

***Determinantes de la demanda de crédito.
Una estimación con un modelo mensual
de series de tiempo para Venezuela***

LEONARDO V. VERA *

INTRODUCCIÓN

Si se compara con el abultado expediente de estudios sobre los determinantes de la demanda de dinero, la demanda de crédito ha recibido escasa atención en la literatura macroeconómica. Intriga tal situación si se toma en cuenta que los primeros análisis econométricos sobre el crédito bancario fueron publicados en la tercera década del pasado siglo por Tinbergen (1934, 1937), con bastante anterioridad a los famosos estudios de Brown (1938, 1939) sobre los determinantes de la demanda de dinero.¹

Manuscrito recibido en septiembre de 2002; aceptado en marzo de 2003.

* Escuela de Economía de la Universidad Central de Venezuela y Centro de Estudios Latinoamericanos de la Universidad de Oxford. El autor agradece los útiles comentarios de Julio López y de dos árbitros anónimos. Naturalmente las limitaciones y errores son sólo imputables al autor. E-mail: leonardo.vera@st-anthony.oxford.ac.uk

¹ Los estudios empíricos sobre el comportamiento de los determinantes del crédito pueden ubicarse básicamente en cuatro categorías metodológicas: En primera instancia, aquellos que estiman la demanda de crédito como un sistema, y que terminan constituyendo una relación en dos ecuaciones reducidas considerando la posibilidad

Por fortuna, la percepción de la importancia que juega el mercado de crédito, para entender buena parte de los problemas macroeconómicos y financieros, ha venido cambiando en los últimos tiempos. En mucho ha contribuido el reconocimiento de que el mercado de crédito constituye un eslabón clave en el entendimiento de los canales de transmisión y en el proceder de la política monetaria, así como en la compresión de los mecanismos de creación de dinero.

En el contexto de las economías en desarrollo, la importancia y el predominio que tiene el crédito bancario para el proceso de acumulación contrasta muy abiertamente con el papel que ha jugado en las economías industrializadas. El Banco Mundial estimaba para comienzos de la década de los años noventa que cerca de 55% de la inversión pública y privada de los países en desarrollo se financiaba con retención de recursos internos a las empresas. Este esquema tan amplio de autofinanciamiento pudo ser sostenido en muchas economías a través de mecanismos de protección que aseguraban una elevada rentabilidad en los mercados reales. De ahí que, en perspectiva, la apertura ulterior de los mercados y las presiones ejercidas por una mayor competencia han debido reorientar la estructura del financiamiento del sector real hacia el crédito bancario, propiciando con ello el mayor desarrollo del mercado de crédito.

de que la tasa de interés sea una variable endógena. Este enfoque ha sido seguido tempranamente por los trabajos de Melitz y Pardue (1973), Heremas *et al.* (1976), Friedman and Kuttner (1993), Fase (1995) y Catao (1997). Otra gama de estudios, establecen *a priori* la correspondencia e igualdad de la oferta y demanda de crédito en cualquier instante del tiempo. De ese modo, más que una función de demanda, se estiman los determinantes del crédito en condiciones de equilibrio. La solución simultánea de las ecuaciones de oferta y demanda de crédito permite de ese modo estimar un modelo uniecuacional donde elementos de ambos lados del mercado aparecen como variables explicativas. Hensershot (1968), Hicks (1980) y Panagopoulos y Spiliotis (1998) siguen este enfoque. Un tercer método (el enfoque de desequilibrio) se fundamenta en estimar funciones separadas de oferta y demanda con un estimador de máxima verosimilitud para así comparar los valores estimados de cada función con los valores efectivos. De esa manera, se determina qué lado del mercado

Paradojicamente, a pesar de haber experimentado a lo largo de los últimos años una fase de apertura y desregulación de los mercados, el mercado de crédito en Venezuela no ha dado muestras de fortalecimiento progresivo. Por el contrario, y como mostramos en una sección de este trabajo, el crédito al sector privado en Venezuela exhibe una tendencia contractiva significativa, sea visto como proporción del producto interno, en términos reales por habitante, o como proporción de los activos totales de la banca.

Naturalmente, esta pérdida de presencia del crédito en la estructura de financiamiento de la actividad económica privada puede atribuirse a choques permanentes por el lado de la oferta de préstamos y a perturbaciones por el lado de la demanda. El propósito de este trabajo es determinar específicamente el papel que juega la demanda de crédito en la evolución de este mercado. Esta tarea es facilitada controlando apropiadamente los cambios en la oferta a través de un modelo teórico mínimo que nos permite identificar los determinantes de la demanda. Desde el punto de vista empírico, el trabajo muestra que es posible especificar en forma robusta una función de demanda de crédito en Venezuela y conocer el impacto de sus determinantes tanto en el largo plazo como en el proceso de ajuste dinámico hacia el equilibrio de largo plazo.

ejerce restricciones. Siguiendo los trabajos pioneros de Laffont y García (1977) y Sealey (1979) numerosos estudios, a lo largo de la última década, han estimado funciones de oferta y demanda de crédito usando la función de máxima verosimilitud de Maddala y Nelson (1974). Entre ellos destacan Blundell-Wignal y Gazycki (1992), Pazarbasioglu (1997), Ghosh and Ghosh (1999), Literas y Legnini (2000), Barajas, López y Oliveros (2001), y Barajas y Steiner (2002). Finalmente, algunas estudios intentan identificar la curva de demanda aislando aquellas variables que afectan sólo a un lado del mercado (identificación por restricción de parámetros) y usando como hipótesis auxiliar, la idea de que los bancos operan en un ambiente de competencia imperfecta y que el crédito es determinado por el lado de la demanda del mercado a la tasa de interés establecida por los bancos. Goldfeld (1969), Harris (1976), Moore y Theadgold (1985), Cuthbertson (1985), Arestis (1987), Arestis *et al.* (1995), Howells y Hussein (1999), y Calza Gartner y Souza (2001) usan este enfoque.

El trabajo está constituido en cinco secciones. En la sección I se hace una breve reseña que apunta a descubrir algunos hechos estilizados sobre el comportamiento del mercado de crédito en Venezuela. La sección II presenta un modelo teórico que deriva de la restricción de financiamiento de las empresas cuyo propósito es minimizar el riesgo de una mala especificación de la demanda de crédito. Una explicación de las series estadísticas a emplear se presenta en la sección III. En la sección IV se pone a prueba el supuesto de no estacionariedad de las variables y se verifica la existencia de raíces unitarias en las series. Los resultados llevan a una interpretación que puede ser consistente con el modelo teórico. En la sección V se intenta obtener una representación dinámica y de corto plazo de la demanda crédito. A tal fin se emplea un modelo de vectores de corrección de error y se aplica la metodología de lo “general a lo específico” a fin de restringir y obtener la mejor especificación. Con diferencias muy sutiles se obtienen dos modelos de corrección de error que son sometidos a las pruebas de diagnóstico y de estabilidad para posteriormente hacer una interpretación de los resultados. El trabajo finaliza con unas breves conclusiones.

ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS SOBRE LA EVOLUCIÓN DEL CRÉDITO EN VENEZUELA

La posibilidad de disponer de datos mensuales y trimestrales del valor efectivo del acervo de crédito agregado de la Banca Comercial en Venezuela, desde 1986 hasta 2002, nos permite hacer un ejercicio preliminar para caracterizar la evolución del mercado en la economía venezolana. La gráfica 1, por ejemplo, deja ver como la fase de expansión, de los años ochenta, de la relación crédito-PIB de la banca comercial y universal se rompe a finales de esa década entrando, desde entonces, en una marcada caída tendencial que se prolonga más allá de los años de la crisis financiera (en 1994 y 1995). Una leve recuperación se registra en 1997 con un sucesivo estancamiento hasta el 2000. Es muy notable como la proporción crédito-PIB de la economía venezolana que estuvo incluso por encima

de la exhibida por sus pares latinoamericanos en la década de los ochenta, se encuentra ya para finales de los noventa entre las más bajas del continente.²

Cuando se calculó la evolución del acervo de crédito mensual en términos reales y su valor de tendencia (usando el filtro de Hodrick-Prescott), la caída casi ininterrumpida desde 1988 hasta mediados de 1996 llevó los niveles del crédito real a un valor que representaba apenas 20% de su valor pico. Hay una transitoria recuperación en 1997 que apenas compensa la caída tendencial (gráfica 2). El mismo patrón se hace muy evidente cuando se analiza la evolución del acervo de crédito real per cápita con datos trimestrales (gráfica 3). Es muy notable como de un pico alcanzado en el segundo trimestre de 1988 de 5 200 bolívares por habitante, se pasó a un nivel de 1 500 bolívares por habitante a finales de 2000; es decir, el crédito real por habitante en 2000 era apenas 28% del nivel que existía a mediados de 1988.

El índice de intermediación, medido mensualmente como la proporción del acervo de crédito sobre el nivel de captaciones, también cae muy sensiblemente desde los inicios de 1989, caída que se profundiza desde 1994 con la crisis financiera cuando alcanzó sus niveles más bajos (29.5%). La recuperación de la intermediación es palpable desde 1995 y hasta mediados de 1998 pero nunca a los niveles por encima de 80% que se registraban en los ochenta (gráfica 3).

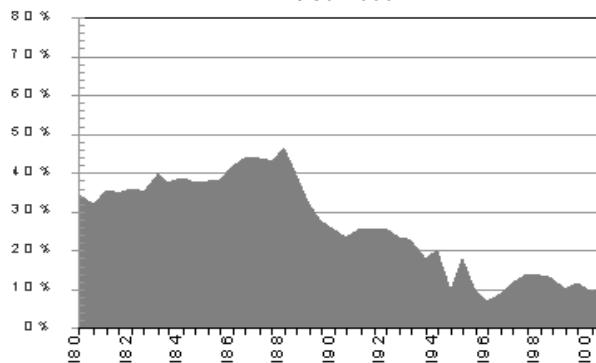
La contracción gradual en el negocio de la intermediación hacia el sector privado ha venido acompañada de un incremento en la intermediación hacia el sector público. Esto se manifiesta muy claramente en los cambios que ha registrado la composición de los activos de los bancos a lo largo de la última década. Si se observa la gráfica 4, es evidente la creciente participación que adquieren las inversiones en títulos y valores públicos sobre el total de activos de la banca comercial y universal, pasando de una proporción de apenas 7% a finales de 1988 a cerca de

² Esto se ve muy claro cuando se establece la comparación de la razón crédito-PIB aquí calculada con la mostrada por Barajas y Steiner (2002) para varios países de la región.

17% en noviembre de 1990, y llegando a un pico de 38% del monto nominal de activos de la banca en abril de 1995, en momentos difíciles en que la economía asimilaba los efectos de las crisis bancaria.

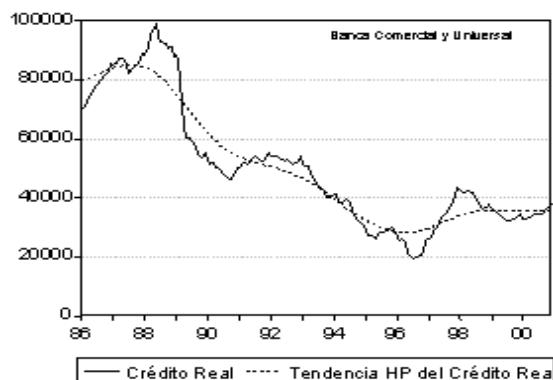
Es difícil precisar en qué magnitud esta sustitución gradual del crédito al sector privado por crédito hacia el sector público obedece a decisiones de portafolio de los agentes privados (incluyendo los bancos), pero sin lugar a dudas, el desarrollo más activo del mercado de bonos de la autoridad monetaria y del sector público, durante toda la década de los noventa, ha ampliado las opciones de los inversionistas financieros, en un momento en que la economía venezolana ha venido atravesando por un ambiente de gran volatilidad macroeconómica y de importantes desequilibrios.³

GRÁFICA 1
Cartera de crédito como porcentaje del PIB
 1980-2000



³ En realidad, hasta 1989, no existía en Venezuela un mercado activo para los bonos de la autoridad monetaria. De hecho, en la práctica la política monetaria no se hacía con operaciones de mercado abierto. Los cambios se iniciaron radicalmente a finales de 1989 con la aparición y rápida aceptación de los bonos cero cupón. La dramática caída del crédito y el incrementó del riesgo de liquidez ha que se vieron sometidos los bancos en los años de la crisis financiera, hizo que estos se volcaran masivamente hacia los títulos del Banco Central. Los bonos cero fueron sustituidos posteriormente por los títulos de estabilización monetaria cuya última emisión fue realizada en noviembre de 1999. Para ese entonces los títulos de deuda pública y las letras del

GRÁFICA 2
Comportamiento y tendencia del crédito en términos reales
 1986:1 a 2000:12



GRÁFICA 3
Razón cartera de crédito/captaciones

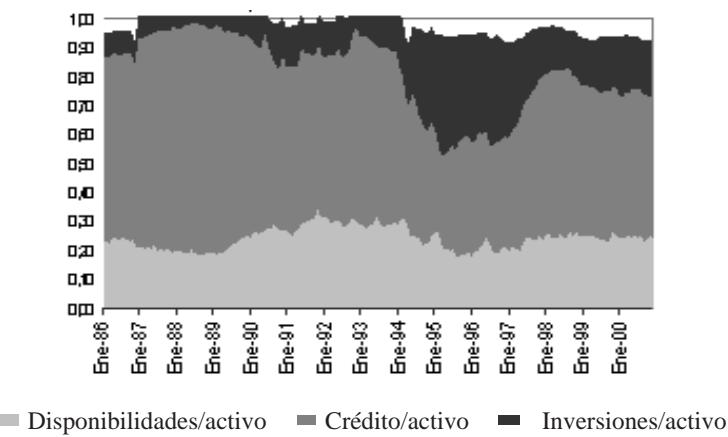


Fuente: Balances de publicación de los bancos.

tesoro ya habían ocupado un espacio que los convertía en mecanismo para la consecución de un objetivo dual: la esterilización (temporal) de la liquidez del sistema y fuente de financiamiento del gasto público. La precaria situación fiscal de la economía venezolana y el limitado acceso del país en los mercados externos ha hecho del financiamiento interno, en los últimos años, la fuente más inmediata de recursos para cubrir la brecha fiscal y una opción líquida y de relativo bajo riesgo para los inversionistas.

GRÁFICA 4
Evaluación de la composición del activo de los bancos

1986:1 a 2000:12



■ Disponibilidades/activo ■ Crédito/activo ■ Inversiones/activo

Fuente: Balances de publicación de los bancos

LA ESPECIFICACIÓN TEÓRICA DEL MODELO

La estimación de un modelo de demanda de crédito requiere de un modelo teórico mínimo que permita reducir el riesgo de construir una mala especificación. Siguiendo la tradición poskeynesiana reciente de Moore y Theadgold (1985), Cuthbertson (1985), Fase (1995), Howells y Hussein (1999), y Calza *et al.* (2001), asumiremos que los bancos operan en condiciones de competencia imperfecta, fijando la tasa de préstamos a partir de un margen que se define sobre los costos financieros y no financieros (incluyendo la tasa a la que se tiene acceso al mercado mayorista de recursos líquidos). Una vez fijada la tasa, los bancos atiendan la demanda y establecen contractualmente con el cliente el collarateral, el plazo y la estructura de pagos. La demanda determina así el acervo de crédito a una tasa de interés que viene dada exógenamente. Este conjunto de supuestos no sólo es consistente con las prácticas del mercado bancario (como las facilidades de sobregiro), sino además, con-

veniente a los fines de nuestro trabajo, pues facilita la identificación de una función de demanda.

Adicionalmente, vamos a suponer que existe un solo tipo de agente solicitante de crédito; a saber, las empresas. Esta ausencia de heterogeneidad en los agentes demandantes constituye una simplificación teórica cuya presencia debe ser resaltada frente al hecho de que lo que estimaremos ulteriormente es una función de demanda de crédito agregada. En la medida que la función de demanda entre agentes heterogéneos, por ejemplo empresas y familias, esté movida por argumentos comunes, o por variables que en promedio recojan la incidencia de variables específicas, desde el punto de vista práctico, tal simplificación no debería constituir problema alguno. En nuestro caso pues, las empresas actúan en el marco de una economía financieramente abierta y por tanto exploran y evalúan abiertamente la posibilidad de convertir sus recursos líquidos en inversión fija o en activos financieros externos.⁴ Este es un aspecto relativamente ignorado del problema de la demanda de crédito que, no obstante, puede ser muy importante en economías como la venezolana, sometidas a un proceso más o menos continuo de salidas de capital a lo largo del período en estudio.

A fin de tomar sus decisiones de inversión, las empresas enfrentan la siguiente restricción de financiamiento, la cual, dicho sea de paso, termina siendo una visión de flujo de sus cambios en la hoja de balance.

$$I + \Delta B^* = FC + \Delta CR + \Delta P \quad [1]$$

⁴ Aquí una vez más hay que hacer la siguiente acotación. En economías en desarrollo los préstamos al sector privado tienden a concentrarse en plazos muy cortos, lo cual hace virtualmente al crédito un vehículo más idóneo para el financiamiento de capital de trabajo que para la inversión de largo plazo. Siendo que en nuestra especificación la demanda de inversión está movida por el ritmo de actividad económica, y siendo esta variable la principal determinante de las necesidades de capital de trabajo, tal diferenciación no debería generar mayores discrepancias.

Las empresas deben decidir la magnitud de su inversión en activos reales, I , y la magnitud de su inversión en activos financieros externos, ΔB^* . Las empresas financian esas decisiones con tres fuentes de fondos: el flujo de caja, FC , variaciones en el crédito de los bancos, ΔCR y variaciones en la emisión de papeles, ΔP . Eventualmente, es posible también financiar el aumento en la posición de un activo con la liquidación de otro.⁵

Dada la poca profundidad de los mercados de títulos privados y la escasa importancia que tiene la emisión de papeles comerciales o acciones en Venezuela, es posible asumir sin grandes riesgos que $\Delta P = 0$.

La ecuación [1], tal como está planteada, es una simple relación contable sin ningún contenido teórico y sujeta a varias hipótesis de comportamiento. Por ejemplo, es posible suponer que incrementos en el acervo real de crédito, ΔCR , estén acompañados por incrementos en ΔB^* , o con incrementos en la inversión, I , sin que esto cambie la restricción de igualdad. En un caso, las empresas estarían incrementando su demanda de crédito para financiar la compra de activos financieros externos, en otro para la acumulación. En otra circunstancia, incrementos en la posición de activos fijos, pudieran estar asociados a variaciones en la posición real de activos externos, ΔB^* . En este caso las decisiones de inversión se financian con liquidación de activos externos. Incluso es posible asociar cambios en la composición del financiamiento de las empresas donde un incremento en el flujo de caja, FC , esté asociado a una disminución en la demanda de crédito, ΔCR .

Para hacer operacional entonces la restricción financiera de las empresas con alguna teoría, es preciso especificar y construir un modelo sobre la base de algunas ecuaciones de comportamiento. En lo sucesivo, la demanda de activos financieros externos, ΔB^* , va a depender de dos

⁵ Es posible asumir a las empresas como demandantes finales también de títulos del gobierno, en cuyo caso las decisiones de inversión son más amplias. Sin embargo, la caracterización institucional del mercado venezolano que hacemos en este caso asume que son los bancos, más no los agentes privados, los principales demandantes y tenedores de estos títulos del gobierno. Para finales del año 2000, por ejemplo, el acervo de inversiones en valores del sistema financiero en Venezuela representaba cerca de 60% del acervo de duda pública interna registrada del gobierno.

elementos: *a)* del rendimiento esperado de esos activos, r^* y *b)* de la brecha de financiamiento de las empresas, $I - FC$, que no es otra cosa que la diferencia que existe entre los recursos necesarios para el emplazamiento de la inversión, I , y la porción de financiamiento interno disponible, FC .

$$\Delta B^* = \Delta B^*(r^*, I - FC) \quad [2]$$

donde $\frac{\partial \Delta B^*}{\partial r^*} > 0$ y $\frac{\partial \Delta B^*}{\partial (I - FC)} < 0$

La expresión [2] indica que un mejoramiento en el rendimiento esperado de los activos financieros externos provoca un incremento en la posición de estos instrumentos por parte de las empresas. Por otra parte, en la medida que la brecha entre inversión y financiamiento interno se amplía, es posible que parte de la misma se financie con la liquidación de las posiciones en moneda extranjera, lo que explica la relación inversa entre ΔB^* y $(I - FC)$.

La demanda de crédito real, dada por la expresión [3] depende directamente de tres factores: *a)* el costo del crédito, r_L ; *b)* la brecha de financiamiento y, *c)* la variación en la posición neta de los activos externos, ΔB^* , es decir,

$$\Delta CR = \Delta CR(r_L, I - FC, \Delta B^*) \quad [3]$$

con $\frac{\partial \Delta CR}{\partial r_L} < 0$, $\frac{\partial \Delta CR}{\partial (I - FC)} > 0$ y $\frac{\partial \Delta CR}{\partial \Delta B^*} > 0$

Si el costo del endeudamiento externo se incrementa en el margen para las empresas, entonces el flujo de demanda de crédito real disminuye. Por otra parte, si nada ha pasado con el costo y riesgo relativo de las diferentes fuentes de financiamiento, un incremento en la brecha de finan-

ciamiento incrementa las necesidades de éste y la demanda de crédito. De igual manera, la demanda de crédito aumenta con incrementos en la posición de activos externos netos de las empresas.

La función de inversión real, dada en la expresión [4], es una variable endógena en el modelo (lo que hace a la brecha de financiamiento parcialmente endógena también). Supondremos que la inversión real está determinada por varios factores: *a)* por el ritmo de actividad económica, Q ; *b)* por el costo de uso del capital (dado por la tasa de interés real, r_L); *c)* por el flujo de caja de las empresas, FC ; *d)* por las condiciones de riesgo de la economía, σ , y *e)* por el rendimiento de los activos sustitutos, en este caso los activos financieros externos, r^* .⁶

$$I = I(Q, r_L, FC, \sigma, r^*) \quad [4]$$

donde $\frac{\partial I}{\partial Q} > 0, \frac{\partial I}{\partial r_L} < 0, \frac{\partial I}{\partial FC} > 0, \frac{\partial I}{\partial \sigma} < 0, \frac{\partial I}{\partial r^*} < 0$

Una justificación mínima se requiere para la incorporación de estas variables. La inclusión del producto o algún índice del nivel de actividad económica, por ejemplo, puede hacerse con arreglo al enfoque Kalecki-Steindl de inversión o con arreglo a la teoría keynesiana del acelerador. En ambos casos, y bajo ciertas condiciones, el valor del acervo de capital deseado de una empresa competitiva es una función positiva del producto.

La literatura justifica la relación inversa entre la inversión y la tasa de interés de varias formas. Una por ejemplo, supone que las empresas

⁶ Aquí, una vez más, hay que hacer la siguiente acotación. En economías en desarrollo los préstamos al sector privado tienden a concentrarse en plazos muy cortos, lo cual hace virtualmente al crédito un vehículo más idóneo para el financiamiento de capital de trabajo que para la inversión de largo plazo. Siendo que en nuestra especificación la demanda de inversión está movida por el ritmo de actividad económica, y siendo esta variable la principal determinante de las necesidades de capital de trabajo, tal diferenciación no debería generar mayores discrepancias.

maximizan el valor de la riqueza de los accionistas. En consecuencia, un incremento en la tasa de interés disminuye la variación en el valor de la empresa y requiere de una caída de la inversión a fin de proteger a los accionistas.

Un cúmulo importante de literatura empírica y teórica en el campo de la macroeconomía y las finanzas indica que la inversión responde positivamente a los incrementos en el flujo de caja de las empresas (véase Fazzari, Hubbard y Petersen, 1988, para el desarrollo de un argumento basado en las imperfecciones de información).

Por su parte, la relación inversa, entre la inversión y una variable de riesgo en el retorno de la misma es plausible, si se acepta que la presencia y el incremento de la incertidumbre puede tener gran influencia en las decisiones irreversibles de inversión y se enfrenta la posibilidad de no recuperar costos. Según Caballero (1993), la inversión es irreversible en los países en desarrollo (donde el mercado secundario de bienes de capital no es perfecto y donde existen varios tipos de costos de ajuste).

Por último, postulamos que un incremento en el rendimiento de los activos financieros del resto del mundo, hace menos atractiva la opción de invertir en activos fijos.

El rendimiento de los activos financieros externos, r^* , se determina endógenamente en [5] como la suma del rendimiento en moneda extranjera del instrumento externo, i^* , y la depreciación esperada del tipo de cambio, \hat{e}^e . La formulación de una expectativa alrededor de las variaciones del tipo de cambio es relevante para el caso venezolano y se remonta al menos a principios de los años ochenta, cuando la credibilidad en el régimen de tipo de cambio fijo desapareció estructuralmente. Desde entonces la economía acusa un proceso de salidas de capital más o menos continuo y de largo plazo, que se agudiza con el advenimiento de las crisis cambiarias. En este caso suponemos, como se desprende de la ecuación [6], que las expectativas de las variaciones del tipo de cambio nominal, aparecen como consecuencia de la desviación entre el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, \bar{q} y el tipo de cambio real efectivo, q .

$$r^* = i^* + e^e \quad [5]$$

$$e^e = \varphi(\bar{q} - q) \quad [6]$$

Si se toma como dada la tasa de interés de los activos financieros externos [5] y [6] implican que el rendimiento de los activos externos es un rendimiento esperado y está en función del comportamiento del tipo de cambio real. Una apreciación del tipo de cambio real (con respecto a su nivel de largo plazo), generará expectativas de depreciación en el tipo de cambio nominal y en consecuencia un incremento en el rendimiento esperado de los activos financieros externos.

La función reducida de la demanda de crédito se obtiene entonces si sustituimos [5] en [2] y [4], y luego, [2] y [4] en [3]. La ecuación [7] es, en teoría, función de cinco variables exógenas; a saber, la tasa de interés, el nivel de actividad económica, el flujo de caja de las empresas, el tipo de cambio real, y el índice de riesgo macroeconómico.

$$\begin{aligned} \Delta CR &= \Delta CR(r_L, Q, FC, q, \sigma) \\ \frac{\partial \Delta CR}{\partial Q} > 0 \quad &\frac{\partial \Delta CR}{\partial FC} ? \end{aligned} \quad [7]$$

Los signos de las derivadas parciales son evidentes en el caso de la tasa de interés del crédito, del riesgo macroeconómico y del nivel de actividad. No es éste el caso cuando se evalúan los impactos de la variable flujo de caja y tipo de cambio real.

Un incremento en el flujo de caja disminuye la brecha de financiamiento y en consecuencia reduce la demanda de crédito. No obstante, el incremento en FC también incrementa la inversión y la brecha de financiamiento (aumentando la demanda de crédito). El signo dependerá entonces de cuán sensible es la inversión a cambios en FC .

Para evaluar el impacto del tipo de cambio real sobre la demanda de crédito es preciso distinguir también dos canales: el canal que se da a

través de la inversión (ecuación 4), del canal a través de la variación en la posición de activos financieros externos (ecuación 2). Por una parte, una apreciación en el tipo de cambio real (una caída en q), incrementa el rendimiento esperado de los activos financieros externos y desestimula la inversión en activos reales, lo que disminuye la brecha de financiamiento y la demanda de crédito. Por otra parte, al hacerse más atractivos los activos financieros externos, la demanda de crédito puede aumentar para financiar la adquisición de estos títulos.

DATOS Y ANÁLISIS DE CORRELACIÓN

El intento inicial que haremos es el de estimar la ecuación [7] con un conjunto de datos mensuales sobre un período muestral que va desde enero de 1986 hasta diciembre de 2000. Esto significa que en el mejor de los casos un análisis de series de tiempo contaría con un total de 180 observaciones. Para preservar la variabilidad en los datos tanto como sea posible empleamos series no ajustadas estacionalmente.

En analogía con la mayor parte de los estudios sobre la demanda de crédito hemos definido la demanda de crédito real como el acervo agregado del crédito otorgado al sector privado por los bancos comerciales y universales (registrado en los balances de publicación) dividido entre el índice de precios al consumidor mensual (IPC) con año base 1984.

La tasa de interés corresponde al valor reportado por el Banco Central de Venezuela para la tasa de interés activa promedio mensual de los bancos comerciales y universales. Su valor real corresponde a la diferencia entre esta tasa nominal y el valor esperado de la tasa de inflación, que en el mejor de los casos corresponde a la tasa acumulada de la inflación corriente medida por la variación mensual del IPC con año base 1984. Como alternativa se ha medido también la inflación esperada como la tasa anualizada de la inflación mensual registrada.

Para no descartar la posibilidad de alguna relación sistemática entre el mercado de títulos públicos y la demanda de crédito, hemos calculado una tasa de rendimiento de los títulos públicos, r_b , y el *spread* que se

forma entre esta tasa y la tasa activa promedio. Dada la amplitud del período de estudio, la serie está compuesta del rendimiento del título que mejor marca al mercado en el momento, comenzando con los CD del Banco Central desde enero de 1986 hasta diciembre de 1989, siguiendo con el rendimiento de los bonos cero cupón (posteriormente denominados títulos de estabilización monetaria) desde enero de 1990 hasta junio de 1999, y terminando, desde julio de 1999 hasta diciembre de 2000, con el rendimiento de los bonos DPN.

El nivel de actividad económica se aproxima con dos indicadores: el IGAEM, que es el índice de actividad económica real mensual publicado por el Banco Central de Venezuela, y el índice de ventas mensuales, también publicado por el BCV, deflactado por el IPC del año 1984.

El tipo de cambio real efectivo se mide como la razón entre el tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor con base en 1984. Dado que la variable relevante en el modelo es más bien la desviación del tipo de cambio real de largo plazo sobre el tipo de cambio real efectivo, subyace el supuesto fuerte de que el tipo de cambio real de equilibrio es constante a lo largo del período.⁷ Por otro lado, otra limitación estriba en que se está minimizando el efecto que tiene la evolución del índice de precios del resto del mundo sobre el tipo de cambio real.

Para medir el riesgo macroeconómico que incide sobre las decisiones de inversión, hemos utilizado la medida convencionalmente más usada que consiste en tomar la varianza del promedio móvil de los últimos doce meses de la tasa de inflación. Una alternativa ha sido tomar la varianza del promedio móvil de los últimos doce meses del IGAEM, bajo el supuesto de que lo que importa a nivel de las empresas, a fines de medir el riesgo macroeconómico, no es la variabilidad de la inflación, sino más bien la

⁷ Eventualmente es posible despachar este supuesto estableciendo que el tipo de cambio real de equilibrio es variable y compatible con el valor de tendencia del tipo de cambio real efectivo. En un modelo especificado en logaritmos, la dificultad se presenta con los valores negativos que resultan de calcular la desviación entre tipo de cambio real efectivo y su valor de tendencia.

variabilidad del producto. Lamentablemente, y dado la amplitud del período de estudio, no es posible usar, como otros estudios, un índice del mercado de bonos emergentes (EMBI), a pesar de que bonos venezolanos participan del mercado global desde los noventa.

La medición del flujo de caja de las empresas es un grave inconveniente en Venezuela dadas las enormes limitaciones en el levantamiento de datos reales e industriales. La periodicidad mensual es una dificultad adicional, no obstante, hemos aproximado esta variable como la razón del índice de precios al consumidor y el índice de precios al por mayor, IPM, (medidos sobre el mismo año base). Tal aproximación tiene fundamento en la asociación que normalmente se hace entre el margen de recargo de las empresas y el flujo de caja. Si el comportamiento del índice de precios al por mayor refleja bien el comportamiento de los costos, entonces la razón del IPC al IPM es relativamente una buena medida del margen⁸.

El vector de correlación entre el logaritmo del crédito en términos reales y un conjunto de posibles variables relevantes (doce variables independientes) puede arrojar, con el debido cuidado, algunas pistas en el proceso de selección de variables para realizar alguna estimación econométrica. En el cuadro 1, por ejemplo, es muy claro observar que el índice de correlación con el índice de ventas reales (tomado en logaritmo) resulta bastante superior a la correlación con logaritmo del IGAEM como aproximación del nivel de actividad económica. De igual manera, la tasa de interés nominal presenta mejor correlación con el crédito real que la tasa de interés real. En este sentido, hay que hacer notar que las dificultades de muchos estudios empíricos en encontrar alguna relación significativa entre la tasa de interés real y el crédito obedece muchas veces al grave problema de cómo medir el término que recoge la inflación esperada. La tasa de inflación no muestra correlación tampoco con el crédito real, dando poco auxilio a la idea de separar la tasa de interés nominal de

⁸ Estrictamente el margen sería la diferencia entre el IPC y el IPM dividido entre el IPM; sin embargo, la posibilidad de obtener valores negativos para algunas observaciones tropieza con la posibilidad de usar una especificación en logaritmos.

la tasa de inflación en una estimación econométrica. Ni la tasa de interés de los títulos públicos, ni la tasa interbancaria de Estados Unidos, ni el *spread* de tasas entre el rendimiento de los títulos y la tasa activa, presentan alta correlación con el logaritmo del crédito real. El tipo de cambio real y la variable flujo de caja presentan buena correlación y no se descartan como candidatos a acompañar una estimación econométrica. Por su parte, las medidas de riesgo macroeconómico prácticamente no presentan correlación alguna con el crédito real.

CUADRO 1

Vector de correlación entre Log(CR) y resto de las variables¹

1986:1 a 2000:12

	Ln(Q)	Ln(IG)	Ln(R)	r_L	$(r_b - r_L)$	Ln(i^*)
Ln(CR)	0.74	-0.2	-0.60	-0.05	0.43	0.32
	Ln(FC)	Ln(q)	Ln(s ₁)	Ln(s ₂)	Ln(p)	Ln(r _b)
Ln(CR)	-0.53	0.63	0.11	-0.05	-0.22	-0.38

¹ Las variables denotan lo siguiente: Q = ventas reales, IG = índice de actividad económica IGAEM, R = tasa activa promedio nominal, r_L = tasa de interés real, $(r_b - r_L)$ = *spread* de tasas de títulos públicos y crédito, i^* = tasa interbancaria en USA, FC = margen de recargo, q = tipo de cambio real efectivo, σ_1 = variabilidad de la tasa de inflación, σ_2 = variabilidad de la actividad económica, π = tasa de inflación, r_b = rendimiento de títulos públicos.

RAÍCES UNITARIAS Y COINTEGRACIÓN

Tomando en cuenta la especificación teórica del modelo, derivada con anterioridad, así como el grado de correlación entre el crédito y las variables explicativas, se hizo un intento preliminar de estimar la demanda de crédito en nivel.⁹ Ninguna estimación estuvo exenta del grave problema de correlación serial (con estadísticos *D-W* sumamente bajos). Aunque la inclusión de un término *AR(1)* en las estimaciones mejora

⁹ El supuesto que subyace en tal estimación es que cada serie en la ecuación sigue un proceso estacionario, en cuyo caso, los problemas típicos de regresión espuria que se presentan en la estimación de agregados macroeconómicos son momentáneamente ignorados.

sensiblemente el R^2 , la correlación serial persiste. La combinación de un valor muy elevado del R^2 con un estadístico $D-W$ muy bajo es una indicación muy típica de problemas de regresión espuria, elevando la sospecha de que las variables del modelo pueden poseer una raíz unitaria. Si éste es el caso, entonces, los estadísticos t y F no son apropiados y pueden llevarnos a conclusiones engañosas.¹⁰

No obstante, las variables contenidas en el modelo de estimación pueden poseer el mismo orden de integración y formar una combinación lineal que produce una serie residual estacionaria. En ese caso, aun siendo no estacionarias individualmente las variables forman una relación de cointegración. Para detectar la presencia de no estacionaridad en las variables hemos usado las pruebas convencionales de raíces unitaria. Los resultados de las pruebas hechas con la prueba Dicky-Fuller aumentado (ADF) y la prueba de Phillips-Perron (PP) se presentan en el cuadro 2, aunque sólo para las variables que resultaron ser no estacionarias. Las pruebas se han hecho incluyendo una constante en las regresiones. Las pruebas de raíz unitaria, usando los valores críticos de MacKinnon, no pueden rechazar la hipótesis nula de que las variables logaritmo del crédito real, $\ln(CR)$, logaritmo de la tasa de interés nominal, $\ln(R)$, logaritmo del índice de ventas reales, $\ln(Q)$, logaritmo del tipo de cambio real, $\ln(q)$, y logaritmo del margen de recargo, $\ln(FC)$ son no estacionarias, incluso al nivel de 1% de significación. Sin embargo, y como se desprende del mismo cuadro, la no estacionaridad es rechazada completamente por ambas pruebas cuando las variables son tomadas en primeras diferencias. Todo esto implica, sin ninguna ambigüedad, que tales variables tienen una raíz unitaria y el mismo orden de integración. En consecuencia, la primera condición para encontrar una relación de cointegración entre las variables se cumple cabalmente. Es importante comentar, adicionalmente, que las pruebas (no reportadas aquí) de raíz unitaria sobre las series del logaritmo del IGAEM y la tasa de interés real y sobre las variables proxy de

¹⁰ Esto obedece a que la distribución en el límite de la varianza asintótica de los estimados de los parámetros no está definida finitamente.

riesgo macroeconómico arrojaron evidencia de que estas variables son estacionarias en nivel. Lo mismo ocurre para la serie de la tasa de inflación cuando la prueba de Phillips-Perron es aplicada. Esto indica que ninguna de estas variables podría incorporarse dentro de una relación de equilibrio de largo plazo con el resto de las variables del modelo.

CUADRO 2
Pruebas de raíz unitaria*

Hipótesis nula: x_t es no estacionaria

<i>Variable</i>	<i>Test ADF</i>			<i>Test Phillips-Perron</i>		
		1% critical value**	-3.468	-1.161	1% critical value**	-3.468
Ln (CR)	-1.74	5% critical value**	-2.878	-7.821	5% critical value**	-2.877
DLn (CR)	-3.7	10% critical value**	-2.575		10% critical value**	-2.575
Ln (R)	-1.997	1% critical value**	-3.468	-1.932	1% critical value**	-3.468
DLn (R)	-4.754	5% critical value**	-2.878	-10.147	5% critical value**	-2.877
		10% critical value**	-2.575		10% critical value**	-2.575
Ln (O)	-1.249	1% critical value**	-3.468	-2.107	1% critical value**	-3.468
DLn (O)	-7.546	5% critical value**	-2.878	-17.569	5% critical value**	-2.877
		10% critical value**	-2.575		10% critical value**	-2.575
Ln (q)	-0.815	1% critical value**	-3.468	-0.788	1% critical value**	-3.468
DLn (q)	-6.315	5% critical value**	-2.878	-15.403	5% critical value**	-2.877
		10% critical value**	-2.575		10% critical value**	-2.575
Ln (CF)	-0.743	1% critical value**	-3.468	-0.405	1% critical value**	-3.468
DLn (CF)	-5.394	5% critical value**	-2.878	-10.754	5% critical value**	-2.878
		19% critical value**	-2.575		19% critical value**	-2.575

* La regresión incluye un término de intercepto.

** Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.

A fin de verificar si en realidad existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables es posible aplicar algunas de las técnicas desarrolladas para detectar cointegración. Usaremos el método de Engle y Granger (1987) así como la metodología de Johansen y Juselius (1990) en virtud de las consideraciones hechas por Gregory (1991) y Gonzalo y Lee (1995), quienes recomiendan reportar varias pruebas de cointegración.

En el marco de la metodología de Engle y Granger mostramos en el cuadro 3 los resultados de aplicar las pruebas de raíces unitarias sobre la serie de residuos de la regresión de cointegración. La hipótesis nula sobre la no estacionalidad de los residuos es rechazada por la prueba ADF (también lo sería por la prueba PP), incluso a 1% de significación indicando en consecuencia, que el $\text{Ln}(CR)$ y las variables $\text{Ln}(R)$, $\text{Ln}(Q)$, $\text{Ln}(FC)$ y $\text{Ln}(q)$ forman un vector de cointegración.

La metodología sugerida por Engle y Granger presenta, a juicio de algunos analistas, algunas limitaciones. En primer lugar, no provee estimaciones de todos los posibles vectores de cointegración entre las variables y no ofrece un procedimiento y pruebas estadísticas para ello. En segundo término, y como señala Hall (1989), la prueba de Engle y Granger no posee distribuciones en el límite bien definidas y en consecuencia los valores críticos son sensibles al tamaño de la muestra. En tercer lugar, Banerjee *et al.* (1986) e Inder (1993) señalan que en muestras pequeñas, existe el riesgo de sesgo en vectores de cointegración estimados por OLS.

El método de Johansen y Juselius es la alternativa más conocida y usada frente al método de Engle y Granger. Johansen (1988, 1991) y Stock y Watson (1988) y Johansen y Juselius (1990) han desarrollado un procedimiento de máxima verosimilitud multivariado para el diagnóstico de cointegración, que sobrepone muchas de las limitaciones del procedimiento de Engle y Granger.¹¹ El procedimiento multivariado utiliza pruebas estadísticas que tienen una distribución exacta en el límite y que es función de un único parámetro que puede ser usado para evaluar la relación de cointegración entre un grupo de dos o más variables.¹²

¹¹ No obstante, las investigaciones de Gregory (1991) muestran que el poder de la prueba de máxima verosimilitud tiende a ser muy sensible el orden de los rezagos, lo que lo pone en desventaja frente al método en dos etapas de la prueba ADF sugerida por Engle y Granger.

¹² Johansen (1988) propone dos pruebas para detectar el número de vectores de cointegración. La primera es llamada la prueba del autovalor máximo y viene dada por el estadístico:

$$LR_{\max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

CUADRO 3

Prueba de estacionaridad de los residuos

<i>Variable</i>		<i>Test ADF</i>		<i>Test Phillips-Perron</i>		
$\varepsilon\tau$	-2.919	Valor crítico a 1% Valor crítico a 5% Valor crítico a 10%	-2.577 -1.941 -1.616	-2.724	Valor crítico a 1% Valor crítico a 5% Valor crítico a 10%	-2.577 -1.941 -1.916

* Valores críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.

Ya que el procedimiento de Johansen y Juselius es sensible a la elección de la longitud de rezagos, usamos los criterios de información de Akaike y de Schwarz para la selección de rezagos.¹³ El cuadro 4 indica que según el criterio de Akaike, el valor que minimiza la suma de cuadrados residual (rss) es -15.49. En consecuencia, el óptimo de rezagos en el VAR debería ser 3. Según el criterio de Schwarz el número óptimo de rezagos es, no obstante, igual a 2. Dado que la sobreparametrización implica menores riesgos, hemos elegido una estructura de 3 rezagos para el VAR que ha de ser utilizado en la metodología de Johansen y Juselius.

donde T representa el número de observaciones, y $\hat{\lambda}_{r+1}$ corresponde al r -avo autovalor que se obtiene por la resolución del determinante de una ecuación asociada con la matriz del momento del producto de los residuos (construida a partir de las matrices de los residuos). La prueba evalúa la hipótesis nula de que existen exactamente r vectores de cointegración contra la alternativa de $r+1$ vectores.

La segunda prueba es llamada prueba de traza y viene dada por el estadístico:

$$LR_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

La hipótesis nula en esta prueba es que existe al menos r vectores de cointegración.

¹³ La representación es un VAR de orden p y viene dada por:

$$y_t = A_1 y_1 + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + e_t,$$

donde $y_t = \{\ln(CR), \ln(R), \ln(Q), \ln(FC), \ln(q)\}$ es el vector de variables $I(1)$, x_t es el vector d de variables determinísticas, A y B son matrices de coeficientes, y e_t es el vector de innovaciones.

CUADRO 4**Selección de estructura óptima de rezagos en VAR irrestricto**

<i>Orden del VAR</i>	<i>Criterio de información de Akaike</i>	<i>Criterio de información de Schwarz</i>
1	-14.81	-14.28
2	-15.46	-14.5
3	-15.49	-14.02
4	-15.4	-14.5
5	-15.37	-13.02
6	-15.35	-12.53

En el marco de Johansen y Juselius el número de vectores de cointegración se determina secuencialmente. Comenzamos con la hipótesis de que no existe una relación de cointegración, es decir, $r = 0$, y continuamos sólo si esta hipótesis es rechazada.¹⁴ El cuadro 5 muestra los resultados de aplicar la prueba de traza así como su comparación con el valor crítico a 5 y 1% de significación. Los valores críticos para la prueba de traza son los reportados por Osterwald-Lenum (1992). Para mejorar los resultados hemos incluido una tendencia determinística cuadrática en los datos. El valor de la prueba de traza rechaza a 5% de significación la primera hipótesis nula asociada a la no de inexistencia de cointegración, lo que en otras palabras implica, la aceptación de la hipótesis alternativa de al menos un vector de cointegración. Al proceder con la siguiente hipótesis $r \leq 1$, el estadístico de traza arroja un valor (49.5) por debajo de los valores críticos. Por tanto, no se puede aceptar la hipótesis alternativa de que existen dos vectores de cointegración.

El método de Johansen termina entonces confirmando los resultados de la prueba de Engle-Granger; es decir: que entre las variables crédito real, tasa de interés, índice de ventas reales, tipo de cambio real, y margen de recargo tomadas en logaritmos, existe una relación de equilibrio de largo plazo, y por tanto, uno y sólo un vector de cointegración.

¹⁴ Un rango completo, es decir $r = p$, indicaría que el proceso es estacionario.

Para facilitar la interpretación económica del vector estimado, el cuadro 6 reporta el vector de cointegración normalizado sobre la variable $\ln(CR)$. Esto se hace igualando el coeficiente de la variable $\ln(CR)$ al valor de -1 , y dividiendo el vector de cointegración entre el valor estimado del coeficiente de $\ln(CR)$ con signo negativo. Los valores resultantes corresponden a las elasticidades de largo plazo. Es fácil percibirse que los coeficientes de las variables arrojan signos acordes con la teoría. El nivel de actividad económica tiene una influencia positiva sobre el crédito real, la tasa de interés se relaciona inversamente con el crédito real (con una elasticidad de -0.47), en tanto que el tipo de cambio real y el margen presentan una relación directa. La elasticidad de largo plazo de la variable flujo de caja es la más elevada, en tanto que la elasticidad del crédito real al tipo de cambio real arroja en menor valor.

CUADRO 5

Johansen Cointegration Test

Sample: 1986:01 a 2000:12

Series: $\ln(CR)$, $\ln(R)$, $\ln(Q)$, $\ln(FC)$, $\ln(q)$

Test Assumption: Test allows for quadratic deterministic trend in the data

Lag interval: 1 to 3

$$LR_{traza} = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \lambda_i)$$

H_0	H_I	Autovalor	LR_{traza}	Valor Crítico*	Valor Crítico*
				5%	1%
$r = 0$	$r = 1$	0.1545	79.0465	77.74	85.78
$r \leq 1$	$r = 2$	0.1340	49.5080	54.64	61.24
$r \leq 2$	$r = 3$	0.0788	24.1717	34.55	40.49
$r \leq 3$	$r = 4$	0.0324	9.7249	18.17	23.46
$r \leq 4$	$r = 5$	0.0220	3.9280	3.74	6.40

* Los valores críticos de los estadísticos de traza son los reportados por Osterwald-Lenun (1992).

CUADRO 6***Vector de Cointegración según método de JJ***Normalizado sobre la variable $\ln(CR)$

Muestra: 1986:01 a 2000:12

Observaciones: 176

Intervalo de Rezagos: 1 a 3

$\ln(CR)$	$\ln(Q)$	$\ln(R)$	$\ln(FC)$	$\ln(q)$	Tendencia	C
-1.000	0.5654	-0.4756	2.9140	0.0278	-0.0088	13.2472
Log likelihood 1442.75						

En el marco de nuestro modelo teórico que la variable margen exhiba una relación positiva con el crédito real puede ser interpretado como un indicativo de que el efecto que tiene el flujo de caja o la rentabilidad efectiva del sector real sobre la inversión (y que indirectamente incide sobre la demanda de crédito) pese más que el efecto que tiene la misma variable flujo de caja sobre la brecha de financiamiento.¹⁵

Por otra parte, que el tipo de cambio real muestre una relación positiva con el crédito real resulta ser un elemento de análisis muy significativo en una economía que a lo largo de los últimos años ha estado sometida a variados y prolongados ensayos en el uso del tipo de cambio como ancla nominal. Si nos ceñimos a los mecanismos de transmisión del modelo teórico una vez más, la apreciación del tipo de cambio real estaría generando un mayor desincentivo (en favor de la inversión en activos financieros externos) que el efecto de apalancamiento financiero que se genera en la búsqueda de fondos para ser invertidos en el resto del mundo. No obstante, es posible, que el valor bastante bajo que reporta la elasticidad del crédito real al tipo de cambio real se explique precisamente por la

¹⁵ No obstante, ésta interpretación debe ser tomada con cautela pues no disponemos de una estimación directa de los determinantes de la inversión. Por otra parte, la aproximación que hemos hecho sobre la variable flujo de caja utilizando un margen entre precios y costos es muy gruesa.

facultad que tienen las empresas de usar el crédito como un mecanismo para incrementar sus posiciones en activos financieros externos.¹⁶

LA DINÁMICA DE CORTO PLAZO DE LA DEMANDA DE CRÉDITO

El teorema de representación de Granger prueba que si una relación cointegrativa existe entre variables $I(1)$, entonces una representación dinámica de corrección de error de las variables también existe. La estimación de un modelo de corrección de errores ofrece la ventaja de capturar la dinámica de corto plazo que caracteriza el proceso de ajuste del sistema hacia el equilibrio, al tiempo que permite hacer una distinción entre las relaciones de corto y largo plazo de las variables.

En el caso particular que nos toca, la especificación que muestra la relación general de corrección de error es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(CR)_t = & C + \sum_{i=0}^n \alpha_i \Delta \ln(Q)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta \ln(R)_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta \ln(FC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varepsilon_i \Delta \ln(q)_{t-i} + \varphi Z_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad [8]$$

donde Z_{t-1} representa el término de corrección de error que proviene de la serie del residuo de la regresión de cointegración obtenida con el método de Johansen.

Por tratarse de una especificación de una función de demanda, y dada las características del modelo adoptado, interesa verificar si la especificación es sensible o no a los problemas de endogenidad. En particular, es posible que fuentes de endogenidad emanen desde la tasa de interés

¹⁶ En torno al tipo de cambio, existe el riesgo de que su influencia en el ritmo de actividad económica perturbe la bondad del ajuste. Ese riesgo se ve muy minimizado en el caso de Venezuela, donde sólo 14% del producto real lo constituye el sector transable. Esto se refleja en el índice de ventas cuya composición es virtualmente por bienes y servicios no transables.

como desde la variable de actividad económica. Parece útil, en este sentido, investigar las propiedades de la estimación de corto plazo en el formato de un modelo VECM (Modelo de vectores de corrección de error). El uso de un VECM nos permite especificar no sólo el equilibrio de largo plazo y la dinámica de corto plazo del modelo, sino además diagnosticar potenciales problemas de endogenidad.¹⁷ A diferencia de un VAR, que no asume la presencia de cointegración, un VECM impone la restricción de cointegración entre las variables del VAR (las variables son tomadas en diferencia), por esa razón la prueba de cointegración de Johansen y Juselius constituye un paso previo a la especificación de VECM.

El cuadro 7 muestra el VECM estimado sobre el período comprendido desde mayo de 1986 a diciembre de 2000 junto a las pruebas de diagnóstico. El primer vector columna, que corresponde al logaritmo del crédito real en primeras diferencias, muestra que el coeficiente del término de corrección de error es significativamente distinto de cero, lo que confirma (de acuerdo a los criterios de Engle y Granger) la existencia de una relación de largo plazo entre el crédito real y el resto de las variables. El signo negativo del coeficiente es importante pues indica que el modelo para el crédito real, tal y como se presenta, sin haber sido sometido a un proceso parsimonioso de selección, converge al equilibrio. Así mismo, la magnitud del coeficiente del término de corrección de error indica que, en el contexto de los datos mensuales, una desviación del acervo de crédito real de sus niveles de equilibrio se corrige con lentitud.

¹⁷ En este caso la representación es un VECM de orden p y vendría dada por:

$$Dy_t = A_1 Dy_{t-1} + \dots + A_p Dy_{t-p} + Bx_t + CZ_{t-1} + e_t$$

donde $y_t = \{\ln(CR), \ln(R), \ln(Q), \ln(FC), \ln(q)\}$ es el vector de variables $I(1)$, x_t es el vector d de variables determinísticas, Z_{t-1} es el vector de error de corrección, A , B y C son matrices de coeficientes, y e_t es el vector de innovaciones.

CUADRO 7

Estimación de vectores de corrección de error

Muestra: 1986:05 a 2000:12

Estadísticos *t* en paréntesis

	DLn(CR)	DLn(O)	DLn(FC)	DLn(R)	DLn(q)
Término de corrección de error	-0.034946 (-3.02506)	0.008497 (0.17092)	0.024522 (-3.69936)	-0.029011 (-0.84853)	-0.015912 (-0.66610)
DLn(CR (-1))	0.324068 (-3.55877)	-0.516937 (-1.31922)	0.061079 (-1.16893)	0.770507 (-2.85897)	0.12657 (0.67216)
DLn(CR (-2))	0.045785 (0.44987)	-0.223796 (-0.51101)	-0.003135 (-0.05369)	-0.399708 (-1.32701)	-0.251942 (-1.19714)
DLn(CR (-3))	0.040463 (0.45429)	0.629384 (-1.64213)	0.053913 (-1.05488)	-0.207464 (-0.78703)	0.171947 (0.93358)
DLn(O (-1))	-0.007529 (-0.31515)	-0.229376 (-2.23111)	0.020288 (-1.47985)	-0.162492 (-2.29804)	-0.009317 (-0.18858)
DLn(O (-2))	-0.044400 (-1.90682)	-0.270248 (-2.69717)	0.016799 (-1.25730)	0.015735 (0.22833)	0.006339 (0.13166)
DLn(O (-3))	0.008071 (0.4002)	-0.030838 (-0.35533)	0.0000126 (0.00109)	-0.025919 (-0.43424)	-0.042514 (-1.01940)
DLn(FC (-1))	0.44665 (-3.13595)	0.591758 (0.96552)	0.290172 (-3.55048)	-1.165 (-2.76493)	0.319578 (-1.08507)
DLn(FC (-2))	0.208239 (-1.35055)	0.136339 (0.20549)	-0.058745 (-0.66398)	-0.863730 (-1.89276)	0.623434 (-1.95533)
DLn(FC (-3))	-0.102229 (-0.81269)	0.105414 (0.19474)	0.064807 (0.89785)	0.651788 (-1.750)	-0.977203 (-3.75677)
DLn(R (-1))	-0.055158 (-2.02587)	-0.193210 (-1.64911)	-0.016016 (-1.02516)	0.326941 (-4.057)	0.134694 (-2.39240)
DLn(R (-2))	0.005993 (0.20744)	-0.103266 (-0.83072)	-0.005506.. (-0.33213)	0.031676 (0.3705)	-0.080381 (-1.34560)
DLn(R (-3))	0.036766 (-1.45486)	0.109948 (-1.01106)	-0.006642 (-0.45805)	-0.072108 (-0.96410)	0.00702 (0.13434)
DLn(q (-1))	-0.093097 (-2.54522)	-0.189286 (-1.20260)	-0.164803 (-7.85208)	0.214547 (-1.981)	-0.133180 (-1.76079)
DLn(q (-2))	0.102636 (-2.28729)	0.017347 (0.08984)	0.029227 (-1.13509)	-0.422801 (-3.18363)	-0.090234 (-0.97245)
DLn(q (-3))	0.005761 (0.12691)	-0.054315 (-0.27806)	-0.006181 (-0.23732)	-0.311819 (-2.32100)	0.072424 (0.77155)
C	-0.003420 (-1.43693)	-0.006980 (-0.68150)	0.001606 (-1.17592)	0.003389 (0.48116)	-0.004853 (-0.98617)
<i>R-squared</i>	0.41828	0.19754	0.396925	0.282122	0.204019
Adj. <i>R-squared</i>	0.359742	0.11679	0.336239	0.209883	0.12392
Sum sq. resids	0.14386	2.663	0.047367	1.26	0.615147
Error Standard	0.03008	0.129	0.01726	0.089023	0.0622
Estadístico <i>F</i>	7.145	2.446	6.54	3.905	2.547
Log likelihood	375.8	119.049	473.654	184.925	248.02
Akaike <i>AIC</i>	-4.078	-1.159	-5.189	-1.908	-2.625
Schwarz <i>SC</i>	-3.772	-0.853416	-4.883	-1.602	-2.319
Mean dependent	-0.003761	-0.002623	0.002094	0.003479	-0.004030
<i>S. D.</i> dependent	0.037592	0.137728	0.021185	0.100151	0.066454
Determinant Residual Covariance	5.29E-14				
Log Likelihood	1441.58				
Akaike Information Criteria	-1 534.750				
Schwarz Criteria	-1 370.821				

La causalidad de Granger en largo plazo puede ser evaluada con el VECM aplicando una prueba t al término de corrección de error en cada vector. Esto equivale a una prueba de exogenidad (véase, por ejemplo, Tan y Baharumshah, 1999). Al verificar el grado de significación del término de corrección de error en los vectores que representan al nivel de actividad económica, $\text{Ln}(Q)$ y la tasa de interés, $\text{Ln}(R)$ los valores respectivos del estadístico t , 0.17 y -0.84, indican que no existe pérdida de información al excluir estas ecuaciones (o vectores) del sistema. Tanto el índice de ventas como la tasa de interés pueden ser consideradas entonces variables débilmente exógenas. Esto permite, en el espíritu de la metodología de lo general hacia lo específico, especificar una sola ecuación que explique el comportamiento de la demanda de crédito. Por lo demás, la exogenidad de la tasa de interés permite dar apoyo al supuesto establecido en el modelo teórico, según el cual los bancos fijan la tasa de interés en un contexto de imperfecciones en el mercado.

Un modelo uniecuacional de corrección de error de corto plazo puede derivarse a partir de una simple reparametrización del vector de $\text{Dln}(CR)$ del VECM, en el enfoque de la metodología de Hendry “de lo general a lo específico”. Este modelo de corrección de error permitiría eventualmente y donde se crea necesario, incluir el valor contemporáneo de las variables explicativas, cosa que no es posible en una especificación pura del VECM.

Existen varios procedimientos parsimoniosos para la selección de un modelo final de corrección de error. Krolzig (2000) recomienda, para asegurar una selección final congruente, un procedimiento donde el modelo general no restringido es sometido a las pruebas de especificación, a fin de eliminar las variables estadísticamente no significativas, y a las pruebas de diagnóstico, chequeando la validez de las reducciones. Los pruebas de especificación incluyen pruebas de significación sobre cada variable individual con el estadístico t y pruebas de significación conjunta con la prueba F.

Del vector $\text{Dln}(CR)$ del VECM hemos eliminado aquellas variables con su rezago que según el estadístico t no son distintas de cero. El modelo A en el cuadro 8 indica que el diferencial del crédito, de la tasa de interés, del margen y del tipo de cambio real entran en la especificación con un

rezago, en tanto que índice de ventas reales y el tipo de cambio real entran con dos rezagos. El coeficiente del término de corrección de error sigue siendo negativo y significativo. Sin embargo, el signo del índice de ventas reales no es el correcto de acuerdo a la teoría. La alternativa inmediata es suprimir la variable o sustituirla por su valor contemporáneo o con un rezago.

El modelo B, muestra la alternativa de suprimir la variable. La prueba F indica que la significación conjunta mejora ligeramente con respecto al modelo A, el término de corrección de error mantiene las propiedades correctas pero los criterios de información no muestran mejoría. La versión C, que valora la alternativa de incluir el valor contemporáneo del índice de ventas reales en diferencia, arroja un valor positivo para el coeficiente de esa variable, mantiene las propiedades del coeficiente del error de corrección y mejora sensiblemente la significación conjunta de las variables explicativas.¹⁸ En función de los criterios de información de Akaike y Schwarz, el modelo C resulta mejor especificado que A y B.

Los valores efectivos del logaritmo del crédito real (en diferencias) y los valores estimados que derivan de la especificación del modelo C se presentan en la gráfica 5. Los residuos no revelan ningún patrón, sin embargo, hay tres fuertes desviaciones registradas en marzo de 1989, mayo y octubre de 1996. Estas se reflejan como picos muy sobresalientes en los residuos que podrían estar representando el impacto de los fuertes ajustes cambiarios ocurridos en febrero de 1989 y abril de 1996. Con el criterio de recoger estos choques en el tipo de cambio hemos usado una variable dicotómica (*dummy*) con valor igual a la unidad para marzo de 1989 y mayo de 1996.¹⁹ La regresión con el estimador OLS del modelo C incluyendo la variable dicotómica se evalúa en el modelo D del cuadro 8.

¹⁸ Ya previamente hemos mostrado que el $\ln(CR)$ y el $\ln(Q)$ tienen una elevada correlación contemporánea.

¹⁹ No es claro que choque podría recoger en octubre de 1996, y la desviación va en dirección contraria a la de los choques de marzo de 1989 y mayo de 1996. Una variable dicotómica separada para este evento tampoco arroja un valor significativo para el coeficiente.

CUADRO 8

Variable dependiente: DLn(CR)

Muestra: 1986:05 a 2000:12

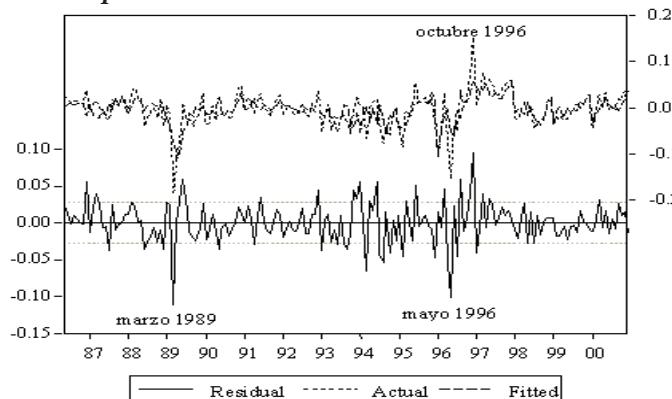
Observaciones: 176

Método: OLS

<i>Regresor</i>	<i>Modelo A</i>	<i>Valor t</i>	<i>Modelo B</i>	<i>Valor t</i>	<i>Modelo C</i>	<i>Valor t</i>	<i>Modelo D</i>	<i>Valor t</i>
DLn(CR)(-1)	0.6575	6.23	0.59	5.74	0.6356	6.87	0.6735	8.19
DLn(Q)	-0.0416	-2.31			0.1014	6.43	0.1004	7.18
DLn(Q)(-2)	0.5016	3.89	0.4744	3.65	0.4814	4.12	0.2723	2.52
DLn(CF)(-1)	-0.0571	-2.36	-0.0523	-2.14	-0.0331	-1.49	-0.0114	-0.57
DLn(R)(-1)	-0.0817	-2.33	-0.0914	-2.59	-0.0631	-1.97	-0.0014	-0.05
DLn(q)(-1)	0.1342	3.22	0.1184	2.84	0.1201	3.21	0.0813	2.42
DLn(q)(-2)							-0.1329	-6.84
DUM								
Z(-1)	-0.3323	-2.52	-0.2622	-2.02	-0.2004	-1.71	-0.2909	-2.78
C	-0.002	-0.88	-0.0022	-0.93	-0.0017	-0.81	0.0003	0.18
R-squared	0.3751	0.3551	0.4825	0.5959				
R-squared Adjusted	0.349	0.3322	0.4609	0.5766				
Estadístico D-W	1.9467	1.9864	2.0649	2.0407				
Criterio de Akaike	-4.109	-4.0889	-4.2976	-4.5338				
Criterio de Schwarz	-3.9649	-3.9628	-4.1535	-4.3716				
F-Statistic	14.4008	15.51	22.3802	30.795				
Prob(F-Statistic)	0	0	0	0				

La variable dicotómica resulta significativa mejorando sensiblemente la explicación conjunta de las variables (por la prueba F). Así mismo, el término de corrección de error sigue siendo significativo y de valor negativo (indicando convergencia hacia una relación de largo plazo existente). No obstante, el valor con un rezago de la tasa de interés y del tipo de cambio real pierde significación. El criterio de Akaike y Schwarz y la prueba F indican que la exclusión de estas variables mejoran la especificación (como deja ver el modelo E del cuadro 9).

GRÁFICA 5
Comportamiento de los residuos en el modelo I



Al probar la inclusión del valor contemporáneo de las variables tasas de interés y tipo de cambio en el modelo E, la mejor especificación resultó ser la dada por el modelo F (del mismo cuadro 9). Este modelo termina siendo una variante de C que incorpora la variable dicotómica para recoger los choques de marzo de 1989 y de mayo de 1996, excluye el valor con un rezago del tipo de cambio real y sustituye el valor con un rezago de la tasa de interés por su valor contemporáneo. La única diferencia entre E y F es la inclusión o no de la tasa de interés como variable explicativa. El criterio de información de Akaike y Schwarz es ambiguo para decidir entre E y F. Por otra parte, si bien es cierto que la prueba de

significación conjunta con la prueba F da mejores resultados para el modelo E, F tiene la ventaja de incorporar a la tasa de interés dentro de la especificación del modelo.

CUADRO 9

Pruebas de diagnóstico de los modelos de corrección de error E y F

Regresor	Modelo E		Modelo F	
	Coeficiente	Valor <i>t</i>	Coeficiente	Valor <i>t</i>
DLn(CR)(-1)	0.6814	8.45	0.6855	8.55
DLn(O)	0.1015	7.42	0.1017	7.49
DLn(CF)(-1)	0.2686	2.52	0.2324	2.15
DLn(R)			-0.0389	-1.83
DLn(<i>q</i>)(-2)	0.0784	2.37	0.0673	2.02
dum	-0.1349	-7.42	-0.1192	-5.96
Z(-1)	-0.291	-2.8	-0.2745	-2.64
C	0.0003	0.19	0.0003	0.19
<i>R</i> -squared	0.5951		0.603	
<i>R</i> -squared Adjustado	0.5808		0.5865	
Estadístico <i>D-W</i>	2.0484		2.0519	
Criterio de Información de Akaike	-4.5545		-4.5629	
Criterio de Información de Schwarz	-4.4284		-4.4187	
Estadístico <i>F</i>	41.4115		36.4675	
Prob (Estadístico- <i>F</i>)	0		0	
	Test <i>F</i>	Probabilidad	Test <i>F</i>	Probabilidad
Prueba LM Breusch-Godfrey (orden 1) ¹	0.3067	0.5804	0.3611	0.5486
Prueba LM Breusch-Godfrey (orden 2) ¹	0.4897	0.6136	0.4761	0.6219
Prueba LM Breusch-Godfrey (orden 3) ¹	0.3245	0.8076	0.3265	0.8061
Prueba ARCH(1) ²	1.6508	0.2	1.6508	0.2
Prueba ARCH(2)	0.7696	0.4647	0.8135	0.445
Prueba ARCH(3)	1.2834	0.2816	1.1294	0.3387
Prueba de Ramsey (segunda potencia) ³	3.2026	0.0753	3.3771	0.0678
Prueba de Ramsey (2nda and 3era potencia) ³	3.2980	0.0393	3.0804	0.0485

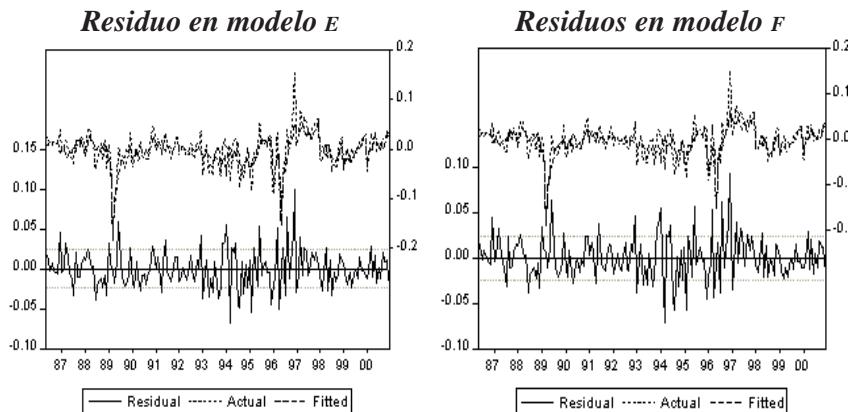
¹/ *H*₀: No hay correlación serial en los residuos

²/ *H*₀: No hetedocedasticity of orden *q*

³/ *H*₀: No specification error

El patrón de los residuos de las especificaciones de corto plazo E y F (gráfica 6) indica que la inclusión de la variable dicotómica para los choques cambiarios de 1989 y 1996 mejora el ajuste en estos picos. No obstante, es prudente ampliar las pruebas de diagnóstico sobre los residuos. Pruebas adicionales sobre los modelos de corrección de error E y F se presentan en el mismo cuadro 9. La especificación de estos modelos no permite poner a prueba la existencia de correlación serial con la prueba de Durbin Watson, pues la variable endógena aparece como variable explicativa con un rezago.

GRÁFICA 6



Alternativamente hemos usado entonces la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey que permite indagar en forma más general y con mayor poder la presencia de correlación serial de mayor orden. Al aplicar esta prueba la hipótesis nula no puede ser rechazada en ninguno de los dos modelos, lo que implica inexistencia de correlación serial incluso de orden 3. La prueba ARCH LM para indagar presencia de heterocedasticidad no permite rechazar la hipótesis nula, lo que indica que no existe tampoco problemas de heterocedasticidad en ninguno de los dos modelos. La prueba de Ramsey que evalúa la presencia de errores

de especificación señala que, al menos a 5% de significación, la hipótesis nula que indica la no existencia de errores en la especificación no es rechazada. Sin embargo, a 1% la hipótesis nula puede ser rechazada lo que indicaría bajo poder en la prueba y la posibilidad de omisión de variables.²⁰

La prueba de pronóstico de Chow es usada con el objeto de evaluar la estabilidad de ambos modelos de corrección de error (E y F).²¹ La presunción que existe, en base al comportamiento de la serie DLn(CR) y a la evolución de los acontecimientos del período en estudio, es que un cambio estructural pudiera haber ocurrido en mayo como octubre de 1996. En ninguno de los casos ni la prueba F como tampoco el estadístico LR indican rechazo de la hipótesis nula, lo que da soporte a la estabilidad de la estimación.

CUADRO 10
Prueba de pronóstico de Chow

1996:05 a 2000:12¹

	<i>Modelo E</i>	<i>Modelo F</i>
1996:05 a 2000:12 ¹		
F-Statistic	1.0384 (0.42)	0.976 (0.53)
Log LR	73.067 (0.06)	69.95 (0.09)
1996:10 a 2000:12 ¹		
F-Statistic	0.8992 (0.65)	0.8297 (0.77)
Log LR	57.789 (0.23)	54.336 (0.34)

^{1/} Probabilidad en paréntesis

²⁰ Es posible que la ausencia de variables que midan el riesgo macroeconómico del crédito o de argumentos que expliquen la porción del crédito que responde a la demanda de las familias sean la causa de este bajo poder en la prueba.

²¹ La prueba de pronóstico de Chow se basa en comparar la existencia o no de una gran diferencia entre el valor de pronóstico de la variable a ser explicada (a partir de un punto de cambio que se considere importante) y el valor efectivo de la misma.

Un análisis de la dinámica de corto plazo que brindan tanto el modelo E como el modelo F es revelador. En ambos la variable que mejor explica la dinámica de corto plazo del crédito real en primeras diferencias es su valor rezagado. En la literatura esto es conocido como el factor “Loan-Customer Relationship” (Wood, 1974; Hicks, 1980 y, Panagopoulos y Spilotis, 1998). El factor LCR hace que la cantidad de crédito presente ejerza influencia en la demanda de crédito futura. Este factor opera en dos vías. Por un lado, los clientes mantienen una relación continua con el banco, tomando préstamos incluso por encima de los requerimientos óptimos de corto plazo como medida precautiva contra los cambios cíclicos o una futura astringencia del crédito. Por otro lado, los bancos se ven interesados en mantener esa relación continua con sus clientes, y están dispuestos a extender préstamos más allá del monto consistente con la maximización de beneficio, como una manera de evitar así su desplazamiento hacia otros competidores. Mantener una relación continua es importante pues permite desarrollar ventajas informacionales así como minimizar elementos de riesgo moral.²²

Al igual que en la relación de equilibrio de largo plazo, el valor contemporáneo del nivel de actividad económica incide positivamente en el crédito real, aunque el valor de su elasticidad en el corto plazo es bastante menor al reportado en el largo plazo. Un incremento en 1% en el índice de ventas reales genera una reacción de 0.10% del crédito real en el corto plazo.

Los resultados con respecto a la tasa de interés son realmente interesantes. Movimientos en la tasa de interés no tienen prácticamente efecto alguno sobre el crédito real en el corto plazo, elemento que merece ser considerado en cualquier análisis sobre el impacto de la política monetaria. El modelo F reporta un valor significativo de la tasa de interés sobre el crédito sólo a 10% de significación. Aunque el signo es el correcto, el valor de la elasticidad es sumamente bajo (-0.03).

²² Catao (1997) explica este término autoregresivo como una forma de capturar los efectos iniciales de los choques de consumo sobre la demanda de crédito.

Por su parte, el margen precio-costo (como aproximación al flujo de caja) tiene un efecto positivo en el crédito real bastante menor al efecto de largo plazo. De igual manera se corrobora el impacto que tiene el tipo de cambio real en la recomposición de activos de las empresas. Tratándose de una economía abierta con libertad de movimientos de capital, los recurrentes y largos períodos de apreciación cambiaria en Venezuela parecen desestimular la demanda de crédito también en el corto plazo, en un proceso que bien podría estar dándose a través de la liquidación de activos reales en favor del incremento en la posición de activos financieros externos cuyo rendimiento esperado se eleva con la apreciación.

Los resultados del modelo E y F también indican que el término de corrección de error tiene el signo esperado (negativo) y es significativo. Esta convergencia del modelo permite no sólo corroborar la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, sino además nos brinda una idea (a través del valor del coeficiente ϕ) de cuál es la velocidad promedio de ajuste del logaritmo del crédito real a su valor de largo plazo. Nuestros resultados indican que en un mes ocurre entre un 26 a 29% del ajuste.

CONCLUSIONES

Este trabajo presenta un estimación de los determinantes de la demanda de crédito para la economía venezolana en un intento por explicar la persistente contracción que el crédito bancario. Si bien factores asociados con la capacidad y disposición de los bancos de extender crédito pueden haber jugado un papel importante en esta tendencia, nuestro trabajo indica que es posible interpretar la demanda de crédito como el lado dominante del mercado.

Las pruebas de cointegración usando tanto la metodología de Engle y Granger como la de Johansen coinciden en demostrar la existencia de un vector de cointegración entre el crédito real, el índice de ventas reales, la tasa de interés nominal, el margen precio-costo, y el tipo de cambio real (todas tomadas en logaritmo). Los signos de las elasticidades de largo plazo coinciden con los supuestos de la teoría. Si el análisis estuviera circunscrito a la

relación de equilibrio de largo plazo del crédito real, los resultados indicarían que la caída del crédito real mensual en Venezuela puede explicarse por efectos individuales o combinados de una disminución del nivel de actividad económica, de alzas en la tasa de interés nominal del crédito, caída en el margen precio-costo y la apreciación en el tipo de cambio real.

Si la variable margen es una buena aproximación del flujo de caja de las empresas, en términos de la teoría, la relación positiva con el crédito real podría ser interpretada como que el efecto flujo de caja sobre la inversión y de la inversión sobre el crédito incide mucho más que el efecto que tiene la misma variable flujo de caja sobre la brecha financiamiento. Por otra parte, que el tipo de cambio real muestre una relación positiva con el crédito real indicaría que la apreciación del tipo de cambio real, producto de variados y prolongados ensayos de usar el tipo de cambio como ancla de precios, estaría generando un desincentivo en la inversión y en la demanda de crédito (en favor de la inversión en activos financieros externos) que resulta mayor que el efecto de apalancamiento financiero en búsqueda de fondos para ser invertidos en el resto del mundo. El valor de la elasticidad es, sin embargo, bastante bajo.

La relación de cointegración de las variables antes mencionadas es corroborada por el signo de término de corrección de error en los modelos dinámicos de ajuste al equilibrio. El modelo de vectores de corrección de error, indica que no existe pérdida de información al excluir los vectores representativos de la tasa de interés y del índice de ventas reales. Estos resultados dan sostén a la forma particular con que el modelo teórico permite hacer la identificación de la demanda de crédito: los bancos fijan las tasas de interés y la demanda determina el volumen de crédito.

Al restringir el vector de corrección de error para la variación del crédito en términos reales hemos obtenido dos modelos dinámicos finales que explican los movimientos de corto plazo del crédito real y cuya sola diferencia consiste en la inclusión o no del valor contemporáneo de la tasa de interés. En el mejor de los casos, la tasa de interés resultó significativa sólo a 10%. Ambos modelos de corrección de error confirmaron la importancia que tiene, en la dinámica de corto plazo, el factor de persis-

tencia (el valor rezagado de la variable endógena), lo que puede ser interpretado como el reflejo de la necesidad de los clientes de suavizar los cambios cíclicos en el crédito, y como una necesidad de los bancos de mantener una relación continua con sus clientes.

Al igual que en la relación de equilibrio de largo plazo, el valor contemporáneo del nivel de actividad económica incide positivamente en el crédito real, aunque el valor de su elasticidad en el corto plazo es bastante menor al reportado en el largo plazo. En el caso de la variable margen, el valor rezagado es el que resulta significativo (también con una elasticidad menor a la reportada por la ecuación de cointegración). Lo mismo pasa con la variable tipo de cambio real.

Las intensas pruebas de diagnóstico indican que los dos modelos finales son convergentes de acuerdo al signo y significación del término de corrección de error, no presentan correlación serial en los residuos como tampoco de heterocedasticidad autoregresiva condicionada. Ambos modelos son además estables según el criterio de las pruebas de pronóstico de Chow. La prueba de Ramsey, sin embargo, no es concluyente, lo que a nuestro juicio podría indicar cierto problema de omisión de variables. Tal resultado no debe sorprender si tomamos en consideración tanto las dificultades empíricas de capturar en una variable la incidencia del riesgo en la demanda de crédito, como la posibilidad de que argumentos vinculados a la demanda de crédito al consumo o a las necesidades de capital de trabajo hayan sido omitidas. Sin lugar a dudas la posibilidad de explorar funciones de demanda para segmentos del mercado es un extensión de este trabajo.

REFERENCIAS

- Arestis, P., "The Credit Segment of a UK Post Keynesian Model", *Journal of Post-Keynesian Economics*, núm. 10, 1987, pp. 250-269.
Arestis, P. e I. Biefang-Frisancho, "The Endogenous Money Stock: Empirical Observation from the United Kingdom", *Journal of Post-Keynesian Economics*, núm. 17, 1995, pp. 545-559.

- Barajas, A., E. López, y H. Oliveros, *¿Por qué en Colombia el crédito al sector privado es tan reducido?*, mimeo, 2001.
- Barajas, A. y R. Steiner, "Why don't they Lend: Credit Stagnation in Latin America", *IMF Staff Papers*, núm. 49, 2002, pp. 156-184.
- Brown A., "The Liquidity Preference Schedules of the London Clearing Banks", *Oxford Economic Papers*, núm. 1, 1938, pp. 49-82
- _____, "Interest, Prices and the Demand Schedule for Idle Money", *Oxford Economic Papers*, núm. 2, 1939, pp. 46-61.
- Blundell-Wignall, A. y M. Gazycki, "Credit Supply and Demand and The Australian Economy", *Research Discussion Paper*, núm. 9208, Banco de la Reserva de Australia, 1992.
- Caballero, R., "On the Dynamics of Aggregate Investment", en L. Serven y A. Solimano (ed.), *Striving for Growth After Adjustment*, Washington, D. C., Banco Mundial, 1993.
- Calza, A., C. Gartner y J. Sousa, "Modeling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area", *Working Paper*, núm. 55, Alemania, Banco Central Europeo, 2001.
- Catao, L., "Bank Credit in Argentina in the Aftermath of the Mexican Crisis: Supply or Demand Constrained?", IMF *Working paper* WP/97/32, Washington, D. C., 1997.
- Cuthbertson, K., "Bank lending to UK Industrial and Commercial Companies", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, núm. 42, 1985, pp. 91-118.
- Davidson, P., "A Keynesian View of Friedman's Theoretical Framework for Monetary Analysis", en R. Gordon (ed.) *Milton Friedman's Monetary Framework: A Debate with his Critics*, Chicago, Universidad de Chicago, 1977.
- Engle, R. y C. Granger, "Cointegration, and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econométrica*, núm. 55, 1987, pp. 251-276.
- Fase, M., "The Demand for Commercial Bank Loans", *European Economic Review*, núm. 39, 1995, pp. 99-115.

- Friedman, B. y K. Kuttner, "Economic Activity and Short Term Credit Markets: An analysis of Prices and Quantities", *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 2, 1993, pp. 193-283.
- Gregory, A., *Testing for Cointegration in Linear Quadratic Models*, mimeo, Kingston, Ontario, Universidad de Queens, 1991.
- Goldfeld, S., "An Extension of the Monetary Sector", en J. Duesenberry *et al.*, (ed.), *The Brookins Model: Some Further Results*, Chicago, Rand McNally, 1969.
- Ghosh, S. y A. Ghosh, "East Asia in the Aftermath was there a Credit Crunch?", IMF *Working Paper* WP/99/38, Washington D.C., 1999.
- Hall, S.G., "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors: An Example of the Johansen Procedure", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, núm. 51, 1989, pp. 213-218.
- Harris, M., "An Econometric Examination of Business Loan Behavior", *Research Paper*, núm. 7615, Banco de la Reserva Federal de Nueva York, 1976.
- Heremans, D., A. Sommariva y A. Verheirstraeten, "A Money and Bank Credit Model for an Open Economy: The Belgian Experience 1960-1973", *Kredit and Kapital*, núm. 3, 1976, pp. 155-208.
- Hicks, S., "Commercial Banks and Business Loan Behavior", *Journal of Banking and Finance*, núm. 4, 1980, pp. 125-141.
- Howells, P. y K. Hussein, "The Demand for Bank Loans and the State of Trade", *Journal of Post Keynesian Economics*, núm. 21, 1999, pp. 441-454.
- Inder, B., "Estimating Long-run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches", *Journal of Econometrics*, núm. 57, 1993, pp. 53-68.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, 1988, pp. 231-254.
- Johansen, S. y K. Juselius, "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, núm. 52, 1990, pp. 169-210.

- Kaldor, N., "The New Monetarism", *Lloyds Bank Review*, núm. 97, 1970, pp. 1-17.
- Kim, H., "Was Credit Channel a Key Monetary Transmission Mechanism Following the Recent Financial Crisis in the Republic of Korea?", *Policy Research Working Papers*, núm. 3003, Washington, D. C., Banco Mundial, 1999.
- Krozig, H., "General-to-Specific Reductions of Vector Autoregressive Processes", mimeo, Colegio Nuffield, Universidad de Oxford, 2000.
- Laffont, J. y R. García, "Disequilibrium Econometrics for Business Loans", *Econometrica*, núm. 45, 1977, pp. 1187-1204.
- Literas, M. y C. Legnini, *El canal de crédito como mecanismo de transmisión monetario*, mimeo, 2000.
- Maddala, G. and Nelson, F., "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets Disequilibrium", *Econometrica*, núm. 42, 1992, pp. 1013-1030.
- Mélitz, J. y M. Pardue, "The Demand and Supply of Commercial Bank Loans", *Journal of Money, Credit and Banking*, núm. 5, 1973, pp. 669-692.
- Moore, B., "The Endogenous Money Stock", *Journal of Post-Keynesian Economics*, núm. 2, 1979, pp. 49-70.
- _____, *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*, Cambridge, Universidad de Cambridge, 1988.
- Moore, B. y A. Threadgold, "Bank Lending and the Money Supply", *Económica*, núm. 52, 1985, pp. 65-78.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, núm. 54, 1992, pp. 461-472.
- Palley, T., "Competing Views of the Money Supply Process: Theory and Evidence", *Metroeconómica*, núm. 45, 1994, pp. 67-88.
- Panagopoulou, Y. y A. Spiliotis, "The Determinants of Commercial Banks Lending Behavior: Some evidence for Greece", *Journal of Post Keynesian Economics*, núm. 20, 1998, pp. 649-672.
- Pazarbasioglu, C., "A Credit Crunch? Finland in the Aftermath of the Banking Crisis", *IMF Staff Papers*, núm. 44, 1997, pp. 315-327.

- Sealey, C., "Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model under Conditions of Disequilibrium", *Journal of Finance*, núm. 34, 1979, pp. 689-702.
- Stock, J. y M. Watson, "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 83, 1988, pp. 1097-1107.
- Tan, B. y A. Baharumshah, "Dynamic Causal Chain of Money, Output, Interest Rate and Prices in Malaysia", *International Economic Journal*, núm. 13, 1999, pp. 103-119.
- Tinbergen, J., "De vragt naar korte kredieten en de rentestand", *De Nederlandsche Conjunctuur*, núm. 3, 1934, pp. 18-31.
- _____, "Het verband tusschen de vragt naar korte credieten en den rentestand in Nederland en Engeland", *De Nederlandsche Conjunctuur*, núm. 4, 1937, pp. 118-125.
- Wood, J., *Commercial Bank Loan and Investment Behavior*, Wiley, Londres, 1975.