



UNIVERSIDAD NACIONAL  
AUTÓNOMA DE  
MÉXICO

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

---

PROGRAMA DE MAESTRIA Y DOCTORADO EN  
INGENIERIA

FACULTAD DE INGENIERÍA

**DETERMINANTES MONETARIOS IMPLÍCITOS DE  
LOS COSTOS DE CAPTACIÓN FINANCIERA: UN  
ANÁLISIS ECONÓMICO DE CAUSALIDAD**

**T E S I S**

QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE:

**MAESTRO EN INGENIERÍA**

INGENIERÍA EN SISTEMAS – OPTIMACIÓN FINANCIERA  
P R E S E N T A:

**LIC. FERNANDO BALBUENA CAMPUZANO**



TUTOR:  
**DR. GUILLERMO SIERRA JUÁREZ**

2009

**JURADO ASIGNADO:**

Presidente: Dr. Edgar Ortiz Calisto

Secretario: Dra. Patricia Balderas Cañas

Vocal: Dr. Guillermo Sierra Juárez

1<sup>er</sup> Suplente: Dr. Hugo Meza Puesto

2<sup>do</sup> Suplente: Dr. Manuel Ordorica Mellado

Lugar o lugares donde se realizó la tesis:

México, DF.

**TUTOR DE TESIS:**

Dr. Guillermo Sierra Juárez

---

**FIRMA**

## Agradecimientos

Quiero agradecer al Dr. Guillermo Sierra Juárez y al jurado por sus valiosas aportaciones para el enriquecimiento de este trabajo.

A la Universidad Nacional Autónoma de México por las facilidades otorgadas para la realización de mis estudios, así como a CONACYT por su apoyo económico.

## INDICE GENERAL

	<b>Página</b>
<b>Resumen</b>	
<b>Introducción</b>	<b>2</b>
<b>Capítulo 1. Determinantes monetarios del ahorro y el rol del crédito en México después de la crisis de 1995.</b>	<b>4</b>
1.1 Introducción	4
1.2 La expansión del crédito, 1989-1994	6
1.3 La contracción del crédito, 1994-1996	8
1.4 La tasa de interés en México en un entorno de crisis económica	9
1.5 La hipótesis de la transmisión del ingreso, la tasa de interés y el destino del crédito	14
1.5.1 El modelo acelerador en una especificación econométrica	15
1.5.2 El modelo propuesto de costos de captación financiera	16
1.6 Comentarios finales del capítulo	16
<b>Capítulo 2. Metodología econométrica</b>	<b>23</b>
2.1 Introducción	23
2.2 Diferencias entre la teoría bayesiana y el enfoque clásico de probabilidad	23
2.3 Análisis de integración	30
2.4 Análisis de cointegración	35
2.4.1 Modelos de corrección de error (MCE) y el teorema de representación de Granger	37
2.4.2 Método de cointegración de Johansen	39
2.5 Modelos dinámicos: la metodología de lo general a lo particular de Hendry	40
2.6 Comentarios finales del capítulo	42
<b>Capítulo 3. Construcción del modelo</b>	<b>43</b>
3.1 Descripción de los datos	43
3.2 Análisis de los datos	43
3.2.1 Análisis de integración	45
3.2.2 Análisis de cointegración	48
3.3 Las ecuaciones de largo plazo	53
3.4 Comentarios finales del capítulo	56
<b>Capítulo 4. Estimación y simulación del modelo</b>	<b>57</b>
4.1 Prueba de causalidad por medio de un Vector Autorregresivo	57
4.2 Estimación de los modelos de corrección de error	60
4.3 Escenarios de Simulación	63
4.4 Comentarios finales del capítulo	65
<b>Conclusiones generales</b>	<b>66</b>

Anexo

68

Referencias Bibliográficas

78

## Resumen

Esta tesis hace un análisis econométrico de corto y largo plazo sobre la relación entre la captación financiera y los costos promedio en el sistema bancario. Se toma como base la comprobación de la hipótesis de *Tobin* para estudiar el rol de la demanda agregada y la liquidez del sistema crediticio en la dinámica de la captación financiera para el período de 1997-2007.

Como variables instrumentales, se consideran la riqueza financiera y la oferta monetaria como determinantes de los costos de captación y además los tipos de crédito ofrecidos por el sistema financiero mexicano durante el período de estudio. La razón para estudiar el desempeño de estas variables después de la crisis de 1995 radica en el hecho de que el mercado financiero mexicano fue objeto de reformas sustantivas a partir de 1997. En ese año, se establecieron nuevas reglas de capitalización de acuerdo con los acuerdos de Basilea para disminuir el riesgo de incumplimiento entre los agentes económicos. En México, se diseñó el buró de crédito para mejorar los sistemas de información en esta materia.

Uno de los resultados más importantes de esta investigación radica en que, la disponibilidad de ciertos tipos de crédito junto con factores que incrementen la demanda agregada, pueden promover financiamientos a actividades productivas de largo plazo. En el período, se observa menor relevancia del crédito hacia la vivienda, así como el interbancario de la banca de desarrollo como proporción de la cartera. Esto sugiere que la intermediación financiera estuvo estancada en el período mientras que la inversión en valores ha aumentado.

El comportamiento anterior ha hecho que la cartera de crédito, lejos de diversificarse y alcanzar mayor número de mercados, se focalice en el crédito al consumo. El hecho de que el crédito a actividades comerciales, el crédito a la vivienda y el otorgado por la banca de desarrollo hayan permanecido estancados, ha provocado que la captación financiera y los costos estén determinados en gran parte por el consumo e inversión de corto plazo. Esto puede ser consecuencia de la reactivación del crédito producto de una mayor competencia, pero también puede ser el resultado de altos niveles de concentración, ya que el principal componente es el de tarjetas de crédito.

De acuerdo con los resultados del modelo. En el período de estudio prevalece una baja intermediación financiera, producto de los incentivos que tienen los bancos para orientarse hacia actividades en mercados más lucrativos y con menor riesgo. Tal es el caso de las comisiones y las transacciones de valores. Así, el excesivo crédito al consumo vía tarjetas de crédito, donde el margen es el más elevado, ha ido en detrimento de créditos hacia otras actividades productivas menos favorecidas después de la crisis de 1995.

## Introducción

Los continuos periodos de alta inflación y bajo crecimiento del producto interno bruto en México, colocaron a las autoridades económicas en la prioridad de controlar los niveles de precios mediante políticas monetarias restrictivas, control del gasto público y menores tasas de interés. Sin embargo, en la dinámica de control de las presiones inflacionarias, se han asumido también bajos niveles de ingreso y altos costos bancarios. Esto, ha traído como consecuencia poco incentivo al ahorro y altos niveles de consumo y endeudamiento de corto plazo.

El modelo del ciclo de vida de Modigliani (1963)<sup>1</sup> y retomado por Wickens (2008)<sup>2</sup> nos dice que una persona programa sus niveles de ahorro y consumo a lo largo de su existencia con el objetivo de optimizar los niveles de ingreso en cada período. Al final del ciclo, se contarían con suficientes recursos para el retiro laboral. Sin embargo, en nuestro país, más de la mitad de la población que se encuentra en edad productiva difícilmente puede alcanzar los niveles de ahorro necesarios para cumplir dicha meta.

Por otra parte, de acuerdo con el modelo de la  $q$  de Tobin<sup>3</sup>, los costos de capital y el ingreso determinan los niveles de inversión y el efecto acelerador en la economía. En este sentido, los niveles de ingreso tendrían que ser sostenidamente mayores que los costos asociados para asegurar una transferencia de recursos que incentive la compra de bienes de capital.

Desde 1996 y hasta finales de 2007, las políticas monetarias restrictivas y el control del gasto público mantuvieron estables los niveles de precios y una tendencia a la baja en las tasas de interés. Incluso en períodos con mayor actividad económica como los registrados en el año 2000, cuando se registró un crecimiento cercano al 7 por ciento. Por ello, es importante establecer si tales políticas de estabilidad tuvieron efectos favorables o recesivos en la recaudación del sistema financiero. El cambio en la política monetaria del Banco de México hacia un régimen de tasa de

---

<sup>1</sup> Modigliani Franco. (1963). "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests". *American Economic Review*, March.

<sup>2</sup> Wickens, M. (2008). *Macroeconomic Theory. A dynamic general equilibrium approach*. Princeton University Press

<sup>3</sup> La discusión de la  $q$  de Tobin esta en: "A general Equilibrium approach to monetary theory". *Journal of Money, Credit and Banking*. Febrero de 1969. Wickens (2008) ha hecho una aproximación reciente en torno a la  $q$ .

interés podría ser la respuesta a los efectos obtenidos o a un cambio estructural en las expectativas de la economía.

El objetivo de la presente investigación es estimar, y analizar algunos de los factores que determinan conjuntamente la captación financiera y los costos promedio para el período 1997-2007. Se pretende confirmar o rechazar la hipótesis de causalidad entre la captación y los costos y si los usos del crédito se relacionan positivamente o negativamente hacia los mismos. Se comparan y estudian las distintas formas factibles de estimación del modelo de acuerdo con la literatura existente y el caso particular de nuestro país.

El trabajo de tesis se estructura de la siguiente forma. En el primer capítulo, se presenta el planteamiento del problema con base en los factores más relevantes de la captación financiera y los costos, haciendo énfasis en la estructura del crédito como factor que influye en la dinámica de largo plazo. Se plantea a partir del modelo acelerador una relación de causalidad del ingreso, captación financiera y la tasa de interés internacional hacia los costos de capital.

Con la evidencia empírica para México, en el segundo capítulo se detalla la metodología econométrica empleada, se comparan los métodos bayesianos y su relación con el empleo de las raíces unitarias en el análisis de integración y cointegración. En el tercer capítulo, se construye una especificación general de la dinámica de la captación financiera y los costos en México para el período 1997-2007. Se analizan las propiedades estadísticas de las series y su dinámica de corto y largo plazo mediante funciones estimadas individualmente. En el capítulo cuarto se comprueba la causalidad de las variables mediante un vector autorregresivo (VAR) y se compara con el análisis de cointegración en la búsqueda de la relación económica. Finalmente, se presentan los resultados de las estimaciones, basadas en la construcción de modelos de corrección de error y se detallan las principales conclusiones de la investigación.



## **Capítulo 1**

### **Determinantes monetarios del ahorro y el rol del crédito en México después de la crisis de 1995**

#### **1.1 Introducción**

El ahorro es un elemento fundamental en el desempeño de las economías debido a que asigna los recursos que habrán de emplearse en el financiamiento de largo plazo. Esta variable ha sido más relevante en países en desarrollo, principalmente en la década de los ochenta debido al reducido acceso a los mercados internacionales de capital. Así, el bajo nivel de ahorro interno es usualmente considerado una de las causas importantes tanto de una inversión reducida como de un crecimiento lento. El ahorro, también es relevante porque se utiliza para suavizar el ajuste del consumo durante los periodos de crisis. Sin embargo, desde la perspectiva de los hogares, su capacidad para modificar su nivel de ahorro depende del grado de acceso que tengan al sistema financiero. Desafortunadamente, el acceso a estos mercados no es uniforme para todas familias en los países pobres.

En los países menos desarrollados, el acceso a los servicios que proporcionan los intermediarios financieros es una función positiva del nivel de ingreso. Los individuos de bajos ingresos enfrentan limitaciones para utilizar los servicios financieros. Tal acceso diferenciado al sistema financiero implica que los hogares paguen precios distintos por el mismo servicio financiero dependiendo de las características de estrato de cada hogar. Esto se refleja, porque los instrumentos de ahorro ofrecidos en el mercado no son los adecuados para niveles de ingreso bajo y las consecuentes restricciones al crédito que sufren. Por lo anterior, los mercados financieros menos desarrollados están fragmentados. Díaz, Alejandro (1985) y Schneider y Tornell (2000) relacionan los cambios estructurales provocados por las crisis con el comportamiento del ahorro y crédito.

Por ejemplo, para el periodo 1989-1992, los resultados indican que en los hogares más afectados por el régimen financiero la tasa de ahorro se redujo significativamente<sup>1</sup>. Asimismo, dichos resultados muestran que el cambio en las tasas de ahorro fue mayor

---

<sup>1</sup> Los datos corresponden a las encuestas Ingreso-Gasto de los hogares correspondiente a los años 1989, 1992, 1994 y 1996.

entre los hogares más jóvenes y con mayores ingresos. Esta evidencia es congruente con la hipótesis de que la reforma financiera y la expansión del crédito tuvieron el efecto de reducir las restricciones de acceso al sistema financiero para esos hogares.

Durante 1994-1996, después de la crisis los datos muestran que los hogares con mayor facilidad de acceso al sistema financiero incrementaron significativamente su tasa de ahorro. Estos resultados también muestran que los hogares de personas maduras aumentaron su tasa de ahorro más que los jóvenes. Esta evidencia es compatible con la hipótesis de que la crisis financiera causó un cambio en las perspectivas del ahorro para cubrir futuras pensiones, por lo que la elevación de la tasa de ahorro fue una necesidad aparente para compensar dicho efecto negativo en las expectativas.

Díaz (1985) asume que una de las consecuencias más directas de la liberalización financiera de principios de los noventa dio lugar a expansiones significativas del crédito. Factor que en numerosos casos culminó con períodos de crisis en los últimos veinte años en países en desarrollo. Además, otro efecto común de los proyectos de liberalización financiera ha sido el aumento del crédito disponible en la economía. Schmidt-Hebbel, y otros (1996) mencionan que una liberalización financiera generalmente disminuye las restricciones al crédito y aumenta el consumo, lo cual muy probablemente reduce el ahorro privado. Mediante un análisis de corte transversal para varios países los autores encontraron un efecto negativo pero no significativo del crédito al consumo sobre el ahorro privado tanto en países ricos como en menos desarrollados.

Asimismo, los resultados de Schmidt muestran que los efectos de la liberalización financiera sobre el ahorro son ambiguos. La evaluación del impacto de mercados financieros más profundos sobre el ahorro, usando un agregado monetario amplio como indicador de profundidad, ha llevado a resultados no concluyentes.

Japelli y Pagano (1994) muestran que aquellos hogares que enfrentan restricciones de liquidez, por lo general, incrementan su tasa de ahorro. Esos autores estimaron regresiones entre ahorro y crecimiento con datos de corte transversal para los países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE). Los resultados del trabajo sugieren que las liberalizaciones financieras que tuvieron lugar

en dichos países durante la década de los ochenta contribuyeron a la reducción de la tasa del ahorro agregado y de las tasas de crecimiento de tales economías.

Algunos trabajos han estudiado los efectos microeconómicos de las reformas financieras y del acceso al crédito. Mediante encuestas de hogares, Attanasio y Weber (1994) pusieron a prueba diferentes hipótesis sobre el "boom" o aumento sustancial del consumo a finales de los ochentas. Al usar información a nivel de hogar, los investigadores pudieron probar diferentes hipótesis para distintas generaciones. De acuerdo con sus resultados, las generaciones jóvenes incrementaron su consumo por una mejoría en sus expectativas de ingreso laboral; mientras que las generaciones de mayor edad modificaron su comportamiento debido a la liberalización del mercado de bienes raíces que se llevó a cabo en el periodo.

En general, el nivel de ingreso y la ubicación de los hogares están correlacionados con las facilidades del uso del sistema financiero y con los avances o cambios en dicho mercado. Por tanto, para los hogares con bajo contacto con el sistema financiero los efectos de los ciclos de crédito se asumen segundo orden. En la siguiente sección se expone de manera general el comportamiento del crédito entre 1990 y 1996.

## **1.2 La Expansión del Crédito, 1989-1994**

La reforma financiera de finales de los años ochenta y principios de los noventa en México cambió sustancialmente el sistema. Los cambios más importantes, instrumentados por las autoridades afectaron el sistema financiero de dos formas esenciales:

- a) la política monetaria comenzó a instrumentarse a través de operaciones de mercado abierto y las tasas de interés a ser determinadas por el mercado
- b) fueron eliminados los cajones selectivos de crédito, el encaje legal y los requerimientos de reservas mínimas para los bancos<sup>2</sup>.

La liberalización de las tasas de interés pasivas fue un proceso progresivo. Desde finales de 1988, las autoridades monetarias decidieron permitir que los mercados establecieran el nivel de las tasas. Es importante mencionar que a pesar de la liberalización, las tasas de interés pasivas para los instrumentos de depósito a plazo

---

<sup>2</sup> Estas recomendaciones fueron emitidas por el Comité de Basilea en 2005.

fijo de uno a tres meses fueron negativas en términos reales en 1988, 1990 y 1991. Por tanto, durante la mayor parte del periodo 1989-1992, el rendimiento del ahorro para los hogares no resultó atractivo.

La política crediticia de la banca comercial cambió sustancialmente con la eliminación de los "cajones selectivos" de crédito y de los requerimientos de reservas mínimas<sup>3</sup>. Al final de 1988, el gobierno decidió que el crédito preferencial se otorgaría sólo a través de la banca de desarrollo. En octubre de ese mismo año, los "cajones selectivos" de crédito fueron eliminados para la captación que los bancos obtenían a través de certificados de depósito instrumentos bancarios no-tradicionales. En abril de 1989, la captación derivada de los depósitos a plazo tradicionales fue también excluida de los requerimientos encaje; en agosto de ese mismo año la reforma se extendió a las cuentas de cheques. A pesar de que el sistema de cajones de crédito fue eliminado progresivamente de octubre de 1988 a agosto de 1989, el requerimiento de reservas mínimas obligatorias para los bancos privados no fue abandonado totalmente sino hasta 1991.

De acuerdo con cifras del Banco de México. Como resultado de las reformas, el saldo del crédito otorgado por la banca comercial aumentó de 182,561 millones de pesos en términos reales en 1989 a 351,306 millones de pesos en 1992. En el caso del saldo del crédito al consumo, éste aumentó en términos reales 25,580 millones de pesos durante el periodo 1989-1992, lo que significó un incremento de 173 por ciento. Esto implicó una tasa de crecimiento anual durante el periodo de casi 40 por ciento. Como proporción del crédito total, el saldo del crédito al consumo pasó de 8 por ciento en 1989 a 11 por ciento en 1992<sup>4</sup>. Es importante mencionar al respecto que el crédito al consumo se estancó de 1992 a 1994; es decir, el crecimiento del mismo durante esos años fue nulo. Esto es evidencia de que para 1992 los principales efectos de la expansión de crédito se habían ya experimentado plenamente. Otra variante importante de crédito es el hipotecario. De 1989 a 1992, su saldo se incrementó en términos reales 239.5 por ciento. Como proporción del crédito total, el aumento fue de 8.3 por ciento en 1989 a 14.7 por ciento en 1992.

---

<sup>3</sup> Los cajones selectivos de crédito otorgaban tasas preferenciales a ciertas actividades productivas que requirieran de recursos para la inversión.

<sup>4</sup> Ortiz (1994) menciona que el incremento del crédito al consumo permitió a un sector considerable de la población la compra de bienes durables, principalmente automóviles.

### **1.3 La Contracción del Crédito, 1994-1996**

La crisis económica mexicana de 1994 tuvo un impacto significativo sobre la solidez del sistema financiero, especialmente del bancario<sup>5</sup>. La devaluación de la moneda y el alza de las tasas de interés internas tuvieron un doble efecto en el balance de los bancos. Por el lado de los activos, la cartera vencida aumentó considerablemente. De diciembre de 1994 a diciembre de 1995, el saldo de la cartera vencida como proporción de la cartera total pasó de 13.7 a 19.7 por ciento. Para mayo de 1996 el problema había incluso empeorado pues dicha proporción alcanzó 25.8 por ciento (Aportela, 2001). Por el lado de los pasivos, los bancos privados tenían una parte sustancial de deuda denominada en moneda extranjera contratada a tasas variables. Por ello, la devaluación y la subsecuente alza en las tasas de interés agravaron la situación financiera de los mismos.

Como resultado de la crisis, los bancos disminuyeron su derrama de crédito al sector privado. Así, el saldo del crédito total se redujo 20.9 por ciento de 1994 a 1996<sup>6</sup>. Dicha tendencia negativa continuó y hacia 1998 la reducción total del crédito bancario había llegado a 30.5 por ciento con respecto a su nivel al cierre de 1994. La disminución resultó aún mayor en el caso del crédito al consumo (Aportela, 2001). Éste crédito pasó de 7.14 por ciento en 1994 a 3.2 por ciento en 1996 como proporción del crédito total. La reducción fue menos pronunciada en el caso de las hipotecas. De acuerdo con el Banco de México, en 1996 el saldo del crédito hipotecario todavía estaba por encima de su nivel de 1994. Sin embargo, la tasa de crecimiento de este tipo de crédito que había sido muy elevada se redujo sustancialmente después de la crisis.

Es importante mencionar que los bancos no reactivaron su oferta de crédito cuando la economía entró en un proceso de recuperación en 1996. Ese año, el PIB creció 5.1 por ciento en términos reales, mientras que el crédito total cayó aproximadamente 14 por ciento de acuerdo con cifras del Banco de México. Existen tres posibles explicaciones para ese resultado: (1) por el lado de la demanda es posible que los clientes bancarios

---

<sup>5</sup> El exceso de intermediación del sistema bancario, en términos de préstamos y sobre-endeudamiento en dólares, fue un factor que deterioró aún más la fragilidad económica del país en 1994.

<sup>6</sup> El crédito total incluye créditos en Fobaproa y cartera vencida. La contracción del crédito continuó durante el resto de la década. Al cierre de 1999, la reducción total del crédito bancario llegó a 33.6 por ciento con respecto al nivel de 1994.

simplemente no desearan el crédito; (2) por el lado de la oferta, los bancos no otorgaban crédito debido a la mala situación financiera por la que atravesaban y (3) por razones institucionales (una de las cuales, mencionada repetidamente por los banqueros, fue el deficiente marco legal existente).

Tomando como referencia las diferencias en los ciclos del crédito en México después de la crisis de 1995, la presente investigación constituye una contribución a la literatura sobre el tema de la siguiente manera: Partiendo del destino del crédito, se pretende estudiar el efecto de cada una de las partes en la dinámica de la captación financiera, incluyendo además el impacto final en los costos que se determinan también por elementos monetarios y el ingreso. El objetivo es conocer explícitamente el impacto directo del ciclo para el período 1997-2007, años con relativa estabilidad y reordenamiento en los hábitos de consumo y ahorro posterior a la crisis de 1995.

#### **1.4 La Tasa de interés en México en un entorno de crisis económica**

En la presente sección se pretende explicar brevemente el proceso de determinación de la tasa de interés como respuesta a la devaluación de 1995. Aunque esta tesis no tiene como objetivo realizar un modelo de tasas de interés como tal, es importante explicar en forma de síntesis los instrumentos considerados, ya que son una referencia importante en la determinación de los costos del sistema financiero y a su vez en los niveles de captación financiera.

El proceso de determinación de la tasa de interés a partir de la crisis de 95 se concibió a partir de la metodología de reglas monetarias, que básicamente controlaban el nivel circulante por medio del "corto"<sup>7</sup>. Básicamente, se considera que tal política tiene efectos en dos vertientes: la parte real de la economía y los precios. Así, el análisis de la función reacción de la política monetaria ha recibido recientemente mucha atención por parte de los mismos bancos centrales.

La literatura reciente acerca de reglas de política monetaria o funciones reacción se ha constituido como un enfoque con el cual se puede estudiar de manera sistemática la interacción entre la política monetaria y otras variables que influyen en las decisiones

de política económica. El estudio de las reglas monetarias dentro de modelos macroeconómicos permite analizar la interacción que a la vez existe entre las decisiones de política monetaria y el desempeño macroeconómico de un país. Este tipo de análisis ha sido especialmente importante en países que utilizan el esquema de objetivos de inflación para conducir la política monetaria.

El trabajo de Taylor (1993) es especialmente relevante puesto que aportó no solo uno de los primeros ejemplos de la metodología de reglas de política monetaria sino también los lineamientos generales que en años subsecuentes han guiado el análisis de reglas de política monetaria. De acuerdo con Taylor [1993] y [1999] una *regla de política monetaria* se define como una descripción (algebraica, numérica, y/o gráfica) de cómo el instrumento empleado (tasa de interés, base monetaria, etc.) es modificado por la autoridad monetaria en respuesta a cambios en variables como la inflación y la actividad económica, entre otras.

El primer paso para diseñar una regla de política es elegir el instrumento, es decir, la variable que sería modificada por el banco central con la finalidad de alcanzar su objetivo. En segundo término, es necesario seleccionar un conjunto de variables ante las cuales el banco central reaccionaría, es decir, aquellas cuyo comportamiento pudiera impulsar al banco central para alterar la postura de la política. La regla propuesta por Taylor [1993] de corte Keynesiano, considera a la tasa de interés nominal como el instrumento de política monetaria, que responde a las desviaciones de la inflación respecto de su nivel objetivo (brecha de inflación) y a la desviación del producto respecto de su nivel potencial (brecha del producto). Esto es:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma(y_t - y_t^*) \quad (1)$$

Donde  $i_t$  representa la tasa de interés nominal;  $\pi_t$  es la inflación<sup>8</sup>;  $\pi^*$  es el objetivo de inflación;  $y_t$  es el producto; y  $y_t^*$  es el producto potencial. El parámetro  $\alpha$  es el valor de interés nominal de equilibrio de largo plazo y  $\beta, \gamma$  son los parámetros de sensibilidad de los diferenciales de la inflación y el crecimiento del producto.

---

<sup>7</sup>Mediante este instrumento, el Banco de México retiraba dinero de la circulación para contener las presiones inflacionarias como medida de política monetaria.

Con la especificación anterior, es posible analizar cómo es que el banco central formula la política monetaria, ya que incorpora los elementos clave del proceso. La inflación y el producto son las dos variables macroeconómicas que mejor describen el desempeño general de la economía (descripción conjunta de la demanda y la oferta agregadas) y, a través de la tasa de interés, se relacionan con las decisiones de política monetaria tomadas por el banco central. Más aún, las variaciones en la tasa de interés no solo representan las acciones del banco central sino que vía su efecto sobre la demanda agregada se espera que, aunque con cierto rezago, influyan en el comportamiento de la inflación y del producto. Por consiguiente, esta regla no sólo describe el proceso por el que el banco central formula la política monetaria (función reacción) sino que también a lo largo del tiempo incorpora implícitamente los efectos de la política monetaria sobre la economía<sup>9</sup>.

Taylor [1993], demostró con esta regla, que las tasas de interés en los Estados Unidos en los últimos años se aproximan a dicho proceso.

Posteriormente, Svensson (1996) y Clarida y otros (1999) muestran que aproximaciones a esta regla pueden obtenerse de un proceso de optimización en el que el banco central minimiza una función de pérdida sujeto a un modelo macroeconómico Nekeynesiano. En particular, estos autores proponen que el resultado de este problema es una versión de la regla monetaria con expectativas (*forward looking*):

$$i_t = \alpha + \beta(E_t[\pi_{t+n} - \pi^*]) + \gamma(E_t[y_{t+k} - y_{t+k}^*]) \quad (2)$$

Aquí,  $E_t$  es la esperanza que se forma en el período  $t$ , por lo que la política monetaria se formaría con la respuesta al desempeño esperado de las brechas de inflación y producto. Aquí,  $\beta$  muestra la agresividad del banco central cuando la inflación se desvía de su objetivo. Cambiando la tasa de interés nominal por la real la expresión puede escribirse como:

$$r_t = r + (\beta - 1) * (E_t[\pi_{t+n} - \pi^*]) + \gamma(E_t[y_{t+k} - y_{t+k}^*]) \quad (3)$$

<sup>8</sup> La inflación se mide como la tasa de crecimiento anual del índice nacional de precios al consumidor.

<sup>9</sup> El efecto de las acciones de política monetaria sobre el desempeño macroeconómico no se puede identificar directamente. Para ello es necesario incorporar dicha regla a un modelo macroeconómico como en esta tesis, donde se describen los mecanismos de transmisión entre de la tasa de interés y los agregados monetarios hacia los costos.



Donde  $r_t$  es la tasa de interés real. El valor crítico de  $\beta$  es la unidad y en el caso de que las expectativas de inflación aumentaran por encima del objetivo de inflación  $E_t([\pi_{t+n}] > \pi^*)$ . Con  $\beta > 1$  la regla de política monetaria implica que el banco central incrementa la tasa de interés nominal ( $i_t$ ) lo suficiente para elevar la tasa de interés real ( $r_t$ ) y, por tanto induciría una contracción en la demanda agregada y que las expectativas de inflación convergieran al objetivo de inflación. Claramente este es el caso de un cambio de política monetaria restrictivo. Por otra parte con  $\beta < 1$  el incremento en la tasa de interés nominal ( $i_t$ ) no es suficiente para inducir un alza de la tasa de interés real ( $r_t$ ). Más aún, en este caso la tasa de interés real ( $r_t$ ) no sólo no sube sino que disminuye, ya que el aumento en la tasa de interés nominal ( $i_t$ ) es menor que el incremento observado en la expectativa de inflación  $E_t([\pi_{t+n}])$ . Así, la reducción en la tasa de interés real estimula a la demanda agregada y la política monetaria provoca una caída en las expectativas de inflación.

Cuando  $\beta > 1$  en la ecuación (2) la inflación se estabiliza alrededor de su nivel objetivo en forma automática. Este enfoque para conducir la política monetaria es congruente con el esquema de *Objetivos de Inflación*. Cuando las expectativas de inflación se desvían de su objetivo el banco central actúa para inducir la convergencia de la inflación esperada con el objetivo. Esto significa que la política monetaria efectivamente se constituye en el ancla nominal de la economía.

En cuanto a  $\gamma$ , las ecuaciones (2) y (3) muestran que su valor crítico es cero. Considérese el caso en el que se espera que el producto se ubique por arriba de su nivel potencial ( $E_t[y_{t+k} - y_{t+k}^*] > 0$ ). Con  $\gamma > 0$  la respuesta de la política monetaria es aumentar las tasas de interés nominal ( $i_t$ ) y real ( $r_t$ ) para así evitar que la desviación del producto respecto de su nivel potencial genere presiones futuras sobre la inflación. Por el contrario, cuando  $\gamma < 0$  la regla sugiere reducciones en las tasas de interés nominal ( $i_t$ ) y real ( $r_t$ ) que impulsan a la demanda agregada y, por consiguiente, al producto a un nivel aún mayor, que eventualmente se traduce en una inflación más elevada. De esta forma, cuando  $\gamma > 0$ , la regla de política monetaria trabaja como un mecanismo automático que al estabilizar el producto alrededor de su nivel potencial evitando presiones persistentes sobre la inflación.

De acuerdo con estos supuestos, si  $\beta > 1$  y  $\gamma \geq 0$  entonces la política monetaria se constituye en el ancla nominal de la economía, principalmente en países con un régimen de tipo de cambio flexible. La política monetaria no sólo funcionaría como ancla nominal de la economía sino que además promueve un desempeño macroeconómico estable, en donde el producto se determina principalmente por la tecnología y otros factores de oferta (producto potencial). Otro aspecto a considerar en una economía abierta es el efecto de perturbaciones externas como el tipo de cambio, que por lo general guarda una relación estrecha con las tasas de interés.

Ball (1999) y Svensson (2000) consideran el problema que enfrenta un banco central en modelos de economías pequeñas y abiertas y argumentan que en este caso las reglas óptimas de política monetaria deben incluir además de las brechas de inflación y producto otras variables. Dichas variables son de mayor utilidad en la medida en que capturan las presiones de inflación futura con mayor rapidez que lo que lo hacen las brechas de inflación y de producto. Por ejemplo, una variable que puede ser incluida en el caso de economías pequeñas y abiertas es la tasa de interés internacional.

El uso de variables adicionales también permite modelar las condiciones monetarias con más de un instrumento. Al incluir el tipo de cambio por ejemplo, las condiciones monetarias implícitamente se modelan como una combinación entre el nivel de la tasa de interés y el del tipo de cambio. La regla se transformaría de la siguiente forma:

$$i_t = \alpha + \beta(E_t[\pi_{t+n} - \pi^*]) + \gamma(E_t[y_{t+k} - y_{t+k}^*]) + \phi(E_t[z_{t+m}]) \quad (4)$$

Donde  $[z_{t+m}]$  puede representar el tipo de cambio, la tasa de interés externa, la percepción del riesgo país o cualquier otra variable que influya en la determinación de la política.

La apertura de la economía afecta a los parámetros del modelo pero no a la forma general de la regla de política monetaria óptima. La intuición detrás de este resultado es que, si los movimientos en variables como el tipo de cambio o las tasas de interés externas afectan a la inflación, entonces estas influencias deben ser capturadas por los cambios en las brechas de inflación y producto esperadas, y en consecuencia, la política monetaria reaccionaría a éstos. Sin embargo, si los movimientos en dichas

variables no afectan a la inflación, entonces no hay necesidad de modificar la postura de la política monetaria cuando éstas cambian.

### **1.5 La hipótesis de la transmisión del ingreso, la tasa de interés y el crédito**

La presente investigación evidencia los efectos que los cambios en la tasa de interés real, el ingreso, la oferta monetaria y el destino del crédito tienen sobre los costos de captación financiera en México. Por ello, resulta importante tomar en cuenta el papel que juegan las imperfecciones del mercado crediticio en el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Cuando persisten tales imperfecciones, cambios en la política monetaria del Banco Central que modifiquen la tasa real de interés provocarían una reducción en el gasto que las empresas destinan a la adquisición de bienes de capital.

Bernanke (1999) identifica el canal del crédito y el mecanismo acelerador financiero. A través del canal del crédito, un aumento en la tasa de interés da lugar a que el riesgo asociado a los proyectos rentables se eleve, lo que implica mayores costos de vigilancia para los bancos comerciales. El aumento en los costos de intermediación de los bancos se refleja eventualmente en una ampliación entre la tasa activa y la pasiva, lo cual reduce la oferta de crédito a las empresas e inhibe la inversión.

Por otra parte, mediante el mecanismo del acelerador financiero, una elevación de la tasa de interés causa una reducción del valor de los activos de los agentes económicos. Dado que éstos son usados como garantía en las transacciones crediticias, los costos tienden a incrementarse, deteriorando las condiciones bajo las cuales los clientes tienen acceso al mercado de crédito. Una versión alternativa de este último canal es el efecto que los cambios en la tasa de interés tienen sobre el precio de las acciones emitidas por las empresas. En equilibrio, dichos precios debieran reflejar el valor de mercado de los ingresos futuros de la empresa. De acuerdo a la teoría de la inversión de Tobin cuando el valor de la empresa es inferior al costo del capital, la inversión disminuye. La presencia de información asimétrica en los mercados crediticios refuerza este efecto, ya que el acceso de la empresa a fuentes externas de financiamiento se basa en las garantías que ésta es capaz de ofrecer, estando éstas determinadas por el valor de sus activos.

Así, al comparar el comportamiento de la inversión de los distintos tipos de empresas ante cambios en las condiciones macroeconómicas, se obtiene información acerca de la relevancia de las fricciones existentes en el mercado de crédito. Este enfoque explota la idea de que las empresas grandes son más propensas a experimentar menores costos al financiarse a través de fondos externos a la empresa. Esto se debe, entre otras cosas, al tamaño de las garantías que aportan, lo cual les permite mejorar su posición en la negociación del crédito ante un banco comercial.

La situación se agrava cuando las empresas no alcanzan a cubrir los requerimientos necesarios para obtener recursos de las instituciones de crédito internas a un diferencial de tasas de interés razonable, lo cual se empeora cuando los recursos prestables no fluyen. Esto último ya sea por la falta de apertura del mercado de crédito que limita la libre determinación de las tasas de interés o cuando la intermediación financiera está dominada por crédito selectivo a través de los cuales éste se canaliza hacia sectores específicos. Otro caso ocurre cuando, como resultado de una crisis bancaria, la razón de deuda a capital de los bancos comerciales se encuentra tan deteriorada que se vuelve prohibitivo ofrecer créditos a tasas viables. Bajo estas circunstancias, un número significativo de empresas tendrá acceso limitado al mercado interno de crédito para financiar su inversión. Por otra parte, las empresas que tengan acceso a formas alternativas de crédito, ya sean por instituciones extranjeras o colocación de acciones o deuda en los mercados internacionales, optarían por esto último.

### **1.5.1 El modelo acelerador en una especificación econométrica**

Las especificaciones econométricas más utilizadas para analizar el comportamiento de los flujos de inversión son las de la  $q$  de Tobin y el Modelo del Acelerador. Aunque existen diferentes versiones del Modelo; por lo general, se empieza suponiendo que, en ausencia de costos de ajuste para el período, el acervo de capital deseado puede especificarse como una función lineal logarítmica del producto y del costo del uso del capital, dado que no se tiene información de los flujos de todas las empresas de la economía.

En el caso de una función de producción CES (Elasticidad de sustitución constante) sujeta a rendimientos constantes a escala, el acervo de capital deseado se determina por la ecuación:

$$k_{it} = a - bC_{it} + y_{it} \quad (5)$$

Donde  $k_{it}$  el logaritmo natural del acervo de capital de la empresa  $i$  en el período  $t$ ;  $C_{it}$  denota el logaritmo del costo del uso del capital real; mientras que  $y_{it}$  denota el logaritmo de la producción de la empresa. Aplicando primeras diferencias a ambos lados de la ecuación y aplicando la aproximación  $I_{it} \approx (\delta + \Delta k_{it})k_{it-1}$  con  $\delta$  como factor de depreciación se obtiene la expresión:

$$\frac{I_{it}}{k_{it-1}} = \delta - br_{it} + \Delta y_{it} \quad (6)$$

Donde  $r_{it}$  es la tasa de interés real que enfrenta la empresa  $i$  durante el período  $t$ . La ecuación (6) resume la relación fundamental sobre la cual se basa el análisis empírico realizado por Sánchez (2001) para México.

En el marco de la economía mexicana en la que los mercados de crédito no funcionan de forma eficiente durante períodos largos (por ejemplo, etapas anteriores a la liberalización financiera, México 1982-1988; o posteriores a una crisis bancaria, México 1995-2000) se desea estimar los efectos que el destino del crédito ha tenido sobre el comportamiento de los costos de captación financiera en un entorno de política monetaria de control de precios y movimientos de tasas de interés entre 1997 y 2007. Por ello, en esta investigación se emplea una transformación de la ecuación (4), pero suponiendo como variable endógena a los costos mediante el análisis de cointegración<sup>10</sup>.

### 1.5.2. El Modelo propuesto de costos de captación financiera

Basándonos en el modelo de *Tobin* para determinar los costos de ajuste de capital, se construye una función para los costos de captación financiera mediante la siguiente ecuación:

$$CC_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 z_t + \beta_3 CF + \varepsilon_t \quad (7)$$

<sup>10</sup> El análisis de cointegración encuentra una combinación de equilibrio de largo plazo. Esto hace posible normalizar cualquiera de las variables del vector de tal manera que la relación económica es consistente.

Donde  $CC_t$  mide los costos de captación financiera reales;  $Y_t$  es el ingreso real determinado por el índice de volumen de la producción de la manufactura;  $z_t$  es un vector de variables estacionarias, los cuales pueden representar choques de precios o de oferta monetaria; y finalmente  $CF_t$  es la captación financiera real del sistema bancario. El término  $\varepsilon_t$  es el error de la ecuación. Dado que se comprobará en el análisis de cointegración, que esta ecuación representa un relación de largo plazo. Aquí únicamente normalizamos los costos como una función de las variables empleadas.

Si el parámetro  $\beta_1 < 0$ , se cumple la hipótesis de Tobin en el sentido de que a menores niveles de ingreso en la economía tendremos mayores costos asociados vía menor oferta de recursos; si  $\beta_2 < 0$ , asumiríamos que a menores niveles agregados monetarios también tendríamos una elevación de costos. En el caso de la captación financiera, esperamos que el parámetro  $\beta_3 > 0$ , ya que de acuerdo con la evidencia empírica para el período, tenemos mayores costos con mayores niveles de captación en el sistema bancario por el lado de la oferta.

Para el caso de México, se modificó el modelo tradicional a uno de dos ecuaciones dinámicas con el fin de establecer los efectos del destino del crédito en la captación financiera; y además analizar los costos por choques de oferta como son: la riqueza financiera y la tasa de interés internacional que determina los niveles de liquidez de la economía.

En la primera ecuación, se propone una función de costos de captación financiera como una especificación dinámica explicada por el ingreso, los saldos monetarios reales, la tasa de interés real de los Estados Unidos y la captación financiera real. El objetivo es tratar de explicar los costos tanto por componentes de la demanda agregada como por choques de oferta internacionales. Taylor (1993), menciona como las tasas de interés en los Estados Unidos transmiten su efecto al mercado financiero mexicano.

Por otra parte, la captación financiera es también una especificación dinámica, explicada por la tasa de interés real, la riqueza financiera real, el crédito al consumo, el crédito interbancario otorgado por la banca de desarrollo, el crédito a la vivienda y el

crédito interbancario de la banca comercial. Todo expresado en términos reales y deflactado por el índice de precios.

Con estas consideraciones, se establece la siguiente especificación general de la dinámica de costos de captación financiera en México para el período 1997-2007.

### A. Costos de captación financiera

$$\Delta CC_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta CC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta CF_{t-i} + \sum_{i=n+1}^m \beta_i \Delta Y_{t+n-i} + \sum_{i=m+1}^p \beta_i \Delta m1_{t+m-i} + \sum_{i=p+1}^g \beta_4 \Delta r_{t+p-i}^{US} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde:

$CC_t$  = Costos de Captación Financiera del Sistema Bancario

$CF_t$  = Captación Financiera Real

$Y_t$  = Índice de volumen de la manufactura

$m1_t$  = Billetes y monedas en circulación (Saldos monetarios reales)

$r^{US}_t$  = Tasa de interés real de los Estados Unidos.

$q < n < m < p < g$

### B. Captación financiera

$$\Delta CF_t = \sum_{i=1}^r \delta_i \Delta CF_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=s+1}^a \gamma_i \Delta W_{t+s-i} + \sum_{i=a+1}^w \gamma_i \Delta CR_{t+a-i} + z_t \quad (9)$$

donde:

$CF_t$  = Captación Financiera real

$r_t$  = Tasa de interés real

$W_t$  = Riqueza Financiera (Agregado monetario M3)

$CR_t$  = Crédito otorgado por el sistema bancario

$r < s < a < w$

### C. Los efectos de la captación financiera sobre los costos

En las ecuaciones anteriores, el efecto de corto plazo de la captación sobre los costos está dado por el primer coeficiente de la suma  $\sum_{i=1}^n \beta_i * CF_{t-i}$ , y en el largo plazo por

$\frac{\sum_{i=1}^n \beta_i * CF_{t-i}}{\left(1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i\right)}$ . En la dinámica hacia el largo plazo, los signos de las elasticidades

pueden cambiar; por lo que es necesario establecer las circunstancias en que se mantienen o se invierten. Entonces, la elasticidad de largo plazo dependerá del valor de la suma  $\sum_{i=1}^n \beta_i * CF_{t-i}$ . Para el caso del cumplimiento de la hipótesis de Tobin por

ejemplo, debe cumplirse  $\sum_{i=n+1}^m \beta_i * Y_{t+n-i} < 0$  mientras que en caso contrario tendría que

cumplirse que  $\sum_{i=n+1}^m \beta_i * Y_{t+n-i} > 0$ . En el caso de que  $\sum_{i=n+1}^m \beta_i * Y_{t+n-i} = 0$  los efectos de

corto plazo se eliminarán en el largo plazo, por lo que los costos de captación estarían determinados únicamente por el resto de las variables.

#### **D. El papel de las tasas de interés**

A partir de la ecuación (8) también se puede estudiar el papel de los choques externos como impulsor de mayores costos financieros (Taylor, 1993). Para ello, se espera que tanto en el corto como en el largo plazo los coeficientes correspondientes a las tasas

de interés internacionales  $\sum_{i=p+1}^g \beta_4 \Delta r_{t+p-i}^{us} + \varepsilon_t$  y las domésticas  $\sum_{i=1}^s \gamma_i * \Delta r_{t-i}$  conserven

elasticidades positivas sobre los costos y la captación financiera respectivamente.

#### **E. Los saldos monetarios reales y la riqueza financiera**

Como sabemos, los períodos de alta inflación en México están asociados al deterioro de los términos de intercambio. El efecto traspaso del tipo de cambio a las tasas de interés colocó a las autoridades monetarias en la situación de controlar las emisiones de circulante en la economía para frenar incrementos de precios. Sin embargo, no es del todo claro si el efecto ingreso de restringir la demanda vía la política del corto fue realmente eficiente para abatir el efecto costo asociado. Actualmente, la volatilidad de los precios del petróleo puede ser otra fuente significativa al incrementar los precios de



los insumos. Así, esperamos obtener en el corto plazo  $\sum_{i=s+1}^a \gamma_i * \Delta W_{t+s-i} > 0$  que; mientras que en el largo plazo el efecto ingreso sobre la captación financiera puede prevalecer o desvanecerse y afectar únicamente a los costos.

### F. El crédito por destino

En el caso del crédito otorgado por el sistema bancario, se analizan los efectos de cambios en las preferencias del consumidor en la captación financiera y a su vez en los costos generados.

Uno de los objetivos de esta investigación, es encontrar si en el largo plazo la demanda por determinados niveles de crédito tiene efectos adversos en los costos de captación financiera. Para ello, es de suma importancia probar si determinados cambios de la política crediticia del sistema bancario pueden disminuir los costos en el mercado y promover un mejor aprovechamiento de los flujos de ahorro en el sistema. Con la evidencia empírica, esperamos que en algunos casos se cumpla que la elasticidad  $\sum_{i=a+1}^w \gamma_i * \Delta CR_{t+a-i} > 0$ , mientras que en otros  $\sum_{i=a+1}^w \gamma_i * \Delta CR_{t+a-i} < 0$  por lo que la estructura del crédito puede tener efectos diversos en la captación. Por otra parte, será importante evaluar si tales efectos impactan en forma significativa mediante la causalidad hacia costos.

Una vez establecidas las condiciones generales, podemos escribir un sistema de ecuaciones para plantear los efectos de corto y largo plazo. Una forma general dinámica tentativa para el modelo de ecuaciones puede expresarse como sigue:

**Tabla 1.1**

**Modelo de ecuaciones dinámico**

Captación Financiera

$$\Delta CC_t = \alpha_1 \Delta CC_{t-1} + \alpha_2 \Delta CC_{t-2} + \beta_1 CF_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta m1_{t-1} + \beta_4 \Delta r_{t-1}^{us} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Costos de Captación

$$\Delta CF_t = \delta_1 CF_{t-1} + \delta_2 CF_{t-2} + \gamma_1 \Delta r_{t-1} + \gamma_2 \Delta W_{t-1} + \gamma_3 \Delta CR_{ct-1} + \gamma_4 \Delta CR_{IBt-1} + \gamma_5 \Delta CR_{vt-1} + \gamma_6 \Delta CR_{IBct-1} + z_t \quad (11)$$

Donde:  $\Delta CR_{ct}$  : Crédito al consumo;  $\Delta CR_{IBt}$  : Crédito interbancario otorgado por la banca de desarrollo;  $\Delta CR_{vt}$  : Crédito a la vivienda;  $\Delta CR_{IBct}$  : Crédito de la Banca comercial;  $\Delta Y_t$  : Ingreso de la industria manufacturera;  $\Delta m1_t$  :

Agregado monetario M1 (billetes y monedas en circulación);  $\Delta CF_t$ : Captación financiera real;  $\Delta CC_t$ : Costos promedio de captación financiera;  $\Delta r_t$ : Cetes a 28 días;  $\Delta r_t^{US}$ : Tasa de interés de los bonos del tesoro de los Estados Unidos.

Como ejemplo, en el corto plazo el efecto del crédito al consumo otorgado por la banca comercial sobre los costos de captación se obtiene mediante una derivada cruzada. Como ejemplo, de las ecuaciones (10) y (11) tenemos para los casos del crédito y la riqueza financiera:

$$\frac{\partial \Delta CC_t}{\partial \Delta CR_{ct-1}} = \frac{\partial \Delta CC_t}{\partial \Delta CF_t} * \frac{\partial \Delta CF_t}{\partial \Delta CR_{ct-1}} = \beta_1 * \gamma_3$$

$$\frac{\partial \Delta CC_t}{\partial \Delta W_{t-1}} = \frac{\partial \Delta CC_t}{\partial \Delta CF_{t-1}} * \frac{\partial \Delta CF_{t-1}}{\partial \Delta W_{t-1}} = \beta_1 * \gamma_2$$

Si  $\beta_1 * \gamma_2 < 0$ , entonces se cumpliría la hipótesis de Tobin en el sentido de que a menores niveles de ingreso vía una restricción de liquidez tendríamos mayores costos. Por otra parte, si  $\beta_1 * \gamma_3 > 0$ , entonces confirmaríamos la relación positiva entre mayores costos con mayores niveles de crédito otorgado. De la misma forma, es importante comparar los efectos de las tasas de interés domésticas y externas en la dinámica de captación-costos, ya que por un lado tenemos un efecto ingreso hacia el ahorro de los consumidores y por otro el efecto costo asociado con la tasa de interés internacional.

El efecto final de largo plazo nos dirá si las magnitudes de los choques prevalecen, son contrarias o desaparecen. Esta solución representa el punto de equilibrio<sup>11</sup> y por lo tanto es el valor al que tienden ambos efectos (Gandolfo, 1976). Así, para la captación financiera y los costos promedio tenemos:

$$CC_{ee} = \frac{[\beta_1]CF_{ee} + [\beta_2]Y_0 + [\beta_3]m1_0 + [\beta_4]r_0^{us}}{1 - (\alpha_1 + \alpha_2)}$$

$$CF_{ee} = \frac{[\gamma_1]r_0 + [\gamma_2]W_0 + [\gamma_3]CR_0}{1 - (\delta_1 + \delta_2)}$$

Con los valores anteriores podríamos determinar el efecto final de un aumento de la riqueza financiera y el crédito sobre los costos de largo plazo, el cual se obtiene también con una derivada cruzada. Es decir:

<sup>11</sup> El valor de equilibrio se denota con el subíndice *ee*, mientras que el subíndice 0 representa el primer valor de la serie.

$$\frac{\partial \Delta CC_{ee}}{\partial \Delta W_0} = \frac{\partial \Delta CC_{ee}}{\partial \Delta CF_{ee}} * \frac{\partial \Delta CF_{ee}}{\partial \Delta W_0} = \frac{\beta_1}{1 - (\alpha_1 + \alpha_2)} * \frac{\gamma_2}{1 - (\delta_1 + \delta_2)}$$

$$\frac{\partial \Delta CC_{ee}}{\partial \Delta CR_0} = \frac{\partial \Delta CC_{ee}}{\partial \Delta CF_{ee}} * \frac{\partial \Delta CF_{ee}}{\partial \Delta CR_0} = \frac{\beta_1}{1 - (\alpha_1 + \alpha_2)} * \frac{\gamma_3}{1 - (\delta_1 + \delta_2)}$$

Así, el efecto de la riqueza financiera sobre los costos financieros de largo plazo depende de las magnitudes sobre la captación y el efecto costo que implica; lo que determinará la magnitud contraccionista o expansionista de los niveles captación en la actividad económica.

### 1.6 Comentarios finales del capítulo

El estancamiento del crédito registrado a partir de la crisis de 1995 y sus efectos recesivos en el crecimiento fueron significativos hasta el año de 1999 cuando se registró una caída real de 13%. Aunado a esto, el financiamiento de la banca comercial al sector privado, según datos de Banxico, cayó 15% en términos reales durante 2000. Sin embargo, el reporte de utilidades en 1999 de los nueve bancos mas grandes creció 73.8% con respecto al año anterior según la Comisión Nacional Bancaria y de Valores.

El comportamiento contrastante entre la caída de la función de intermediación y el incremento en las utilidades deben ser de especial atención, ya que tales ganancias provinieron de la expansión de ciertas actividades financieras como: intermediación de valores, excesivo cobro de comisiones, mayor margen financiero y reducciones en los costos de operación (Ávalos, 2006).

Entre 2000 y 2006 el sistema bancario se robusteció notablemente como sugieren algunos indicadores, entre los que sobresale la relación entre la cartera vencida y la vigente. Este cociente disminuyó de 12% en 1998 a poco más de 2% en 2004 según Banxico. Esto refleja la calidad de la cartera crediticia del sistema y la sanidad financiera del sistema bancario. Además, el índice de capitalización logrado se ubicó en 14% en promedio gracias a la participación del capital extranjero, que es muy por arriba del mínimo establecido en los acuerdos de Basilea del 8% (Del Ángel, Haber y Mussacchio, 2004).

## **CAPITULO 2**

### **Metodología Econométrica**

#### **2.1 Introducción**

Partiendo de la inferencia estadística, la econometría moderna agrupa un conjunto de supuestos que, ligados a la teoría económica representan cualquier fenómeno mediante métodos de simulación adecuados y relevantes para el investigador.

Para el modelo de ecuaciones planteado en esta tesis, se considera un subconjunto de métodos econométricos modernos que emplean la modelación de series de tiempo. Con ello, se evalúan ciertas propiedades estadísticas que deben cumplir los estimadores para ser teóricamente válidos; junto con otros supuestos cuya base metodológica descansa en el análisis de integración y cointegración.

La primera sección del capítulo, presenta las principales diferencias entre la inferencia clásica y la discriminación bayesiana. Esto caracteriza a los instrumentos utilizados actualmente por la econometría moderna en la construcción de modelos uniecuacionales y de sistemas de ecuaciones. En consecuencia, se establecen los requerimientos necesarios de consistencia del modelo en términos estadísticos y económicos. Básicamente, se relacionan las pruebas de raíces unitarias más relevantes en series de tiempo para validar la relación económica de las ecuaciones en el corto y largo plazo.

#### **2.2 Diferencias entre la teoría bayesiana y el enfoque clásico de probabilidad**

Básicamente, la diferencia entre ambas escuelas se encuentra en el concepto probabilístico asumido. En la escuela clásica, la probabilidad es la frecuencia relativa de un evento en una sucesión hipotética de experimentos; mientras que en la escuela bayesiana la probabilidad es el grado en el cual un evento puede ocurrir o un supuesto se mantenga sobre la base de un juicio a priori. Así, la inferencia bayesiana comienza con una función de densidad de probabilidad para un vector de parámetros  $f(\theta)$ , a diferencia de la inferencia clásica que no incorpora dicho concepto.

La función de verosimilitud puede escribirse como  $f(x/\theta)$  en ambas escuelas, sin embargo la variable  $x$  en la función de verosimilitud bayesiana es la observación actual, mientras que en la versión clásica es una variable aleatoria.

Así, no sólo las observaciones actuales de  $x$  sino todas las  $x$  consideradas en su conjunto forman una distribución de  $x$  en el sentido de frecuencia relativa. Por lo tanto,  $f(x/\theta)$  es una función estocástica de  $\theta$ , de las cuales se derivan distribuciones de probabilidad de primer y segundo orden de la función de verosimilitud, lo que no se considera en la escuela clásica.

La función de densidad de probabilidad (p.d.f.) en el sentido bayesiano está dada por:

$$\alpha(\theta/x) \propto f(x/\theta) f(\theta)$$

Donde  $x$  es la observación real.

Los ingredientes básicos en la inferencia bayesiana son: la distribución *a priori* y la función de verosimilitud. Sin embargo, a partir de la distribución *a priori* es de donde surgen problemas relacionados con el estudio de las raíces unitarias.

Supongamos que deseamos probar la hipótesis  $H_i, i = 0,1$ , donde  $H_i$  confirma que  $\theta \in \Theta_i$ , y las probabilidades de  $H_i$  son:

$$P(\Theta_0) = \pi_0 \quad P(\Theta_1) = \pi_1 \quad \pi_0 + \pi_1 = 1$$

Tales probabilidades pueden ser distribuidas cada una en el espacio de parámetros  $\Theta_i$  como  $\pi_i f^{(i)}(\theta), i = 0,1$  donde:

$$\int_{\Theta_i} f^{(i)}(\theta) d\theta = 1 \quad i = 0,1$$

Y las probabilidades posteriores de ambas hipótesis están dadas por:

$$\left\{ \begin{array}{l} \alpha(\Theta_0) = \pi_0 \int_{\Theta_0} f^{(0)}(\theta) f(x/\theta) d\theta / m(x) \\ \alpha(\Theta_1) = \pi_1 \int_{\Theta_1} f^{(1)}(\theta) f(x/\theta) d\theta / m(x) \end{array} \right\}$$

Donde  $m(x) = \pi_0 \int_{\Theta_0} f^{(0)}(\theta) f(x/\theta) d\theta + \pi_1 \int_{\Theta_1} f^{(1)}(\theta) f(x/\theta) d\theta$

Ambos  $\pi_i$  y  $\alpha(\Theta_i), i = 0,1$  son las probabilidades de aceptar  $H_i$  y la transformación de  $\pi_i$  a  $\alpha(\Theta_i)$  es obtenida evaluando  $x$  en términos del modelo y la observación.

La inferencia bayesiana emplea con frecuencia una función de densidad de probabilidad tal que la integral diverge a infinito conforme el dominio de la función crece, por lo que tal función de densidad se denomina impropia. Cuando una función de este tipo es asumida como distribución a priori para todo  $\theta$  en el espacio de parámetros  $\Theta_0$  y  $\Theta_1$  las probabilidades previas de  $H_0$  y  $H_1$  no pueden ser definidas. Sin embargo, la relación entre las probabilidades posteriores dada por:

$$\frac{\alpha_{\Theta_0}}{\alpha_{\Theta_1}} = \frac{\int_{\Theta_0} f(\theta) f(x/\theta) d\theta}{\int_{\Theta_1} f(\theta) f(x/\theta) d\theta}$$

Puede ser definida en tanto las integrales en el numerador y denominador estén acotadas cada una. Para simplificar este hecho consideremos un proceso autorregresivo con  $|\rho| < 1$  en tendencia estacionaria y  $\rho = 1$  en diferencia estacionaria. Sabemos que cuando las raíces son explosivas en el polinomio característico, éstas no pueden ser canceladas sin diferenciar la variable. En este sentido, las raíces unitarias han sido soslayadas en la inferencia clásica. Sin embargo, Sims (1991) y Phillips (1987) trajeron a consideración este aspecto en pruebas bayesianas. Las tres pruebas de hipótesis surgidas a partir de estos trabajos son:

- i)  $H_0^{(1)} : \rho \geq 1 \rightarrow vs \rightarrow H_1^{(1)} : |\rho| < 1$
- ii)  $H_0^{(2)} : \rho = 1 \rightarrow vs \rightarrow H_1^{(2)} : \rho \neq 1$
- iii)  $H_0^{(3)} : \rho = 1 \rightarrow vs \rightarrow H_1^{(3)} : |\rho| < 1$

En la primera versión i) la estacionariedad en diferencia está asociada con raíces explosivas en la hipótesis nula  $H_0^{(1)}$ , pero no incluye explicaciones acerca del tipo y número de diferencias a aplicar. Únicamente se prueba si existe estacionariedad o no. ii) en la segunda versión se confirma que la diferencia de la variable es estacionaria pero  $\rho > 1$  y  $|\rho| < 1$  se consideran ambas en la hipótesis alternativa. Estas dos

situaciones tienen resultados completamente diferentes y por lo tanto se analizan en diferente forma. iii) en la tercera versión la probabilidad previa para  $\rho > 1$  es cero, por lo que las raíces explosivas son soslayadas a priori. iv) Puede existir un argumento que verdaderamente confirme la existencia de tales raíces explosivas en cuyo caso la tercera versión carecería de sentido. De hecho, la diferencia entre estacionariedad en diferencias y tendencia estacionaria no tendría sentido. Esto conduciría a una cuarta versión con las siguientes hipótesis:

$$\text{iv)} \quad H_0^{(4)} : \rho = 1; \quad H_1^{(4)} : |\rho| < 1; \quad H_2^{(4)} : \rho > 1$$

Por lo tanto, este argumento conduce a cierto escepticismo acerca de la existencia de una tendencia lineal determinista con una raíz unitaria explosiva, pensado como  $t \rightarrow \infty$  una tendencia explosiva. Uno podría considerar las siguientes categorías en este sentido:

$$x_t = \mu + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{con } |\rho| < 1$$

$$x_t = \mu + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{con } \rho \geq 1$$

El primer caso excluye el caso en que  $\rho = 1$  porque eso forzaría a que  $\beta = 0$  llevando al segundo caso. Por lo tanto, se extendería a incluir una tendencia determinista en lugar de una lineal.

Uno de los problemas asociados con la primera versión es que en la prueba clásica de la hipótesis nula  $H_0$ , la probabilidad aceptada es aquella que se encuentre en un valor lejano del espacio de parámetros  $\Theta_0$  y más allá del valor observado. En tales casos el valor de dicha la probabilidad en la inferencia clásica es idéntica a la probabilidad posterior en el sentido bayesiano en tanto tratamos con modelos de datos idéntica e independientemente distribuidos.

Las hipótesis  $H_0^{(2)}$ ,  $H_0^{(3)}$  y  $H_0^{(4)}$  restringen el valor de  $\rho$  a la unidad. Los dominios de los parámetros especificados por estas hipótesis tienen medida cero en todo el espacio de parámetros. Tales hipótesis son llamadas puntos de nulidad de la prueba. Así, volviendo al caso donde realmente se desea probar la nulidad, bayesianos como

Berger (1985) admite que su inferencia no funciona en el sentido de que no importa que  $\pi_0$  y  $\pi_1$  pueden existir,  $\alpha(\Theta_0)$  para una hipótesis nula y  $H_0 : \theta = \theta_0$  es aproximadamente la unidad para cuando la muestra  $T$  es grande y la distancia entre  $\theta_0$  y la moda de la función de verosimilitud este en alrededor de  $T^{-1/2}$ <sup>1</sup>. En el caso de series de tiempo suficientemente grandes el problema tiende a desaparecer. Sin embargo, con muestras pequeñas la inferencia bayesiana también enfrenta otros problemas como: a) restricciones a la elección de distribuciones previas y b) una excesiva predilección a favor de la hipótesis nula.

Considerando el primer inconveniente puede decirse que a pesar del énfasis en la probabilidad subjetiva, muchos bayesianos en econometría y otras disciplinas desarrollan un análisis objetivo adoptando cierta información a priori y/o revisando la sensibilidad de distribuciones posteriores comparándolas con las previas.

En cuanto al segundo problema, consideremos un modelo que solo tiene un parámetro  $\theta$ ,  $H_0 : \theta = \theta_0$  y  $H_1 : \theta \neq \theta_0$ . Supongamos que trabajamos con datos tal que la verosimilitud en  $\theta_0$  es baja en comparación con el valor más grande de la función de verosimilitud. Entonces el valor de la probabilidad sería pequeño sin importar la prueba estadística usada en la inferencia clásica. Pero en la aproximación bayesiana una masa discreta de probabilidad previa es asignada a  $\theta_0$ , lo que produciría un valor grande de  $\alpha(\theta_0)$  que puede ser un factor que favorezca a la hipótesis nula por inferencia clásica. Si la hipótesis no es de nulidad, efectos de la distribución previa sobre las posteriores distribuciones eventualmente desaparecerán conforme la muestra tiende a infinito  $T \rightarrow \infty$  sin importar si la distribución previa aporta información o no. Cuando la hipótesis esta en un punto de nulidad, efectos de la masa discreta en la previa permanecen mientras  $T \rightarrow \infty$  como indica la paradoja de Lindley.

La escuela bayesiana estricta rechaza radicalmente la idea de comparar la  $\alpha(\theta_0)$  con el valor de la probabilidad, pero algunos bayesianos sugieren una idea de cómo justificar a aquellos que favorecen en forma desmedida a la hipótesis nula. En consideración a la prueba de estacionariedad con diferencias, la cual consiste en aceptar la nulidad,

---

<sup>1</sup> Vale la pena recordar que la distancia entre el estimador y la función de verosimilitud rechaza la hipótesis



algunos investigadores como Koop (1992) y Wago y Tsurumi (1991) presentan la importancia de sus procedimientos de decisión bayesiana en términos de la frecuencia relativa de generación de datos.

Ahora podemos identificar que la segunda y cuarta versiones de la prueba enfrentan el primer y segundo inconveniente al aceptar la nulidad de la hipótesis, mientras que la tercera versión enfrenta el segundo problema. La tercera versión está libre del primer problema porque considera un dominio acotado de parámetros.

Dado lo anterior, podemos advertir que los resultados de la teoría clásica y la inferencia bayesiana difícilmente se relacionen de manera simple. En términos generales, el parámetro es una variable aleatoria en una, y una constante en la otra, La inferencia está condicionada sobre un conjunto de datos disponible en uno, y en el otro está basada en una secuencia de generación de datos. En particular, en las cuatro versiones de la prueba mencionadas anteriormente, el análisis bayesiano de la función de verosimilitud es *standard*, a diferencia del análisis clásico. Por otra parte, las distribuciones de probabilidad previas complican el análisis, mientras que el uso de distribuciones no-informativas es muy limitada. Esto hace difícil comparar la escuela bayesiana con la teoría clásica para resolver problemas de raíces unitarias, aunque en términos generales podemos decir que en la tercera versión de la prueba  $H_0^{(3)}$  vs  $H_1^{(3)}$ , lo cual distingue entre estacionariedad en diferencias y tendencia estacionaria es la menos afectada por problemas en distribuciones previas.

Por ejemplo, la prueba de Koop (1992) trata con la segunda versión y presenta el siguiente modelo:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \beta_3 x_{t-3} + \beta_4 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde  $\{\varepsilon_t\}$  es *i.i.d.*<sup>2</sup>. La estacionariedad en diferencia (DS) está representada por  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$  sobre la cual se supone una probabilidad  $\pi = 0.5$ . Las previas se consideran propias y simétricas usando la distribución de *Cauchy* y una familia de distribuciones desarrollada por Zellner (1986). Koop (1992) concluyó que la DS es rechazada en la mayoría de las variables reales pero no así en variables nominales, lo cual es consistente con la realidad económica.

---

nula cuando el valor de la probabilidad es lo suficientemente pequeño.

<sup>2</sup> Quiere decir: idéntica e independientemente distribuida.

Schotman y Van Dijk (1991) desarrollan la tercera versión de la prueba para el tipo de cambio real mediante:

$$(1 - \rho L)(x_t - \mu) = \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde  $\{\varepsilon_t\}$  es *i.i.d.* con una distribución Gaussiana siguiendo el modelo de Dickey-Fuller (1981), de tal forma que  $\mu, \rho$  no están libres de variaciones. Como  $\mu$  no está identificada asintóticamente en  $\rho = 1$ , cualquier información no previa sobre  $\mu$  conduce a la siguiente función de densidad a infinito con  $\rho = 1$  conforme  $T \rightarrow \infty$ . Consideran una  $\mu$  condicional previa sobre  $\rho$  tal que el rango de las distribuciones uniformes diverge a infinito conforme  $\rho$  se acerca a la unidad. También asumen la distribución previa de  $\rho$  sobre el intervalo  $[A, 1]$  donde A es tomada de tal forma que la mayoría de las probabilidades se encuentren en dicho intervalo. Fijando  $\pi_0 = \pi_1 = 0.5$  las probabilidades posteriores de  $\rho = 1$  para varios tipos de cambio reales en países desarrollados están entre el rango 0.7 a 0.3.

Schotman y Van Dijk (1991) amplían la ecuación de la tercera versión de la prueba a:

$$(1 - \rho L)(x_t - \mu - \beta t) = \varepsilon_t \quad (3)$$

Y aplican esta versión a una muestra de datos más extensa encontrando que las variables reales son estacionarias en tendencia, mientras que variables nominales como precios, tasas de interés y precios de acciones no lo son. Por ello, emplean el operador rezago en la ecuación obteniendo:

$$(1 - c_1 L - \dots - c_p L^p)(x_t - \mu - \beta t) = \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde  $c(1) = 1 - c_1 - \dots - c_p$ . El rezago en  $\mu$  es condicionadamente normal en  $c(1)$  y la varianza condicional de los errores  $\sigma_\varepsilon$  diverge conforme  $c(1)$  se acerca a cero. Schotman y Van Dijk (1991, 1993) analizaron datos anuales para el período de la posguerra para 16 países de la OECD con 3 rezagos. Como resultado ocho países de la muestra resultaron ser estacionarios en diferencias.

Una vez que compararon la discriminación bayesiana entre la estacionariedad en diferencias (DS) y la estacionariedad en tendencia (TS), es importante resaltar que el análisis bayesiano pareció dar mejores resultados en los casos de TS que las pruebas clásicas para DS.

### 2.3 Análisis de integración

En términos generales, se dice que una variable es estacionaria cuando su distribución de probabilidad no es función del tiempo. Nelson y Plosser (1982) demostraron que el uso de variables no estacionarias trae consigo errores en la construcción económica al aceptar como válidas relaciones carentes de significado económico<sup>3</sup>. La solución propuesta, es diferenciar las variables y eliminar así el componente no estacionario de la serie, aunque en ocasiones este procedimiento ha sido criticado porque se elimina parte de la información de largo plazo existente en las magnitudes.

En el análisis tradicional, una serie es estacionaria en sentido débil o de segundo orden cuando tiene momentos de primer y segundo orden finitos y que no varían en función del tiempo. La presencia de no estacionariedad en la media, es decir en el momento de primer orden, puede recogerse introduciendo elementos deterministas (tales como tendencias lineales o polinómicas, tendencias segmentadas, variables ficticias, etc.) en la especificación del proceso. Si se captura la no estacionariedad en la media del proceso, la inferencia es aplicable bajo los supuestos clásicos básicos. Los estimadores por MCO tendrán distribuciones asintóticas normales.

Por otra parte, la presencia de tendencias en la varianza (momento de segundo orden) origina que las distribuciones utilizadas en la inferencia estándar no sean aplicables. El hecho de que la varianza sea función del tiempo, puede ser provocado, entre otros motivos, por la existencia de raíces unitarias en el polinomio de la representación autorregresiva del proceso<sup>4</sup>. El ejemplo más simple de la no estacionariedad en varianza es la caminata aleatoria. La tendencia en esta, es causada por la raíz unitaria en el período autorregresivo, y también se le conoce como tendencia estocástica, distinguiéndose de las deterministas en que éstas últimas son tendencias en la media del proceso. Los procesos ARIMA<sup>5</sup> tienen tendencias estocásticas.

---

<sup>3</sup> También denominadas *relaciones espurias*

<sup>4</sup> Convergen a medida que aumenta el tamaño de la muestra hacia una variable aleatoria (distribuciones no degeneradas) en lugar de hacerlo hacia un escalar (distribuciones degeneradas).

<sup>5</sup> Procesos integrados autorregresivos y de media móvil.

De acuerdo con Engle y Granger (1987), un proceso estacionario<sup>6</sup> I(0) se caracteriza por:

- Una media constante y una tendencia de la serie a volver a esta media cuando se ha desviado de ella. Por lo tanto, tiende a fluctuar alrededor de la media<sup>7</sup>.
- Una función de autocorrelación simple que decrece rápidamente cuando aumentan los retardos.
- Varianza finita e independiente del tiempo.
- Una "memoria limitada" de su comportamiento pasado. Por lo tanto, los efectos de un shock aleatorio tan solo son transitorios y van decreciendo y perdiendo fuerza en el tiempo.

Para el caso de procesos no estacionarios<sup>8</sup> se tienen las siguientes características:

- Tienen un comportamiento divagante, en el sentido que no se mantiene sobre un valor medio a lo largo de su historia.
- Las autocorrelaciones tienden a 1 para cualquier retardo.
- La varianza depende del tiempo y tiende a infinito cuando este tiende a infinito.
- Se tiene "memoria ilimitada" y por tanto, un shock aleatorio tendrá efectos permanentes en el proceso.

En el caso de que un proceso sea integrado, no se cumple con el supuesto de estacionariedad utilizado por la inferencia clásica. Si en el modelo de regresión simple se introduce una variable integrada no se cumple con el supuesto de Mann-Wald según el cual:

$$\text{prob lim } \frac{X'X}{T}$$

existe y es distinto de cero, por lo que no queda garantizada la consistencia de los parámetros estimados por MCO.

El uso de variables I(1) o de un orden de integrabilidad mayor puede ocasionar que se presenten comportamientos sistemáticos similares que no necesariamente deben ser

---

<sup>6</sup> En lo sucesivo nos referiremos a proceso estacionario como I(0).

<sup>7</sup> Para el caso de una serie determinista, en que la media no es estacionaria pero sí la varianza, la serie fluctúa siguiendo la senda marcada por dicha tendencia.

<sup>8</sup> También llamado de orden de integración I(n).

asumidos como una relación de causalidad. Granger (1981) encontró que bajos valores en el estadístico Durbin Watson<sup>9</sup> (fuerte auto correlación serial de primer orden) se asocia a regresiones espurias, por lo que analizó la conveniencia de estimar con las primeras diferencias. De esta forma se estarían eliminando las raíces unitarias en las variables causantes de tendencias estocásticas.

El único inconveniente que se argumenta al utilizar las primeras diferencias es que se desecha información de largo plazo. Sin embargo, el análisis de cointegración es una alternativa a este problema.

Otra especificación incorrecta se da cuando se asume que un proceso estacionario en varianza evoluciona sobre una tendencia determinista, cuando en realidad es generado por una serie no estacionaria en varianza (tendencia estocástica). Durlauf y Phillips (1988) suponen que el PGD es un paseo aleatorio sin deriva, pero el modelo que se especifica es el de una tendencia temporal determinista:

$$\begin{aligned} \text{PGD} \quad \Delta x_t &= \varepsilon_t \\ \text{Modelo estimado} \quad x_t &= \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad (5)$$

- $\hat{\beta}$  es consistente y converge a su verdadero valor de 0 pero el estadístico *t-student* asociado tiende a infinito y es inconsistente, por lo que la *Ho*: de no significación resultará rechazada erróneamente.
- $\hat{\mu}$  y  $t_{\hat{\mu}}$  divergen al igual que la varianza estimada de los residuos (ya que no son estacionarios)
- $R^2$  converge a una distribución límite no degenerada
- El estadístico DW tiende a 0.

El estadístico DW sirve para detectar la especificación errónea. Si se especifica una tendencia lineal en una variable que en realidad presenta una tendencia cuadrática el DW tenderá a cero.

Supongamos la existencia de una variable económica de interés bajo un esquema de simplificación AR(1)  $x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$ ; con errores como ruido blanco. Sustituyendo recursivamente se derivan los siguientes supuestos:

1.  $0 < |\phi| < 1$  (estabilidad): la influencia del valor inicial ( $x_0$ ) y de los shocks pasados decae a medida que aumenta el tamaño de la muestra. El presente es más importante que el pasado y las medidas no anticipadas de política económica del pasado tienden a perder efecto.

<sup>9</sup> Este y otros estadísticos serán discutidos en la sección correspondiente a la metodología de Hendry.

2. con  $|\phi| = 1$  (raíz unitaria): la influencia del valor inicial ( $x_0$ ) y de los shocks pasados y presentes son igualmente importantes, teniendo efectos permanentes en el nivel de la variable. Así, todas las medidas no anticipadas de política económica del pasado (shocks) afectan a la evolución presente y futura de la variable.
3. con  $|\phi| > 1$ . La influencia del valor inicial ( $x_0$ ) y de los shocks pasados se vuelve cada vez más importante a medida que el tiempo pasa, implicando que el pasado es más importante que el presente. Situación no observable en variables económicas.

El orden de integración de una variable es de suma importancia en la construcción de un modelo ARIMA y de cualquier modelo econométrico. Por lo tanto, debe estudiarse si se presenta el caso de tendencias estocásticas o no, a través de las raíces unitarias.

Las pruebas más importantes son:

a) Dickey y Fuller (1979) propusieron el caso de encontrar una caminata aleatoria bajo la hipótesis nula ( $H_0$ ) y un proceso autorregresivo de orden 1 [ $AR(1)$ ] estacionario bajo la hipótesis alternativa ( $H_a$ ). En 1981 generalizan el caso para un proceso  $AR(p)$  estacionario, lo que se conoce como el contraste de Dickey-Fuller Ampliado. Supongamos que  $x_t$  sigue un comportamiento  $AR(p)$  sin constante, es decir:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \phi_i x_{t-i} + \varepsilon_t \rightarrow \varepsilon_t \text{ *(ruido blanco) (6)}$$

La ecuación característica del polinomio autorregresivo esta dada por:

$$\lambda^p - \sum_{i=1}^p \phi_i \lambda^{p-i} = 0 \quad (7)$$

Siendo  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$  las raíces características del proceso. Si  $|\lambda_i| < 1$  entonces  $x_t$  converge a un proceso estacionario. Para el caso de un  $AR(1)$  se puede plantear la estimación como sigue:

$$x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Estableciendo la  $H_0$ :  $\lambda_1 = 1$  como  $\phi = 1$ , es decir, que  $x_t \sim I(1)$  frente a la  $H_a$ :  $\phi < 1$ . En la práctica es más común utilizar un contraste de la estimación por mínimos

cuadrados ordinarios (MCO) de  $\phi$ , siendo la *Ho* el valor unitario de este parámetro y contrastando la hipótesis de su significación (nulidad del mismo) por lo que se puede estimar con la siguiente transformación:

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde  $\alpha = (\phi - 1)$ . Por lo que contrastar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria ( $\phi = 1$ ) equivale a contrastar ( $\alpha = 0$ ) en la ecuación (9). La hipótesis alternativa sería *Ha*:  $\alpha < 0$ . Por lo que los valores críticos serán negativos. Esto quiere decir que si se obtienen valores menores a dicho valor se rechaza la hipótesis nula<sup>10</sup>.

El contraste de Dickey-Fuller<sup>11</sup> ampliado consiste en la inclusión en la prueba DF de una estructura de retardos de la variable dependiente que permite capturar la estructura autorregresiva de ésta, quedando la perturbación lo más interrelacionada posible. La Dickey-Fuller ampliado (ADF) consiste en estimar lo siguiente:

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

con  $p$  lo suficientemente grande para asegurar que  $\varepsilon_t$  se aproxime al ruido blanco<sup>12</sup>.

La distribución asintótica de los parámetros  $\hat{\mu}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}$  es la misma que en la prueba DF e independiente de los parámetros  $\hat{\gamma}_i$ , los cuales siguen una distribución normal bajo la hipótesis nula. La inclusión de los rezagos dependerá de su significancia según el estadístico de las tablas de la *t*-student.<sup>13</sup>

Debe considerarse, que el incluir un número excesivo de rezagos en la prueba reducirá la calidad del contraste, mientras que si no se especifican los necesarios, no se recogerá la autocorrelación serial adecuadamente. Ello dependerá del tamaño de la muestra y de la periodicidad de la información.

<sup>10</sup> Valor Crítico de Mackinnon (1993).

<sup>11</sup> En lo sucesivo para simplificar escribimos *DF* para la Dickey-Fuller y *ADF* para la Dickey-Fuller Ampliada.

<sup>12</sup> Propiedad estadística de una variable económica con media cero y varianza constante.

<sup>13</sup> Al respecto existen otros criterios como el AIC y Schwarz (1989).

b) Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988) sugieren una solución no paramétrica del contraste Dickey-Fuller mediante la transformación de los estadísticos de la prueba para hacerlos compatibles con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en el término de perturbación. Esto consiste en utilizar los residuos estimados  $\varepsilon_t$  en la regresión de la *DF* para corregir el estadístico *t* asociado a los parámetros. De esta forma se obtienen estadísticos con las distribuciones límite de los estadísticos tabulados en Fuller (1977). Sin embargo, es deseable evaluar las series junto con la prueba *ADF* para complementar la corrección de ambos contrastes.

#### **2.4 Análisis de cointegración.**

Si bien, las pruebas de raíces unitarias permiten elegir entre la transformación de la serie mas adecuada y evitar así el empleo de variables integradas y relaciones espurias. Tales modelos generados solo relacionan los cambios entre las variables (corto plazo), pero soslayan las relaciones de largo plazo existentes. Dichas relaciones solo se manifiestan en los niveles de las variables.

El estudio de la cointegración se centra en la idea de que en un contexto univariante, la integrabilidad de un conjunto de variables no implica necesariamente la no estacionariedad de éste en otro multivariante. Pueden existir relaciones estables entre los niveles de variables integradas que sean estacionarias. Este tipo de relaciones que no serán espurias, son llamadas relaciones de cointegración. Economistas de la London School of Economics extendieron a partir de esta idea el uso de los Modelos de Corrección de Error (MCE). El MCE combina la presencia de los niveles de las variables, que recogen las relaciones de largo plazo sugeridas por la Teoría Económica, junto con las diferencias de dichas variables. Así, se captan los desajustes existentes en el corto plazo. Además, los MCE permiten modelar tanto las relaciones a largo plazo como la dinámica a corto plazo.

La integrabilidad indica que la suma o combinación lineal de procesos de distinto orden de integrabilidad es del mismo orden que el proceso de orden mayor:

$$Z_t = x_t + \alpha y_t \quad \text{con } x_t \sim I(e) \quad y_t \sim I(d) \quad (11)$$



Entonces  $z_t \sim I(\max(e, d))^{14}$ . Asimismo, la combinación lineal de dos procesos con el mismo orden de integrabilidad es, en general, de ese orden de integrabilidad:

$$Z_t = y_t + \alpha y_t \quad \text{con } x_t y_t \sim I(d) \Rightarrow z_t \sim I(d) \quad (12)$$

La serie resultante, presentará una tendencia en varianza resultado de la combinación lineal que presentaban las variables originales. La excepción a este caso general es lo que denominamos cointegración, es decir, el caso en el que  $z_t \sim I(0)$ . Este concepto se debe básicamente a Engle y Granger (1987) y se define mediante la siguiente afirmación.

Los componentes de un vector  $Y_t$  ( $m * 1$ ) se dice que están cointegrados de órdenes  $\mathbf{d}$  y  $\mathbf{b}$ , y se denota por  $Y_t \sim CI(\mathbf{d}, \mathbf{b})$ , si:

- Todos los componentes de  $Y_t$  son integrables del mismo orden  $\mathbf{d}$ ,  $I(\mathbf{d})$ ,
- Existe un vector  $\alpha$  no nulo, tal que  $\alpha'Y_t = z_t \sim I(\mathbf{d} - \mathbf{b})$ , con  $\mathbf{b} > 0$ . A  $\alpha$  se le denomina vector de cointegración.

El caso comúnmente considerado es aquel en que  $\mathbf{d} = \mathbf{b} = \mathbf{1}$ , es decir, en que todos los elementos de  $Y_t$  sean  $I(1)$  y  $z_t$  sea  $I(0)$ , estacionario. En el caso de que  $\alpha$  exista no será único. Basta multiplicar el vector por un escalar no nulo para obtener un nuevo vector de cointegración. El número de vectores de cointegración linealmente independientes que puede haber entre  $m$  variables integradas del mismo orden es  $m - 1$ . Si normalizamos el vector, haciendo que uno de sus elementos sea unitario, habrá, como hemos señalado como máximo  $m - 1$  vectores distintos. A este número se le conoce como rango de cointegración.

El vector de cointegración indica una relación de equilibrio entre un conjunto de variables. Para el caso de variables  $I(1)$ , las desviaciones de este equilibrio medidas por  $Z_t$  recogen el retardo en la respuesta de la variable dependiente ante cambios en las explicativas. En caso de cointegración estas son estacionarias, teniendo una varianza que no es función del tiempo. Aunque las variables sean integradas, es decir, con varianza infinita a largo plazo, existe una relación de equilibrio.<sup>15</sup> Para el caso de

<sup>14</sup> Aquí es aplicable a procesos con otras propiedades dominantes. Si un proceso tiene un tendencia cuadrática, otro que incluya en una combinación lineal a este también la tendrá.

<sup>15</sup> Para ello, es necesario que las tendencias estocásticas de las variables sean comunes a todas ellas, de forma que se cancelen en la combinación lineal.

dos variables I(1)  $y_t$  y  $x_t$ , cointegradas con vector de cointegración normalizado  $(1 - \alpha)'$ .

$$\alpha' Y_t = (1 - \alpha) \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = y_t - \alpha x_t = z_t \quad (13)$$

La relación de equilibrio no sujeta a perturbaciones (con  $z_t = 0$ ) es:

$$\alpha = y_t / x_t \quad (14)$$

que en este caso es una constante. La relación de equilibrio que liga las variables es de carácter determinista y únicamente las desviaciones de ésta son aleatorias.

En general, si entre  $m$  variables hay  $r$  relaciones de cointegración, ello significa que hay como hemos mencionado  $m - r$  tendencias estocásticas comunes. Por ejemplo, si hay  $m = 3$  y  $r = 1$  un solo vector de cointegración cancela dos tendencias estocásticas comunes. Si por otra parte, tenemos dos variables  $x_t$  e  $y_t$ , ambas I(1) están cointegradas, y una de ellas por ejemplo  $x_t$  lo está con otra tercera  $p_t$ , entonces  $y_t$  y  $p_t$  también lo estarán. Y por otro lado, si  $y_t$  y  $x_t$  son  $CI(1,1)$  entonces, o bien  $y_t$  causa a  $x_t$  o bien a la inversa en el sentido de causalidad de Granger pudiendo haber causalidad en ambas direcciones.

#### 2.4.1 Modelos de corrección de error (MCE) y el teorema de representación de Granger

En términos formales, un vector  $Y_t$  ( $m * 1$ ) admite una representación MCE si podemos expresarlo como:

$$A(L)\Delta Y_t = -\Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Donde  $\varepsilon_t$  es una perturbación multivariante estacionaria;  $A(L)$  es una matriz ( $m * m$ ) polinómica en el operador de retardos que cumple  $A(0) = I_m$  y que  $A(1)$  tiene los elementos finitos; y, finalmente  $\Pi \neq 0$ <sup>16</sup>. El Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987), demuestra que:

1. Si un vector de variables es  $CI(1,1)$  existe un Mecanismo de Corrección de Error válido para representar el Proceso Generador de Datos (PGD).
2. Si el PGD de un conjunto de variables admite una representación MCE, éstas están cointegradas.

<sup>16</sup> En esta especificación no se supone exogeneidad de ninguna de las variables.

Para generalizar estos supuestos nos centraremos ahora en el caso de dos variables I(1). En este caso se descompone la matriz  $\Pi$  en  $\gamma \alpha'$ , por lo que el MCE estaría dado por:

$$\Delta y_t = \mu_1 + \phi_1(L) \Delta y_{t-1} + \Omega_1(L) \Delta x_{t-1} - \gamma_1 [y_{t-1} - \alpha x_{t-1}] + \varepsilon_{1t} \quad (16)$$

$$\Delta x_t = \mu_2 + \phi_2(L) \Delta y_{t-1} + \Omega_2(L) \Delta x_{t-1} - \gamma_2 [y_{t-1} - \alpha x_{t-1}] + \varepsilon_{2t} \quad (17)$$

donde se imponen las siguientes restricciones:

1. El vector  $(1 - \alpha)'$  es el mismo en ambas ecuaciones. Como se observará, dicho vector es de cointegración y es único en el caso de dos variables;
2. Los polinomios  $\phi_i(L)$  y  $\Omega_i(L)$  no tienen raíces en el círculo de radio unidad;
3. Al menos uno de los parámetros  $\gamma_i$  ( $i = 1,2$ ) conocidos como parámetros de velocidad del ajuste, no es nulo.

En este caso se comprueba que si  $\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t \sim I(1)$ , todos los términos serán estacionarios en varianza, excepto el término entre corchetes. Para que éste sea estacionario es necesario que  $\mathbf{x}_t$  e  $\mathbf{y}_t$  estén cointegrados. De lo contrario las ecuaciones no estarían equilibradas<sup>17</sup>. La única forma de que estén equilibradas, cuando no hay cointegración es que ambos parámetros de velocidad de ajuste fueran nulos, incumpléndose la tercera condición.

Mediante el término entre corchetes se recoge la relación a largo plazo (término corrector de error) y será distinto de cero cuando haya alejamientos de la situación de equilibrio produciendo un ajuste. Si  $y_t - \alpha x_t < 0$ , es decir  $\mathbf{y}_t$  está por debajo de la relación de equilibrio con respecto a  $\mathbf{x}_t$  el MCE provocará un aumento superior de  $\Delta y_{t+1}$  a fin de corregir la brecha. Los  $\gamma_i$  se denominan "*parámetros de velocidad de ajuste*" y cuanto mayor es su valor más rápidamente se corregirán las desviaciones.

Para el caso de existir órdenes de integrabilidad superiores, los MCE asociados son más complejos al haber relaciones de cointegración polinómicas. Este tipo de relaciones a largo plazo aparecen en forma dinámica en el MCE y viene afectada por un polinomio autorregresivo que le da dinamicidad.

<sup>17</sup> Debe considerarse que una variable estacionaria no puede estar en función de variables no estacionarias a menos que éstas cancelen mutuamente sus componentes no estacionarios. De lo contrario habría un desequilibrio, en cuanto a órdenes de integrabilidad, entre ambos lados de la ecuación.

La metodología de Engle y Granger (1987) contrasta las relaciones de cointegración, y para la estimación del MCE, se estima directamente la relación de cointegración y posteriormente se modeliza el MCE; es decir, una vez estimado el vector de cointegración por MCO (regresión estática), los restantes parámetros del Modelo de Corrección Error (PGD) pueden ser estimados consistentemente introduciendo los residuos  $I(0)$  de la regresión estática retardada un período,  $z_{t-1}$  en el MCE.

### 2.4.2 Método de Cointegración de Johansen

El procedimiento de Johansen (1988) parte de la modelización de Vectores autorregresivos (VAR) sugerida por Sims (1980) en el cual todas las variables se consideran endógenas. Formalmente, sea el modelo VAR(p):

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Donde  $Y_t$  es un vector columna de orden  $(m \times 1)$ ,  $m$  es el número de variables del modelo,  $\mu$  es un vector de constantes, y  $\varepsilon_t$  es un vector de errores idéntica e independientemente distribuidos con media cero y matriz de varianzas y covarianzas  $\Omega$ . Similarmente a la prueba ADF, la ecuación (4) puede escribirse como:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Donde:

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \\ \Pi &= -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_p \\ i &= 1, \dots, p-1 \end{aligned}$$

Y la matriz  $\Pi$  de orden  $(m \times m)$ , contiene la información sobre la relación a largo plazo entre las variables llamándose también matriz de impactos. La ecuación (19) es la de un Modelo de Corrección de Error en forma matricial. Se aprecia la semejanza de esta expresión con la correspondiente a la prueba ADF. Para que el proceso de la ecuación (19) alcance el equilibrio es necesario que  $\Pi Y_{t-p}$  sea  $I(0)$ , lo que implica que la matriz recoge las relaciones de cointegración.

Dependiendo del rango de  $\Pi$  se desprenden los siguientes casos:

- a) Si el rango  $r=0$ ,  $\Pi$  es una matriz nula y las variables del vector  $Y_t$  serían  $I(1)$ , y no existiría ninguna combinación lineal estacionaria  $I(0)$ .
- b) Si  $r=m$ , el proceso multivariante sería estacionario. Hay como máximo  $m-1$  vectores de cointegración que formen una base en el espacio de cointegración generado por las columnas de  $\alpha$  que es la matriz de vectores de cointegración.  $\alpha'Y_t$  es  $I(0)$ , rango  $(\alpha)=m-1$  vectores linealmente independientes, y las variables de  $Y_t$  son  $I(1)$ .
- c) Si  $0 < r < m$ , se presentan las dos situaciones anteriores, por lo que hay  $r$  relaciones de cointegración. Es decir, la ecuación 19 puede escribirse como:  $\Pi(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t$ , donde  $\Pi(L) = I - \Pi_1 L - \dots - \Pi_p L^p$ . El sistema no será estacionario si  $\det[\Pi(1)] = \det(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_p) = \det(-\Pi) = 0$ , lo cual implica que el rango  $(\Pi)=r < m$ . El rango determina el número de columnas linealmente independientes de la matriz.

La mecánica de Johansen consiste en encontrar las combinaciones lineales del vector  $Y_t$  que estén correlacionadas al máximo con  $\Delta Y_t$ . La secuencia sería empezar planteando la  $H_0: r = 0$  (no cointegración), contra otra alternativa  $r = 1$  utilizando los estadísticos proporcionados por el software (Eviews 6.0). En caso de rechazar ésta hipótesis, se contrastará la  $H_0: r = 1$ , frente a la alternativa  $r = 2$ , y así hasta que no se rechazase la  $H_0$ , o bien hasta que se acepte  $r = m$  (todas las variables son estacionarias)<sup>18</sup>.

## 2.5 Modelos Dinámicos: la metodología de lo general a lo particular de Hendry

La metodología de lo general a lo particular impulsada por Hendry (1995) es una herramienta para un mejor uso de mínimos cuadrados ordinarios bajo el proceso generador de información, y el cual representa un planteamiento de la distribución de probabilidad de las variables.

Suponga que  $x_t$  es un vector de variables en el período  $t$ , y  $X_{t-1} = (x_{t-1} \dots x_1)$ , entonces, el conjunto de probabilidad de la muestra  $x_t$ , es decir, el proceso generador de datos está determinado por:  $D(x_t / X_{t-1}; \Theta)$ . Donde  $\Theta$  es un vector de parámetros desconocidos. El proceso para estructurar un modelo econométrico consiste en

<sup>18</sup> En el siguiente capítulo se examinarán los residuos del sistema de ecuaciones para comprobar que cumplan con las condiciones de equilibrio para el período de estudio.

simplificar la fórmula general agregando un conjunto de restricciones. Este proceso tiene cuatro modalidades:

1. *Depurar el proceso generador de datos.* El proceso generador de datos formulado originalmente tiene un número de variables mayor al necesario. Por tanto, puede seleccionarse un subconjunto de variables de interés y eliminar el resto del conjunto de variables las cuales no son de interés para el proceso.
2. *Condicionamiento de los supuestos.* Después de obtener las variables de interés, ahora debe seleccionarse un subconjunto de éstas para asignarlas como endógenas ( $Y_t$ ). Estas, son condicionadas o determinadas por la permanencia de variables ( $Z_t$ ) de interés. El subconjunto  $Z_t$  podría ser al menos débilmente exógeno para que el condicionamiento sea válido.
3. *Seleccionar una forma funcional.* El proceso de generación de datos más grande es una especificación funcional general y antes de hacer alguna otra estimación puede utilizarse una forma funcional específica para el modelo.
4. *Estimación.* Finalmente, los parámetros desconocidos establecidos en la forma funcional deben ser remplazados por el conjunto de valores numéricos estimados.

Debe resaltarse, que es erróneo pensar que estas etapas tienen una secuencia. Spanos (1986), resalta que las primeras etapas, de depuración y separación se hacen con frecuencia en forma más clara como se desarrolla en la fase cuatro. Éste último, es por lo tanto, el proceso mejor visto por la econometría aplicada. El número de rezagos estará determinado por la periodicidad o naturaleza de los datos. Por ejemplo, para el caso de datos trimestrales, puede pensarse en el uso de cuatro rezagos.

Una vez estimado el modelo de regresión lineal normal, el segundo paso es incluir las restricciones de significado económico manteniendo la hipótesis. Debe probarse la significancia de cada prueba. Conforme se eliminan las restricciones de la especificación dinámica en la secuencia, Hendry, presenta una tipología de especificaciones dinámicas, las cuales se derivan de la forma general, y se representa en la siguiente ecuación:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + u_t \quad (20)$$

Si  $\alpha_1 = \beta_1 = 0$ , se produce un modelo de regresión estático, mientras que si  $\beta_1 \neq 0$ , existe una forma de ajuste parcial. La propiedad de  $\alpha_1 = \beta_0 = 0$  indica que  $X_t$  influye sobre  $Y_t$ . Suponiendo que  $\alpha_1 = 0$ , entonces  $Y$  depende de una distribución finita de rezagos de  $X$ . Si ambas restricciones son aceptadas  $\alpha_1 = 1$  y  $\beta_0 + \beta_1 = 0$ , entonces se puede reducir a la primera diferencia (si  $Y$  y  $X$  están expresadas en logaritmos, entonces los coeficientes son sus tasas de crecimiento). Para el caso de que  $\beta_0 = 0$ , entonces  $Y_t$  es función de ella misma con valores rezagados y de  $X_t$ , la cual es llamada por Hendry la "Forma Reducida".

## 2.6 Comentarios finales del capítulo

Debe considerarse que tanto el análisis de integración, el análisis de cointegración, la estimación del sistema de ecuaciones y la simulación propuesta son metodologías que son válidas cuando se justifican una a la otra. La econometría moderna emplea herramientas que permiten hacer análisis económico desde distintas vertientes, por lo que un solo criterio para estudiar el problema podría resultar poco consistente.

Por ello, es fundamental someter el modelo dinámico a las pruebas estadísticas necesarias. Debe probarse que el modelo en su forma original es homocedástico y además que los errores presenten ruido blanco para sostener la hipótesis económica. Deben probarse las restricciones y revisar los supuestos hechos en torno a la redundancia de las variables, así como la convergencia de los parámetros en caso de ser un modelo dinámico, y/o la convergencia y significancia del vector de cointegración cuando sea el caso. Las pruebas que se utilizan con mayor frecuencia en la evaluación de los modelos pueden verse a detalle en Spanos(1986).

## CAPITULO 3

### Construcción del Modelo

#### 3.1 Descripción de datos

Una vez consideradas las herramientas estadísticas y la estructura del sistema de ecuaciones. La estimación del modelo de costos y captación financiera para México comienza con el análisis de los indicadores económicos. Las series empleadas provienen de las bases de datos del Banco de México (Banxico) para el período 1997-2007 con periodicidad mensual y son: la tasa de interés real ( $r_t$ ), la riqueza financiera real<sup>1</sup> ( $W_t$ ), el crédito real otorgado por la banca comercial por destino de recursos ( $CR$ )<sup>2</sup>, el índice de volumen de la industria manufacturera ( $Y_t$ ), los saldos monetarios reales<sup>3</sup> ( $m1_t$ ), la tasa de interés real de los Estados Unidos ( $r_t^{US}$ ), la captación financiera real ( $CF$ ) y los costos promedio ( $CC$ ).

Cabe destacar que en todos los casos, se deflacta por medio del índice de precios al consumidor en lugar del deflactor implícito del PIB. Esto lo hacemos así porque, por construcción, el producto interno bruto real ( $y$ ) es igual al producto interno bruto a precios corrientes ( $yc$ ) dividido por el deflactor implícito del PIB ( $PCDY$ ), es decir,  $y=yc/PCDY$ . Sin embargo, si empleáramos en este caso dicho deflactor podríamos incrementar el sesgo en la relación entre el volumen de producción de la manufactura como indicador de crecimiento y los saldos monetarios reales empleados que por definición emplean de igual forma el índice de precios al consumidor<sup>4</sup>.

#### 3.2 Análisis de los datos

Para determinar la relación existente entre los costos y la captación financiera en México se aplicará la metodología econométrica en dos vertientes. Primero, es importante conocer las propiedades de las series económicas empleadas, determinar el

---

<sup>1</sup> La riqueza financiera también denominada variación patrimonial, incluye la suma de los agregados monetarios M1+M2+M3; sin embargo en este caso sustraemos el M1 para evitar redundancia en el empleo de los saldos reales para la estimación del sistema de ecuaciones.

<sup>2</sup> Se consideran: el crédito al consumo, el interbancario otorgado por la banca de desarrollo, el crédito a la vivienda y el crédito interbancario de la banca comercial.

<sup>3</sup> Los saldos monetarios consideran el agregado monetario M1 deflactado con el índice de precios al consumidor (M1/INPC)

<sup>4</sup> Véase Mendoza (1998) para un mayor detalle.



orden de integración de las mismas y construir un modelo consistente rechazando la posibilidad de obtener una relación espuria en el largo plazo.

Posteriormente, se construye un Vector Autorregresivo (VAR) para confirmar la causalidad entre los costos y la captación financiera y/o viceversa. Con este proceso, es posible justificar las hipótesis del ahorro con la tasa de interés neoclásica y/o el efecto acelerador de la inversión keynesiano, y a partir de los resultados construir una ecuación apropiada que represente la dinámica económica. El resultado de tal modelo será el planteamiento de un sistema de ecuaciones que explique la relación de corto y largo plazo entre la captación financiera en México y sus costos asociados. Si los efectos van en una sola dirección o si existe doble causalidad entonces será posible establecer un modelo más complejo.

El empleo de las variables exógenas en el VAR será útil para establecer la significancia de las mismas en la dinámica de la captación financiera y/o mayores costos con contracción económica. Con esto, se probará la causalidad entre las variables endógenas, incluyendo además, el papel del destino del crédito como factor de demanda y el rol de la oferta monetaria<sup>5</sup> y la tasa de interés. Además, se consideran los choques de oferta mediante la tasa de interés de los Estados Unidos para medir el traspaso hacia los costos de la captación financiera. De esta manera, será posible determinar las magnitudes del efecto costo-ingreso en el corto y largo plazo.

En una primera etapa, se realiza el análisis estadístico de las series empleadas mediante el análisis de integración. Posteriormente, analizamos si existe una relación de largo plazo entre la dinámica de la captación financiera y el crédito hacia los costos con sus determinantes monetarios. Con esto, se eliminará la posibilidad de obtener una relación espuria. Luego, con la prueba de cointegración de Johansen y Juselius (1990) encontraremos si las series son estacionarias y están cointegradas. De existir más de un vector de cointegración, entonces se justifica la construcción de un VAR y posteriormente la estimación de un modelo de ecuaciones, el cual puede ser por bloques o simultáneo según sea el caso.

---

<sup>5</sup> En este caso se considera a la riqueza, como la diferencia entre M3-M1 para omitir la oferta monetaria que se considera por separado en el análisis

Cada una de las ecuaciones considerada deberá cumplir con las pruebas econométricas<sup>6</sup> y por lo tanto podrá ser empleado para calcular las elasticidades de corto a largo plazo, y posteriormente los efectos de la tasa de interés internacional, la oferta monetaria y demanda interna.

### 3.2.1 Análisis de Integración

En general, los métodos más empleados para determinar el orden de integración de una variable son de dos tipos: la metodología Box-Jenkins y aquellos denominados métodos de contrastes. La primera opción se basa en el análisis de las series temporales, primero en términos gráficos de la serie y el correlograma<sup>7</sup>. En el caso de series estacionarias, la función de autocorrelación declina rápidamente, mientras que sucede lo contrario cuando se tiene una raíz unitaria.

A pesar de su simpleza, los criterios anteriores deben ser tomados con cautela, ya que en ocasiones es difícil detectar los procesos significativos en series con problemas de tendencia en varianza. En esta investigación, se han citado algunas pruebas de raíces unitarias como la prueba de Dickey-Fuller(DF-ADF) y Phillips-Perron(PP). Sin embargo, se complementa el análisis de integración con el criterio conocido como KPSS<sup>8</sup>. Esta prueba utiliza como hipótesis nula el que la serie es estacionaria a diferencia de las pruebas ADF y PP, que tienen como hipótesis nula el que la serie incluye raíz unitaria (Maddala y Kim, 1998). La especificación de la prueba se realiza considerando que la serie es estacionaria alrededor de un término constante ( $\eta_{\mu}$ ); ó bien alrededor de una tendencia determinística ( $\eta_{\tau}$ ).

Para realizar un análisis adecuado de las series de datos, es importante considerar el comportamiento gráfico y aplicar la adecuada transformación a las variables de manera consistente con la teoría.

La teoría económica dedicada al estudio del crecimiento económico considera a las variables implicadas en tasas de crecimiento.<sup>9</sup> En este caso, la información de los

---

<sup>6</sup> Las pruebas econométricas se aplican de acuerdo con los 8 supuestos del proceso generador de información. Véase Spanos (1986).

<sup>7</sup> El correlograma describe la función de autocorrelación simple y parcial.

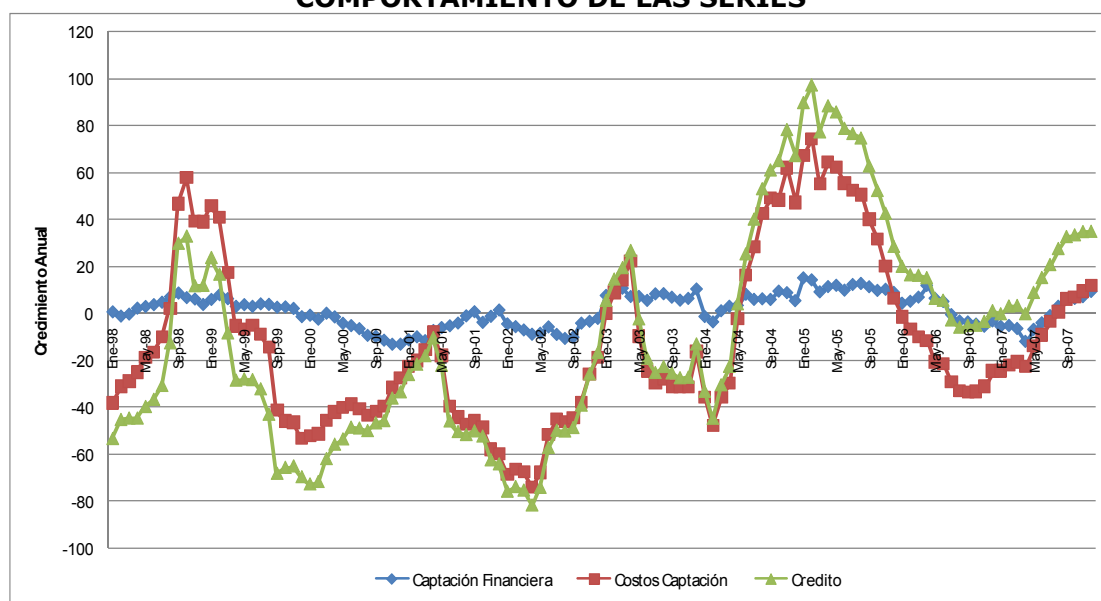
<sup>8</sup> Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

<sup>9</sup> Véase Barro (1976).

indicadores está dada por la transformación logarítmica de las variables, de manera que los coeficientes obtenidos son elasticidades.

Podríamos esperar que aplicando el logaritmo natural algunas variables sean estacionarias. No obstante, en el caso de la captación financiera y sus costos promedio podemos apreciar que difícilmente tienen varianza constante (véase el gráfico 1). Lo mismo podemos apreciar para el comportamiento de la tasa de interés, los saldos monetarios, el crédito, y el volumen de producción manufacturero; principalmente después de la crisis de 1995 y hasta el año 2000. Luego, el comportamiento tiende a ser más estable hacia 2007. Por tanto, no hay evidencia fuerte de que las variables sean estacionarias. Así, vemos que el análisis gráfico no nos proporciona la certeza para afirmar un hecho u otro.

**Gráfico 1**  
**COMPORTAMIENTO DE LAS SERIES<sup>10</sup>**



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO.

Debido a las carencias del análisis gráfico, es indispensable aplicar las pruebas estadísticas de raíces unitarias para concluir de manera más acertada si las series son estacionarias. Los resultados de las pruebas Dickey-Fuller, Phillips Perron y KPSS son los siguientes:

<sup>10</sup> Período 1997-2007.

**Tabla 3.1**  
**Pruebas de orden de integración**

Prueba Variable / Especificación	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
$\Delta CC_t$	-2.78(12)	-3.17(1)	-3.44(12)	-7.30	-7.60	-7.85	0.99(12)*	0.21(12)*
$\Delta CF_t$	-3.07(12)	-3.12(12)	-3.28(12)	-13.40	-13.27	-13.28	0.37(9)*	0.26(9)*
$\Delta r_t$	-2.95(12)	-3.29(12)	-3.49(12)	-10.79	-10.93	-11.00	0.96(12)*	0.21(12)*
$\Delta r_t^{US}$	-2.04(12)	-2.05(12)	-2.03(12)	-5.21	-5.21	-5.24	0.38(12)*	0.19(12)*
$\Delta W_t$	-0.83(12)	-2.94(12)	-2.93(12)	-11.31	-15.54	-15.48	1.13(12)*	0.14(12)*
$\Delta CR_{ct}$	-1.79(12)	-3.00(12)	-2.01(12)	-6.77	-7.75	-8.32	1.07(12)*	0.25(12)*
$\Delta CR_{IBt}$	-2.25(12)	-2.57(12)	-3.24(12)	-10.76	-10.94	-11.26	0.65(12)*	0.24(12)*
$\Delta CR_{vt}$	-2.78(4)	-2.71(4)	-3.78(4)	-9.84	-9.87	-11.53	0.47(12)*	0.26(12)*
$\Delta CR_{IBct}$	-2.54(9)	-2.61(9)	-2.60(9)	-14.13	-14.19	-14.14	0.86(12)*	0.13(12)*
$\Delta Y_t$	-6.05(9)	-6.75(9)	-7.13(9)	-22.04	-35.63	-41.49	0.85(12)*	0.13(12)*
$\Delta m1_t$	-3.94(9)	-6.43(9)	-6.38(9)	-13.70	-27.46	-28.22	0.65(24)*	0.15(24)

Fuente: Elaboración propia con variables en niveles expresadas el logaritmos.

Nota: Los valores en negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de  $T = 100$ , son de -1.96 sin constante y sin tendencia (columna A), -2.89 con la constante (columna B) y -3.75 con constante y tendencia (columna C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba según el criterio de Schwarz de longitud de rezagos. Para Phillips Perron los rezagos se establecieron de acuerdo con el criterio Andrews usando Bartlett kernel. Por su parte,  $\eta_{\mu}$  y  $\eta_{\tau}$  representan los estadísticos de prueba KPSS con constante y con constante y tendencia, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 90% en ambas pruebas son de 0.347 y 0.119 respectivamente (Kwiatkowski, 1992). \* Variables estacionarias en niveles con logaritmos. Periodo 1997-2007.  $\Delta CR_{ct}$ : Crédito al consumo;  $\Delta CR_{IBt}$ : Crédito interbancario otorgado por la banca de desarrollo;  $\Delta CR_{vt}$ : Crédito a la vivienda;  $\Delta CR_{IBct}$ : Crédito de la Banca comercial;  $\Delta Y_t$ : Ingreso de la industria manufacturera;  $\Delta m1_t$ : Agregado monetario M1 (billetes y monedas en circulación);  $\Delta CF_t$ : Captación financiera real;  $\Delta CC_t$ : Costos promedio de captación financiera;  $\Delta r_t$ : Cetes a 28 días;  $\Delta r_t^{US}$ : Tasa de interés de los bonos del tesoro de los Estados Unidos.

En la tabla 1 se presentan algunos estadísticos relevantes para determinar si las variables son estacionarias en términos de la transformación aplicada. En todos los casos se comparan los valores críticos al 90% de confianza incluyendo u omitiendo la constante y la tendencia.

Para considerar que una serie es estacionaria los valores de la  $t$  en tablas de las pruebas aumentada de Dickey-Fuller y Phillips-Perron deben ser negativos y mayores en términos absolutos que el valor crítico de Mackinnon (1989). De esta forma, se rechaza la hipótesis nula que admite la presencia de al menos una raíz unitaria. Mientras que en el caso de la prueba KPSS aceptamos la hipótesis nula,<sup>11</sup> de acuerdo a los valores críticos de Kwiatkowski (1992), confirmando que la serie es estacionaria. Por ejemplo, en el caso del ingreso de la manufactura y el agregado monetario  $m1$ , la diferenciación de la transformación de las series es suficiente para hacerlas  $I(0)$  al 90% de confianza con los rezagos empleados.

Cabe resaltar que todas las variables cumplieron con la condición de estacionariedad en niveles de acuerdo con el criterio de la KPSS, a diferencia de los criterios ADF-PP, que aceptaron la hipótesis de estacionariedad en primeras diferencias. En resumen, podemos concluir que todas las variables son  $I(1)$  en términos de Dickey-Fuller y Phillips Perron; mientras que son  $I(0)$  con respecto a la KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin).

El hecho de que en algunos casos se tengan series con distintos órdenes de integración puede tener implicaciones importantes en el análisis. En primer término, existe el riesgo de que una combinación lineal de este tipo impida que exista una relación de largo plazo entre la captación financiera y sus costos asociados. Esto dificultaría el uso de las variables en un modelo explicativo. Por otra parte, existe la posibilidad de que el efecto de los determinantes de los costos sea permanente, debido a que tales variables explicativas se determinen por un proceso estocástico.

### **3.2.2 Análisis de Cointegración**

Para eliminar la posibilidad de trabajar con una relación espuria se aplica el análisis de cointegración. Este consiste a grandes rasgos, en encontrar al menos una relación de

---

<sup>11</sup> Aceptar la hipótesis nula implica que la serie es estacionaria.

equilibrio de largo plazo entre las variables de estudio. De esta manera, nos aseguraremos de que estas variables efectivamente aportan información relevante para la simulación propuesta.

Como bien sabemos, los procesos inflacionarios en México están asociados con alta volatilidad en las tasas de interés y variables financieras, registrando varianzas no constante, sobre todo en los períodos de crisis,<sup>12</sup> y de recesión. Además, la ausencia de datos para un período lo suficientemente largo impide saber con certeza si determinadas variables financieras son históricamente estacionarias. Sin embargo, el hecho de haber sufrido numerosas depreciaciones del tipo de cambio, altos niveles de precios y los altos costos ocasionados en la cartera vencida hacen poco probable que nuestras variables sean estacionarias. A partir de 1997 se aprecia cierta estabilidad en determinados indicadores, resultado de políticas estabilizadoras de precios y un tipo de cambio flexible. En este sentido, es poco probable que se registre algún cambio estructural significativo para los últimos diez años de la muestra, a excepción de la última recesión en 2001.

Una de las formas más usadas por la econometría moderna para detectar si las series de tiempo son  $I(0)$  es el análisis de cointegración. Mediante esta prueba es posible establecer si existe o no una relación de largo plazo entre la captación financiera y sus costos asociados. La única forma de que ello ocurra es que las variables empleadas en el análisis generen una combinación lineal estacionaria, lo que se cumplirá siempre y cuando las perturbaciones de los modelos de regresión sean  $I(0)$ .

El encontrar una relación de largo plazo permite construir un Modelo de Corrección de Error (MCE) a partir de una combinación lineal estacionaria por medio del método bietápico de Engle y Granger (1987). Este procedimiento consiste en estimar primero la relación de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios y posteriormente el modelo de corrección de error introduciendo los residuos de la relación de cointegración estimada, rezagados en un período.

Entre las bondades de la estimación bietápica de Engle-Granger podemos mencionar que el MCE obtenido es superconsistente (Stock, 1987) en el sentido de que los parámetros convergen al valor poblacional debido a que minimiza la varianza residual.

---

<sup>12</sup> Por ejemplo, las crisis de 1988 y 1994.

Por otra parte, la consistencia de los estimadores no se ve alterada por el hecho de que los parámetros de la relación de cointegración estén correlacionados con los errores. Esto hace que se pueda fijar cualquiera de las variables cointegradas como variable dependiente y la estimación continúa consistente.

Intuitivamente, esto implica que el vector de cointegración estimado esté normalizado a que el parámetro de éste tome el valor de uno. Como los errores son  $I(0)$ , aunque las variables tengan orden de integración mayor no influyen en la relación de largo plazo.

Sin embargo, cuando el número de variables a considerar en la construcción de un modelo aumenta, existe la posibilidad de encontrar más de un vector de cointegración y pueden presentarse los siguientes inconvenientes:

- a) En la situación en que el rango de cointegración sea mayor que uno, sólo se conocerá un vector de cointegración al normalizar uno de los parámetros; lo que representa una restricción.
- b) Debido a que los coeficientes obtenidos en la primera estimación tienen distribuciones desconocidas, los resultados son sesgados.
- c) De existir problemas de simultaneidad en dos variables, el MCE no consideraría adecuadamente los efectos en las direcciones existentes, por lo que en ese caso se requeriría el empleo de variables instrumentales.

Debido a que en esta investigación se pretende comprobar la posible causalidad entre la captación financiera y los costos promedio asociados en México, se requiere un análisis de cointegración que involucre un mayor número de variables explicativas. Por lo tanto, empleamos el método bietápico y comprobamos si el vector de cointegración aplicado representa la relación de largo plazo con el método de Johansen-Joselius (1990).

El estadístico Johansen-Joselius (1990), junto con el criterio del máximo eigenvalor, proporciona cinco diferentes opciones en el vector de largo plazo propuesto y/o en el VAR, con el fin de establecer mayor flexibilidad en la prueba.

El método máximo verosímil de Johansen (1988) tiene una serie de ventajas frente a la construcción de modelos de corrección de error. A diferencia de la estimación bietápica de Engle-Granger (1987), Johansen contrasta simultáneamente el orden de integración de las variables y la presencia de relaciones de cointegración entre ellas; estima todos los vectores posibles sin imponer *a priori* que únicamente existe uno; y por lo tanto no se ve afectado por la endogeneidad de las variables empleadas en la relación de cointegración.

La idea intuitiva del procedimiento es encontrar las combinaciones lineales del vector  $Y_t$  que estén correlacionadas al máximo con  $\Delta Y_t$ . La secuencia de iteraciones sería plantear inicialmente la  $H_0: r=0$  (no cointegración) frente a la  $H_a: r=1$  (cointegración) verificando que los estadísticos de Johansen y del máximo eigenvalor sean mayores que los valores de tablas. En caso de rechazar esta hipótesis, se contrastaría la  $H_0: r=1$  frente a la alternativa de  $r=2$ , y así sucesivamente hasta no rechazar la  $H_0$ , o bien hasta que se tuviera que aceptar la hipótesis alternativa de  $r=m$  que nos diría que todas las variables son estacionarias.

Considerando la inclusión de términos deterministas en el modelo, el vector de constantes  $\mu$  puede emplearse de dos formas distintas: como una constante en cada ecuación, lo que implicaría una tendencia determinista en los niveles de las variables (sin restringir); o de forma que únicamente aparezca en los Modelos de Corrección de Error (restringido). En este último caso las constantes solo aparecerían en las relaciones a largo plazo de las variables.

A fin de comprobar si el vector de constantes  $\mu$  entra de forma restringida o no en el modelo, Johansen (1992) sugiere realizar la secuencia suponiendo inicialmente que  $\mu$  está restringido a aparecer solo en el término de corrección del error. Cada vez que se rechace  $H_0$  se contrastaría la misma bajo el supuesto de que  $\mu$  no está restringido. Si esta hipótesis también es rechazada se buscaría entonces un rango de cointegración mayor de nuevo bajo el supuesto de que  $\mu$  está restringido y así reiteradamente.

Posteriormente, Johansen y Juselius (1992) aplican distintas hipótesis estructurales sobre los vectores de cointegración como: restricciones lineales sobre todas las



relaciones de cointegración; o imposición de que algunas relaciones de cointegración estén restringidas linealmente y otras no lo estén.

De acuerdo con los cinco resultados de la prueba para las variables que involucran a la captación financiera y sus costos, se encontró que existe al menos un vector de cointegración para ambas ecuaciones, por lo que podemos asegurar que existe una relación de largo plazo para el período de 1997 a 2007. Los resultados se presentan en las tablas 2 y 3.

**Tabla 3.2**  
**Costos de Captación Financiera Promedio: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

<i>Sin tendencia determinista en los datos</i>	Ho	Traza	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%	$\lambda$ -max	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%
Sin Tendencia y constante en VAR	r = 0	86.33**	59.46	66.52	42.91**	30.04	35.17
	r ≤ 1	43.42*	39.89	45.58	27.44	23.80	28.82
Sin Tendencia y constante restringida (no constante en VAR)	r = 0	103.29**	76.07	84.45	43.65**	34.40	39.79
	r ≤ 1	59.63*	53.12	60.16	28.23*	28.14	33.24
<i>Con tendencia determinista lineal en los datos</i>	Ho	Traza	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%	$\lambda$ -max	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%
Constante y Sin tendencia en CE y prueba en VAR	r = 0	80.71**	68.52	76.07	40.97**	33.46	38.77
	r ≤ 1	39.74	47.21	54.46	20.71	27.07	32.24

Fuente: Elaboración propia.

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia; Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima; r = número de vectores de cointegración; número de rezagos en el VAR: de 1 a 4; Período 1997 – 2007.

**Tabla 3.3**  
**Captación Financiera: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

<i>Sin tendencia determinista en los datos</i>	Ho	Traza	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%	$\lambda$ -max	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%
Sin Tendencia y constante restringida (no constante en VAR)	r = 0	185.48**	131.70	143.09	55.33**	46.45	51.91
	r ≤ 1	130.15**	102.14	111.01	41.90*	40.30	46.82
	r ≤ 2	88.24**	76.07	84.45	25.25	34.40	39.79
	r ≤ 3	62.99**	53.12	60.16	18.10	22.00	26.81
	r ≤ 4	42.04**	34.91	41.07	16.89	15.67	20.20
	r ≤ 5	23.94.**	16.96	24.60	7.04	9.24	12.97
<i>Con tendencia determinista lineal en los datos</i>	Ho	Traza	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%	$\lambda$ -max	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%

Constante y Sin tendencia en CE y prueba en VAR	r = 0	152.10**	124.24	133.57	43.62	45.28	51.57
	r ≤ 1	108.47**	94.15	103.18	35.45	39.37	45.10
	r ≤ 2	73.02*	68.52	76.07	25.22	33.46	38.77
	r ≤ 3	47.79*	47.21	54.46	20.95	27.07	32.24

Fuente: Elaboración propia.

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia; (\*\*) Rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima; r = número de vectores de cointegración; número de rezagos en el VAR: de 1 a 4; Periodo 1997 – 2007.

### 3.3 Las ecuaciones de largo plazo

El siguiente paso, es confirmar la relación económica para el período entre las variables endógenas y las variables explicativas sugeridas por la teoría. Para ello, obtenemos los vectores de cointegración normalizados, y aplicamos la estructura de acuerdo con el criterio de la estimación bietápica para modelos de corrección de error.

Como puede observarse en las tablas 4 y 5, los vectores de cointegración normalizados respetan la relación económica con el destino del crédito, las tasas de interés, y los indicadores monetarios propuestos.

**Tabla 3.4**  
**Costos de captación financiera**  
**Vectores de cointegración normalizados**

Sin Tendencia y constante en VAR	
$\Delta CC_t$	$= -2.67 * \Delta CF_t + 0.75 * \Delta Y_t + 2.62 * \Delta m1 - 0.27 * \Delta r_t^{US}$
Sin Tendencia y constante restringida (no constante en VAR)	
$\Delta CC_t$	$= -2.33 * \Delta CF_t + 1.20 * \Delta Y_t + 2.49 * \Delta m1 - 0.31 * \Delta r_t^{US}$
Constante y Sin tendencia en CE y prueba en VAR	
$\Delta CC_t$	$= -2.28 * \Delta CF_t + 0.79 * \Delta Y_t + 2.57 * \Delta m1 - 0.31 * \Delta r_t^{US}$

Fuente: Elaboración propia.

Nota: En todos los casos se normalizó el primer vector de cointegración de acuerdo con el criterio de la traza y la traza máxima al 95% de confianza.

**Tabla 3.5**  
**Captación financiera**  
**Vectores de cointegración normalizados**

Sin Tendencia y constante restringida (no constante en VAR)	
$\Delta CF_t$	$= -0.01 * \Delta r_t - 5.12 * \Delta W_t + 0.87 * \Delta CR_{ct} - 0.41 * \Delta CR_{Ibt} - 1.97 * \Delta CR_{Vt} + 0.12 * \Delta CR_{IBC}$
Constante y Sin tendencia en CE y prueba en VAR	
$\Delta CF_t$	$= -0.42 * \Delta r_t - 5.62 * \Delta W_t + 0.07 * \Delta CR_{ct} - 0.71 * \Delta CR_{Ibt} - 1.88 * \Delta CR_{Vt} + 0.13 * \Delta CR_{IBC}$

Fuente: Elaboración propia.

Nota: En todos los casos se normalizó el primer vector de cointegración de acuerdo con el criterio de la traza y la traza máxima al 95% de confianza.

Mediante los vectores anteriores, podemos identificar una relación positiva de largo plazo entre la captación financiera y la tasa de interés, la riqueza financiera, el crédito a la vivienda y el crédito interbancario de la banca de desarrollo. Por otra parte existe una relación de equilibrio de largo plazo negativa entre la captación y el crédito al consumo y el crédito interbancario de la banca comercial.

En el caso de los costos de captación financiera, confirmamos que prevalece la relación positiva con los niveles de captación, y mayores tasas de interés internacionales. También se confirma que a menores niveles de crecimiento económico y menores saldos reales se aumentan significativamente los costos debido a la escasez de liquidez. Los coeficientes son muy similares en todos los vectores, por lo que podemos establecer la consistencia de la relación económica de largo plazo. Cabe resaltar que, si bien incluimos la tasa de interés (CETES) para explicar los niveles de captación de acuerdo con el modelo clásico del ahorro, también consideramos la tasa de interés de los Estados Unidos como determinante dual de la función de costos al ser altamente significativa en la estimación. Con ello, se pretende comparar los efectos de la tasa de interés en las dos vertientes. Es decir, analizar si constituyen un incentivo al ahorro interno o más bien se incrementan los costos financieros vía tasas de interés internacionales en detrimento del efecto ingreso obtenido con la captación financiera.

Cabe resaltar, que los procesos inflacionarios con altas tasas de interés en México se asocian al deterioro continuo de los términos de intercambio. Durante los últimos veinte años ha sido notorio el impacto negativo que tiene el desempeño del tipo de cambio vía choques de oferta. De igual manera, en la crisis de 1995 el incremento de las tasas de interés internacionales fueron determinantes en el retiro de capitales e inversiones de corto plazo, lo que incrementó los costos financieros promedio. Así, el control de la oferta monetaria como ancla de niveles de precios fue el instrumento con mayor aceptación en el período posterior a la crisis. Medida que fue parcialmente eficiente, ya que a pesar de que mantuvo la inflación en niveles aceptables para el período, la restricción de la liquidez mermó la capacidad de ahorro y los niveles de inversión. Esto se confirma en el modelo con una elasticidad interés de la captación financiera muy baja en comparación con la riqueza financiera y algunos componentes del crédito.

A partir de 2008, el Banco de México optó por una política de tasa de interés en lugar de la política del corto que aplicó por más de diez años. La relativa recuperación de los ingresos reales ha sido un incentivo al incremento en la demanda del crédito. Sin embargo, como podemos apreciar en los resultados, el destino del mismo afecta en forma heterogénea los niveles de captación y también los costos, por lo que también es importante evaluar el papel de los choques de demanda vía riqueza y oferta monetaria para determinar si existen efectos transitorios o permanentes en las variables endógenas.

Otra forma de confirmar la consistencia de cada una de las ecuaciones estimadas es aplicar la prueba de raíces unitarias a los errores generados. Si los errores son estacionarios entonces también tenemos evidencia fuerte de que la combinación de las variables es una relación de largo plazo, por lo que este medio también justifica la construcción de un sistema de ecuaciones. Los resultados de la prueba ADF para los errores están en la tabla 6; en donde se confirma que los errores generados por las ecuaciones son estacionarios. Con esto se obtienen relaciones de equilibrio de largo plazo en ambos casos.

**Tabla 3.6**  
**PRUEBAS DE ORDEN DE INTEGRACIÓN PARA LAS PERTURBACIONES**

Prueba Variable/ Especificación	ADF			PP		
	A	B	C	A	B	C
$\Delta CC_t$	-4.72(12)	-4.74(12)	-4.58(12)	-5.15	-5.13	-5.11
$\Delta CF_t$	-3.18(12)	-3.21(12)	-3.45(10)	-4.86	-4.84	-4.78

Fuente: Elaboración propia con variables en niveles expresadas el logaritmos.

Nota: Los valores en negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de  $T = 100$ , son de -1.96 sin constante y sin tendencia (columna A), -2.89 con la constante (columna B) y -3.75 con constante y tendencia (columna C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba según el criterio de Schwarz de longitud de rezagos. Para Phillips Perron los rezagos se establecieron de acuerdo con el criterio Andrews usando Bartlett kernel, aunque se omiten en la tabla.

### 3.4 Comentarios finales del capítulo

En términos generales, podemos concluir en esta sección, que de acuerdo con los análisis de integración y cointegración existe evidencia fuerte de que la captación financiera y los costos estén relacionados en el largo plazo con el destino del crédito, las tasas de interés, la riqueza, el ingreso y la oferta monetaria. La periodicidad de la información y la muestra hacen robusta la estimación del modelo, por lo que podemos confiar en el método de Johansen como prueba estadística. Con tales resultados, aplicamos la estimación bietápica de Engle-Granger para encontrar un modelo de corrección de error y resolver el modelo de ecuaciones propuesto.

Debido a que este es un modelo de oferta, encontramos causalidad de captación a costos pero no en el sentido inverso. Así, lo más conveniente es estimar un sistema de ecuaciones por bloques; es decir, estableciendo causalidad en una sola dirección, aplicando los métodos de estimación convenientes y calcular los efectos de corto y largo plazo mediante el análisis de multiplicadores.

Para estudiar la dinámica conjunta, se estimaron las ecuaciones correspondientes aplicando la metodología de Hendry (1995) de lo general a lo particular, evaluando la significancia de los parámetros para todas las variables instrumentales<sup>13</sup> y las propiedades de convergencia de los modelos<sup>14</sup>. La estimación del modelo, y los resultados se presentan en el capítulo final.

---

<sup>13</sup> Las pruebas econométricas de acuerdo con el proceso generador de información se presentan en el anexo estadístico.

<sup>14</sup> Los modelos de corrección de error cumplen con las condiciones de convergencia en el vector de cointegración. Es decir  $|U_{t-1}| < 1$  respectivamente. Asimismo, se confirmó la significancia de las variables exógenas en la dinámica de las ecuaciones y el empleo de variables dummy cuando fuese necesario.

## CAPITULO 4

### Estimación y simulación del Modelo

La estimación del modelo se lleva a cabo una vez que se tienen verificadas las propiedades estadísticas de las series. Por tanto, para comprobar la hipótesis del efecto permanente de la liquidez en el proceso de la captación financiera y los costos que se generan; en esta sección se realiza el análisis de sensibilidad de corto y largo plazo.

#### 4.1 Estimación del Vector Autorregresivo

En este último capítulo se emplean herramientas relacionadas con la causalidad de las variables en el sistema de ecuaciones. Considerando que tenemos dos variables endógenas explicadas por un conjunto de indicadores previamente estudiados con los análisis de integración y cointegración, es importante verificar la relación causa-efecto de las variables explicativas hacia la dinámica de la captación financiera y los costos en el período de estudio. Para ello, se construye un VAR partiendo de cinco rezagos y se eliminan las variables que no son estadísticamente significativas en la dinámica conjunta. El criterio para determinar el número de rezagos más adecuado y la selección de variables para las ecuaciones, consiste en evaluar el parámetro por medio del estadístico  $t$  al 90% y 95% de confianza. Al mismo tiempo, se consideran los valores de la R cuadrada y los estadísticos de Akaike (1974) y Schwarz (1978) que deben disminuir a medida que los elementos eliminados sean significativos.

**Tabla 4.1**  
**Costos y Captación Financiera en México**  
**VECTORES AUTORREGRESIVOS 1997-2007**

	$\Delta CC_t$	$\Delta CF_t$
$\Delta CC_{t-1}$	0.436622 (0.03480) [ 12.5460]	-0.060001 (0.03362) [-1.78491]
$\Delta CC_{t-2}$	-0.049033 (0.02812) [-1.74344]	0.051588 (0.02717) [ 1.89901]
$\Delta CF_{t-1}$	0.327087 (0.08848) [ 3.69690]	0.703859 (0.08546) [ 8.23607]
$\Delta CF_{t-2}$	-0.241041 (0.08842) [-2.72610]	0.039197 (0.08541) [ 0.45895]

C	0.955992 (0.72835) [ 1.31255]	-0.091471 (0.70352) [-0.13002]
$\Delta Y_{t-1}$	-0.174916 (0.05190) [-3.37011]	0.004430 (0.05013) [ 0.08836]
$\Delta m^1_{t-1}$	-0.177701 (0.05168) [-3.43848]	-0.165970 (0.04992) [-3.32482]
$\Delta r_t^{us}$	0.067006 (0.00899) [ 7.45741]	-0.010519 (0.00868) [-1.21202]
$\Delta r_t$	0.542694 (0.01576) [ 34.4310]	0.059661 (0.01522) [ 3.91872]
$\Delta W_t$	0.086804 (0.08251) [ 1.05204]	0.354716 (0.07970) [ 4.45073]
$\Delta CR_{ct}$	-0.078126 (0.02110) [-3.70351]	-0.004412 (0.02038) [-0.21652]
$\Delta CR_{IBt}$	-0.000704 (0.00603) [-0.11674]	0.014479 (0.00583) [ 2.48485]
$\Delta CR_{Vt}$	0.038579 (0.02685) [ 1.43682]	0.067606 (0.02593) [ 2.60674]
$\Delta CR_{IBct}$	-0.004557 (0.00389) [-1.17102]	-0.008456 (0.00376) [-2.24982]

Nota: entre corchetes el estadístico t. Para ser significativo debe ser mayor a 1.80 al 90% de confianza  
 Los estadísticos para la primera y segunda ecuación, respectivamente son:  
 Costos de Captación Financiera:  $R^2=0.999$ ,  $R^2$  ajustada= $0.999$ ; Akaike AIC: $-4.86$ , Schwarz SC: $-4.56$ .  
 Captación Financiera:  $R^2=0.942$ ,  $R^2$  ajustada= $0.935$ ; Akaike AIC: $-4.93$ , Schwarz SC: $-4.63$ .

Al encontrar una relación económica consistente de las variables exógenas hacia los costos y la captación financiera, con los signos esperados en las elasticidades y valores significativos en el VAR, entonces podemos confirmar que la relación de cointegración encontrada y justificada con la estacionariedad de las variables constituye efectivamente una relación de largo plazo en la dinámica económica.

Mediante la estimación del VAR, se confirmó que no hay doble causalidad entre la captación financiera y los costos promedio. Los parámetros para ambas ecuaciones son significativos y menores que uno, por lo que se asegura la convergencia del modelo. Asimismo, se conserva la relación positiva entre la captación financiera vía crédito y los costos asociados en la dinámica, junto con la oferta monetaria y las tasas de interés. Con estos resultados existe una evidencia fuerte de la relación de equilibrio para el período de estudio.

Al igual que el modelo de las reglas monetarias (Schwartz y Torres 2000), las tasas de interés reales y la oferta monetaria conservan la relación positiva con la captación financiera, y además afectando positivamente los costos financieros por el lado de la oferta. Cabe resaltar, que la riqueza financiera tiene mayores efectos en las decisiones de captación que la tasa de interés como tal. Por lo tanto, podríamos esperar que la dinámica del ahorro vía este instrumento sea mayormente afectado por el sistema financiero y no por las reacciones de los consumidores.

La situación anterior también se confirma con la relación negativa entre los saldos reales y los costos financieros. Aquí esperaríamos, que choques de demanda tengan efectos importantes en la disminución de los costos, ya que la liquidez en el mercado puede generar mayores niveles de ingreso en el público y con ello mayor capacidad de ahorro. Como consecuencia, se incrementaría la riqueza financiera y con ello la captación.

En el caso de la actividad económica, es notorio el efecto positivo de las bajas tasas de crecimiento en los costos financieros. Esta característica ha sido notoria en el período observado debido a las bajas tasas de inversión consecuencia de la crisis de 1995. Así, el efecto multiplicador que debería generar mayores recursos y niveles de ingreso se ha visto mermado por los bajos niveles de desempeño del PIB y la consecuente poca disponibilidad de recursos para la inversión. Por el lado de la oferta, esto se reflejó con altas tasas de interés en el sistema bancario después de 1995 y además se confirma con el efecto positivo de las tasas de interés internacionales en los costos domésticos. No debe ignorarse que los choques en los términos de intercambio alimentaron los procesos inflacionarios de la década de los noventa; y actualmente tales presiones están mayormente determinadas por variables externas como el precio del petróleo y las tasas de interés internacionales, que determinan la liquidez del mercado.

Como bien sabemos, los altos niveles de crédito al consumo promovido por el sistema bancario ha sido uno de los factores más notorios para incrementar los costos de captación financiera en México. Si bien, en los resultados del VAR no se confirma esta relación por el lado de la captación financiera, en el sistema de ecuaciones y el modelo de corrección de error se encontró que ha sido uno de los factores más relevantes en el estancamiento de los niveles de ahorro y bajos niveles de captación del sistema



bancario. Los altos niveles de consumo de corto plazo vía crédito han comprometido los niveles de ingreso de largo plazo al suprimir la capacidad de ahorro de los consumidores y la incapacidad de intercambiar consumo presente por consumo futuro.

Por otra parte, esa falta de recursos persistente durante los últimos diez años ha promovido bajos niveles de inversión y bajo crecimiento del PIB. El desempeño económico ha demostrado ser altamente vulnerable a los choques de oferta como el tipo de cambio y las tasas de interés externas, factores altamente significativos en los procesos inflacionarios. En este caso, podemos esperar que ante presiones inflacionarias de este tipo el efecto costo sea mayor y desvanezca el efecto ingreso sobre la captación financiera, necesaria para promover la inversión.

Una vez establecida la relación existente entre la captación financiera y la función de costos para México, el siguiente paso es estimar los modelos para seleccionar el que proporcione la mejor simulación. Para calificar el método de estimación más conveniente, se consideraron el número de rezagos obtenido en el VAR y la significancia de las variables exógenas. De esta manera, justificamos mejor la dinámica de acuerdo con la estructura de los vectores de cointegración normalizados y se obtienen modelos de corrección de error más robustos y consistentes.

#### **4.2 Estimación de los Modelos de Corrección de Error**

De acuerdo con el análisis bietápico de Engle-Granger se aplicaron los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos y tres etapas para ambas ecuaciones. Después de evaluar la calidad de la simulación para cada modelo de corrección de error en términos históricos, así como los valores de la  $R^2$ , la presencia de normalidad en los errores y la ausencia de heteroscedasticidad se seleccionaron en ambos casos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Con los métodos de corrección de error encontramos que las elasticidades de corto plazo son menores a las de largo plazo. Todos los parámetros conservan el mismo signo en su trayectoria para todo el período a excepción del crédito interbancario comercial, lo cual se confirma con el análisis de cointegración. La función de costos de captación es altamente sensible a contracciones del ingreso como a los saldos monetarios reales. Para el período en que se aplicó la política monetaria del "corto"

para controlar la inflación también se restringieron recursos importantes para incrementar el ahorro y en consecuencia, la inversión. Esto también se tradujo en bajas tasas de crecimiento del ingreso disponible para los consumidores.

En el caso de la función de captación financiera, encontramos que los efectos de corto plazo son poco significativos a diferencia de los de largo plazo. Por una parte confirmamos la poca respuesta de los niveles de captación ante movimiento positivos de las tasas de interés reales. La riqueza financiera mostró ser más efectiva tanto en el corto como largo plazos para incrementar los niveles de captación del sistema bancario.

Los resultados de las estimaciones se presentan en el siguiente cuadro:

**Tabla 4.2**  
**Modelos de corrección de error**

Costos de Captación Financiera

$$\Delta CC_t = 0.56\Delta CF_t - 0.21\Delta Y_t + 0.28\Delta m1 + 0.17\Delta r_t^{US} - 0.15U_{t-1}$$

Captación Financiera

$$\Delta CF_t = 0.04\Delta r_t + 0.43\Delta W_t - 0.01\Delta CR_{ct} + 0.003\Delta CR_{IBt} + 0.09\Delta CR_{Vt} + 0.01\Delta CR_{IBC} - 0.20U_{t-1}$$

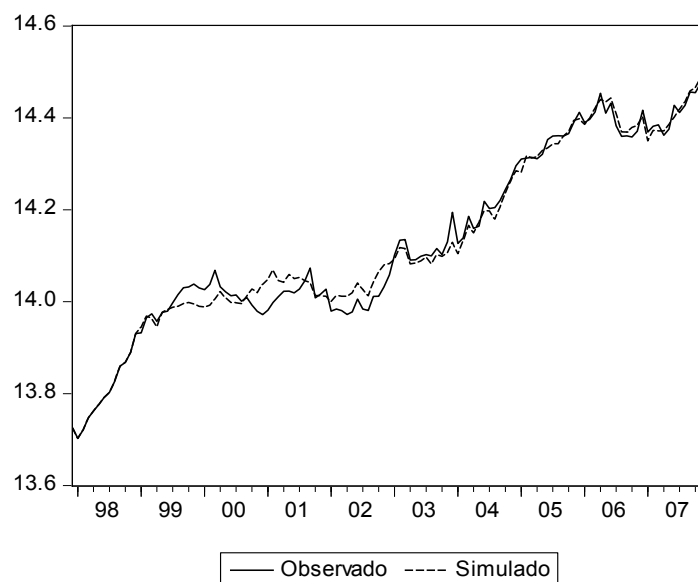
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las pruebas econométricas del proceso generador de información se encuentran en el anexo.

Periodo 1997-2007.  $\Delta CR_{ct}$ : Crédito al consumo;  $\Delta CR_{IBt}$ : Crédito interbancario otorgado por la banca de desarrollo;  $\Delta CR_{Vt}$ : Crédito a la vivienda;  $\Delta CR_{IBCt}$ : Crédito de la Banca comercial;  $\Delta Y_t$ : Ingreso de la industria manufacturera;  $\Delta m1_t$ : Agregado monetario M1 (billetes y monedas en circulación);  $\Delta CF_t$ : Captación financiera real;  $\Delta CC_t$ : Costos promedio de captación financiera;  $\Delta r_t$ : Cetes a 28 días;  $\Delta r_t^{US}$ : Tasa de interés de los bonos del tesoro de los Estados Unidos.

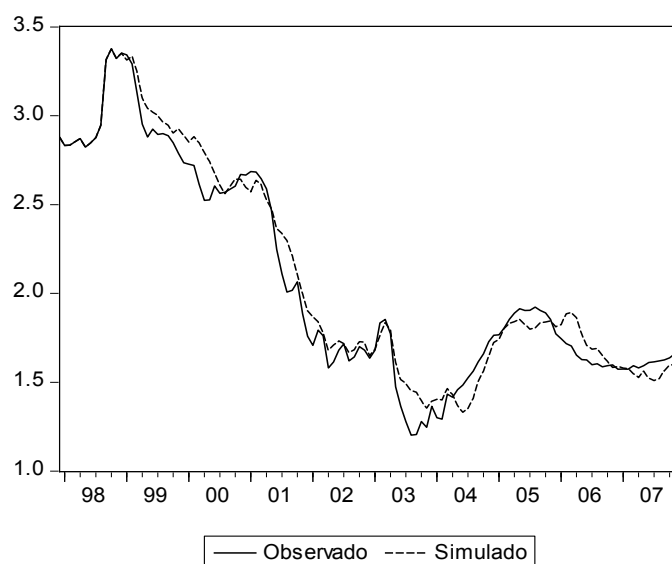
Los modelos de corrección de errores estimados se simplificaron de acuerdo con la metodología de Hendry, y cumplen con las condiciones de convergencia en el vector de cointegración rezagado. En ambos casos se cumplen las condiciones de normalidad, autocorrelación y homocedasticidad requeridos para la consistencia de los estimadores. Mientras que los coeficientes de los errores cumplen con ser negativos, significativos y menores que la unidad. La simulación para ambas variables del sistema se presenta en los siguientes gráficos.

**Gráfico 4.1**  
**Simulación de la Captación Financiera en México**  
**1997-2007**



Fuente: Modelo de ecuaciones estimado con Datos mensuales del Banco de México. (BANXICO)

**Gráfico 4.2**  
**Simulación de los Costos de Captación Financiera en México**  
**1997-2007**



Fuente: Modelo de ecuaciones estimado con Datos mensuales del Banco de México. (BANXICO)

Debe destacarse que en ambos casos, el número de rezagos en las variables exógenas es superior a 12, lo que es entendible por la periodicidad de los datos. Por otra parte, se confirma la dinámica de retardo en los efectos, ya que de acuerdo con el análisis económico la sensibilidad de las variables endógenas ante cambios en las explicativas no se da en forma instantánea, sino que se requiere de un ajuste intertemporal medido en el modelo de corrección de error e incluido en el vector de cointegración rezagado. Los parámetros de la velocidad de ajuste son de 0.15 y 0.20 respectivamente, lo que asegura una convergencia lenta pero estable.

### 4.3 Escenarios de Simulación

De acuerdo con los resultados de la simulación, puede apreciarse el alto componente inercial del crédito al consumo y el crédito interbancario de la banca comercial para disminuir los costos del sistema financiero. Este resultado es razonable en el mercado mexicano con un alto grado de oligopolio donde los más beneficiados son las grandes empresas y la concentración de casi 70% de los activos por tres instituciones bancarias<sup>1</sup>. Como consecuencia, el crédito al mayoreo se acompaña de mínimo riesgo para los bancos, con menores costos operativos y mayor porción de ganancias. Estos resultados se presentan en el siguiente cuadro.

**Tabla 4.3**  
**ESCENARIOS DE SIMULACIÓN POR DESTINO DE CRÉDITO**  
(Porcentajes)

Variable	Crédito al Consumo	Crédito interbancario de la banca de desarrollo	Crédito interbancario de la banca comercial	Crédito a la vivienda
<b>Choque de 5%</b>	$\Delta CR_{ct}$	$\Delta CR_{IBt}$	$\Delta CR_{IBCt}$	$\Delta CR_{vt}$
$\Delta CC_t$	-2.01	-0.53	-1.21	1.49
$\Delta CF_t$	-0.14	0.41	0.15	1.17

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se supone la existencia de un choque manteniendo el resto de las variables sin cambio (ceteris paribus).

<sup>1</sup> Avalos y Hernández (2006)

Parece que la dinámica anterior provoca que los requerimientos de capital de trabajo y liquidez del público aumenten en forma desmedida presionando a los bancos para continuar canalizando los recursos y evitar la insolvencia de los deudores. Finalmente, esta solución parcial culmina con la insolvencia que hace impagable la deuda de los consumidores.

Para contrarrestar este proceso, las dos vías más factibles es aumentar la participación de la banca de desarrollo en inversiones de largo plazo, ya que tiene un efecto considerable en los niveles de captación y ejerce una presión a disminuir los costos que el crédito de corto plazo elevó considerablemente en el período. Un comportamiento similar tendría el crédito interbancario, que de igual forma podría satisfacer la demanda de financiamiento de capital de trabajo en las relaciones empresas-banca y la compra de insumos por parte de las empresas. Esto podría incrementar la oferta de recursos e influir sobre las expectativas de inversión si se promueven créditos preferenciales a ciertas actividades productivas.

El crédito a la vivienda ha sido recientemente una fuente de recursos relevante para las instituciones bancarias. Sin embargo, el efecto costo resultado de la simulación del modelo tiende a comprometer en los rendimientos de los niveles de la captación financiera. Para evitar esto, es necesario que los recursos obtenidos se canalicen en actividades productivas de largo plazo, de tal manera que el ingreso de los adquirientes de este tipo de bienes tengan recursos para cumplir con las obligaciones hipotecarias adquiridas.

En el caso de los indicadores macroeconómicos, se confirma la relación positiva entre el crecimiento económico y la captación financiera. La oferta monetaria real, como indicador de la liquidez de la economía tiene una relación negativa hacia los costos como se esperaba, y un efecto multiplicador semejante al crecimiento de la actividad económica. Los datos se aprecian en la siguiente tabla.

**Tabla 4.4**  
**ESCENARIOS DE SIMULACIÓN CON VARIABLES MACROECONÓMICAS**  
 (Porcentajes)

Variable	Crecimiento Económico	Oferta monetaria	Tasa de interés (CETES)	Riqueza financiera (m3-m1)
<b>Choque de 5%</b>	$\Delta Y_t$	$\Delta m1_t$	$\Delta r1_t$	$\Delta W_t$
$\Delta CC_t$	-5.20	-10.58	0.65	7.99
$\Delta CF_t$	0.26	0.26	0.86	3.62

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se supone la existencia de un choque manteniendo el resto de las variables sin cambio (ceteris paribus).

#### 4.4 Comentarios finales del capítulo

Si bien, el ejercicio no establece en forma directa la relación entre el crédito y el crecimiento económico, se encontró que tres de los tipos de crédito empleados tienen un efecto positivo hacia la captación, que a su vez guarda una relación positiva con la actividad económica para el periodo.

Por otra parte, la tasa de interés parece compensar el efecto costo generado ante choques positivos. Sin embargo, para el período de estudio la política de la banca central se concentró en el "corto" para controlar los precios. De acuerdo con estos resultados, esta política disminuyó la captación y presionó al alza los costos del proceso.

Contrariamente, la riqueza financiera medida por la cantidad de activos financieros en poder de residentes y no residentes muestra una relación positiva considerable hacia los costos y un menor efecto hacia la captación financiera. Esto se explica por la tenencia de diversos activos gubernamentales (bonos y tesobonos) que fueron renegociados luego de la crisis del 95 y que constituyeron una restricción en la liquidez debido al elevado nivel de obligaciones del gobierno hacia prestatarios foráneos.

## **Conclusiones Generales**

Los resultados del modelo permiten en primera instancia, confirmar el carácter Keynesiano de factores de demanda agregada como promotores de la captación financiera en la economía. Esto confirma la hipótesis de que a mayores niveles de liquidez en el sistema, entonces mayores niveles de captación. Sin embargo, los principales destinos del crédito provisto por el sistema bancario hacia la captación y los costos parecen tener efectos diversos.

En la dinámica de la causalidad de captación hacia costos, el boom del crédito al consumo parece haber sido la vía más efectiva para disminuir los costos del sistema, aunque el efecto ingreso hacia la captación fue considerablemente negativo. Este factor ha mermado la demanda de crédito de largo plazo, por lo que el crédito de la banca de desarrollo y el interbancario pueden ser las vías más directas para fomentar mayores niveles de captación y disminución en los costos.

Así, confirmamos también la hipótesis del destino del crédito como instrumento de política para alterar las variables endógenas. Ya que dependiendo de la reubicación del mismo, pueden obtenerse mayores tasas de captación financiera de tal manera que pueden compensarse en forma más eficiente los costos que se generan. Por ejemplo, en el corto plazo una disminución del crédito al consumo parece tener un efecto ligeramente positivo sobre la captación financiera. Sin embargo, en el largo plazo el efecto es mucho mayor, ya que se modifican las expectativas por parte de los consumidores y con ello, el ingreso disponible futuro. La misma situación se presenta con el crédito a la vivienda, que recientemente ha cobrado importancia en el mercado, debido a la permanencia de las bajas tasas de interés domésticas.

El crédito de la banca de desarrollo es importante, ya que a partir de la crisis de 1995 se observa un estancamiento de recursos para inversión fija. Si bien, en el corto plazo el efecto es casi nulo, en el largo plazo tiene un efecto positivo ligeramente mayor. Por lo que un aumento de los recursos públicos incrementaría la liquidez, estimularía la productividad y canalizaría recursos en créditos a la pequeña y mediana empresa. Con estas medidas se incrementaría el ingreso futuro y con ello, mayores niveles de captación.

La carencia de programas para financiar inversión fija promovió en el período la preferencia por ganancias financieras de corto plazo. Esta situación ocurre cuando los valores gubernamentales y/o documentos bursátiles superan la tasa de interés del crédito bancario. En este sentido, debe mencionarse la disyuntiva conflictiva de la demanda de crédito: el destinado a financiar la inversión o el destinado a la especulación. El primero, genera un círculo virtuoso de crecimiento económico que incide en el crecimiento del crédito, mientras que la especulación se expresa en la deflación de la producción y de la cartera crediticia. A esto, debe agregarse el efecto de la tasa de interés internacional, que tiene efectos positivos en los costos tanto en el corto como en largo plazo. Esto confirma que los choques internacionales son permanentes y significativos.

Finalmente, se observa que el crédito interbancario otorgado por la banca comercial en el corto plazo tiene un efecto ligeramente positivo sobre la captación financiera. Sin embargo, el efecto en la disminución de los costos es considerable en términos absolutos. En el modelo de corrección de error el efecto parece eliminarse en el largo plazo, aunque esto puede explicarse por los altos costos que ha manejado el sistema bancario para los consumidores en comisiones e impuestos. Si bien, esta investigación no incluye las tasas impositivas en el modelo debido a que no es información pública, el reciente impuesto a los depósitos bancarios vigente desde agosto de 2008 desincentivaría los niveles de captación del sistema de acuerdo con el modelo.

En términos generales, podemos resaltar la importancia de redistribuir la política crediticia e impositiva del sistema bancario, ya que parecen ser útiles las iniciativas que modifiquen el ingreso disponible de corto plazo y de esta manera permitir a los consumidores tener decisiones de ahorro que aumenten la inversión y el ingreso de largo plazo. Por ello, se requiere de un sistema bancario con una actitud permanente de innovación de productos y de mercados, de tal forma que disponga de incentivos sólidos para minimizar los riesgos implícitos en los contratos y transacciones financieras.



## ANEXO ESTADÍSTICO

### Cuadro A1 Series de Datos

	Captación financiera real	Costos de captación promedio reales	Tasa de interés real	Riqueza financiera real	Índice de volumen de producción	Saldos monetarios reales	Tasa de interés USA
1997M12	14217.14	0.28	0.29	15485.36	123.35	5070.98	0.03
1998M01	13605.54	0.26	0.27	15578.48	122.24	4698.34	0.03
1998M02	13620.06	0.25	0.28	15637.73	121.25	4629.51	0.03
1998M03	13818.81	0.26	0.29	15924.49	134.97	4624.39	0.03
1998M04	13903.88	0.26	0.28	16004.73	126.83	4551.77	0.03
1998M05	13992.55	0.25	0.26	16344.46	130.52	4684.41	0.03
1998M06	14039.87	0.25	0.28	16377.16	132.18	4692.06	0.03
1998M07	14060.49	0.25	0.29	16565.00	130.40	4678.77	0.03
1998M08	14260.55	0.27	0.32	16529.75	130.47	4720.55	0.03
1998M09	14507.31	0.38	0.57	16787.83	130.59	4534.89	0.03
1998M10	14421.92	0.40	0.48	16883.37	135.28	4570.34	0.03
1998M11	14475.19	0.37	0.43	16931.36	129.91	4695.33	0.03
1998M12	14725.24	0.37	0.44	17081.47	128.42	5095.38	0.03
1999M01	14383.84	0.36	0.41	16890.77	123.53	4709.84	0.03
1999M02	14673.40	0.34	0.36	17200.39	123.98	4619.56	0.03
1999M03	14657.06	0.29	0.29	17605.62	137.48	4587.80	0.03
1999M04	14288.95	0.24	0.25	17466.52	132.85	4528.36	0.03
1999M05	14482.10	0.22	0.25	17744.66	135.35	4721.91	0.03
1999M06	14426.85	0.23	0.26	17801.34	140.48	4706.46	0.03
1999M07	14596.99	0.22	0.24	18139.22	137.62	4747.59	0.03
1999M08	14775.00	0.22	0.25	18235.32	137.93	4768.89	0.03
1999M09	14856.76	0.21	0.24	18484.03	136.87	4783.07	0.03
1999M10	14786.19	0.21	0.21	18457.50	138.32	4910.29	0.03
1999M11	14747.69	0.19	0.20	18653.31	138.22	5027.75	0.03
1999M12	14481.94	0.18	0.19	18200.63	135.84	5724.92	0.03
2000M01	14235.73	0.18	0.19	18611.85	134.21	5206.00	0.03
2000M02	14274.67	0.17	0.18	18782.81	137.46	5099.40	0.03
2000M03	14632.38	0.16	0.16	18985.57	150.32	5171.12	0.03
2000M04	14040.36	0.14	0.15	19162.87	137.59	5174.34	0.04
2000M05	13832.58	0.14	0.16	19268.20	149.11	5223.11	0.04
2000M06	13634.91	0.15	0.18	19243.35	151.16	5448.27	0.04
2000M07	13609.82	0.14	0.15	19603.26	146.23	5438.00	0.04
2000M08	13350.71	0.14	0.17	19610.15	150.22	5289.35	0.04
2000M09	13356.42	0.15	0.17	19944.61	144.99	5319.88	0.04

2000M10	13054.95	0.15	0.17	20086.13	150.05	5294.64	0.04
2000M11	12764.35	0.16	0.19	19954.72	145.20	5537.16	0.04
2000M12	12539.11	0.15	0.18	19243.48	133.58	6059.25	0.04
2001M01	12592.95	0.16	0.19	19520.93	137.31	5599.74	0.03
2001M02	12811.29	0.16	0.19	20043.78	132.07	5521.68	0.03
2001M03	12890.52	0.15	0.17	20366.78	146.50	5407.11	0.03
2001M04	12980.11	0.14	0.16	20444.26	133.69	5404.50	0.03
2001M05	12958.87	0.12	0.13	20674.41	145.15	5422.82	0.02
2001M06	12877.99	0.10	0.10	20693.34	143.91	5579.81	0.02
2001M07	13014.88	0.09	0.10	21021.31	138.46	5642.54	0.02
2001M08	13177.34	0.08	0.08	21504.23	142.47	5724.29	0.02
2001M09	13420.98	0.08	0.10	21261.33	135.82	6004.89	0.02
2001M10	12525.17	0.08	0.09	21488.83	142.53	5963.48	0.01
2001M11	12570.95	0.07	0.08	21686.00	138.66	6278.92	0.01
2001M12	12688.75	0.06	0.06	21359.81	127.51	6992.05	0.01
2002M01	11994.50	0.06	0.07	21360.44	131.51	6452.53	0.01
2002M02	12055.21	0.06	0.08	21803.79	128.18	6392.01	0.01
2002M03	11948.79	0.06	0.07	21949.70	133.96	6513.62	0.01
2002M04	11788.64	0.05	0.06	21993.18	146.07	6349.71	0.01
2002M05	11828.62	0.05	0.07	21973.29	144.68	6367.53	0.01
2002M06	12102.71	0.05	0.07	22043.43	140.79	6544.14	0.01
2002M07	11813.57	0.06	0.07	22078.40	141.04	6492.90	0.01
2002M08	11732.65	0.05	0.07	21910.95	141.51	6440.70	0.01
2002M09	12020.83	0.05	0.07	21949.93	134.99	6466.09	0.01
2002M10	11971.92	0.05	0.08	22096.29	144.56	6417.14	0.01
2002M11	12116.99	0.05	0.07	22304.12	136.65	6635.62	0.01
2002M12	12386.65	0.05	0.07	22221.27	129.31	7448.55	0.01
2003M01	12884.32	0.05	0.08	22733.36	132.40	6968.57	0.01
2003M02	13269.75	0.06	0.09	22603.74	129.66	6829.98	0.01
2003M03	13207.00	0.06	0.09	22685.76	139.04	6854.32	0.01
2003M04	12609.63	0.06	0.08	22748.73	136.48	6732.56	0.01
2003M05	12654.23	0.04	0.05	23233.21	140.27	6840.93	0.01
2003M06	12746.14	0.04	0.05	23315.84	138.42	6985.19	0.01
2003M07	12771.59	0.03	0.04	23927.08	137.00	6927.21	0.01
2003M08	12691.53	0.03	0.04	23952.25	134.90	6884.43	0.01
2003M09	12821.65	0.03	0.04	24002.31	134.39	6873.55	0.01
2003M10	12617.58	0.03	0.05	24075.46	143.17	6923.49	0.01
2003M11	12862.04	0.03	0.05	24215.11	133.17	7189.35	0.01
2003M12	13650.30	0.04	0.06	24268.84	133.34	8016.11	0.01
2004M01	12681.62	0.03	0.05	24489.68	132.39	7544.57	0.01
2004M02	12756.51	0.03	0.05	24307.63	132.31	7429.96	0.01

2004M03	13325.11	0.04	0.06	25264.82	148.81	7335.03	0.01
2004M04	12965.44	0.04	0.05	25137.67	140.70	7350.67	0.01
2004M05	13057.39	0.04	0.06	24914.18	143.19	7525.58	0.01
2004M06	13757.65	0.04	0.06	25197.95	146.50	7815.44	0.01
2004M07	13507.99	0.04	0.06	25281.80	141.75	7621.43	0.01
2004M08	13452.63	0.04	0.07	25118.23	142.85	7518.88	0.01
2004M09	13552.95	0.05	0.07	25315.82	142.08	7529.29	0.01
2004M10	13786.27	0.05	0.07	25664.32	144.74	7588.71	0.01
2004M11	13970.73	0.05	0.07	25553.04	141.59	7712.36	0.01
2004M12	14361.04	0.05	0.08	25942.40	140.05	8410.19	0.01
2005M01	14577.58	0.05	0.08	26518.61	134.65	8070.22	0.01
2005M02	14556.67	0.05	0.08	26713.97	135.57	8007.23	0.01
2005M03	14519.11	0.06	0.08	27186.87	141.16	7851.58	0.01
2005M04	14418.90	0.06	0.08	27110.79	148.84	7827.71	0.01
2005M05	14592.54	0.06	0.09	27610.33	147.50	7857.77	0.02
2005M06	15090.01	0.06	0.08	27716.43	146.69	8200.16	0.02
2005M07	15144.18	0.06	0.08	28190.74	139.16	8122.79	0.02
2005M08	15140.65	0.06	0.08	28512.86	145.80	8039.13	0.02
2005M09	15063.22	0.06	0.08	29003.36	143.71	8078.81	0.02
2005M10	15106.81	0.06	0.08	29521.57	148.77	8147.43	0.02
2005M11	15375.29	0.06	0.08	29574.79	146.06	8327.29	0.02
2005M12	15614.11	0.05	0.07	29382.09	142.50	9187.37	0.02
2006M01	15176.36	0.05	0.07	29465.89	144.00	8722.34	0.02
2006M02	15272.28	0.05	0.06	30141.22	141.30	8647.22	0.02
2006M03	15493.36	0.05	0.06	30970.66	155.32	8809.39	0.02
2006M04	16107.48	0.04	0.06	31403.22	145.28	8876.44	0.02
2006M05	15502.36	0.04	0.06	31174.65	156.32	8962.82	0.02
2006M06	15820.90	0.04	0.06	31475.64	157.95	9373.18	0.02
2006M07	15024.68	0.04	0.06	31266.99	146.92	9301.37	0.03
2006M08	14610.18	0.04	0.06	31415.18	152.92	8993.61	0.03
2006M09	14478.33	0.04	0.06	31332.35	149.55	9016.33	0.03
2006M10	14380.87	0.04	0.06	31391.93	154.65	8923.61	0.03
2006M11	14489.27	0.04	0.06	31918.21	152.71	9290.20	0.03
2006M12	15076.68	0.04	0.06	32228.42	143.76	10069.16	0.03
2007M01	14301.60	0.04	0.06	32160.13	144.50	9418.41	0.03
2007M02	14441.97	0.04	0.06	32359.88	141.68	9273.00	0.03
2007M03	14456.51	0.04	0.06	32677.68	155.30	9366.15	0.03
2007M04	14140.59	0.04	0.06	32568.51	148.35	9221.95	0.03
2007M05	14402.76	0.04	0.06	33459.76	157.50	9315.95	0.03
2007M06	15148.98	0.04	0.06	33301.34	157.53	9643.95	0.03
2007M07	14847.74	0.04	0.06	33609.46	150.22	9513.83	0.03

2007M08	15019.58	0.04	0.06	34331.43	157.72	9556.92	0.02
2007M09	15346.65	0.04	0.06	33922.83	148.39	9694.58	0.02
2007M10	15265.22	0.04	0.06	34260.91	159.95	9494.29	0.02
2007M11	15488.19	0.04	0.06	34759.64	152.96	9702.10	0.02
2007M12	16455.25	0.04	0.06	34096.45	145.01	10750.10	0.02

Fuente: Banco de México (BANXICO). Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI).

Datos deflactados con el índice de precios al consumidor (2002=100)

	Crédito al Consumo	Crédito de la Banca de Desarrollo	Crédito interbancario	Crédito a la vivienda
1997M12	362.11	76.15	468.62	2550.07
1998M01	355.36	73.56	489.62	2470.42
1998M02	349.39	73.79	463.32	2440.02
1998M03	352.19	67.86	462.74	2434.32
1998M04	358.52	66.42	668.89	2297.77
1998M05	363.17	70.00	694.33	2330.38
1998M06	371.76	71.75	720.66	2316.38
1998M07	379.97	72.01	659.50	2302.84
1998M08	388.13	75.51	740.83	2306.57
1998M09	366.02	72.81	703.87	2238.70
1998M10	332.29	72.29	709.98	2199.50
1998M11	334.58	77.00	687.17	2145.73
1998M12	318.68	71.84	675.59	2128.14
1999M01	318.11	70.26	658.48	2121.66
1999M02	307.57	66.53	659.63	2097.70
1999M03	305.81	63.64	701.25	2089.04
1999M04	316.42	62.65	641.27	2013.10
1999M05	330.75	67.43	598.66	1998.11
1999M06	324.10	66.81	598.32	1975.49
1999M07	321.26	66.10	637.99	1924.85
1999M08	331.61	65.45	649.32	1823.39
1999M09	321.76	64.23	684.63	1814.91
1999M10	322.29	66.11	752.48	1836.15
1999M11	338.10	66.00	704.94	1800.44
1999M12	336.28	66.98	562.97	1796.17
2000M01	326.23	67.65	645.56	1764.64
2000M02	324.73	64.99	639.68	1727.92
2000M03	328.55	63.33	644.15	1800.85
2000M04	334.89	65.58	616.36	1748.33
2000M05	344.07	65.69	591.57	1731.20

2000M06	351.01	63.63	604.38	1717.97
2000M07	362.48	62.04	596.82	1699.11
2000M08	373.46	62.83	590.55	1683.32
2000M09	377.26	65.12	609.00	1570.08
2000M10	381.92	64.89	615.02	1553.70
2000M11	400.81	65.23	618.77	1551.02
2000M12	414.97	71.49	633.44	1509.15
2001M01	429.49	71.40	644.42	1477.42
2001M02	433.33	72.67	850.02	1507.11
2001M03	452.94	71.07	453.18	1505.34
2001M04	474.93	71.14	463.76	1478.69
2001M05	454.80	66.27	439.80	1471.80
2001M06	474.52	65.35	426.85	1460.84
2001M07	484.45	64.03	466.02	1443.39
2001M08	482.74	64.12	416.54	1423.18
2001M09	484.34	64.86	427.33	1416.24
2001M10	494.77	64.42	110.19	1398.82
2001M11	526.42	68.91	111.72	1390.00
2001M12	549.72	61.68	117.93	1370.36
2002M01	549.68	61.14	95.50	1332.28
2002M02	557.24	66.26	106.92	1329.76
2002M03	560.69	74.74	94.58	1325.84
2002M04	577.63	86.67	88.90	1305.07
2002M05	607.85	86.91	90.09	1295.45
2002M06	628.14	85.38	90.27	1290.31
2002M07	644.12	83.52	81.69	1280.30
2002M08	671.80	88.45	82.72	1281.38
2002M09	684.04	104.22	82.04	1272.25
2002M10	700.05	100.00	76.78	1256.55
2002M11	714.73	105.49	80.60	1256.60
2002M12	740.76	120.97	76.24	1243.31
2003M01	741.71	120.42	73.29	1189.99
2003M02	754.20	119.61	73.08	1191.48
2003M03	769.17	109.84	77.90	1171.08
2003M04	795.07	107.90	22.00	1164.86
2003M05	818.48	111.78	22.28	1165.11
2003M06	845.22	91.59	18.35	1160.77
2003M07	869.46	89.98	16.40	1126.16
2003M08	896.97	91.38	7.41	1122.40
2003M09	960.84	90.62	9.80	1116.41
2003M10	977.62	88.43	5.42	1104.81

2003M11	1003.27	86.27	2.25	1095.62
2003M12	1063.65	84.96	2.36	1089.15
2004M01	1063.06	83.53	1.97	1083.29
2004M02	1100.95	75.23	2.47	1079.63
2004M03	1131.54	71.25	3.46	1076.86
2004M04	1163.96	60.55	1.02	1079.79
2004M05	1204.20	60.54	2.37	1085.37
2004M06	1241.07	60.13	3.06	1082.36
2004M07	1274.09	59.08	4.82	1091.35
2004M08	1315.80	58.30	0.91	1091.69
2004M09	1357.55	57.60	1.50	1084.16
2004M10	1411.58	57.17	1.42	1087.46
2004M11	1474.68	56.21	1.78	1090.51
2004M12	1512.23	42.80	4.19	1095.26
2005M01	1545.69	42.34	2.25	1094.25
2005M02	1581.35	41.78	3.59	1099.58
2005M03	1631.86	41.58	5.44	1109.36
2005M04	1674.17	41.23	7.15	1135.33
2005M05	1725.97	41.06	6.19	1170.36
2005M06	1791.93	40.48	6.83	1193.80
2005M07	1841.28	39.98	5.96	1211.70
2005M08	1903.33	39.57	5.65	1182.87
2005M09	1966.16	39.15	5.37	1234.04
2005M10	2096.18	38.77	4.94	1270.21
2005M11	2159.98	38.12	7.81	1307.17
2005M12	2234.93	37.37	8.24	1454.26
2006M01	2251.09	36.67	8.69	1500.72
2006M02	2331.25	36.35	8.59	1522.83
2006M03	2382.85	36.46	9.20	1607.49
2006M04	2479.35	36.38	9.34	1667.29
2006M05	2558.79	36.57	14.01	1712.28
2006M06	2636.05	5.98	19.17	1733.02
2006M07	2704.86	5.48	16.17	1781.08
2006M08	2767.52	4.91	13.58	1800.29
2006M09	2839.89	4.68	13.82	1850.73
2006M10	2922.22	4.34	14.84	1871.68
2006M11	3013.82	4.26	15.58	1868.51
2006M12	3039.52	3.83	19.83	1905.08
2007M01	3024.59	3.56	18.48	1811.71
2007M02	3070.88	3.49	17.17	1902.15
2007M03	3144.22	3.44	21.78	1941.59

2007M04	3221.11	3.33	22.62	1987.48
2007M05	3293.32	3.29	17.40	2017.59
2007M06	3362.55	3.22	19.48	2062.40
2007M07	3409.98	2.96	15.76	2109.83
2007M08	3485.29	2.84	16.28	2147.74
2007M09	3517.18	2.74	11.03	2168.60
2007M10	3560.29	2.64	9.16	2154.98
2007M11	3621.64	2.63	9.13	2194.14
2007M12	3630.30	2.41	13.83	2191.48

Fuente: Banco de México (BANXICO). Datos deflactados con el índice de precios al consumidor (2002=100)

**Cuadro A2**  
**Pruebas econométricas para las ecuaciones**

Prueba	$\Delta CC_t$	Resultado	$CF_t$	Resultado
<b>JB</b>	2.9858 (0.2247)	Se acepta Ho: Normalidad	2.2435 (0.3257)	Se acepta Ho: Normalidad
<b>LM(1)</b>	0.5466 (0.4616)	Se acepta Ho: No correlación serial	0.7631 (0.3847)	Se acepta Ho: No correlación serial
<b>LM(2)</b>	1.6597 (0.1962)	Se acepta Ho: No correlación serial	0.4976 (0.6096)	Se acepta Ho: No correlación serial
<b>ARCH(1)</b>	0.0611 (0.8050)	Se acepta Ho: Homocedástica	0.5344 (0.4663)	Se acepta Ho: Homocedástica
<b>ARCH(2)</b>	0.3153 (0.7302)	Se acepta Ho: Homocedástica	0.5906 (0.5558)	Se acepta Ho: Homocedástica
<b>DW</b>	2.1043	Se acepta Ho: No Autocorrelación	2.1246 (0.7460)	Se acepta Ho: No Autocorrelación
<b>RESET (1)</b>	0.0143 (0.9049)	Se acepta Ho: Linealidad	0.0115 (0.9146)	Se acepta Ho: Linealidad
<b>RESET (2)</b>	0.2314 (0.7937)	Se acepta Ho: Linealidad	4.9306 (0.0086)	Se acepta Ho: Linealidad
<b>CUSUM</b>		Se rechaza cambio estructural para el periodo de estimación		Se rechaza cambio estructural para el periodo de estimación

Nota: JB, prueba de Jarque-Bera; LM (q-orden), la de multiplicadores de Lagrange para correlación serial; ARCH (q-orden), para heteroscedasticidad dinámica; WHITE, para heteroscedasticidad dinámica, (n.c.) sin multiplicación cruzada, y (c.) con multiplicación cruzada; RESET (q-orden) para probar linealidad en la parte sistemática. Entre paréntesis la probabilidad. DW=Durban-Watson.

### Cuadro A3 Pruebas de convergencia para el VAR

Roots of Characteristic Polynomial  
 Endogenous variables: LOG(CCFP/INPCMX) LOG(CFMX/INPCMX)  
 Exogenous variables: C LOG(IVMAN(-1)) LOG(M1(-1)/INPCMX(-1))  
 LOG(R1US/IPCUS) LOG(R1MEX/INPCMX) LOG(WF/INPCMX)  
 LOG(CREDC/INPCMX) LOG(CREDIB(-1)/INPCMX(-1)) LOG(CREDV(-1)/INPCMX(-1)) LOG(CREDIBC(-1)/INPCMX(-1))  
 Lag specification: 1 2  
 Date: 02/16/09 Time: 18:31

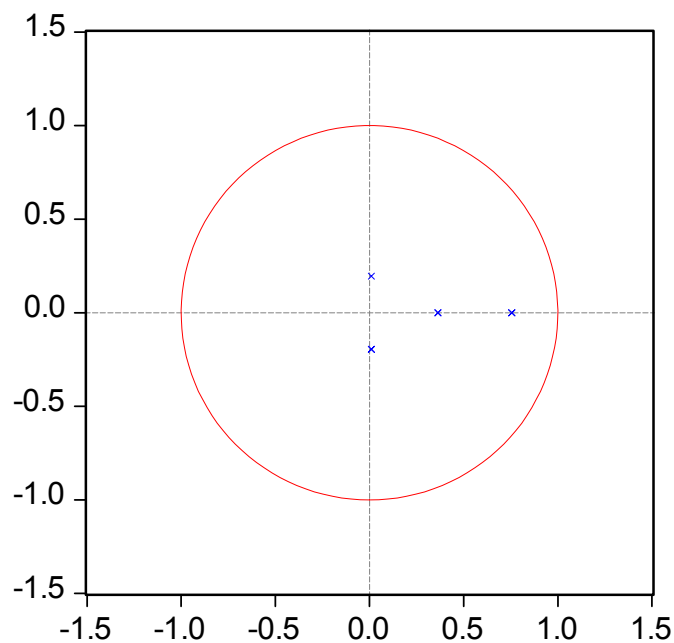
Root	Modulus
0.755890	0.755890
0.363174	0.363174
0.010708 - 0.195400i	0.195693
0.010708 + 0.195400i	0.195693

No root lies outside the unit circle.  
 VAR satisfies the stability condition.

Fuente:

VAR estimado en Eviews 6

#### Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fuente: VAR estimado en Eviews 6



## Modelos de Corrección de Error Costos de Captación Financiera

Method: Least Squares

Date: 07/05/08 Time: 19:29

Sample(adjusted): 1999:01 2007:12

Included observations: 108 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 3 iterations

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CCFP}/\text{INPCMX}) = & C(2) * \text{DLOG}(\text{CFMX}/\text{INPCMX}) + C(3) * \text{DLOG}(\text{M1} \\ & / \text{INPCMX}) + C(4) * \text{DLOG}(\text{IVMAN}) + C(5) * \text{DLOG}(\text{R1US}/\text{IPCUS}) + C(6) \\ & * (\text{LOG}(\text{CCFP}(-1)/\text{INPCMX}(-1)) - (2.733269372 * \text{LOG}(\text{CFMX}(-1)/\text{INPCMX} \\ & (-1)) - 1.105116523 * \text{LOG}(\text{IVMAN}(-1)) - 2.499332562 * \text{LOG}(\text{M1}(-1) \\ & / \text{INPCMX}(-1)) + 0.2775188899 * \text{LOG}(\text{R1US}(-1)/\text{IPCUS}(-1))) + C(7) \\ & * \text{DLOG}(\text{CFMX}(-24)/\text{INPCMX}(-24)) + C(8) * \text{DLOG}(\text{CCFP}(-1)/\text{INPCMX}(-1)) \\ & + C(9) * \text{DLOG}(\text{CCFP}(-6)/\text{INPCMX}(-6)) + C(10) * \text{DLOG}(\text{IVMAN}(-11)) + C(11) \\ & * \text{DLOG}(\text{CFMX}(-8)/\text{INPCMX}(-8)) + C(12) * \text{DLOG}(\text{IVMAN}(-13)) + C(13) \\ & * \text{DLOG}(\text{IVMAN}(-20)) + C(14) * \text{DLOG}(\text{CCFP}(-24)/\text{INPCMX}(-24)) + C(15) \\ & * \text{DLOG}(\text{CCFP}(-5)/\text{INPCMX}(-5)) + C(16) * \text{DLOG}(\text{CCFP}(-23)/\text{INPCMX}(-23)) \\ & + C(17) * \text{DLOG}(\text{R1US}(-8)/\text{IPCUS}(-8)) + C(18) * \text{DLOG}(\text{R1US}(-9)/\text{IPCUS} \\ & (-9)) + C(19) * \text{DLOG}(\text{R1US}(-16)/\text{IPCUS}(-16)) + C(20) * \text{DLOG}(\text{R1US}(-18) \\ & / \text{IPCUS}(-18)) + C(21) * \text{DLOG}(\text{R1US}(-21)/\text{IPCUS}(-21)) + C(22) \\ & * \text{DLOG}(\text{R1US}(-24)/\text{IPCUS}(-24)) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.569462	0.254772	2.235186	0.0280
C(3)	-0.285029	0.181321	-1.571955	0.1196
C(4)	-0.214939	0.133600	-1.608823	0.1113
C(5)	0.177924	0.088065	2.020378	0.0464
C(6)	-0.151378	0.044465	-3.404404	0.0010
C(7)	2.019539	1.926410	1.048343	0.2974
C(8)	0.499636	0.079155	6.312119	0.0000
C(9)	-0.159619	0.071762	-2.224273	0.0287
C(10)	0.163810	0.120407	1.360474	0.1772
C(11)	-0.472356	0.231637	-2.039208	0.0445
C(12)	-0.582007	0.129304	-4.501077	0.0000
C(13)	0.360266	0.124033	2.904601	0.0047
C(14)	0.201238	0.069304	2.903718	0.0047
C(15)	0.222282	0.079002	2.813613	0.0061
C(16)	-0.097546	0.075216	-1.296866	0.1981
C(17)	-0.107545	0.114245	-0.941353	0.3491
C(18)	0.078873	0.106408	0.741236	0.4605
C(19)	-0.222284	0.108575	-2.047286	0.0436
C(20)	0.168133	0.097534	1.723834	0.0883
C(21)	-0.103011	0.094329	-1.092037	0.2778
C(22)	0.025065	0.095832	0.261551	0.7943
R-squared	0.571305	Mean dependent var		-0.020522
Adjusted R-squared	0.472754	S.D. dependent var		0.070082
S.E. of regression	0.050888	Akaike info criterion		-2.945733
Sum squared resid	0.225290	Schwarz criterion		-2.424207
Log likelihood	180.0696	Durbin-Watson stat		2.104363

Fuente: Simulación en Eviews 6

## Captación Financiera

Method: Least Squares

Date: 06/28/08 Time: 20:13

Sample(adjusted): 1999:01 2008:01

Included observations: 109 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 3 iterations

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CFMX}/\text{INPCMX}) = & C(2) * \text{DLOG}(\text{R1MEX}/\text{INPCMX}) + C(3) * \text{DLOG}(\text{WF} \\ & / \text{INPCMX}) + C(4) * \text{DLOG}(\text{CREDC}/\text{INPCMX}) + C(5) * \text{DLOG}(\text{CREDIB} \\ & / \text{INPCMX}) + C(6) * \text{DLOG}(\text{CREDV}/\text{INPCMX}) + C(7) * \text{DLOG}(\text{CREDIBC} \\ & / \text{INPCMX}) + C(8) * (\text{LOG}(\text{CFMX}(-1))/\text{INPCMX}(-1)) - (0.1558431623 \\ & * \text{LOG}(\text{R1MEX}(-1))/\text{INPCMX}(-1)) + 0.8778261071 * \text{LOG}(\text{WF}(-1))/\text{INPCMX} \\ & (-1)) - 0.1063011296 * \text{LOG}(\text{CREDC}(-1))/\text{INPCMX}(-1)) + 0.03864779582 \\ & * \text{LOG}(\text{CREDIB}(-1))/\text{INPCMX}(-1)) + 0.2389681923 * \text{LOG}(\text{CREDV}(-1) \\ & / \text{INPCMX}(-1)) - 0.02830608515 * \text{LOG}(\text{CREDIBC}(-1))/\text{INPCMX}(-1)) + C(9) \\ & * \text{DLOG}(\text{CFMX}(-24)/\text{INPCMX}(-24)) + C(10) * \text{DLOG}(\text{R1MEX}(-6)/\text{INPCMX} \\ & (-6)) + C(11) * \text{DLOG}(\text{CREDC}(-6)/\text{INPCMX}(-6)) + C(12) * \text{DLOG}(\text{CREDC}(-20) \\ & / \text{INPCMX}(-20)) + C(13) * \text{DLOG}(\text{R1MEX}(-9)/\text{INPCMX}(-9)) + C(14) \\ & * \text{DLOG}(\text{R1MEX}(-8)/\text{INPCMX}(-8)) + C(15) * \text{DLOG}(\text{WF}(-12)/\text{INPCMX}(-12)) \\ & + C(17) * \text{DLOG}(\text{WF}(-14)/\text{INPCMX}(-14)) + C(18) * \text{DLOG}(\text{CREDV}(-8) \\ & / \text{INPCMX}(-8)) + C(19) * \text{DLOG}(\text{CREDIB}(-7)/\text{INPCMX}(-7)) + C(20) \\ & * \text{DLOG}(\text{CREDIBC}(-10)/\text{INPCMX}(-10)) + C(21) * \text{DLOG}(\text{CREDC}(-9) \\ & / \text{INPCMX}(-9)) + C(22) * \text{DLOG}(\text{CREDIBC}(-16)/\text{INPCMX}(-16)) + C(23) \\ & * \text{DLOG}(\text{CREDC}(-14)/\text{INPCMX}(-14)) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.046042	0.020157	2.284159	0.0248
C(3)	0.435725	0.151453	2.876973	0.0050
C(4)	-0.018616	0.087683	-0.212311	0.8324
C(5)	0.003747	0.010291	0.364101	0.7167
C(6)	0.096687	0.090250	1.071316	0.2870
C(7)	0.014454	0.004962	2.912983	0.0045
C(8)	-0.205310	0.050847	-4.037830	0.0001
C(9)	-1.911705	0.660718	-2.893374	0.0048
C(10)	-0.018062	0.017109	-1.055691	0.2940
C(11)	0.090750	0.078098	1.161999	0.2484
C(12)	0.169081	0.074867	2.258419	0.0264
C(13)	0.024200	0.015697	1.541679	0.1267
C(14)	0.037963	0.015641	2.427180	0.0173
C(15)	-0.326878	0.148103	-2.207102	0.0299
C(17)	-0.193581	0.159026	-1.217294	0.2267
C(18)	-0.208613	0.083806	-2.489253	0.0147
C(19)	0.023493	0.010095	2.327303	0.0222
C(20)	-0.001730	0.005200	-0.332660	0.7402
C(21)	-0.093639	0.081851	-1.144021	0.2557
C(22)	0.002020	0.005067	0.398633	0.6911
C(23)	0.046884	0.073671	0.636388	0.5262
R-squared	0.580554	Mean dependent var		0.000706
Adjusted R-squared	0.485226	S.D. dependent var		0.024449
S.E. of regression	0.017541	Akaike info criterion		-5.077189
Sum squared resid	0.027078	Schwarz criterion		-4.558673
Log likelihood	297.7068	Durbin-Watson stat		2.124682

Fuente: Simulación en Eviews 6

**REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- Akaike, H. (1974). "Statistical Predictor Identification". *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*. 203-217.
- Aportela, Fernando (1999). *Households' Saving Effects of a Financial Reform in a Fragmented Economy: The Mexican Case*. Mimeo, Tesis Doctoral MIT, 1999.
- Aportela, Fernando (2001). "Efecto de los ciclos de crédito en México sobre la tasa de ahorro de los hogares, 1989-1996". Documento de investigación No. 2001-3. Banco de México.
- Attanasio, y Weber Guglielmo. (1994). "The UK Consumption Boom of the late 1980's: Aggregate Implications of Macroeconomic Evidence". *The Economic Journal*. Vol 104. No. 427. Noviembre.
- Ávalos, M. y Hernández, F. (2006). "Competencia bancaria en México". Serie Estudios y perspectivas. CEPAL.
- Banco de México. "Encuesta mensual sobre las expectativas de los especialistas en economía del sector privado". México. Varias ediciones.
- Ball, L. (1999). "Policy Rules for Open Economies". en *Monetary Policy Rules*. Ed., J. Taylor. The University of Chicago Press.
- Bardsen, Gunnar, Eilev S. Jansen and Ragnar Nymoen (2005). *The Econometrics of Macroeconomic Modelling*. Oxford University Press.
- Barro, R. J. (1976), "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economic*.
- \_\_\_\_\_ (1991), Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106: 407-444.
- \_\_\_\_\_ (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- \_\_\_\_\_ y Xavier Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*. New York: Mc Graw Hill.
- Berger, James O. (1985). *Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis*. 2<sup>nd</sup>. Edition. Springer-Verlag, Berlin.
- Bernanke, B. (1999). "Inflation Targeting: Lessons from the International Experience". Princeton University Press.
- Clarida, R., Galí, J., y Gertler, M. (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", en *Journal of Economic Literature*. Vol XXXVII. Diciembre.
- Copelman, Martina and Werner, Alejandro M. (1995). "The Monetary Transmission Mechanism in Mexico". Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, Number 521.
- Corbo, Vittorio y Klaus Schmidt-Hebbel. (1991). "Public Policies and Saving in Developing Countries". *Journal of Development Economics*. Vol. 36. 1991. pp. 89-115.
- Davidson, Russell; MacKinnon, James G. (1987). "Implicit Alternatives and the Local Power of Test Statistics". *Econometrica*. Vol. 55 (6). p 1305-29. Noviembre.

- \_\_\_\_\_ (1987). "Testing for Consistency using Artificial Regressions". Queen's University, Department of Economics, Working Papers. p 36 pages.
- Del Ángel G., Haber, S. y Mussacchio (2004). "Bank accounting standards in Mexico: A lay man guide to recent changes". Documento de Trabajo. CIDE. México.
- Díaz, Alejandro. (1985). "Good Bye Financial Repression, Hello Financial Crash". Journal of Development Economics. p.p. 1-24.
- Dickey, David A; Fuller, Wayne (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Time series. Vol 1. Harvey, Andrew, ed., Elgar Reference Collection. International Library of Critical Writings in Econometrics, vol. 5. Aldershot, U.K.: Elgar; distributed in the U.S. by Ashgate, Brookfield, Vt.. p 199-203.
- \_\_\_\_\_ (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1077.
- Durlauf, S. y Phillips, P.C.B. (1988): "Trends versus Random Walks in the Time Series Analysis". *Econometrica*, 56. p.p. 1333-1354.
- Engle, R. F. y C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and error correction: representation estimation and testing". *Econometrica*. Vol. 55, No. 2, 251-276.
- Esquivel, Gerardo, y Raúl Razo (2001). "Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: Un análisis multicausal de corrección de errores", El Colegio de México y Banco de México, noviembre.
- Fagan, Gabriel y Julian Morgan (2005). *Econometric Models of Euro-area Central Banks*. Edward Elgar Publishing Limited.
- Fuller, Wayne A. (1977). "Some Properties of a Modification of the Limited Information Estimator". *Econometrica*. Vol. 45 (4). p 939-53. May.
- Galindo, Luis miguel y Ma. Elena Cardero (1997). "Un modelo econométrico de vectores autoregresivos y cointegración de la economía mexicana, 1980-1996". *Economía mexicana*, vol. VI, núm., 2, segundo semestre.
- Gandolfo, G. (1976). *Método y Modelos Matemáticos de la dinámica económica*. Editorial Tecnos.
- Gelos, Gastón and Werner, Alejandro (1999). "Financial Liberalization, Credit Constraints, and Collateral: Investment in the Mexican Manufacturing Sector," IMF Working Paper, WP/99/25.
- Gertler, Mark and Gilchrist Simon (1994). "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, Issue 2, pp. 309-340.
- Gosh, A. y S. Phillips (1998). "Warning: Inflation May be Harmful to your Growth". Staff Papers, IMF, Vol. 45.
- Granger, C. (1981). "Some Properties of Time Series Data and their use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*. 16. p.p. 121-130.
- Granger, C. W.J. (2004). "Time Series Analysis, Cointegration, and Applications" *American Economic Review*, Vol.94, No.3, June, pp. 421-425.
- Greene, William H. (1999), *Análisis Econométrico*, Prentice Hall, tercera edición.
- Grier Kevin B. y Robin M. Grier (1998). "Inflación e incertidumbre inflacionaria en México". *El Trimestre Económico* 1960-1997".

- Gunnar Bardsen, Øyvind Eitrheim, Eilev S. Jansen y Ragnar Nymoen (2005). *The Econometrics of Macroeconomic Modelling*. Oxford University Press.
- Harris, John., Schiantarelli, Fabio and Siregar Miranda G. (1994). "The Effect of Financial Liberalization on the Capital Structure and Investment Decisions of Indonesian Manufacturing Establishments". *The World Bank Economic Review*, Vol. 8, No. 1, pp. 17-47.
- Hendry, M. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.
- Japelli, Tullio y Marco Pagano, "Saving, Growth and Liquidity Constraints". *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 109. Issue 1. Febrero, 1994.
- Johansen, Soren, A. (1988), Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*. 12, 231-254.
- \_\_\_\_\_ (1992). "Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2". *Econometric Theory*. Vol. 8 (2). p 188-202. Junio.
- \_\_\_\_\_ y Juselius, Katarina (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money". *General-to-Specific Modelling*. Volume 1. Campos, Julia. Ericsson, Neil R. Hendry, David F., eds., *The International Library of Critical Writings in Econometrics*, vol. 11. Cheltenham, U.K. and Northampton.
- \_\_\_\_\_ y Juselius, Katarina (1992). "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK". *Journal of Econometrics*, 53. p.p. 211-244.
- Jones, David. (1992). "The Role of Credit in Economic Activity. *Quarterly Review*". Federal Reserve Bank of New York.
- Kim, Hyun E. (1999), "Was the Credit Channel a Key Monetary Transmission Mechanism Following the Recent Financial Crisis in the Republic of Korea?," *The World Bank, Policy Research Working Paper*, No. 3003.
- Koop, G. (1992). "Objective Bayesian Unit Root Tests". *Journal of Applied Econometrics*. p.p. 65-82
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), 'Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root', *Journal of Econometrics*, 1, 159-178.
- Lindley, D.V. (1965). *Introduction to Probability and Statistics*. Cambridge University Press.
- MacKinnon, James G. (1989). "Heteroskedasticity-Robust Tests for Structural Change". *Econometrics of structural change*. Kramer, Walter, ed., *Studies in Empirical Economics series Heidelberg: Physica; New York: Springer*. p 13-28.
- \_\_\_\_\_ y Davidson, Russell (1993), *Estimation and inference in econometrics*. [Book] Oxford; New York; Toronto and Melbourne: Oxford University Press. p xx, 874.
- Maddala, G. S. e I. Kim (1998), *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge, University Press.
- Mansell, Catherine, *Las Finanzas Populares en México. El Redescubrimiento de un Sistema Financiero Olvidado*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Editorial Milenio and Instituto Tecnológico Autónomo de México. 1995.

- Martínez, Lorenza., Sánchez, Oscar and Werner Alejandro (2001) "*Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México*," Banco de México, Documentos de Investigación, No. 2001-2.
- Mendoza, Miguel A. (1998). "*Inflación y crecimiento económico en México*". *Monetaria* vol. 1, Núm. 2, abril-junio.
- Modigliani Franco. (1963). "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests". *American Economic Review*, March.
- Nelson, C. y Plosser, C. (1982). "*Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*". *Journal of Monetary Economics*, 10. p.p. 139-162.
- Ogaki, Masao, Jonathan D. Ostry, and Carmen M. Reinhart. "*Saving Behavior in Low and Middle-Income Developing Countries: A Comparison*". International Monetary Fund Working Paper. 95/3. Enero, 1995.
- Ortiz, Guillermo. *La Reforma Financiera y la Desincorporación Bancaria*. Fondo de Cultura Económica. México. 1994.
- Perron, P., (1989), "*The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*", *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, November, pp. 1361-1401.
- \_\_\_\_\_ (1997), "*Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables*," *Journal of Econometrics*, 355-385.
- \_\_\_\_\_ (1987), "*Time Series Regression with a Unit Root*". [Journal Article] *Econometrica*. Vol. 55 (2). p 277-301. March 1987.
- Phillips, P.C.B. (1987). "*Time Series Regression with an Unit Root*". *Econometrica*, 55. p. 277-301.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988), "*Testing for unit roots in time series regression*", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Romer, David (1996). *Advanced Macroeconomics*, E.E.U.U., McGraw Hill.
- Samuelson, P., y R. Solow (1960), "Analytical Aspects of Antiinflation Policy" *American Economic Review*.
- Sánchez, Oscar. (2001). "*La inversión de las empresas manufactureras y el impacto de las tasas de interés*". Documento de investigación no. 2001-08. Banco de México. México.
- Sarel, M (1996), "*Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth*", *Staff Papers, IMF*, Vol. 43, March.
- Schmidt-Hebbel, Klaus, Luis Servén y Andrés Solimano. "*Saving and Investment: Paradigms, Puzzles, Policies*". *The World Bank Research Observer*. Vol. 11. No. 1. Febrero, 1996. pp. 87-117.
- Schotman P. y Van Dijk H. (1991). "*A Bayesian Analysis of the Unit Root in Real Exchange Rates*". *Journal of Econometrics*, 49. 195-238.

- \_\_\_\_\_ (1993). "Posterior Analysis of Possibly Integrated Time Series with and Application to Real GNP". En D. Brillinger, P. Caines, J. Geweke, E. Parzen. *New Directions in Time Series Analysis*. Springer-Verlag. 341-363.
- Schwartz, Moisés y Alejandro Pérez (2000), "Crecimiento económico e inflación: el caso de México", *Economía Mexicana*, vol. IX, núm. 2, segundo semestre.
- Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimensions of a Model", *Annals of Statistics*, 6, No., pp. 461-64.
- Schwartz, M. y Torres A. (2000) "Expectativas de Inflación, Riesgo país y Política Monetaria en México", Documento de Investigación. 2000-6 Banco de México.
- Schneider M. y Tornell A. (2000). *Lending Booms and Speculative Crises*. Mimeo.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomic and Reality". *Econometrica*, vol 48, 1. p.p. 1-48.
- Sims, C.A. y Uhlig, H. (1991). "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour". *Econometrica*, 59, p.p. 1591-1599.
- Spanos, A. (1986). *Statistical Foundations of Econometric Modelling*. Cambridge University Press.
- Stock, J. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". *Econometrica*, 55. p.p. 1035-1056.
- Svensson, L. (1996) "Inflation Forecast Targeting Implementing and Monitoring Inflation Targets", NBER Working Paper No. 5797.
- Svensson, L. (2000) "Open Economy Inflation Targeting", en *Journal of International Economics*, No. 50. Febrero.
- Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice", en *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, Vol. XXXIX.
- Taylor, J. (1999). "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules", en *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press.
- Tobin, J. (1969). "A general equilibrium approach to monetary theory". *Journal of Money, Credit and Banking* 1: 15-29
- Wago, H. y Hiroki T. (1991). *A Bayesian Analysis of Unit Root and Stationary Hypotheses with an Application to the Exchange Rate for Yen*. Mimeo.
- Wickens, M. (2008). *Macroeconomic Theory. A dynamic general equilibrium approach*. Princeton University Press
- Zellner, A. (1986). "On Assessing Prior Distribution and Bayesian Regression Analysis with g-Prior Distributions". En P. Goel y A. Zellner (eds). *Bayesian Inference and Decision Techniques*. 233-243.