

# MÁS ALLA DEL MANEJO DE LA TASA DE INTERES PARA ENFRENTAR LA ACTUAL CRISIS: EL CANAL DE CRÉDITO Y LAS ASIMETRÍAS DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE

---

**CARLOS GARCÍA**  
ILADES-UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO

**VIRGINIA SIMONCELLI**  
ILADES-UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO

## ***Abstract***

*This work develops an empirical study of the credit channel in Chile. We found that the interest rate has a positive effect in the long run credit supply. Nevertheless, the disequilibrium in the short run credit supply has a significant negative effect on economic activity. This is most marked when the central bank is carried out a contractive monetary policy. Thus, all this evidence supports the fact that the central bank should implement a monetary policy beyond the control of the interest rate i.e. non conventional monetary policies to affect directly the liquidity restriction on the banking system to avoid a collapse of the economy in crisis times.*

*Keywords: Credit Channel; Cointegration; Vector Error Correction Model (VECM).*

*JEL Classification: E02, E44, E58, G21.*

# I. Introducción

En esta última crisis internacional los bancos centrales han reforzado su política de fijar la tasas de interés con inyecciones masivas de liquidez al sistema financiero. Este cambio de estrategia no sólo cuestiona la forma más eficiente de hacer política monetaria sino cuales son los mecanismos de transmisión de esta en la economía. Así no ha sido suficiente con sólo dejar la tasa de interés en un nivel cercano a cero sino que además se debe afectar decididamente la oferta bancaria de fondos para evitar una mayor crisis y empujar una recuperación más rápida (Bernanke, 2009).

Si esto último es efectivo, los bancos centrales de los Estados Unidos, del Reino Unido, el Banco Central Europeo están operando sobre la base que existe un canal bancario importante que potencia los efectos de la política monetaria sobre la economía. Las consecuencias de política económicas son directas e importantes. Un canal del crédito bien establecido permite a los bancos centrales hacer un manejo menos convencional de la política monetaria a través de inyecciones directas de liquidez al sistema financiero en caso que sea necesario (Gertler y Karadi, 2009, Kiyotaki y Gertler 2009 y Kiyotaki y Moore, 2008). Este es un tema que ha comenzado a ser relevante también para las economías en desarrollo en la medida que la propagación de la crisis internacional ha impulsado a los bancos centrales hacia una política monetaria decididamente más expansiva.

La búsqueda de diferentes canales sobre la transmisión monetaria tiene una larga tradición en la literatura de economía monetaria. Los primeros estudios en el área identificaron el canal de la tasas de interés como el principal mecanismo transmisor. En él la política monetaria afecta el costo del capital el cual con rezagos impacta finalmente sobre el gasto en inversión y en consumo<sup>1</sup>. En este contexto la demanda por crédito y no la oferta reacciona a la política monetaria. Si esta política es contractiva entonces la demanda de crédito cae en la medida que la actividad de la economía también se contrae.

Sin embargo, modelos que estudian la transmisión a través de la tasa de interés han encontrado fuerte dificultad en identificar completamente el efecto que se observa en las variables macroeconómicas a través de la tasa de interés. Por ejemplo, existe la presunción que la política monetaria tiene su mayor efecto sobre las tasas de interés de corto plazo, como por ejemplo la

tasa interbancaria; mientras que afecta levemente las tasas de largo plazo. No obstante, para afectar la demanda agregada privada la política monetaria debe tener un efecto importante sobre el gasto en activos de larga duración como por ejemplo las decisiones de compra de inmuebles o de expansiones productivas, variables que deberían responder a cambios en las tasas de largo plazo y a la disponibilidad de crédito en la economía.

De esta forma la larga cadena que debe recorrer la política monetaria para tener impacto sobre la economía ha llevado a investigar en profundidad la forma en la que se realiza esta la transmisión. Una parte importante de la literatura enfoca su atención en las imperfecciones y fricciones del mercado de capitales. En la literatura, los mecanismos desarrollados por estos estudios son conocidos como el canal del crédito de la política monetaria, el cual lejos de sustituir al canal monetario tradicional (o de la tasa de interés) se plantea como un fuerte amplificador de los efectos del mismo (Bernanke y Gertler (1995), Hubbard (1995)).

La teoría de un canal de crédito se basa en la existencia de una reacción de la oferta de crédito a la política monetaria en vez de una reacción pasiva de la demanda. Éste es exactamente el canal que en la actualidad muchos bancos centrales están tratando de usar: empujar la oferta de crédito para que los intermediarios financieros no dejen de prestar a las familias y las empresas.

Teóricamente, uno de los mecanismos por los cuales la política monetaria puede afectar la oferta de los bancos comerciales es el planteado por Bernanke y Blinder (1988). Según estos autores la autoridad monetaria (Banco Central) a través de las operaciones de mercado abierto altera las fuentes y los costos de recursos de los bancos comerciales para componer sus fondos<sup>2</sup>. El supuesto detrás es que los bancos comerciales no tienen perfecta sustituibilidad de las fuentes, es decir, las pérdidas de la disminución de depósitos que enfrentan a través de una política monetaria más contractiva no puede ser remplazada por otras fuentes de fondos como la adquisición de nuevos activos en el mercado de capitales (Kashyap y Stein, 1994).

La literatura plantea dos *links* a través de los cuales la contracción de la oferta alcanza la economía real: el *balance sheet channel* y el *bank lending channel*. Primero, el *balance sheet* analiza cómo la variación de la tasa de

interés afecta directamente la situación de una empresa a través del pago por intereses que ella realiza. Es decir, el aumento de la tasa de interés hace que las empresas aumenten su gasto en intereses, lo cual afecta negativamente su *flujo de caja*, empeorando su posición a la hora de conseguir financiamiento externo.

Segundo, el *bank lending channel* analiza cómo el aumento del precio del crédito que es provocado por una contracción de la oferta afecta la economía a través del premio por financiamiento. Según Bernanke et al. (1999), el financiamiento de las empresas puede provenir de fondos internos (utilidades retenidas) o de fondos externos (mercado de capitales o de crédito). Las imperfecciones en el mercado de créditos generan una diferencia entre el costo de los fondos externos y el rendimiento esperado del fondo interno. Este spread es el llamado premio por financiamiento externo (*external financial premium*). Según el canal de crédito una variación de la tasa de interés provocada por la política monetaria generaría una variación de igual signo en el spread, siendo así como el canal del crédito magnifica el efecto de la tasa de interés sobre las decisiones de gasto e inversión de las firmas<sup>3</sup>.

El presente trabajo aborda el estudio empírico del canal de crédito en Chile. A diferencia de otros trabajos<sup>4</sup> se identifica claramente la oferta y la demanda de crédito a través de un modelo de corrección de errores (VECM) La separación entre demanda y oferta es vital para desmostar que la oferta de crédito pueda explicar en parte la transmisión de la política monetaria. Luego se analiza la relevancia de esta oferta y demanda para explicar las desviaciones de corto plazo en la actividad económica ante shocks transitorios de política monetaria. En este trabajo se encuentra evidencia que cambios en la tasa de interés de política monetaria afectan la oferta de crédito tanto en el corto como en el largo plazo.

Por último, con el modelo se realiza una aplicación para estudiar la existencia de asimetrías de la política monetaria en la oferta de crédito. ¿Cuándo el canal del crédito es más relevante? ¿En una recesión o en una expansión? Para esto se utilizarán los efectos de la tasa de política monetaria en episodios contractivos y expansivos. Esto es de particular interés para la política monetaria porque permite establecer cuando un manejo menos convencional de esta política es más acertado.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. La sección 2 presenta una breve reseña bibliográfica sobre el análisis empírico del canal de crédito. La sección 3 analiza los datos, el modelo y la metodología en que se basa el artículo. En la sección 4 se muestran los resultados de la estimación del canal de crédito en Chile. La sección 5 presenta una aplicación del modelo estimado en la sección anterior para medir la existencia de asimetrías en las respuestas a shocks monetarios. Por último la sección 6 explicita las principales conclusiones del trabajo y las recomendaciones de política.

## II. Revisión Bibliográfica

Los artículos en esta área si bien usan enfoques diferentes, tanto macro como microeconómicos, todos tienen en común que buscan identificar la oferta de la demanda de crédito para probar la existencia del canal del crédito. Los enfoques mas macro tienen la dificultad que la identificación es mas difícil de lograr que con datos microeconómicos, pero estos últimos son mas deficientes en medir los impactos macros de este canal. Revisamos la literatura en general pero teniendo en mente que nuestro enfoque esta a medio camino de ambas aproximaciones. Se identifican explícitamente la demanda y la oferta del mercado del crédito, pero dentro de un contexto macro para medir exactamente las implicancias de este canal para la economía chilena en particular.

Uno de los primeros estudios empíricos para mostrar la existencia del canal de crédito es el de Bernanke y Blinder (1992). En él los autores estiman tres modelos VAR con diferentes indicadores de política monetaria basados en la tasa interbancaria (*funds rate*) para explicar las fluctuaciones que genera esta política sobre el desempleo, los precios, los depósitos, activos (*securities*) y créditos de los bancos comerciales. Utilizando 6 rezagos de cada variable, estimaron los impulsos respuesta de un shock monetario. Los resultados obtenidos muestran que una política monetaria contractiva reduce el volumen de los depósitos inmediatamente, alcanzando su máximo a los 9 meses y pareciendo ser permanente. Así mismo los activos de los bancos caen junto con las obligaciones de los mismos aunque la disminución de los activos se da concentrada al principio en las *securities* mientras que los créditos se mueven poco. Las *securities* luego se recuperan y el total de la disminución de los depósitos se ve reflejado en los créditos.

El comportamiento que observan es que los créditos bancarios, los cuales se llevan a cabo a través de contratos, no se ajustan de manera inmediata por lo que los bancos reaccionan a la reducción de los depósitos disminuyendo los *securities*. En el largo plazo se muestra un ajuste con la disminución de los créditos. La reacción de la tasa de desempleo es cercana a 0 durante los primeros 2 o 3 trimestres, comenzando a aumentar en el noveno mes y luego volviendo a los dos años a un desvío nulo. Esta respuesta del desempleo sería correlacionada con la forma en la que responden los créditos y esto haría consistente la visión de que el crédito bancario es un componente importante de la transmisión de política monetaria, a pesar de que no es un buen indicador para predecir los movimientos de la economía con modelos VAR.

Finalmente los autores concluyen que el comportamiento observado no pueden ser interpretado como reacciones a través del canal de la tasa de interés (tradicional) dado que no existe razón para que el portafolio del banco se comporte de manera acorde con la economía si los créditos y los bonos gubernamentales o corporativos fueran sustitutos perfectos, como lo son bajo el canal tradicional.

Kashyap, Stein y Wilcox (1993) explican que en la economía existen algunos demandantes de créditos para los cuales el financiamiento en el mercado de capitales no es un sustituto perfecto del financiamiento a través del crédito bancario por lo que la caída de la oferta del crédito los afecta más que al resto. Como consecuencia la inversión y consecuentemente el producto caen más de que lo harían con el canal monetario convencional. De esta manera plantean que las condiciones necesarias para la existencia del canal de crédito son dos. En primer lugar los bancos deben encontrar a los créditos y los activos del mercado de capitales como sustitutos imperfectos, para de esta forma su oferta se vea alterada. En segundo lugar las firmas deben también ver a las fuentes de financiamiento, crédito o mercado de capitales, como sustitutos imperfectos.

De esta manera si solo existiese el canal monetario en la economía se podría observar que luego de una política monetaria contractiva además de disminuir el crédito bancario también lo debería hacer el provisto por el mercado de capitales (efectos de demanda de crédito). Si por otro lado la política monetaria reduce la oferta de crédito de los bancos, se esperaría que el financiamiento por el mercado de capitales aumente. Estudiando el

comportamiento del movimiento del crédito y de los activos en el mercado de capitales encuentran que las dos condiciones se cumplen: movimientos en la política monetaria parece alterar el mix de créditos y papeles comerciales en la economía, y este cambio en el mix presenta alteraciones sobre la inversión (aun controlando por la tasa de interés).

Por otro lado, como ya se mencionó, la literatura ha buscado solucionar el problema de la identificación entre los efectos de oferta y demanda a través de la utilización de información desagregada. Los estudios que utilizan la información concerniente a los bancos comerciales generalmente se basan en justificar la existencia de un canal de crédito si se observa un comportamiento distinto según las características de los bancos, como ser la liquidez, el tamaño, o el capital que lo constituye. Kashyap y Stein (1993, 2000) trabajando en esta línea encontraron que los bancos comerciales con menor liquidez son los que tienen una reacción mayor que los otros ante la política monetaria, lo cual explica la existencia de un canal de crédito.

También utilizando datos micro Alfaro *et al* (2004) presentan evidencia empírica de la existencia de un *bank lending channel* en Chile. Para distinguir entre los efectos de demanda y los de oferta los autores siguen una estrategia de identificación a través de la heterogeneidad entre los distintos agentes que enfrentan las fricciones financieras.

Considerando las características de los bancos - liquidez, tamaño y capital – en una primera etapa estudian cómo estas afectan la respuesta de la oferta de crédito ante un cambio en la política monetaria. Utilizando la evidencia anterior generan un indicador “*low/high quality ratio*” definido como el cociente entre los créditos al consumo y firmas pequeñas, y el total de los créditos bancarios al sector corporativo de firmas grandes. Este indicador mide la disponibilidad de crédito por parte del sistema bancario a los hogares y a las pequeñas empresas comparadas con las grandes. Para analizar el poder predictivo adicional del indicador plantean distintos modelos de VAR estructurales. Cada uno de ellos contiene además cuatro variables endógenas: una variable *proxy* de ingreso, el nivel de precios, el tipo de cambio real y un indicador de política monetaria; y cuatro variables exógenas: términos de intercambio, objetivo inflacionario (*inflation target*), producto externo y una variable de tendencia tiempo.

Los resultados muestran la existencia de un canal efectivo en el periodo 1990 al 2002 a través de la relevancia del mismo para explicar PIB, inversión y tasa de desempleo, dado que la respuesta de estas variables es mucho más débil si el indicador del *lending channel* es considerado exógeno. Encuentran además que el acceso de los hogares y de las firmas pequeñas al financiamiento externo se ve altamente disminuido luego de una caída en la oferta de crédito.

Fernández (2003), también aborda el estudio del canal de crédito en Chile con datos micro para el período 1999-2002. Utiliza la información mensual de los balances de 19 bancos y conforma un panel dinámico para estimar la oferta de crédito y demanda de depósitos. Explicando la primera diferencia, sus resultados muestran que ambos valores se ven afectados por las características de los bancos, la actividad económica (IMACEC), el nivel de las tasas de interés nominal para créditos de entre 30 y 90 días, la depreciación real, y el comercio en el Santiago Stock Exchange de corto plazo. Los coeficientes significativos de “largo plazo”, los cuales miden el impacto marginal de cada regresor sobre la variable dependiente después de 4 meses, muestran que un aumento de 1% de la actividad se traslada en un aumento de 3,5% de los depósitos, mientras que el efecto sobre el crédito es débilmente más inelástico. De la misma forma, el aumento de la tasa de interés en 1% genera una disminución de 3,1% de los depósitos y de 2,7% en el crédito.

Respecto al estudio de las asimetrías en el efecto de las políticas monetarias (contractiva o expansiva), utilizando la desagregación de la información de los bancos, Kishan y Opelia (2005) estudian el efecto asimétrico de la reacción ante los distintos shocks monetarios sobre el crecimiento del crédito. Se definen en el estudio dos tipos de asimetrías: cuando se trata de bancos con distintas características se define como asimetrías de corte transversal (*cross-sectional asymmetry*), mientras que si la asimetría es en el crecimiento del crédito de los bancos con características similares (iguales) se define la asimetría por la política individual (*policy-stance asymmetry*). Estos autores encuentran que los bancos con bajo capital son adversamente afectados por la política contractiva, mientras que la política expansiva no resulta efectiva en la estimulación de la expansión del crédito.

### III. Modelo, datos y metodología

El modelo económico que estimamos está compuesto por dos ecuaciones simultáneas que capturan la estructura básica del mercado del crédito. Una representa la oferta de crédito y la otra la demanda de este. La oferta de crédito depende positivamente de los recursos que captan los bancos y las tasas de intereses a que son prestados estos fondos. En cambio la tasa de política monetaria del banco central tiene un efecto negativo sobre la liquidez del sistema bancario y por tanto en el crédito total.

La demanda de crédito por su parte depende positivamente del PIB y negativamente de la tasa de interés colocación. Primero, el aumento de la actividad puede mejorar el retorno esperado de los proyectos de inversión por lo que incentiva al sector privado a demandar más crédito. Sin embargo, es importante notar que algunos autores argumentan que el efecto puede ser el contrario dado que el aumento de la actividad mejora la posición financiera de los agentes por lo que repagan sus créditos y reducen su demanda. Adicionalmente si se plantea el crédito como un instrumento para suavizar el consumo, este debería mostrar una fluctuación anticíclica, dado que en periodos recesivos las empresas aumentarían sus créditos de corto plazo para no disminuir su producción. Por lo tanto no existe una conclusión consensuada sobre el efecto de la actividad económica en la demanda de crédito. En nuestro estudio los datos definirán finalmente el impacto de la actividad sobre la demanda de crédito.

Segundo, el efecto de la tasa de interés sobre la demanda se asume que es negativo: cuando aumenta el costo de los créditos la cantidad demandada disminuye (efecto demanda). Además existe un efecto indirecto de la tasa de interés sobre el flujo de los agentes, el cual se ve empeorado por un aumento relativo del gasto en pago de intereses. Este es el caso mencionado anteriormente denominado *balance sheet channel*. Este es el efecto observado por Bernanke y Gertler (1995), donde el desmejoramiento de los balances genera un efecto positivo sobre el premio por financiamiento externo.

$$\text{Oferta Crédito} = F \left( \underbrace{\text{captacion de fondos}}_{+}, \underbrace{\text{tasa de colocacion}}_{+}, \underbrace{\text{tasa del banco central}}_{-} \right) \quad (1)$$

$$\text{Demanda Crédito} = F \left( \underbrace{\text{PIB}}_{+}, \underbrace{\text{premio por financiamiento externo}}_{-} \right) \quad (2)$$

Los datos utilizados tienen una frecuencia trimestral, abarcando el periodo de 17 años (desde el primer trimestre del año 1990 al tercer trimestre del año 2006). Las fuentes de los mismos son el Banco Central de Chile y la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile (SBIF).

La variable explicada por el modelo econométrico es el total de las colocaciones efectivas<sup>5</sup> del sector bancario<sup>6</sup> en moneda nacional. Se utiliza la variable (**crédito**) definida como el logaritmo del total del crédito desestacionalizado y deflactado por el IPC.

Para capturar la decisión de los bancos comerciales sobre la oferta de fondos se utiliza el total de los depósitos y captaciones. Esta variable (llamada en términos generales **captación**) es obtenida de los balances consolidados de las instituciones del sector financiero. Se utiliza también el logaritmo, desestacionalizado y en términos reales.

Para medir la política monetaria se utiliza la tasa de política monetaria (**tpm**) publicada por el Banco Central, en términos reales. Con respecto a la tasa de interés de mercado se utiliza la tasa reajutable anualizada para colocaciones de plazo entre 90 días y 1 año (**colr9**). De esta forma en el modelo se analizará una *proxy* del margen de intermediación (*Intermediation margin*) definido en la literatura como la diferencia entre la tasa de crédito bancario y la interbancaria (*call Money*).

La actividad de la economía se mide por el logaritmo del PIB real (**pib**) desestacionalizado. Por último se incluye la variable de precios definida como el logaritmo del IPC (**ipc**) como variable de que afecta la dinámica de corto plazo del modelo.

La metodología para identificar la demanda y la oferta de crédito es la técnica de series de tiempo de cointegración. En otras palabras suponemos que el modelo explicado más arriba se cumple en el largo plazo, pero que en el corto plazo hay fluctuaciones (shocks) que alejan temporalmente al mercado del crédito de su equilibrio de largo plazo. La forma de juntar teoría económica con dinámica realista de corto plazo es a través de un vector de corrección de errores, donde la dinámica es modelada con un VAR no restringidos y las relaciones de largo plazo son mecanismos de ajuste (corrección de errores) para asegurar la convergencia al largo plazo. La identificación de las relaciones de largo plazo se hace con los tests de cointegración desarrollados por Johansen (1988), mientras que los efectos de los shocks monetarios se identifican con una descomposición de Cholesky. Una completa descripción de los detalles metodológicos se encuentra en el Anexo 1.

## **IV. Resultados del modelo VEC**

### ***a. Propiedad de las series de tiempo***

Para analizar la estacionariedad de cada una de las series de tiempo en niveles se realiza el test de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Por su constante crecimiento en el tiempo, incluimos una constante y tendencia para las variables captación, PIB y crédito; mientras que para las tasas de interés solo se considera una constante. Se aceptan un máximo de 11 rezagos para cada variable. Los resultados muestran que en todas las series se rechaza la hipótesis nula de no existencia de raíz unitaria. Se realiza el mismo test con las variables en diferencias no rechazándose la hipótesis nula, indicando que todas las variables del modelo en diferencias son  $I(0)$ .

Para definir el número óptimo de rezagos se estima un modelo VAR sin restricciones con las variables en diferencias. Los resultados de los criterios de selección Schwartz y Hannan-Quinn indican 1 rezago. Dado que el uso de un solo rezago puede permitir la existencia de autocorrelación de los errores, para complementar este estudio se realiza un test LM para analizar la existencia de correlación serial entre los residuos en un modelo VAR multivariado. El resultado, presente en la Tabla N° 1, muestra que a partir del segundo rezago se elimina la autocorrelación serial (en gris).

**Tabla N° 1**  
**Test LM para Correlación Serial de los Residuos**

Rezagos	Estad. LM	Prob.
1	91,48723	0,0000
2	68,79318	0,0008
3	48,69532	0,0769

Probabilidades de chi-square con 36 gl.

Según los resultados anteriores se utilizan 2 rezagos para las variables en diferencias equivalentes a 3 rezagos en niveles.

### ***b. Identificación de los vectores***

Teniendo en cuenta las propiedades de serie de tiempo de las variables, permitimos la existencia de tendencia en las variables en niveles y un intercepto no restringido en las relaciones de cointegración. Como se menciona en el Anexo 1 se utiliza la metodología desarrollada por Johansen (1988) (*reduced rank regression*) en la cual se especifican dos tests: *trace statistics* y de *maximal-eigenvalue* o *lamda-max statistic*; que definen el número de relaciones de cointegración entre las variables mencionadas anteriormente.

Como se ve en los resultados presentados en la Tabla N° 2 la conclusión derivada del *trace test* no es significativa dado que la existencia de 6 vectores de cointegración solo puede ser válida si todas las variables son  $I(0)$ <sup>7</sup>.

Sin embargo, el resultado del *max test* muestra que a lo sumo existen tres vectores en el modelo (marcado en gris). Pero, como sugiere Harris (1995), observando el gráfico de los mismos, se puede determinar que no todos los vectores presentan un comportamiento estacionario (cuadro N° 1), lo cual sumado a que buscamos solo dos vectores (oferta y demanda de crédito) decidimos considerar el modelo con solo dos vectores<sup>8</sup>, en términos prácticos aquellos con apariencia más estacionaria (ver cuadro N° 2).

Una vez obtenido el número de vectores la estimación producida por cualquier columna de  $\beta$ , es decir, los coeficientes de largo plazo (ver Anexo

1), no tiene porque ser única por lo que es necesario imponer las restricciones provenientes de la teoría económica, es decir, nuestro modelo de oferta y demanda de crédito, y luego testear si las columnas de  $\beta$  están identificadas.

Para modelar la oferta de crédito, se testea en base al modelo explicado más arriba, que la decisión de otorgar crédito depende de manera positiva de la disponibilidad de fondos y de la tasa de interés que se cobra; y de manera negativa de la tasas de política monetaria. Nuestra intuición esta basada en que la principal fuente de fondos de los bancos comerciales de Chile son las captaciones, es decir los depósitos corrientes, a plazo y los fondos de las cuentas. Por lo tanto es de esperar que el aumento de las captaciones permita a la institución aumentar su oferta.

**Tabla Nº 2**  
**Tests de cointegración.**

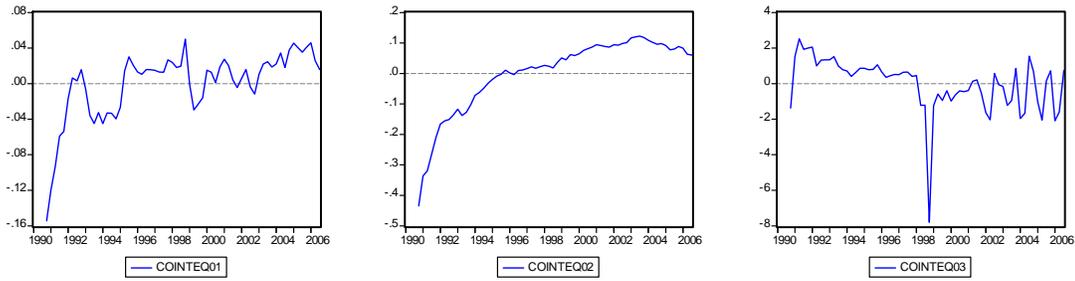
**Trace Test**

Hipótesis No. de EC(s)	<i>Eigenvalue</i>	Trace Estadístico	0,05 Valor Crítico	Prob.**
Ningún vector*	0,671498	180,3435	95,75366	0,0000
A lo sumo 1*	0,501509	109,0979	69,81889	0,0000
A lo sumo 2*	0,400374	64,54303	47,85613	0,0007
A lo sumo 3*	0,215890	31,81026	29,79707	0,0289
A lo sumo 4*	0,146426	16,24510	15,49471	0,0385
A lo sumo 5*	0,091088	6,112440	3,841466	0,0134

**Maximum Eigenvalue Test**

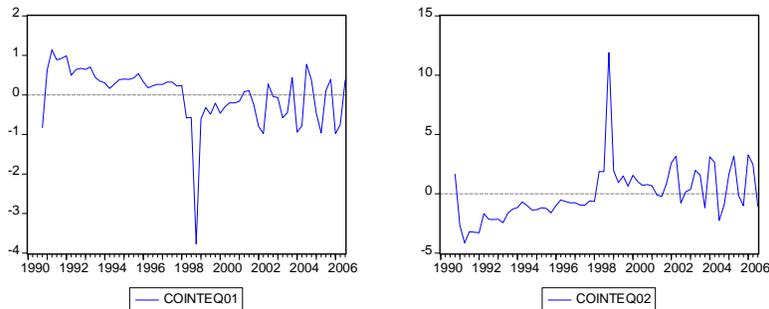
Hipótesis No. de EC(s)	<i>Eigenvalue</i>	Max-Eigen Estadístico	0,05 Valor Crítico	Prob,**
Ningún vector*	0,671498	71,24558	40,07757	0,0000
A lo sumo 1*	0,501509	44,55491	33,87687	0,0019
A lo sumo 2*	0,400374	32,73277	27,58434	0,0099
<b>A lo sumo 3</b>	<b>0,215890</b>	<b>15,56516</b>	<b>21,13162</b>	<b>0,2513</b>
A lo sumo 4	0,146426	10,13266	14,26460	0,2034
A lo sumo 5	0,091088	6,112440	3,841466	0,0134

**Cuadro N° 1**  
**Vectores de cointegración**



De igual manera se espera que la tasa de interés bancaria tenga un efecto positivo, dado que el aumento del precio de los créditos fomentaría la oferta, y que la tasa de política monetaria un efecto negativo debido a que reduce la liquidez en el sistema financiero<sup>9</sup>.

**Cuadro N° 2**  
**Vectores de cointegración seleccionados**



Para modelar la demanda de crédito, se considera testear que ella depende de la actividad económica de forma positiva; y de forma negativa del spread entre la tasa cobrada por el crédito y la tasa de política monetaria. Como se mencionó en la descripción del modelo y los datos, en el presente estudio se define este premio como la diferencia entre la tasa de mercado que tienen las firmas para endeudarse y una tasa libre de riesgo (tasa de política monetaria).

**Tabla Nº 3**  
**Test de restricciones de cointegración**

Hipótesis Nº de E(s)C	Restricted Log-likelihood	Estadístico LR	Grados de libertad	Prob.
2	753,3235	7,427844	3	0,059442
3	771,7727	3,262082	1	0,000407

De esta forma se imponen 7 restricciones sobre los coeficientes para testear la identificación de los vectores a través de un test de Máxima Verosimilitud (ver Anexo 1). En la Tabla No 3 se indica el resultado obtenido es que se aceptan en el margen las restricciones condicionado en la existencia tanto de dos vectores de cointegración (en gris) como de tres. Sin embargo, este resultado es robusto y se repite sistemáticamente para varias submuestras desde 2005 como se observa en el Anexo 3.

La matriz de los coeficientes para el caso de dos vectores es la siguiente (en el Anexo 2 se presenta toda la información con tres vectores de cointegración):

**Tabla Nº 4**  
**Coefficientes de cointegración restringidos**

PIB	IPC	TPMBC	COLR9	CAPTACION	CREDITO
0,000000	0,000000	0,104004	-0,163944	-1,410188	1,000000
(0,00000)	(0,00000)	(0,01737)	(0,02187)	(0,07112)	(0,00000)
-1,865601	0,000000	-0,022868	0,022868	0,000000	1,000000
(0,03825)	(0,00000)	(0,00575)	(0,00575)	(0,00000)	(0,00000)

Se presentan los errores estándar en paréntesis. El criterio de convergencia es 1e-5.

Basado en la Tabla Nº 4, los vectores de largo plazo que se determinan son los siguientes:

$$\text{Crédito}^O = 1,4 * \text{captacion} + 0,16 * \text{colr9} - 0,10 * \text{tpm} \quad (1')$$

$$\text{Crédito}^D = 1,9 * \text{pib} - 0,02 * (\text{colr9} - \text{tpm}) \quad (2')$$

De acuerdo con la primera ecuación la oferta de crédito presenta una relación positiva con las captaciones de los bancos y la tasa de interés

cobrada por los créditos, y una relación negativa con la tasa de política monetaria (tpm) en el largo plazo. El coeficiente de las captaciones es consistente con el apalancamiento (*leverage*)<sup>10</sup> que presentan las instituciones financieras en Chile, el cual varía entre 1,5 y 1,2 para la muestra. El coeficiente de la tasa de política monetaria presenta el signo esperado, dado que, como se explicó antes, una contracción monetaria reduce los fondos de financiamiento de los bancos provocando la contracción de la oferta. Por el otro lado la tasa de colocación (“precio”) muestra el signo positivo esperado según el modelo establecido en este estudio.

Sobre las tasas se observa que el coeficiente de la tasa de política monetaria es menor que el de la tasa de colocación. Esta diferencia de las elasticidades significaría que el efecto expansión del crédito ante la variación positiva de un punto porcentual de la tasa de colocación es mayor que el efecto contractivo ante la variación positiva de un punto porcentual de la tpm. Estos coeficientes indican que si el traspaso de las tasas de interés fuera perfecto (desde las tasa de política hacia las tasas de mercado) entonces el efecto neto de las tasas sobre la oferta de crédito no la haría disminuir ante una política monetaria contractiva.

La ecuación de la demanda presenta una relación positiva con el producto y negativa con el spread de las tasas de interés, en el largo plazo. El coeficiente de la actividad es mayor a 1 lo cual estaría sugiriendo un alto apalancamiento. No obstante el valor alto de este coeficiente puede ser consistente con que el PIB este capturando el efecto de variables omitidas que afecten la demanda de crédito como por ejemplo la riqueza. La literatura muestra que este valor generalmente se encuentra en el rango entre 1,1 y 2,5. Por ejemplo Calza, Gartner y Sousa (2001) encuentran una elasticidad del ingreso de 1,4 para la Euro zona. El coeficiente del spread muestra que un aumento del spread genera una disminución de la demanda de crédito.<sup>11</sup>

Se realizaron pruebas de robustez con sub-muestras con una razón de un semestre de diferencia. Al disminuir los años el valor crítico (*p-value*) que identifica las restricciones las acepta considerando hasta 6 trimestres menos (3 períodos). Adicionalmente, en todas las alternativas de muestras que se utilizaron los vectores que se constituían con las restricciones impuestas muestran coeficientes consistentes con los del modelo original.

### ***c. Impulsos respuesta***

Para capturar la dinámica de corto plazo el Cuadro N° 3 muestra los impulsos respuesta de las variables ante un shock de un desvío estándar de la tasa de política monetaria (shock contractivo).

Se utiliza una especificación de Cholesky para ortogonalizar los impulsos. El orden de las variables supone que el shock sobre la tasa de política monetaria afecta de forma contemporánea a la tasa de colocación, las captaciones (donde se captura el efecto oferta) y al crédito. La actividad y los precios son afectados con un trimestre de rezago.

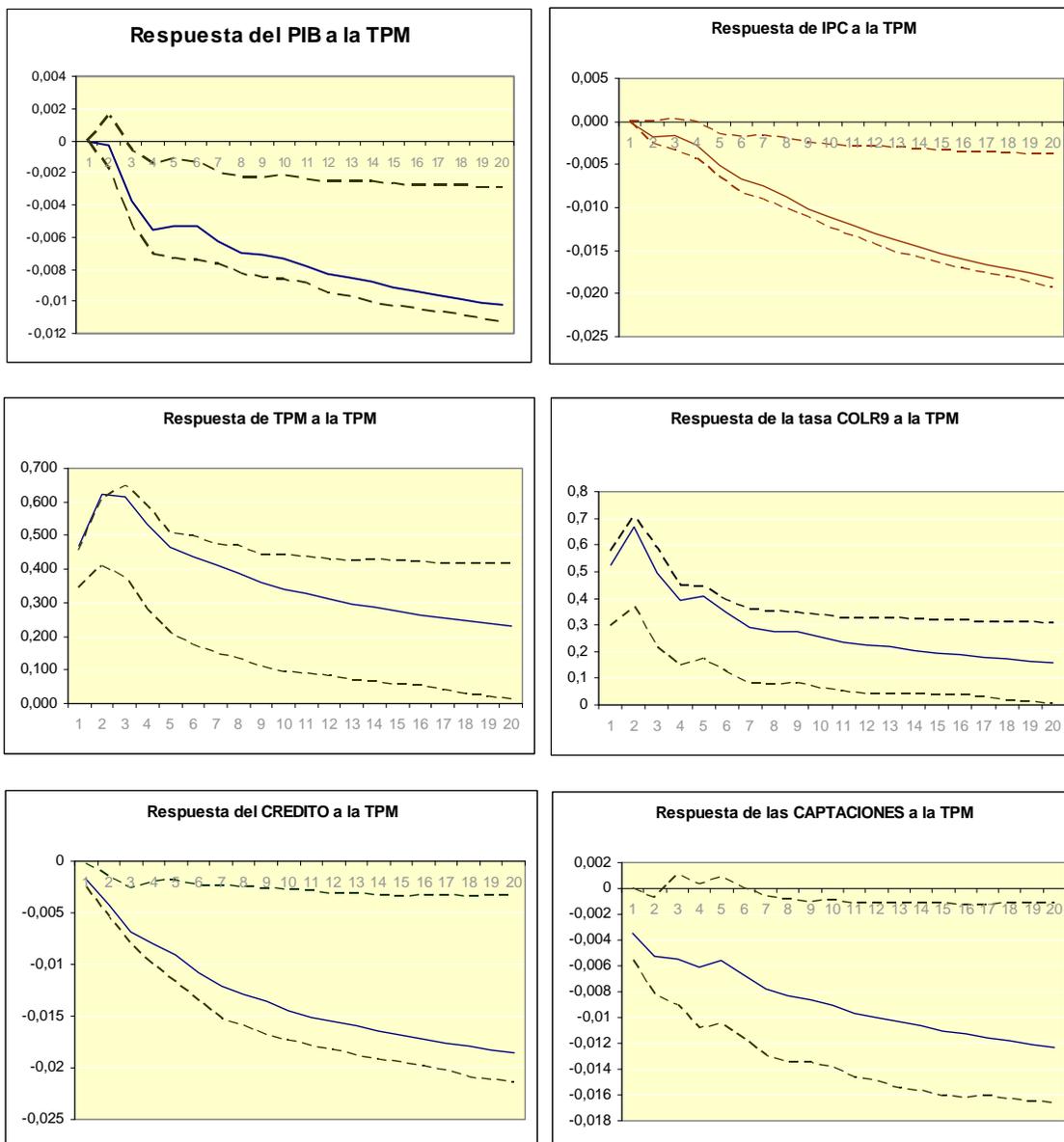
El horizonte de simulación es de 20 trimestres. Las líneas completas muestran la respuesta, mientras que las líneas punteadas son los intervalos de confianza a 90% obtenidos con una simulación *bootstrap*.

La actividad y los precios muestran un efecto al principio indefinido pero luego del segundo periodo se puede concluir una caída importante de ambas variables. Este es el efecto que también han encontrado otros trabajos que usan una descomposición de Cholesky para identificar los shocks monetarios en la economía chilena (Bravo y García 2002, Bravo et al, 2003).

Las tasas de política monetaria y de colocaciones aumentan por dos trimestres y luego caen. Como se puede observar la reacción de la tasa bancaria es débilmente mayor al efecto sobre la tpm, lo cual habla de un *traspaso* cercano al 100% de la política monetaria.

El crédito y las captaciones caen de manera inmediata mostrando el primero un efecto más agresivo. Estas respuestas son consistentes con las mostradas por Bernanke y Gertler (1995), que justifican la existencia de un canal de crédito usando vectores autoregresivos (VAR). No obstante, como señalan estos autores el efecto puede deberse a un ajuste de la demanda o de la oferta. De esta manera, en la sub-sección siguiente se analiza el efecto por separado de la demanda y oferta de largo plazo en el ajuste de los desequilibrios del producto.

**Cuadro N° 3**  
**Respuesta a un Shock contractivo de la tpm**



#### **d. Coeficientes de ajustes**

Los coeficientes de velocidad de ajuste de las variables en el corto plazo son medidos por el vector  $\alpha$ , (ver Anexo 1). Estos no solo miden la velocidad del ajuste al largo plazo sino también permiten testear cuán importante son los dos vectores de cointegración para explicar las diferentes variables (exogeneidad débil). Las estimaciones para  $\alpha$  se muestran en la Tabla N° 5. Por ejemplo, los coeficientes positivos de los  $\alpha$  sobre el producto D(PIB) definen que tanto el vector oferta como el demanda amplifican el efecto del desequilibrio. En cambio, los coeficientes negativos de los sobre el crédito D(CREDITO) define que esos vectores ayudan a que ese mercado converja en el largo plazo a los desequilibrios transitorios del crédito de sus determinantes de demanda y oferta.

Luego, para estudiar la exogeneidad débil de las variables se realiza un test de ratio de Máxima Verosimilitud. Este test comparará los valores de verosimilitud entre el modelo restringido y el sin restricciones para comprobar si existe diferencia estadísticamente significativa entre los resultados de las distintas especificaciones.

En la Tabla N° 6 se muestran los resultados del test para la exogeneidad débil de las variables. Como se puede observar solo se acepta la hipótesis de que los vectores de oferta y demanda no sean relevantes en la dinámica de corto plazo en el caso de la tasa de política monetaria. Esto indica la relevancia directa de ambas variables en la trayectoria de agregados macroeconómicos tan importantes como el PIB y la inflación.

**Tabla Nº 5**  
**Coefficientes de velocidad de ajuste**

	Vector Oferta	Vector Demanda
D(PIB)	0,061651 (0,02160)	0,035608 (0,04772)
D(IPC)	0,041745 (0,01818)	0,232416 (0,04016)
D(TPMBC)	-0,173931 (0,97808)	-0,062355 (2,16094)
D(COLR9)	5,681207 (1,90374)	-2,170395 (4,20609)
D(CAPTACION)	0,088346 (0,03727)	0,024145 (0,08234)
D(CREDITO)	-0,007401 (0,01837)	-0,210750 (0,04058)

Se presentan los errores estándar en paréntesis.  
El criterio de convergencia es 1e-5.

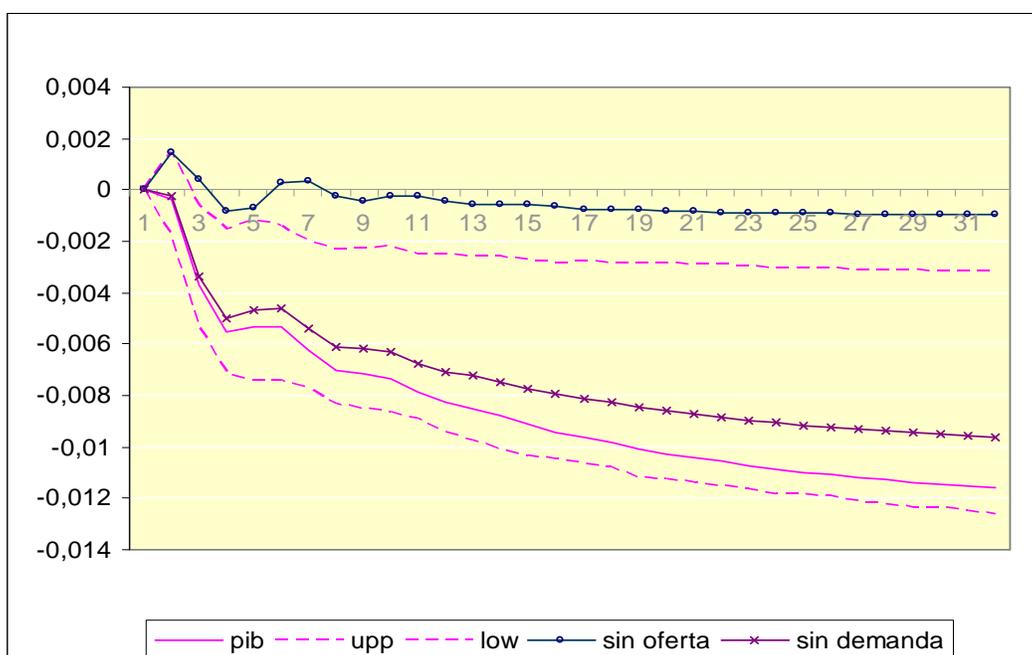
**Tabla Nº 6**  
**Exogeneidad Débil**

	Estadístico LR	Valor Crítico
D(PIB)	11,88669	0.000565
D(IPC)	10,84549	0.000990
D(TPMBC)	0,034146	0,853397
D(COLR9)	10,68150	0,001082
D(CAPTACION)	8,931105	0.002804
D(CREDITO)	26,23920	3,02E-07

El caso interesante es estudiar el efecto en la respuesta en la dinámica del producto ante la ausencia de oferta de crédito y ante la ausencia del efecto de la demanda, por separado. Entonces para testear si el vector de oferta es determinante en la ecuación que explica las fluctuaciones del producto se impone la restricción de la nulidad de la velocidad de ajuste, por separado para ambos vectores de cointegración es decir, un  $\alpha=0$ . La restricción sobre el coeficiente de velocidad de ajuste del vector oferta es rechazada, mientras que la del vector demanda es aceptada, los valores críticos son: 0,00388 y 0,450 respectivamente.

Para medir el efecto de estas restricciones, en el Cuadro N° 4 se muestra gráficamente la respuesta del producto ante un shock monetario contractivo en le caso en que la oferta o la demanda de crédito de largo plazo no tuvieran efecto sobre el ajuste del producto. Se puede apreciar que cuando la oferta de crédito se omite de la ecuación de PIB, la respuesta del PIB es casi nula a un shock en la tasa de interés. Por lo tanto, la evidencia indica que la mayoría del efecto de su caída ante un shock de política monetaria contractiva, a través del canal del crédito, es en particular explicado por un efecto de la oferta de crédito.

**Cuadro N° 4**  
**Respuesta del PIB con restricciones en la velocidad de ajuste**



Fuente: elaboración propia.

Los resultados pueden interpretarse utilizando la estimación de la ecuación (1) en ausencia de la demanda por crédito:

$$\text{Crédito}^o = 1.58 * \text{colocación} + 0.23 \text{ colr9} - 0.14 \text{ tpm}$$

La cual puede describirse como

$$\text{Crédito}^o = 1.58 * \text{colocación} + 0.23 * (\text{colr9} - \text{tpm}) + 0.9 * \text{tpm}$$

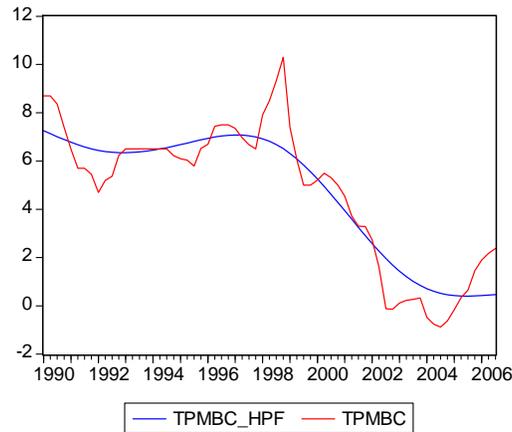
En el largo plazo, colr9 y TPM se deben mover de manera parecida por tanto esperamos que esa diferencia sea cercana a cero. Como era de esperarse la oferta responde positivamente a las colocaciones y la tasa de interés. Así si la TPM es más alta, se espera más crédito por parte de los bancos en el largo plazo. Pero en el corto plazo el crédito cae, ver los impulsos respuestas (Cuadro No 3), lo cual indica que el aumento de la tasa de interés contrae la oferta total de crédito en los primeros trimestres. Este efecto no es provocado por la demanda de crédito puesto que se aceptó la hipótesis nula que esta variable no entraba en el sistema estimado y sólo se consideró la oferta de crédito.

## V. Asimetrías de la política monetaria

Para estudiar las asimetrías de la política monetaria se divide la tasa de política monetaria en dos variables una que contenga las políticas contractivas y otra tasa que contenga las políticas expansivas: **tpmcont** y **tpmexp**, respectivamente.

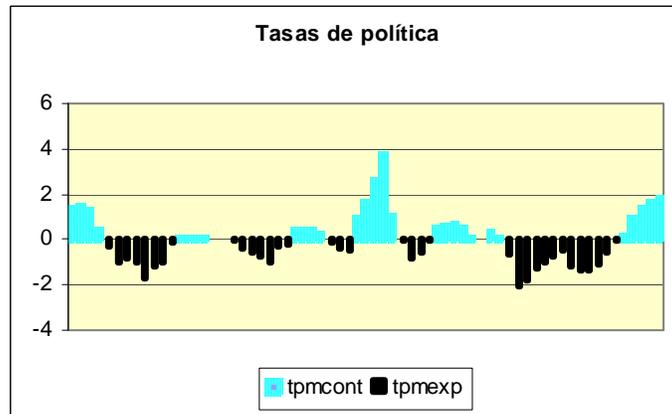
La definición de estas dos nuevas series se realiza utilizando la diferencia entre la tpm corriente y la tpm\_hpf, definida con un filtro de Hodrick-Prescott. El Cuadro N° 5 muestra gráficamente ambas variables. De esta manera la tpm contractiva es definida como las diferencias positivas entre la tpm y la tpm\_hpf, mientras que la tpm expansiva son las diferencias negativas.

**Cuadro N° 5**  
**Tpm y tpm\_hpf**



Fuente: elaboración propia

**Cuadro N° 6**  
**Tasas expansivas y contractivas: Tpmexp y tpmcont**



Fuente: elaboración propia

Para analizar el efecto asimétrico de las políticas se estima el modelo VECM anterior con las nueva tpm desagregada y se estudian los efectos de un shock positivo sobre las variables: tpmexp y tpmcont; lo que genera un shock positivo en las ecuaciones en diferencia. El Cuadro N° 6 muestra gráficamente las respuestas del PIB a shocks expansivos y contractivos en la tasa de política monetaria.

Para analizar las asimetrías sobre el modelo encontrado en la sección anterior se imponen las restricciones de los coeficientes hallados sobre todas las tasas de interés. La restricción impuesta sobre los coeficientes de las tasas de política en el vector oferta fue que ambas sumaran 0,10 (coeficiente de la tpm). Por otro lado se restringió que las tasas de política y la de crédito,

en el vector demanda, también tuvieran el mismo signo que el modelo anterior: 0.02 (positivo o negativo según la tasa).

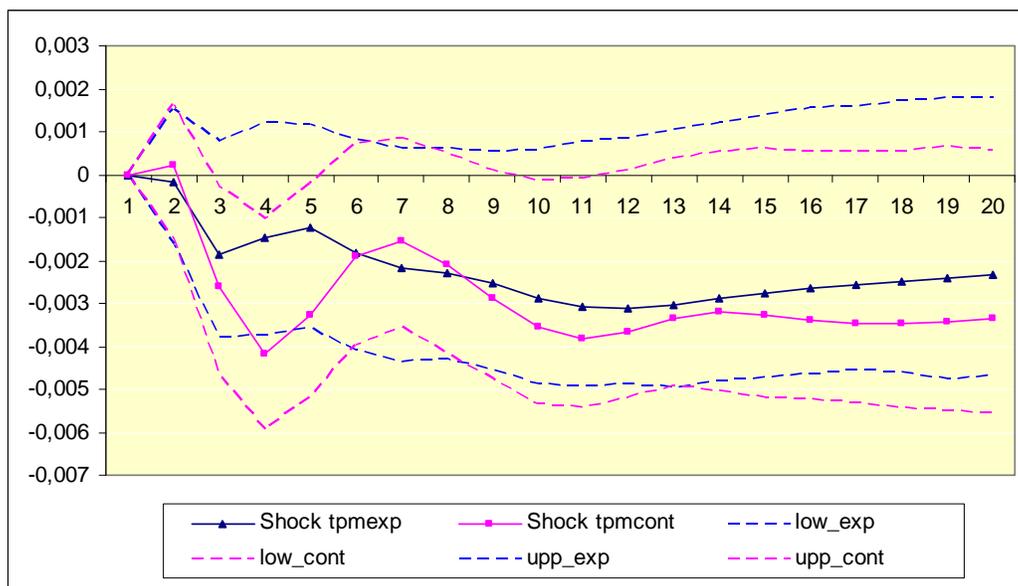
Los resultados de esta estimación identifican los vectores oferta y demanda con un valor crítico de 0.97, condicionado en la existencia de 3 vectores de cointegración. Los coeficientes conforman la siguiente ecuación de oferta y demanda:

$$\text{Crédito}^O = 2.6 * \text{captación} + 0.16 * \text{colr9} - 0.014 * \text{tpmexp} - 0.086 * \text{tpmcont} \quad (11)$$

$$\text{Crédito}^D = 1.4 * \text{pib} - 0.02 * (\text{colr9} - (\text{tpmexp} + \text{tpmcont})) \quad (12)$$

De esta manera la primera conclusión del modelo es que la tasa de política contractiva tiene un coeficiente mucho mayor al de la expansiva.

**Cuadro N° 7**  
**Asimetrías**



Fuente: elaboración propia.

El resultado del análisis de los shocks en las distintas tasas (expansiva y contractiva) sobre la actividad se muestra en el Cuadro N° 7. Nuevamente se estimaron los intervalos de confianza con bootstrapping al 90%. Se observa que la tasa contractiva genera una caída mas pronunciada de la actividad, no obstante los intervalos se superponen la mayoría del tiempo. En el grafico se

observa que en el cuarto trimestre la política monetaria contractiva tiene un efecto diferente y más agresivo que cuando el banco central decide bajar tasas de interés.

## **VI. Conclusiones**

En el presente trabajo se estudia la relevancia del canal de crédito en Chile con un modelo de corrección de errores (VECM), utilizando datos agregados. En él se identifican dos relaciones de cointegración que se interpretan como la oferta y la demanda de crédito de largo plazo.

Se encuentra que la tasa de política monetaria afecta la oferta de crédito de largo plazo de forma positiva. Sin embargo, en el corto plazo el efecto es negativo. Se observa también que es la oferta de crédito la más relevante, en comparación a la demanda, para explicar la caída del producto frente a una política monetaria contractiva. Esto confirma para Chile que buena parte del impacto de la política monetaria se da a través de cambios en la oferta de crédito.

Estos resultados indican la posibilidad de adicionar al manejo tradicional de tasas de interés políticas monetarias no convencionales (manejo directo de la oferta de liquidez) para resolver problemas puntuales de la coyuntura macroeconómica en la economía chilena. Por ejemplo, se estudia la existencia de asimetrías en las políticas monetarias (separando entre contractiva o expansiva, respectivamente). Los resultados muestran la existencia de algunas asimetrías, en particular cuando la política monetaria es contractiva. Por tanto en estos períodos, una política monetaria no convencional que introduzca liquidez al sistema bancario permite resolver importantes restricciones que enfrentarían familias y empresas para financiar sus gastos a través del crédito en períodos de crisis.

## Referencias

- Alfaro, R.; H. Franjen; C. García y A. Jara (2004). "The Bank Lending Channel in Chile", Banco Central de Chile, banking Market Structure and Monetary Policy, VII, pp. 121-145.
- Bernanke, B. (2009), At the Federal Reserve Bank of Kansas City's Annual Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming.  
<http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20090821a.htm>
- Bernanke, B. y A. Blinder (1992). "The Federal Funds Rate and Channels of Monetary Transmission", *The American Economic Review*. 82 (4), pp. 901-921.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 78 (2), pp. 435-39.
- Bernanke B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," Handbook of Macroeconomics J. Taylor and M. Woodford editores.
- Bernanke B. y M. Gertler (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economics Perspectives*, 9 (4), pp. 27-48.
- Bravo, H., C. García, V. Mies, y M. Tapia,(2003), " Heterogeneidad de la Política Monetaria en Chile: Efectos Sectoriales y Regionales," *Economía Chilena Vol 6 No 3*, pp.5-26.
- Bravo, H. y C. García (2002). "Medición de la Política Monetaria en Chile y el Traspaso (Pass-Through) en Chile," *Economía Chilena Vol 5 No 3*, pp.5-28.
- Calza, A.; C. Gartner y J. Sousa (2001). "Modelling the Demand for loans to the Private Sector in the Euro Area", *ECB Working paper N° 55*.
- Fernandez, V. (2003). "The Credit Channel in an Emerging Economy", *Centre for Applied Economics (CEA)*.
- Fountas, S. y A. Papagapitos (2000). "The monetary transmission mechanism: evidence and implications for European Monetary Union", *Economics Letters* 70, pp. 397-404.
- Gertler, M y P. Karadi,(2009), "A model of Unconventional Monetary Policy,"NYUmimeo.  
<http://www.econ.nyu.edu/user/gertlerm/GertlerKaradiApril09.pdf>
- Harris, R.I.D. (1995). "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling", Prentice Hall.

- Hubbard, R. G. (1995). "Is There a Credit Channel for Monetary Policy?", *National Bureau Economic Research, Working Paper N° 4977*.
- Hulsewig, O.; E. Mayer y T. Wollmershauser (2005). "Bank Loan supply and Monetary Policy Transmission in Germany: An assessment based on Matching Impulse Responses", *CESifo Working Paper N° 1380*.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.
- Kashyap, A. y J. Stein (1993). "Monetary Policy and Bank Lending", *National Bureau of Economics Research (NBER), Working Paper N° 4317*.
- Kashyap, A. y J. Stein (2000). "What Do a Million Observations on Banks say about the Transmission of Monetary policy?". *The American Economic Review (AER)*, 90 (3), pp. 407-428.
- Kashyap, A.; J. Stein y D. Wilcox (1993). "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *National Bureau of Economics Research (NBER), Working Papers N° 4015*.
- Kiyotaki, N. y M. Gertler, "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis", en preparación para el Handbook of Monetary Economics.  
<http://www.econ.nyu.edu/user/gertlerm/gertlerkiyotaki102409paper.pdf>
- Kiyotaki, N. y J. Moore, (2008) "Liquidity, Business Cycles, and the monetary Policy," mimeo.  
<http://www.princeton.edu/~kiyotaki/papers/ChiKM6-1.pdf>
- Kishan, R. y T. Opelia (2005). "Bank capital and loan asymmetry in the transmission of monetary policy", *Journal of Banking & Finance*, 30 (1), pp 259-285.

## Anexo 1 Metodología: Modelos de corrección de errores (VEC)

Definiendo un vector  $z_t$  que contiene “n” variables endógenas se puede representar un vector autoregresivo (VAR) en su forma reducida por la ecuación (1A):

$$\begin{aligned} z_t &= A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \\ u_t &\sim IN(0, \Sigma) \end{aligned} \quad (1A)$$

donde  $z_t$  es un vector (nx1) y cada  $A_i$  es una matriz de parámetros (nxn). La estimación de este modelo revela la relación dinámica entre las variables y sus rezagos sin ningún tipo de restricciones. Cada variable es regresionada por rezagos de la propia variable y de las otras que aparecen en el sistema.

Reformulando la ecuación (1A) el modelo de corrección (VEC) de errores se puede describir en su forma reducida por la ecuación (2A):

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + u_t \quad (2A)$$

donde  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$  con  $(i=1, \dots, k-1)$ , y  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

La especificación en un modelo VEC contiene información de los ajustes ante cambios en  $z_t$  para el corto y el largo plazo, a través de la estimación de las matrices  $\hat{\Gamma}_i$  y  $\hat{\Pi}_i$  respectivamente.

La matriz  $\hat{\Pi}_i$  se define como  $\alpha\beta'$  donde  $\alpha$  representa la velocidad de ajuste del desequilibrio y  $\beta$  es la matriz de los coeficientes de largo plazo, tal que el producto  $\beta' z_{t-k}$  forma hasta (n-1) relaciones de cointegración del modelo multivariado que asegura que  $z_t$  converge a la solución de largo plazo.

Asumiendo que  $z_t$  es un vector de variables no estacionarias, la opción que explota esta modelación para lograr la estacionariedad es que el producto  $\Pi z_{t-k}$  sea  $I(0)$  cuando existen hasta (n-1) vectores de

cointegración, tal que  $\beta' z_{t-k} \square I(0)$ . En este caso  $\beta$  se compone de “r” relaciones de cointegración presentadas como columnas de combinaciones linealmente independientes de las variables en  $z_t$ , las cuales son  $I(0)$ ; junto con (n-r) vectores no estacionarios. Para que  $\Pi z_{t-k}$  sea estacionario solo los r vectores deben entrar en el modelo, por lo tanto (n-r) columnas de  $\alpha$  son significativamente cercanas a 0. De esta forma, determinar el número de vectores de cointegración es estudiar el rango de  $\Pi$ , es decir, encontrar el número de columnas linealmente independientes.

Johansen (1988) obtiene estimaciones de  $\alpha$  y  $\beta$  utilizando un procedimiento conocido como regresión de rango reducido (*reduced rank regression*) el cual permite la estimación de las matrices con rangos incompletos.

### Coefficientes de largo plazo ( $\beta$ )

Reordenando la ecuación (2A) se puede expresar el modelo VEC como:

$$\Delta z_t + \alpha \beta' z_{t-k} = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + u_t \quad (3A)$$

Es posible eliminar el efecto de la dinámica de corto plazo regresionando los elementos del lado izquierdo de la ecuación. Es decir se obtienen los vectores  $R_{0t}$  y  $R_{kt}$ :

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= D_1 \Delta z_{t-1} + \dots + D_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + R_{0t} \\ \alpha \beta' z_{t-k} &= E_1 \Delta z_{t-1} + \dots + E_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + R_{kt} \end{aligned} \quad (4A)$$

Los cuales se utilizan para calcular el la matriz de residuos:

$$\begin{aligned} S_{ij} &= D^1 \sum_{i=1}^T R_{it} R'_{jt} \\ i, j &= 0, k \end{aligned} \quad (5A)$$

La estimación de máxima verosimilitud de los coeficientes  $\beta$  se calcula como los *eigenvectors* correspondientes a los r *eigenvalues* mayores de resolver:

$$\left| \lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \right| = 0 \quad (6A)$$

Esto cual deriva en el valor de los *eigenvalues*  $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$  y los vectores correspondientes, los cuales representan las relaciones de cointegración. Esta relación se cumple porque los *eigenvalues* son las correlaciones mayores entre los residuos de los niveles y los residuos de las diferencias, es decir, se obtiene la estimación de todas las combinaciones de las variables I(1) en niveles  $z_t$  que producen una alta correlación con los elementos I(0) (estacionarios) en diferencias  $\Delta z_t$ . Estas relaciones son los vectores de cointegración dado que por definición son relaciones I(0).

De esta manera los tests de cointegración analizan la hipótesis sobre los  $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$  estimados, definiendo que existen  $r$  relaciones de cointegración, y por ende  $(n-r)$  raíces unitarias:

$$H_0 = \lambda_i = 0 \quad (7A)$$

$$i=r+1, \dots, n$$

Es posible testear esta hipótesis bajo dos formas.

El *trace test* impone la restricción de los distintos valores posibles de  $r$  y compara el logaritmo de la función de máxima verosimilitud del modelo no restringido con el restringido y lo analiza con el ratio Standard.

$$\lambda = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$r=0, 1, \dots, n-1. \quad (8A)$$

La hipótesis del test plantea  $r=1$  (...2,3) contra  $r=n$ . Los valores críticos asintóticos son los provistos por Osterwald-Lenum (1992). Sin embargo si el número de observaciones que se posee es bajo este test es probable que presente debilidad en el poder y el tamaño al usar los valores críticos, por lo que su resultado es indicativo.

El otro test que estudia la hipótesis de cointegración es el llamado *maximal-eigenvalue* o  *$\lambda$ -max statistic*, este test estudia la significancia del *eigenvalue* máximo:

$$\max_{r=0,1,\dots,n-1} -\lambda = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9A)$$

Este test, a diferencia del anterior, plantea la hipótesis nula de que existen  $r$  relaciones de cointegración contra la existencia de  $r+1$ .

### Coefficientes de velocidad de ajuste ( $\alpha$ )

Cada una de las “ $r$ ” columnas no nulas de la matriz  $\alpha$  contienen información sobre qué vector de cointegración entra en qué ecuación de corto plazo, y la velocidad de respuesta de corto plazo al desequilibrio.

Por lo tanto si una columna de esta matriz presenta todos ceros significa que los movimientos de corto plazo de dicha variable no son explicados (en parte) por los vectores de largo plazo. Cuando esto ocurre se considera que esta variable es débilmente exógena (*weakly exogenous*). Cabe destacar que dicha variable puede seguir siendo parte de las relaciones de largo plazo.

Identificar las variables que sean débilmente exógenas es de mayor importancia cuando se tiene interés en la dinámica de corto plazo, dado que permite una mejor especificación.

Para testear la debilidad exógena lo que se plantea es un test de ratio de máxima verosimilitud entre el modelo sin restricciones y el modelo con las restricciones de nulidad sobre una de las filas de la matriz  $\alpha$ .

## Anexo 2: Modelo con 3 vectores

Este anexo plantea la estimación del modelo con la identificación de tres vectores. Además de la oferta y la demanda se identifica un tercer vector que describe la demanda de depósitos.

**Tabla N° A1**  
**Test de restricciones de Cointegración**

Hipótesis No. de Eq. de C	<i>Restricted</i> <i>Log-likelihood</i>	LR Estadístico	Grados de Libertad	Prob.
3	771,4739	3,859780	2	0,145164
4	778,7594	5,167328	1	0,023016

La Tabla N° A1 muestra los resultados de testear la existencia de tres vectores de cointegración en el modelo.

**Tabla N° A2**  
**Coefficientes de cointegración restringidos**

PIB	IPC	TPMBC	COLR9	CAPTACION	CREDITO
0,000000	0,000000	0,100497	-0,156895	-1,375577	1,000000
(0,00000)	(0,00000)	(0,01647)	(0,02072)	(0,06798)	(0,00000)
-1,839711	0,000000	-0,021858	0,021858	0,000000	1,000000
(0,03793)	(0,00000)	(0,00549)	(0,00549)	(0,00000)	(0,00000)
-1514,49000	2060,25100	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000
(325,202)	(310,730)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)

\*error estándar en paréntesis

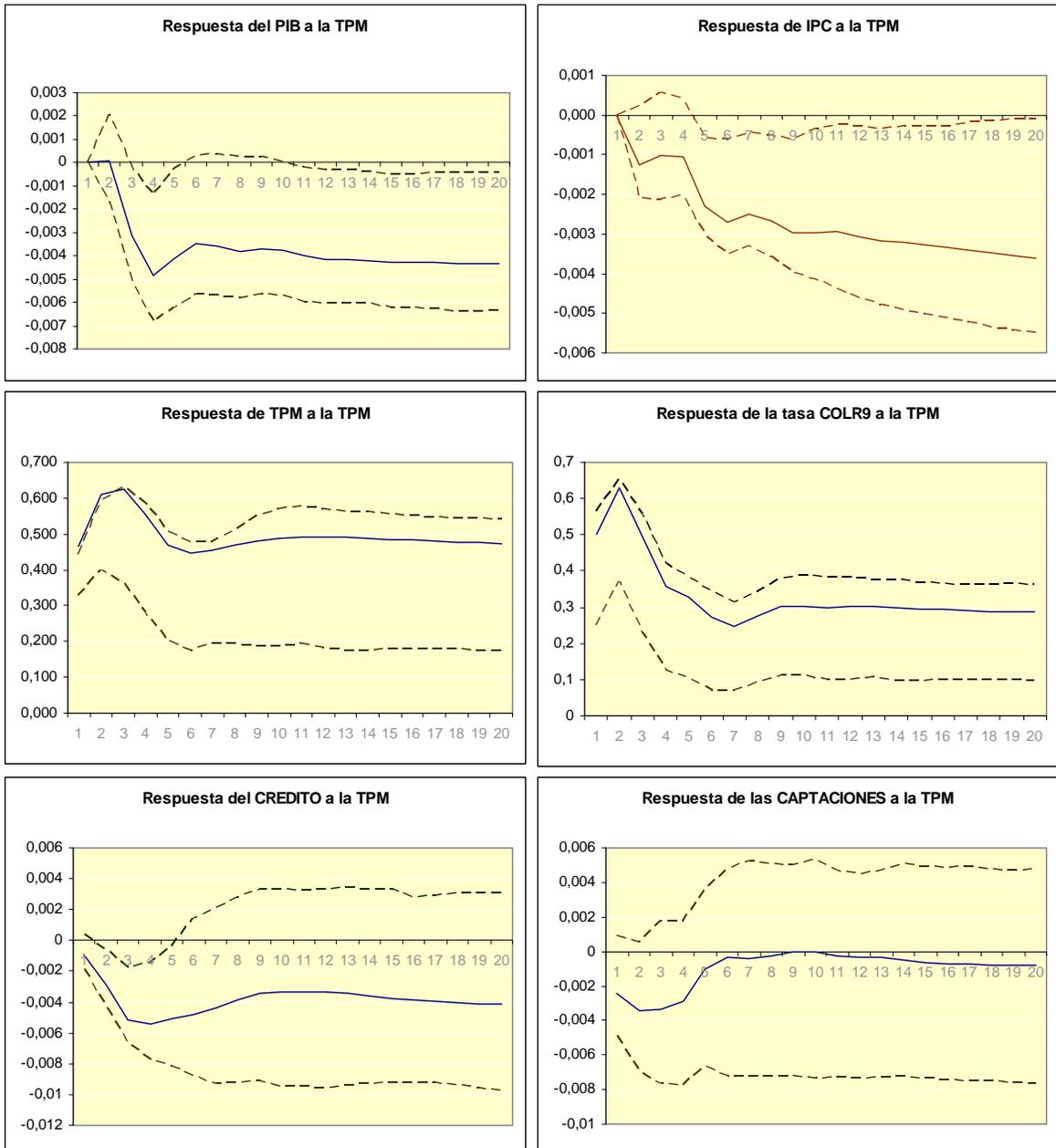
Para identificar los vectores de oferta y demanda se imponen las mismas restricciones que en la sección IV.b. La lógica que persigue identificar un tercer vector es que se explique una relación de largo plazo que defina la variable captación de los bancos. La teoría económica supone que los depósitos bancarios tienden a aumentar con la actividad económica y a disminuir con la inflación.

Los valores de los coeficientes estimados (Tabla N° A2) muestran que se identifican los vectores oferta y demanda, con parámetros muy similares a los mostrados con el modelo de dos vectores.

El tercer vector acepta las restricciones que definen un vector que explique la relación de largo plazo de las captaciones. Los signos obtenidos son consistentes con los que se esperarían según la teoría económica. El aumento de la actividad provoca un aumento en las captaciones, mientras que el aumento de la inflación provoca una disminución.

No obstante los coeficientes que identifican el nuevo vector son incorrectos, lo cual se podría explicar por la falta de la tasa de interés (“precio”) que los regule. Esta tasa debiera ser la tasa de captación.

**Cuadro N° A1**  
**Respuesta a un shock contractivo de la tpm**



Fuente: elaboración propia.

La dinámica que muestra este modelo ante un shock monetario contractivo es muy similar al modelo de dos vectores excepto por las respuestas de las captaciones y el crédito.

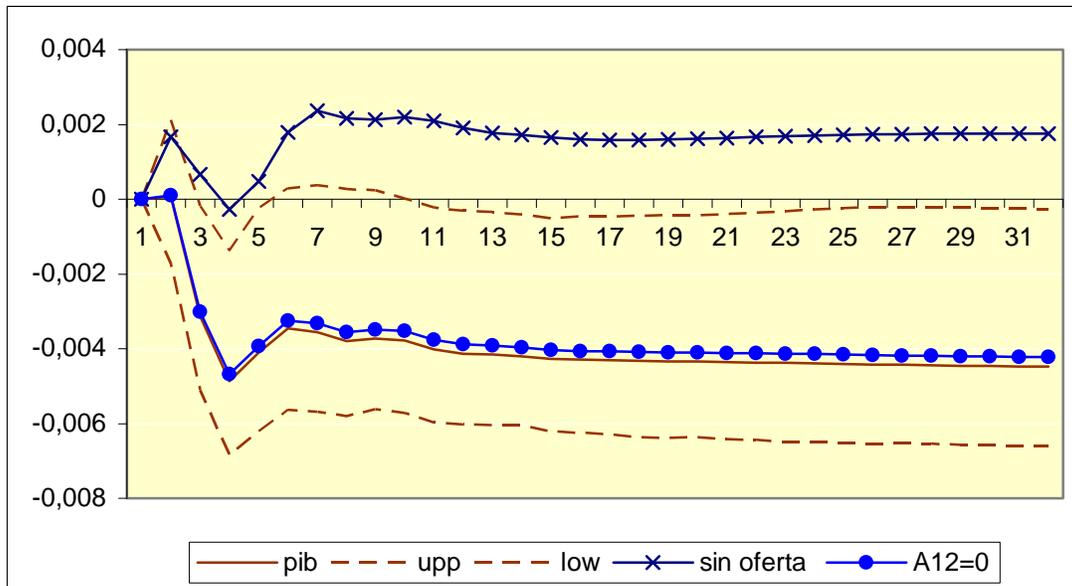
Como se aprecia en el Cuadro N° A1 la variable captaciones tiene una nueva dinámica que permite la recuperación de la caída inmediata al shock. Según el vector definido parte de esta recuperación es debido a la caída de los precios.

**Tabla N° A4**  
**Coeficientes de ajuste**

D(LPIB)	0,061460 (0,02425)	0,015846 (0,06994)	-9,39E-06 (2,2E-05)
D(LIPC)	0,026819 (0,01699)	0,087294 (0,04901)	-7,18E-05 (1,5E-05)
D(TPM)	0,213484 (108,041)	2,732002 (311,666)	0,001078 (0,00096)
D(COLR9)	7,183380 (204,455)	6,491250 (589,792)	0,003615 (0,00182)
D(LCAPTACION)	0,072945 (0,03940)	-0,153623 (0,11366)	-8,29E-05 (3,5E-05)
D(LCREDITO)	-0,025358 (0,01905)	-0,325667 (0,05495)	-4,40E-05 (1,7E-05)

Si se estudia la exogeneidad débil parcial según los vectores que afectan al producto, al igual que en el modelo con dos vectores, se encuentra que el efecto que provoca la oferta sobre el producto es más significativo que el de la demanda (Ver Cuadro N° A2).

**Cuadro N° A2**  
**Respuesta del PIB con restricciones en la velocidad de ajuste**



Fuente: elaboración propia.

## Anexo 3

**Tabla Nº A1**  
**Test de restricciones de cointegración para submuestras**

Muestra		Modelo de 2 vectores	Modelo de 3 vectores	Nº de Datos
Inicio	Final	Valor crítico	Valor crítico	Ajustado
1990 trimestre 2	2006: trimestre 3	0,076075	0,234264	63
1990 trimestre 3	2006: trimestre 3	0,077346	0,280843	62
1990 trimestre 4	2006: trimestre 3	0,051874	0,204482	61
1991 trimestre 1	2006: trimestre 3	0,061011	0,420542	60
1990 trimestre 1	2006: trimestre 2	0,076075	0,234264	63
1990 trimestre 1	2006: trimestre 1	0,077346	0,280843	62
1990 trimestre 1	2005: trimestre 4	0,051874	0,204482	61
1990 trimestre 1	2005: trimestre 3	0,061011	0,420542	60
1990 trimestre 2	2006: trimestre 2	0,077346	0,280843	62
1990 trimestre 3	2006: trimestre 1	0,061011	0,420542	60
1990 trimestre 4	2005: trimestre 4	0,055149	0,244407	58
1991 trimestre 1	2005: trimestre 3	0,071093	0,253907	56

## Notas

---

<sup>1</sup> Friedman y Schwartz (1963).

<sup>2</sup> De la misma forma se podrían plantear los requisitos de encaje.

<sup>3</sup> Bernanke y Gertler (1995) observa el comportamiento de spreads entre tasas de interés bancarias y de activos del mercado de capitales como los T-bill, y observa que las tasas de interés bancarias reaccionan más durante los periodos de PM contractiva.

<sup>4</sup> Alfaro, R.; H. Franjen; C. García y A. Jara (2004)

<sup>5</sup> No se incluyen las colocaciones vencidas.

<sup>6</sup> Incluye bancos y sociedades financieras.

<sup>7</sup> En el caso de muestras pequeñas Harris (1995) sostiene que el trace test puede presentar dificultades cuando se utilizan los valores críticos.

<sup>8</sup> Los resultados obtenidos al estimar el modelo con 3 vectores son consistentes con los mostrados aquí. No obstante en el anexo se presentan resultados.

<sup>9</sup> Ver Parte 1: Introducción y Parte 2: Revisión Bibliográfica.

<sup>10</sup> Definido como la relación entre los fondos disponibles y colocaciones efectivas, y los depósitos y captaciones.