-0.032607
	(0.01161)	(0.14343)	(0.10549)	(0.10573)
	[-2.15352]	[-0.49042]	[0.95037]	[-0.30842]
D(FE>=1985.200)	0.005945	0.055134	0.153458	-0.210898
	(0.00973)	(0.12012)	(0.08835)	(0.08854)
	[0.61120]	[0.45898]	[1.73702]	[-2.38183]
R-squared	0.815167	0.167947	0.597352	0.567601
Adj. R-squared	0.755368	-0.101247	0.467083	0.427707
Sum sq. resids	0.004798	0.731902	0.395889	0.397676
S.E. equation	0.008400	0.103746	0.076301	0.076473
F-statistic	13.63177	0.623889	4.585537	4.057363
Log likelihood	319.0678	90.32164	118.2820	118.0771
Akaike AIC	-6.506985	-1.479597	-2.094111	-2.089606
Schwarz SC	-5.872372	-0.844984	-1.459498	-1.454993
Mean dependent	0.007705	-0.003903	8.30E-05	-0.006922
S.D. dependent	0.016984	0.098862	0.104521	0.101088
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.04E-12		
Determinant resid covariance		1.26E-12		
Log likelihood		726.1722		
Akaike information criterion		-13.84994		
Schwarz criterion		-11.20112		

Test de normalidad de los residuos del VECM

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 H0: residuals are multivariate normal
 Date: 02/28/09 Time: 13:36
 Sample: 1984Q1 2007Q4
 Included observations: 93

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.220520	0.753748	1	0.3853
2	-0.007362	0.000840	1	0.9769
3	0.417545	2.702336	1	0.1002
4	0.405770	2.552066	1	0.1102
Joint		6.008990	4	0.1985

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.344310	1.665974	1	0.1968
2	2.979304	0.001660	1	0.9675
3	2.596941	0.629519	1	0.4275
4	3.546777	1.158489	1	0.2818
Joint		3.455642	4	0.4847

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.419722	2	0.2982
2	0.002500	2	0.9988
3	3.331855	2	0.1890
4	3.710555	2	0.1564
Joint	9.464631	8	0.3046

Test de autocorrelacion de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM
Tests
H0: no serial correlation at lag order h
Date: 02/28/09 Time: 13:41
Sample: 1984Q1 2007Q4
Included observations: 93

Lags	LM-Stat	Prob
1	30.51048	0.0155
2	16.14458	0.4429
3	26.04890	0.0533
4	16.15898	0.4419
5	12.45672	0.7120
6	12.25376	0.7263
7	22.28922	0.1341
8	14.09987	0.5913
9	9.504324	0.8912
10	16.75089	0.4019

Probs from chi-square with 16 df.

Contrastes de exogeneidad débil

Modelo ICM

Se realiza el test de la exogeneidad débil de la variable LOGPBIURUSA

A(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/28/09 Time: 14:25
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1

A(1,1)=0

Maximum iterations (500) reached.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.257234

Probability 0.132991

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGPBIURUSA(-1)	1.000000
LOGINFURUSA(-1)	0.752377 (0.55490) [1.35587]
LOGTCREM(-1)	-1.878225 (0.84585) [-2.22052]
LOGTIRESA(-1)	10.35285 (1.98310) [5.22054]
C	6.926573

Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	0.041866 (0.01116) [3.75091]	0.023931 (0.01457) [1.64267]	-0.054678 (0.01153) [-4.74222]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.160601 (0.11161)	0.437535 (0.30227)	-0.096289 (0.39448)	-0.485588 (0.31381)

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

		[-1.43899]	[1.44751]	[-0.24409]	[-1.54740]
D(LOGPBIURUSA(-2))	0.002263 (0.11676) [0.01938]	-0.142228 (0.31623) [-0.44976]	0.949249 (0.41270) [2.30010]	-0.164517 (0.32830) [-0.50111]	
D(LOGPBIURUSA(-3))	0.100861 (0.11322) [0.89086]	0.553862 (0.30663) [1.80629]	0.261622 (0.40017) [0.65378]	-0.716611 (0.31834) [-2.25111]	
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.157804 (0.06069) [-2.60026]	0.165602 (0.16436) [1.00754]	0.004340 (0.21450) [0.02023]	0.367842 (0.17064) [2.15569]	
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.175990 (0.06707) [-2.62380]	0.081144 (0.18166) [0.44668]	0.186638 (0.23708) [0.78724]	0.087830 (0.18860) [0.46571]	
D(LOGINFURUSA(-3))	0.125388 (0.06825) [1.83723]	-0.526881 (0.18484) [-2.85047]	0.224269 (0.24123) [0.92970]	0.328084 (0.19190) [1.70969]	
D(LOGTCREM(-1))	0.002082 (0.02962) [0.07028]	-0.003049 (0.08022) [-0.03800]	0.393674 (0.10469) [3.76039]	-0.062506 (0.08328) [-0.75054]	
D(LOGTCREM(-2))	-0.041379 (0.02433) [-1.70058]	0.148590 (0.06590) [2.25480]	-0.090511 (0.08600) [-1.05242]	-0.112660 (0.06842) [-1.64672]	
D(LOGTCREM(-3))	0.029366 (0.02481) [1.18353]	0.013371 (0.06720) [0.19898]	0.017582 (0.08770) [0.20048]	-0.137500 (0.06977) [-1.97090]	
D(LOGTIRESA(-1))	-0.091154 (0.06135) [-1.48580]	0.355085 (0.16616) [2.13706]	-0.161078 (0.21684) [-0.74283]	0.090567 (0.17250) [0.52503]	
D(LOGTIRESA(-2))	-0.206031 (0.06504) [-3.16796]	0.203765 (0.17614) [1.15684]	0.043443 (0.22987) [0.18899]	0.033843 (0.18286) [0.18507]	
D(LOGTIRESA(-3))	0.054478 (0.06268) [0.86909]	-0.485525 (0.16977) [-2.85991]	0.123768 (0.22156) [0.55862]	0.313119 (0.17625) [1.77655]	
C	0.005118 (0.00272) [1.88042]	-0.013179 (0.00737) [-1.78797]	-0.007780 (0.00962) [-0.80878]	0.011449 (0.00765) [1.49611]	
D(LOGPBIBRASA)	0.155365 (0.10847) [1.43231]	0.242454 (0.29378) [0.82530]	-0.665705 (0.38340) [-1.73633]	-0.139369 (0.30499) [-0.45696]	

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGPBIARGSA)	0.129039 (0.10873) [1.18679]	0.229423 (0.29448) [0.77909]	0.579228 (0.38431) [1.50719]	-0.018042 (0.30572) [-0.05901]
D(FE=1989.4)	-0.005226 (0.02015) [-0.25939]	-0.010945 (0.05457) [-0.20058]	0.517934 (0.07121) [7.27283]	0.008756 (0.05665) [0.15456]
D(FE=1988.2)	0.006386 (0.01533) [0.41662]	-0.009492 (0.04152) [-0.22864]	-0.106676 (0.05418) [-1.96890]	0.004945 (0.04310) [0.11473]
R-squared	0.438707	0.458705	0.548816	0.484778
Adj. R-squared	0.309762	0.334354	0.445165	0.366416
Sum sq. resids	0.031771	0.233041	0.396913	0.251175
S.E. equation	0.020720	0.056118	0.073237	0.058260
F-statistic	3.402267	3.688778	5.294867	4.095730
Log likelihood	236.1234	144.4608	119.9657	141.0137
Akaike AIC	-4.741812	-2.749148	-2.216646	-2.674211
Schwarz SC	-4.248419	-2.255755	-1.723253	-2.180818
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.07E-11		
Determinant resid covariance		4.48E-12		
Log likelihood		679.2067		
Akaike information criterion		-13.11319		
Schwarz criterion		-11.02997		

Se testea la exogeneidad débil de la variable LOGINFURUSA

A(2,1)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/28/09 Time: 14:26
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1

A(2,1)=0

Convergence achieved after 19 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 4.684401

Probability 0.030438

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGPBIURUSA(-1)	1.000000			
LOGINFURUSA(-1)	0.674646 (0.08705) [7.74970]			
LOGTCREM(-1)	0.104090 (0.13270) [0.78441]			
LOGTIRESA(-1)	1.944787 (0.31111) [6.25105]			
C	-5.969963			
Error Correction:	D(LOGPBIURUSA)	D(LOGINFURUSA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRESA)
CointEq1	-0.066860 (0.02678) [-2.49690]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.122116 (0.09782) [1.24843]	-0.148704 (0.05210) [-2.85436]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.192890 (0.10650) [-1.81117]	0.197080 (0.32366) [0.60892]	-0.147792 (0.39155) [-0.37745]	-0.286312 (0.33655) [-0.85073]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.056873 (0.11252) [-0.50547]	-0.448975 (0.34194) [-1.31304]	0.909622 (0.41367) [2.19891]	0.056505 (0.35556) [0.15892]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGPBIURUSA(-3))	0.040653 (0.11108) [0.36599]	0.341859 (0.33757) [1.01272]	0.262331 (0.40838) [0.64237]	-0.599621 (0.35101) [-1.70826]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.168527 (0.05874) [-2.86917]	0.130613 (0.17850) [0.73171]	0.005599 (0.21595) [0.02593]	0.385696 (0.18561) [2.07795]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.167864 (0.06486) [-2.58794]	0.068427 (0.19712) [0.34713]	0.169625 (0.23848) [0.71129]	0.116559 (0.20497) [0.56865]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.114670 (0.06605) [1.73611]	-0.555845 (0.20073) [-2.76915]	0.227988 (0.24284) [0.93885]	0.339457 (0.20872) [1.62635]
D(LOGTCREM(-1))	0.018517 (0.02910) [0.63633]	-0.042045 (0.08843) [-0.47545]	0.353832 (0.10698) [3.30732]	0.009897 (0.09196) [0.10763]
D(LOGTCREM(-2))	-0.030798 (0.02306) [-1.33563]	0.088911 (0.07008) [1.26878]	-0.130312 (0.08478) [-1.53712]	-0.028808 (0.07287) [-0.39535]
D(LOGTCREM(-3))	0.042201 (0.02382) [1.77174]	-0.042052 (0.07239) [-0.58095]	-0.023753 (0.08757) [-0.27124]	-0.054062 (0.07527) [-0.71825]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.057891 (0.06026) [-0.96067]	0.470018 (0.18313) [2.56652]	-0.162368 (0.22155) [-0.73286]	0.028295 (0.19043) [0.14859]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.163583 (0.06500) [-2.51684]	0.307831 (0.19752) [1.55846]	0.024358 (0.23896) [0.10193]	0.000266 (0.20539) [0.00130]
D(LOGTIRESA(-3))	0.069453 (0.06082) [1.14186]	-0.446711 (0.18485) [-2.41665]	0.117895 (0.22363) [0.52720]	0.299011 (0.19221) [1.55564]
C	0.006867 (0.00268) [2.56249]	-0.006547 (0.00814) [-0.80392]	-0.007607 (0.00985) [-0.77212]	0.007541 (0.00847) [0.89045]
D(LOGPBIBRASA)	0.126925 (0.10548) [1.20326]	0.245776 (0.32057) [0.76668]	-0.623020 (0.38782) [-1.60647]	-0.195552 (0.33334) [-0.58665]
D(LOGPBIARGSA)	0.090092 (0.10331) [0.87204]	-0.050820 (0.31397) [-0.16186]	0.521114 (0.37983) [1.37195]	0.211775 (0.32647) [0.64867]
D(FE=1989.4)	-0.005151	0.017398	0.529426	-0.021635

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

	(0.01926)	(0.05854)	(0.07082)	(0.06087)
	[-0.26743]	[0.29721]	[7.47580]	[-0.35543]
D(FE=1988.2)	0.006462	-0.012320	-0.107944	0.008131
	(0.01480)	(0.04499)	(0.05443)	(0.04678)
	[0.43650]	[-0.27384]	[-1.98321]	[0.17380]
R-squared	0.476286	0.364081	0.544512	0.392781
Adj. R-squared	0.355974	0.217991	0.439873	0.253285
Sum sq. resids	0.029644	0.273779	0.400698	0.296025
S.E. equation	0.020015	0.060825	0.073586	0.063248
F-statistic	3.958739	2.492173	5.203720	2.815710
Log likelihood	239.3110	137.0499	119.5291	133.4563
Akaike AIC	-4.811109	-2.588040	-2.207154	-2.509920
Schwarz SC	-4.317716	-2.094647	-1.713760	-2.016526
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.10E-11		
Determinant resid covariance		4.59E-12		
Log likelihood		677.9931		
Akaike information criterion		-13.08681		
Schwarz criterion		-11.00359		

Se testea la exogeneidad débil de la variable LOGTCREM

A(1,3)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/28/09 Time: 14:27
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1

A(3,1)=0

Convergence achieved after 118 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.813981

Probability 0.093446

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGPBIURUSA(-1)	1.000000
LOGINFURUSA(-1)	0.589425 (0.20794) [2.83460]
LOGTCREM(-1)	-0.262912 (0.31697) [-0.82947]
LOGTIRESA(-1)	4.468234 (0.74313) [6.01272]
C	-3.614381

Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	-0.019805 (0.01092) [-1.81349]	0.090032 (0.03076) [2.92683]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.134238 (0.03161) [-4.24690]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.189739 (0.11134) [-1.70413]	0.416204 (0.31470) [1.32254]	-0.100130 (0.40051) [-0.25000]	-0.512261 (0.32213) [-1.59022]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.038653 (0.11765) [-0.32854]	-0.164583 (0.33254) [-0.49492]	0.947887 (0.42322) [2.23972]	-0.210262 (0.34039) [-0.61770]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGPBIURUSA(-3))	0.068757 (0.11338) [0.60642]	0.542614 (0.32047) [1.69319]	0.263892 (0.40785) [0.64703]	-0.759367 (0.32804) [-2.31489]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.166392 (0.06019) [-2.76423]	0.179238 (0.17014) [1.05348]	0.013778 (0.21653) [0.06363]	0.338248 (0.17416) [1.94221]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.178253 (0.06621) [-2.69235]	0.090920 (0.18713) [0.48586]	0.192406 (0.23816) [0.80789]	0.073287 (0.19155) [0.38260]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.115727 (0.06770) [1.70946]	-0.504493 (0.19135) [-2.63653]	0.238626 (0.24352) [0.97989]	0.287102 (0.19587) [1.46581]
D(LOGTCREM(-1))	0.005388 (0.02917) [0.18470]	-0.029529 (0.08245) [-0.35813]	0.378777 (0.10494) [3.60963]	-0.027953 (0.08440) [-0.33120]
D(LOGTCREM(-2))	-0.040324 (0.02359) [-1.70925]	0.116724 (0.06668) [1.75045]	-0.107688 (0.08486) [-1.26895]	-0.076092 (0.06826) [-1.11479]
D(LOGTCREM(-3))	0.030664 (0.02417) [1.26845]	-0.015523 (0.06833) [-0.22719]	0.001919 (0.08696) [0.02207]	-0.103756 (0.06994) [-1.48347]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.074548 (0.06128) [-1.21645]	0.365552 (0.17321) [2.11040]	-0.159786 (0.22045) [-0.72483]	0.107612 (0.17730) [0.60694]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.187876 (0.06515) [-2.88394]	0.207240 (0.18413) [1.12549]	0.040628 (0.23434) [0.17337]	0.061170 (0.18848) [0.32454]
D(LOGTIRESA(-3))	0.058869 (0.06185) [0.95180]	-0.473232 (0.17482) [-2.70701]	0.129163 (0.22248) [0.58055]	0.307235 (0.17894) [1.71693]
C	0.006043 (0.00274) [2.20850]	-0.012541 (0.00773) [-1.62154]	-0.007679 (0.00984) [-0.78016]	0.012338 (0.00792) [1.55852]
D(LOGPBIBRASA)	0.150363 (0.10710) [1.40395]	0.247514 (0.30272) [0.81764]	-0.661737 (0.38526) [-1.71764]	-0.153463 (0.30986) [-0.49526]
D(LOGPBIARGSA)	0.102436 (0.10744) [0.95345]	0.167607 (0.30367) [0.55194]	0.553258 (0.38647) [1.43155]	0.003793 (0.31084) [0.01220]
D(FE=1989.4)	-0.004568	0.002348	0.524818	-0.004618

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

	(0.01976)	(0.05586)	(0.07109)	(0.05717)
	[-0.23117]	[0.04204]	[7.38295]	[-0.08076]
D(FE=1988.2)	0.006540	-0.011828	-0.107955	0.007757
	(0.01512)	(0.04275)	(0.05441)	(0.04376)
	[0.43241]	[-0.27669]	[-1.98426]	[0.17726]
R-squared	0.453380	0.425857	0.544897	0.468742
Adj. R-squared	0.327805	0.293959	0.440346	0.346696
Sum sq. resids	0.030940	0.247183	0.400360	0.258993
S.E. equation	0.020448	0.057795	0.073555	0.059160
F-statistic	3.610431	3.228690	5.211789	3.840708
Log likelihood	237.3418	141.7507	119.5679	139.6038
Akaike AIC	-4.768300	-2.690233	-2.207997	-2.643561
Schwarz SC	-4.274907	-2.196840	-1.714604	-2.150168
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.06E-11		
Determinant resid covariance		4.46E-12		
Log likelihood		678.9283		
Akaike information criterion		-13.10714		
Schwarz criterion		-11.02392		

Se testea la exogeneidad débil de la variable LOGTIRESA

A(1,4)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 02/28/09 Time: 14:28
 Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4
 Included observations: 92 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1

A(4,1)=0

Convergence achieved after 13 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 8.798132

Probability 0.003015

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOGPBIURUSA(-1)	1.000000
LOGINFURUSA(-1)	0.667404 (0.08011) [8.33107]
LOGTCREM(-1)	0.222491 (0.12211) [1.82200]
LOGTIRESA(-1)	1.368476 (0.28630) [4.77993]
C	-6.735017

Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	-0.088942 (0.03216) [-2.76566]	-0.126565 (0.05972) [-2.11913]	0.100422 (0.11949) [0.84045]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.170066 (0.10410) [-1.63375]	0.089540 (0.31981) [0.27998]	-0.222887 (0.38711) [-0.57577]	-0.126918 (0.34302) [-0.37000]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.031719 (0.10840) [-0.29262]	-0.626391 (0.33302) [-1.88092]	0.804328 (0.40311) [1.99530]	0.296625 (0.35719) [0.83043]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(LOGPBIURUSA(-3))	0.053877 (0.10852) [0.49649]	0.175956 (0.33339) [0.52778]	0.179189 (0.40355) [0.44403]	-0.393902 (0.35759) [-1.10156]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.165495 (0.05833) [-2.83741]	0.102034 (0.17919) [0.56941]	-0.009845 (0.21690) [-0.04539]	0.422512 (0.19220) [2.19831]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.163944 (0.06464) [-2.53621]	0.085083 (0.19859) [0.42842]	0.170166 (0.24039) [0.70787]	0.105496 (0.21301) [0.49526]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.116659 (0.06566) [1.77679]	-0.583695 (0.20172) [-2.89364]	0.214375 (0.24417) [0.87798]	0.373568 (0.21636) [1.72663]
D(LOGTCREM(-1))	0.025933 (0.02955) [0.87761]	-0.011495 (0.09078) [-0.12663]	0.354487 (0.10989) [3.22588]	-0.009982 (0.09737) [-0.10252]
D(LOGTCREM(-2))	-0.022196 (0.02343) [-0.94719]	0.103259 (0.07199) [1.43427]	-0.137619 (0.08715) [-1.57917]	-0.028791 (0.07722) [-0.37285]
D(LOGTCREM(-3))	0.050795 (0.02431) [2.08911]	-0.022016 (0.07470) [-0.29473]	-0.028871 (0.09042) [-0.31930]	-0.060284 (0.08012) [-0.75242]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.064542 (0.05891) [-1.09566]	0.561564 (0.18098) [3.10298]	-0.117451 (0.21906) [-0.53615]	-0.084040 (0.19411) [-0.43295]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.167506 (0.06378) [-2.62652]	0.418018 (0.19593) [2.13347]	0.072350 (0.23717) [0.30506]	-0.127485 (0.21015) [-0.60663]
D(LOGTIRESA(-3))	0.067938 (0.06041) [1.12453]	-0.407459 (0.18561) [-2.19524]	0.135165 (0.22467) [0.60161]	0.253288 (0.19908) [1.27228]
C	0.006422 (0.00259) [2.48352]	-0.001659 (0.00794) [-0.20890]	-0.005075 (0.00962) [-0.52776]	0.001378 (0.00852) [0.16173]
D(LOGPBIBRASA)	0.120649 (0.10522) [1.14663]	0.182739 (0.32327) [0.56529]	-0.637801 (0.39130) [-1.62996]	-0.138036 (0.34673) [-0.39811]
D(LOGPBIARGSA)	0.116237 (0.10010) [1.16116]	-0.179194 (0.30755) [-0.58266]	0.433108 (0.37227) [1.16342]	0.400037 (0.32987) [1.21272]
D(FE=1989.4)	-0.008163	0.021987	0.535662	-0.032161

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

	(0.01913)	(0.05877)	(0.07113)	(0.06303)
	[-0.42676]	[0.37415]	[7.53029]	[-0.51023]
D(FE=1988.2)	0.006713	-0.012629	-0.108435	0.008927
	(0.01474)	(0.04527)	(0.05480)	(0.04856)
	[0.45553]	[-0.27896]	[-1.97873]	[0.18384]
R-squared	0.481092	0.356058	0.538254	0.345783
Adj. R-squared	0.361884	0.208125	0.432177	0.195490
Sum sq. resids	0.029372	0.277233	0.406204	0.318937
S.E. equation	0.019923	0.061208	0.074089	0.065650
F-statistic	4.035721	2.406888	5.074197	2.300723
Log likelihood	239.7351	136.4731	118.9014	130.0270
Akaike AIC	-4.820329	-2.575503	-2.193508	-2.435370
Schwarz SC	-4.326935	-2.082109	-1.700114	-1.941976
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.15E-11		
Determinant resid covariance		4.82E-12		
Log likelihood		675.9362		
Akaike information criterion		-13.04209		
Schwarz criterion		-10.95888		

Prueba conjunta de exogeneidad débil.

$A(2,1)=0; A(3,1)=0; A(4,1)=0$

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/28/09 Time: 14:29

Sample (adjusted): 1985Q1 2007Q4

Included observations: 92 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1$

$A(2,1)=0$

$A(3,1)=0$

$A(4,1)=0$

Convergence achieved after 15 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3) 14.61869

Probability 0.002173

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGPBIURUSA(-1)	1.000000			
LOGINFURUSA(-1)	0.583013 (0.10461) [5.57312]			
LOGTCREM(-1)	0.207479 (0.15946) [1.30112]			
LOGTIRESA(-1)	1.571271 (0.37386) [4.20285]			
C	-6.622807			
Error Correction:	D(LOGPBIUR USA)	D(LOGINFUR USA)	D(LOGTCRE M)	D(LOGTIRES A)
CointEq1	-0.100622 (0.02752) [-3.65589]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOGPBIURUSA(-1))	-0.191788 (0.10465) [-1.83263]	0.122875 (0.32402) [0.37922]	-0.203361 (0.39185) [-0.51898]	-0.185783 (0.34411) [-0.53989]
D(LOGPBIURUSA(-2))	-0.057326 (0.10988)	-0.566799 (0.34020)	0.823667 (0.41142)	0.212777 (0.36130)

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

	[-0.52172]	[-1.66606]	[2.00201]	[0.58891]
D(LOGPBIURUSA(-3))	0.039751 (0.10875) [0.36553]	0.235252 (0.33671) [0.69869]	0.185067 (0.40719) [0.45450]	-0.458973 (0.35759) [-1.28352]
D(LOGINFURUSA(-1))	-0.170077 (0.05808) [-2.92812]	0.112210 (0.17984) [0.62395]	-0.006296 (0.21748) [-0.02895]	0.407855 (0.19099) [2.13546]
D(LOGINFURUSA(-2))	-0.170708 (0.06411) [-2.66277]	0.077807 (0.19849) [0.39199]	0.179447 (0.24004) [0.74756]	0.099740 (0.21080) [0.47314]
D(LOGINFURUSA(-3))	0.106095 (0.06559) [1.61747]	-0.572347 (0.20309) [-2.81825]	0.224753 (0.24560) [0.91512]	0.348404 (0.21568) [1.61536]
D(LOGTCREM(-1))	0.023010 (0.02899) [0.79377]	-0.026434 (0.08975) [-0.29451]	0.360635 (0.10854) [3.32254]	-0.004068 (0.09532) [-0.04268]
D(LOGTCREM(-2))	-0.024684 (0.02306) [-1.07054]	0.093881 (0.07139) [1.31504]	-0.132990 (0.08633) [-1.54041]	-0.026135 (0.07582) [-0.34471]
D(LOGTCREM(-3))	0.046858 (0.02377) [1.97133]	-0.033346 (0.07360) [-0.45310]	-0.022184 (0.08900) [-0.24925]	-0.058580 (0.07816) [-0.74948]
D(LOGTIRESA(-1))	-0.057151 (0.05901) [-0.96853]	0.528587 (0.18270) [2.89323]	-0.120172 (0.22094) [-0.54390]	-0.048604 (0.19403) [-0.25050]
D(LOGTIRESA(-2))	-0.164748 (0.06328) [-2.60351]	0.377262 (0.19592) [1.92557]	0.076491 (0.23694) [0.32284]	-0.093999 (0.20807) [-0.45176]
D(LOGTIRESA(-3))	0.063626 (0.05982) [1.06358]	-0.421093 (0.18522) [-2.27348]	0.142712 (0.22399) [0.63713]	0.256026 (0.19671) [1.30155]
C	0.006718 (0.00259) [2.59649]	-0.003360 (0.00801) [-0.41942]	-0.005116 (0.00969) [-0.52805]	0.003069 (0.00851) [0.36072]
D(LOGPBIBRASA)	0.128845 (0.10412) [1.23751]	0.208751 (0.32236) [0.64757]	-0.652164 (0.38984) [-1.67289]	-0.143310 (0.34235) [-0.41860]
D(LOGPBIARGSA)	0.111968 (0.09954) [1.12481]	-0.142238 (0.30820) [-0.46151]	0.431434 (0.37272) [1.15753]	0.366813 (0.32732) [1.12066]

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

D(FE=1989.4)	-0.007651 (0.01901) [-0.40249]	0.021640 (0.05886) [0.36767]	0.535123 (0.07118) [7.51819]	-0.031085 (0.06251) [-0.49731]
D(FE=1988.2)	0.006789 (0.01464) [0.46363]	-0.012647 (0.04534) [-0.27895]	-0.108521 (0.05483) [-1.97933]	0.009063 (0.04815) [0.18823]
R-squared	0.487617	0.354225	0.537797	0.356772
Adj. R-squared	0.369908	0.205871	0.431615	0.209003
Sum sq. resids	0.029002	0.278022	0.406606	0.313580
S.E. equation	0.019797	0.061295	0.074126	0.065097
F-statistic	4.142548	2.387703	5.064875	2.414393
Log likelihood	240.3172	136.3424	118.8558	130.8062
Akaike AIC	-4.832983	-2.572661	-2.192518	-2.452309
Schwarz SC	-4.339589	-2.079267	-1.699125	-1.958916
Mean dependent	0.007778	-0.003856	-0.004000	-0.001962
S.D. dependent	0.024940	0.068783	0.098322	0.073193
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.15E-11		
Determinant resid covariance		4.79E-12		
Log likelihood		673.0259		
Akaike information criterion		-12.97882		
Schwarz criterion		-10.89561		

Anexo Estadístico [C]

A continuación se presentan los valores de las series en logaritmos que se utilizaron para la modelización econométrica.

obs	LOGPBIURUSA	LOGINFURUSA	LOGTCREM	LOGTIRESA
1984Q1	4,6201	0,44793	6,981738	0,072198
1984Q2	4,6106	0,528879	6,976542	0,015193
1984Q3	4,6054	0,427728	6,923523	0,14289
1984Q4	4,6013	0,394425	6,980610	0,199026
1985Q1	4,6445	0,480654	6,967764	0,168093
1985Q2	4,6030	0,576566	6,974677	0,098444
1985Q3	4,6030	0,453694	7,016932	0,163983
1985Q4	4,6407	0,589512	7,021329	0,006866
1986Q1	4,6681	0,483943	7,044058	0,080789
1986Q2	4,6969	0,437271	6,967427	0,085389
1986Q3	4,7246	0,47802	6,919999	0,014401
1986Q4	4,7364	0,485437	6,811489	-0,005424
1987Q1	4,7719	0,463989	6,755308	0,013559
1987Q2	4,7872	0,355126	6,759262	0,140205
1987Q3	4,7958	0,38622	6,744583	0,125837
1987Q4	4,7811	0,419104	6,807171	0,114001
1988Q1	4,7739	0,412034	6,757908	0,110079
1988Q2	4,7890	0,45139	6,503829	0,081816
1988Q3	4,7866	0,487563	6,404707	0,067194
1988Q4	4,7860	0,50359	6,349876	0,067579
1989Q1	4,7863	0,570196	6,417827	0,014072
1989Q2	4,8070	0,547667	6,305938	0,064408
1989Q3	4,7911	0,459131	6,222314	0,215868
1989Q4	4,7961	0,625206	6,910471	0,055177
1990Q1	4,7909	0,662527	6,819295	0,050531
1990Q2	4,7693	0,714924	6,786125	0,043159
1990Q3	4,8062	0,732696	6,727830	-0,055229
1990Q4	4,8223	0,62926	6,917465	0,069156
1991Q1	4,8137	0,536025	6,937922	0,12207
1991Q2	4,8204	0,553797	6,881251	0,005194
1991Q3	4,8349	0,518826	6,798438	0,050698
1991Q4	4,8597	0,461356	6,919398	0,099586
1992Q1	4,8935	0,490431	6,961268	0,048629
1992Q2	4,9064	0,392987	6,852047	0,113832
1992Q3	4,9204	0,409872	6,878165	0,001627
1992Q4	4,9173	0,361417	6,907755	-0,012727
1993Q1	4,9289	0,402049	6,858834	-0,064956
1993Q2	4,9140	0,431199	6,858805	-0,081527
1993Q3	4,9482	0,347016	6,783533	0,020975
1993Q4	4,9494	0,35115	6,723887	-0,006312
1994Q1	4,9675	0,297234	6,732931	0,030844
1994Q2	5,0161	0,305396	6,804438	0,012969
1994Q3	5,0231	0,325969	6,756556	0,012734
1994Q4	5,0157	0,408236	6,828132	-0,055486
1995Q1	4,9988	0,319381	6,913629	0,041173
1995Q2	5,0163	0,303132	6,883253	0,048469
1995Q3	4,9607	0,269191	6,854573	0,065995
1995Q4	4,9901	0,233418	6,907890	0,08579
1996Q1	5,0231	0,214251	6,744964	0,069463
1996Q2	5,0203	0,217642	6,623221	0,050695
1996Q3	5,0643	0,221858	6,795497	0,026807
1996Q4	5,0717	0,171846	6,778435	0,057078
1997Q1	5,0611	0,196142	6,867027	0,020108
1997Q2	5,1091	0,140547	6,913200	0,061678

Índice de Condiciones Monetarias: Una primera aproximación para el caso de la economía uruguaya

1997Q3	5,0990	0,098971	7,013835	0,091085
1997Q4	5,1094	0,109492	7,036307	0,048306
1998Q1	5,1217	0,093028	6,964062	0,064348
1998Q2	5,1249	0,07763	6,883398	0,07154
1998Q3	5,1581	0,093776	6,879908	0,058607
1998Q4	5,1533	0,058801	6,899578	0,110736
1999Q1	5,1215	0,04648	6,882240	0,125238
1999Q2	5,1205	0,035868	6,895928	0,114159
1999Q3	5,1038	0,017823	6,868078	0,126713
1999Q4	5,1003	0,060114	6,799518	0,11381
2000Q1	5,1227	0,054581	6,807415	0,079654
2000Q2	5,0836	0,055098	6,793552	0,083388
2000Q3	5,0917	0,03401	6,745690	0,090862
2000Q4	5,0890	0,049862	6,719370	0,093382
2001Q1	5,1035	0,04313	6,711793	0,079104
2001Q2	5,0646	0,04253	6,689630	0,09662
2001Q3	5,0477	0,012315	6,807342	0,209537
2001Q4	5,0333	0,043354	6,742987	0,183884
2002Q1	4,9889	0,10388	6,741900	0,30257
2002Q2	5,0017	0,171286	6,734323	0,342328
2002Q3	4,9075	0,446955	6,709880	0,113884
2002Q4	4,8807	0,127144	6,719032	0,391782
2003Q1	4,9111	0,168783	6,734512	0,210854
2003Q2	4,9496	0,064283	6,734942	0,206576
2003Q3	4,9747	0,064124	6,721373	0,018121
2003Q4	5,0180	0,084629	6,705302	-0,030942
2004Q1	5,0458	0,10104	6,701674	-0,052318
2004Q2	5,0609	0,107981	6,702333	-0,038529
2004Q3	5,0936	0,063429	6,703663	-0,03291
2004Q4	5,1050	0,017794	6,693293	0,038447
2005Q1	5,1103	0,02596	6,696869	0,016882
2005Q2	5,1325	0,050932	6,689757	-0,009752
2005Q3	5,1485	0,057764	6,686899	-0,074441
2005Q4	5,1704	0,05885	6,679321	-0,037187
2006Q1	5,1780	0,073989	6,565746	-0,049206
2006Q2	5,2096	0,06325	6,584751	-0,030362
2006Q3	5,2165	0,004356	6,603550	-0,018224
2006Q4	5,2294	0,105342	6,586209	-0,077662
2007Q1	5,2430	0,107405	6,618445	-0,080227
2007Q2	5,2464	0,086088	6,617076	-0,052086
2007Q3	5,3113	0,086412	6,625469	-0,091206
2007Q4	5,3169	0,039692	6,612593	0,018507