

DEMANDA DE DINERO Y CAPTACIÓN BANCARIA EN MÉXICO

Ramón Valencia Romero

Escuela Superior de Economía y Escuela Superior de Comercio y Administración del Instituto Politécnico Nacional (México)

Autor para correspondencia: rvalenciario@ipn.mx

Jorge Andrés González Moya

Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional (México)

Humberto Ríos Bolívar

Sección de Estudios de Posgrado e Investigación de la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional (México)

Manuscrito recibido el 8 de junio 2020; aceptado el 19 de agosto de 2020.

RESUMEN

Considerando las variables de actividad económica y de costo de oportunidad de mantener dinero que inciden en la demanda de dinero (M1), analizamos su efecto en la captación del sistema bancario mexicano (2006-2018). Por primera vez se introduce a M1 como determinante de la captación. El análisis emplea un modelo de vectores autorregresivos (VAR, *Vector Autoregression*) para evaluar la cointegración, así como modelos de corrección de errores. Concluimos que la captación bancaria no fue determinada por la variable actividad económica (el IGAE), sino por algunas variables de costo de oportunidad; sobresale el papel de M1 como determinante de la captación. Por último, obtuvimos un comportamiento estable de la captación. La estabilidad la analizamos con un modelo de cambio de régimen, e identificamos dos regímenes, alta y baja volatilidad; predomina este último.

Palabras clave: demanda de dinero, captación bancaria, cointegración, modelo de corrección de errores, modelo de cambio de régimen.

Clasificación JEL: C32, C51, E41, E5, G21.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2020.314.76617>

ABSTRACT

Considering that the variables economic activity and opportunity cost of holding money affect money demand (M1), their effect on deposits at the Mexican banking system is analyzed for the period 2006-2018. For the first time ever, M1 is introduced as a determinant of bank deposits. A Vector Autoregressive Model is used to assess cointegration. Error Correction Models were used. We concluded that bank deposits were not determined by the variable economic activity (IGAE), the rate of inflation nor the bank funding rate, but by some opportunity cost variables. The role of M1 stands out as a determinant of bank deposits. Finally, a stable behavior of bank deposits is obtained. Stability is analyzed using a Regime Switching-Model, two regimes are identified, high and low volatility, the latter predominates.

Keywords: Money demand, bank deposits, cointegration, Error Correction Model, Regime Switching Model.

JEL Classification: C32, C51, E41, E5, G21.

1. INTRODUCCIÓN

En una situación donde la demanda de dinero está dada y es igual a la oferta, existe consenso en que si la demanda disminuye (aumenta), el banco central debería reducir (aumentar) la oferta; de no hacerlo, el exceso de oferta de dinero ocasionaría inflación. De esta manera, la reducción (aumento) en la oferta buscaría el equilibrio del mercado de dinero sin afectar las tasas de interés ni la inversión (Román Aguilar y Vela Dib, 1996). El planteamiento expuesto ejemplifica que el análisis de la demanda de dinero resulta controversial, pero sin duda esencial, pues su entendimiento posibilita una correcta política monetaria.

Según las teorías de la demanda de dinero (Marshall, 1879; Pigou, 1917; Keynes, 1930 y 2003; Baumol, 1952; Friedman, 1956; Tobin, 1956 y 1958), ésta depende de la actividad económica y/o el costo de oportunidad de mantener dinero. Si bien la demanda de dinero ha sido ampliamente estudiada, persiste un problema desde los estudios pioneros de González Méndez (1980 y 1982): se desconoce la relación entre las

variables implícitas en el análisis de la demanda de dinero sobre la captación bancaria.¹ La hipótesis que planteamos es que las variables actividad económica y costo de oportunidad de mantener dinero,² no son las únicas determinantes de la captación bancaria; la demanda de dinero también incide en su comportamiento.

Para probar esta hipótesis, utilizamos la captación de la banca múltiple en moneda nacional para el periodo 2006-2018, que modelamos mediante un enfoque de cointegración con un modelo VAR. El periodo de estudio permite probar la hipótesis y analizar la estabilidad de la captación bancaria en periodos electorales y de algunos otros acontecimientos exógenos a la economía mexicana: la crisis financiera internacional de 2008, la caída en el precio del petróleo de 2014 y los últimos tres periodos electorales (presidenciales) Además, el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) reporta que a partir de junio de 2006 existe una fuente más amplia de datos de la actividad bancaria, lo cual permite una medición más adecuada del nivel de la captación (INEGI, 2019a).

Como hipótesis secundaria proponemos que la volatilidad de la captación bancaria no ha sido uniforme en el periodo de estudio. Para probarla modelamos econométricamente la tasa de crecimiento de la captación de la banca múltiple y mediante un modelo de cambio de régimen probamos la uniformidad en la volatilidad.

El documento contribuye al estudio de la captación bancaria al introducir, por primera vez, nuevas metodologías econométricas para analizarla, al encontrar *nuevos* determinantes de corto y largo plazo, así como al estudio de su volatilidad. En la sección dos del artículo presentamos una revisión teórica y empírica de la demanda de dinero y la captación bancaria en México, con especial énfasis en las metodologías econométricas y las variables empleadas, y las variables o determinan-

¹ La banca múltiple en moneda nacional, la cual está integrada por depósitos a la vista con y sin intereses (sin chequera), depósitos a plazo, pagarés con rendimiento liquidable al vencimiento, bonos bancarios, obligaciones subordinadas, aceptaciones por cuenta de clientes, certificados bursátiles y operaciones interbancarias (INEGI, 2019a). No debiera confundirse con el ahorro voluntario y no voluntario, que depende de la elección intertemporal de los agentes económicos por posponer su consumo presente. Para un estudio reciente del ahorro en México véase Aguilar (2015).

² En el documento se indican explícitamente las variables del costo de oportunidad de mantener dinero, así como de la actividad económica para el caso de México.

tes a probar. La sección tres describe las metodologías econométricas utilizadas, la cuarta muestra los resultados. Las conclusiones están en la última sección.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El estudio de la demanda inicia con la teoría cuantitativa del dinero, que plantea que las variaciones en los precios están relacionadas con las variaciones en la cantidad de dinero (Fisher, 1911). Es más una teoría de oferta de dinero que de demanda. La Escuela de Cambridge, Inglaterra (Pigou, 1917) concluye que a mayor volumen de transacciones mayor demanda de dinero; advierte la posible influencia de las tasas de interés de activos alternativos y la incertidumbre del futuro en la demanda de dinero (Marshall, 1879).

A partir de la Gran Depresión de la década de 1930, Keynes clasificaría tres motivos para demandar dinero: para efectuar transacciones, para cubrirse contra imprevistos y para especular. Los dos primeros son generados por el ingreso, el último por la incertidumbre de las tasas de interés (Keynes, 1930 y 2003).

La teoría de Friedman se enfocó en los factores que determinan la cantidad de dinero que las personas querían mantener (por ejemplo, las tasas de rendimiento ofrecidas por el dinero, las tasas de los activos sustitutos, los gustos y preferencias de los individuos). Para Friedman, las variaciones en los precios afectan el valor real de los activos, por tanto, un determinante de la demanda de dinero sería la tasa de inflación esperada (Friedman, 1956; Riera-Prunera y Blasco-Martel, 2016).

Baumol (1952) y Tobin (1956) presentan el modelo de inventarios y Tobin (1958) la teoría de portafolios. El primero, además del ingreso, considera a la tasa de interés, las prácticas de pago y los costos de transacción como determinantes del dinero demandado. El segundo muestra la decisión de un individuo al distribuir su riqueza entre dinero y bonos ante la presencia de riesgo (por incertidumbre de la tasa de los bonos); por ende, la demanda depende de la oposición al riesgo, la riqueza y la media y varianza de los rendimientos de los bonos.

Este recuento sugiere que la demanda puede resumirse como dependiente de variables vinculadas a la actividad económica y al costo de oportunidad de mantener dinero. Evidencia internacional de esta

dependencia se encuentra en: Benati *et al.*, (2020), estudia 38 países; Jawadi y Sousa, (2013) para la zona euro, Estados Unidos y el Reino Unido; Hendry y Ericsson (1991) para los dos últimos; Bahmani-Oskooee y Nayeri, (2020) para el Reino Unido; Abdullah, Ali y Matahir (2010) para el sudeste asiático y Rao y Kumar (2009) para Bangladesh. Zubaidi, Hamizah y Masih (2009) analizan China y Folarin y Asongu (2019) y Nchor y Adamec (2016), Nigeria y Ghana respectivamente. Carrera (2016) analiza la demanda de dinero en América Latina (15 países).

Para el caso de México, de los estudios posteriores a 1980 se desprenden varias conclusiones.³ Primero, incluyen las variables de actividad económica y de costo de oportunidad de mantener dinero, representadas generalmente por el producto interno bruto (PIB) o la producción industrial y las tasas de interés, la inflación y el tipo de cambio respectivamente. Segundo, el uso de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) fue relevante hasta finales de la década de 1990 (Ortiz, 1980; Román Aguilar y Vela Dib, 1996). Posteriormente, los estudios mediante técnicas de cointegración y modelos de corrección de errores cuantificaron las relaciones de equilibrio de largo plazo y los ajustes de corto plazo, ya sea mediante la metodología de Johansen (Galindo y Perrotini, 1996; Cuthbertson y Galindo, 1999; Khamis y Leone, 2001; Garcés Díaz, 2003; Noriega, Ramos-Francia y Rodríguez-Pérez, 2011) o el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (Galindo, 2000; Noriega, Ramos-Francia y Rodríguez-Pérez, 2015). Tercero, la demanda de dinero generalmente ha sido interpretada a través de los billetes y monedas o cada uno de los agregados monetarios; los últimos estudios dan mayor relevancia a M1 (Noriega, Ramos-Francia y Rodríguez-Pérez, 2011 y 2015).

Desde los estudios pioneros de González Méndez (1980 y 1982) se desconoce la relación que tienen las variables implícitas en el análisis de la demanda de dinero con la demanda bancaria de dinero, denominada captación bancaria. González Méndez (1980) encontró que en el periodo 1950-1980 más del 90% del comportamiento de la captación como proporción del PIB era determinada por variables que intervenían en

³ Ortiz (1980) y González Méndez (1980) presentan estudios anteriores a 1980, relevantes y con métodos econométricos novedosos para aquella época, pero sin considerar los avances en la cointegración, que iniciarían hasta la década de 1980 (Granger, 1981; Engle y Granger, 1987).

el análisis de la demanda de dinero (ingreso, tasas de interés, inflación y disparidad cambiara). González Méndez (1982) analizó la captación bancaria por entidad federativa, encontró nuevamente como determinantes al ingreso y la inflación y que en la captación influían variables diferentes entre Estados, tales como la distribución del ingreso entre los diferentes estratos sociales de la población y la disponibilidad de sucursales bancarias.⁴

Nos interesa evaluar las variables implícitas en el análisis de la demanda de dinero como determinantes de la captación a través de nuevas metodologías econométricas. Las variables de costo de oportunidad de mantener dinero son la tasa de rendimiento a 28 días de los Certificados de la Tesorería de la Federación (*cetes*), el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (*ipc*), la inflación mensual anualizada (*pi*), el costo de captación —tasa de interés— a plazo de los pasivos en moneda nacional de la banca múltiple (*cc*), la tasa de fondeo bancario (*tfb*), el índice del tipo de cambio real (*itcr*). Como variable de actividad económica, empleamos el Indicador Global de la Actividad Económica (*igae*). Además, introducimos por primera vez el agregado monetario M1.⁵ La siguiente expresión resume los determinantes propuestos de la captación bancaria (*cb*):

$$cb = f(cetes, ipc, pi, cc, tfb, itcr, igae, m1) \quad [1]$$

Destacan dos características relevantes de la ecuación [1]. Primero, empleamos el IGAE —en lugar del PIB o la producción industrial— pues es una variable relativamente nueva, calculada mensualmente, lo cual aumenta la muestra y garantiza una mejor inferencia estadística. Segundo, incorporamos a M1 como variable independiente, aunque ningún estudio previo lo hace, y con ello evitamos problemas de identificación y simultaneidad. Es decir, dado que la cantidad de dinero que se observa

⁴ González Méndez (1982) analiza la captación bancaria y el financiamiento, destaca los movimientos interregionales de los recursos que la banca privada y mixta captaba y financiaba.

⁵ M1 está compuesto por instrumentos altamente líquidos en poder del público, incluye billetes y monedas emitidos por el Banco de México (Banxico), los depósitos de exigibilidad inmediata en bancos y entidades de ahorro y crédito popular (Banxico, 2019).

realmente es la cantidad ofrecida y no la demandada, las estimaciones de la demanda de dinero generalmente están suponiendo que el mercado de dinero está en equilibrio todo el tiempo. Por consiguiente, es posible que estas estimaciones tengan problemas de identificación y simultaneidad (Román Aguilar y Vela Dib, 1996). Después de todo no es posible estar seguro de que la cantidad de dinero observada es el dinero demandado por el público. Este problema no se presenta en la ecuación [1], pues en este caso M1 entra, sin ambigüedades, como oferta de dinero.

3. METODOLOGÍA

3.1. Cointegración

El análisis de cointegración representa el equilibrio de largo plazo entre las variables de estudio (Gujarati y Porter, 2010). Se inicia construyendo un modelo VAR de segundo orden (Becketti, 2013), por el momento sin constante ni tendencia para simplificar (Caralt, 1995).

$$\mathbf{Y}_t = \Phi_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \epsilon_t \quad [2]$$

donde \mathbf{Y} es un vector compuesto por las K variables, de orden de integración $I(1)$. Φ representa una matriz con los coeficientes para cada rezago, los errores se encuentran en ϵ . Posteriormente, restamos \mathbf{Y}_{t-1} en ambos lados de la anterior ecuación. Generalizando a un VAR de orden p obtenemos:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \mu + \delta t + \alpha(\beta' \mathbf{Y}_{t-1} + \sigma + \rho\tau) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{Y}_{t-i} + \epsilon_t \quad [3]$$

donde Δ indica diferencias ($\Delta \mathbf{Y}_t = \mathbf{Y}_t - \mathbf{Y}_{t-1}$), $\mu + \delta t$ representan la constante y la tendencia en \mathbf{Y}_t y el valor de $\sigma + \rho\tau$ está determinado por la constante y la tendencia en las relaciones de cointegración (Becketti, 2013). La ecuación [3] es el modelo de corrección de errores (MCE).

3.2. Modelo de cambio de régimen (MCR)

Hamilton (1989) desarrolló este tipo de modelos, más tarde sería ampliado por Diebold, Lee y Weinbach (1994). Inicia con una variable x_t que

representa información en tiempo, el estado o régimen de la variable en el tiempo t lo nombramos R_t , no observable directamente, de ahí que sea una variable latente. Para el caso de un MCR de dos estados, R_t asume dos posibles valores: $R_t = 1$ o $R_t = 2$. El primero representa alta volatilidad de cierta variable y el segundo baja volatilidad. Simbólicamente, un MCR de dos estados o regímenes se expresa con un sistema de dos ecuaciones:

$$x_t = \begin{cases} \theta_{0,1} + \theta_{1,1}x_{t-1} + \dots + \theta_{p,1}x_{t-p} + \sigma_1 \epsilon_t & \text{si } R_t = 1 \\ \theta_{0,2} + \theta_{1,2}x_{t-1} + \dots + \theta_{p,2}x_{t-p} + \sigma_2 \epsilon_t & \text{si } R_t = 2 \end{cases} \quad [4]$$

donde θ_{ij} son números reales, $\sigma_1 > 0$ y ϵ_t es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida con media 0 y varianza 1. La transición de régimen del modelo es regida por la transición de probabilidades:

$$\begin{aligned} P(R_t = 1 | R_{t-1} = 1) &= p_{11} & P(R_t = 2 | R_{t-1} = 1) &= p_{12} \\ P(R_t = 1 | R_{t-2} = 2) &= p_{21} & P(R_t = 2 | R_{t-2} = 2) &= p_{22} \end{aligned} \quad [5]$$

De forma matricial, tenemos la estructura:
$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad [6]$$

Llamada matriz de transición de probabilidades, donde p_{12} es la probabilidad de pasar del régimen 1 al 2 y p_{21} del 2 al 1. Por último, para hacer inferencias acerca del régimen R_t tenemos la probabilidad de régimen filtrada (PRF) y suavizada (PRS) [Tsay y Chen, 2019].

4. RESULTADOS⁶

4.1. Análisis de los resultados de cointegración

El vector Y_t de la ecuación [2] se compone de las siguientes variables: l_cb , $ctes$, ipc , pi , cc , tfb , l_itcr , l_igae y l_m1 , donde l indica el logaritmo de la variable; obtuvimos l_cb y l_m1 a partir de series desestacionalizadas en millones de pesos. La periodicidad de las variables es mensual, de junio

⁶ Por motivos de espacio omitimos algunas pruebas, éstas pueden solicitarse a los autores.

de 2006 a diciembre de 2018 (base julio de 2018 = 100). Las variables l_m1 , l_itcr , tfb y pi se obtuvieron del *Sistema de Información Económica* del Banco de México (Banxico, 2019); las otras variables se consiguieron del INEGI (2019a y 2019b).

La gráfica 1 presenta estas variables, algunas muestran tendencias, lo cual sugiere no estacionariedad. Por lo tanto, iniciamos averiguando su orden de integración. El cuadro 1 muestra las pruebas Dickey y Fuller (1981) y Phillips y Perron (1988); concluimos que las variables son no estacionarias, de orden de integración 1, simbólicamente $I(1)$.

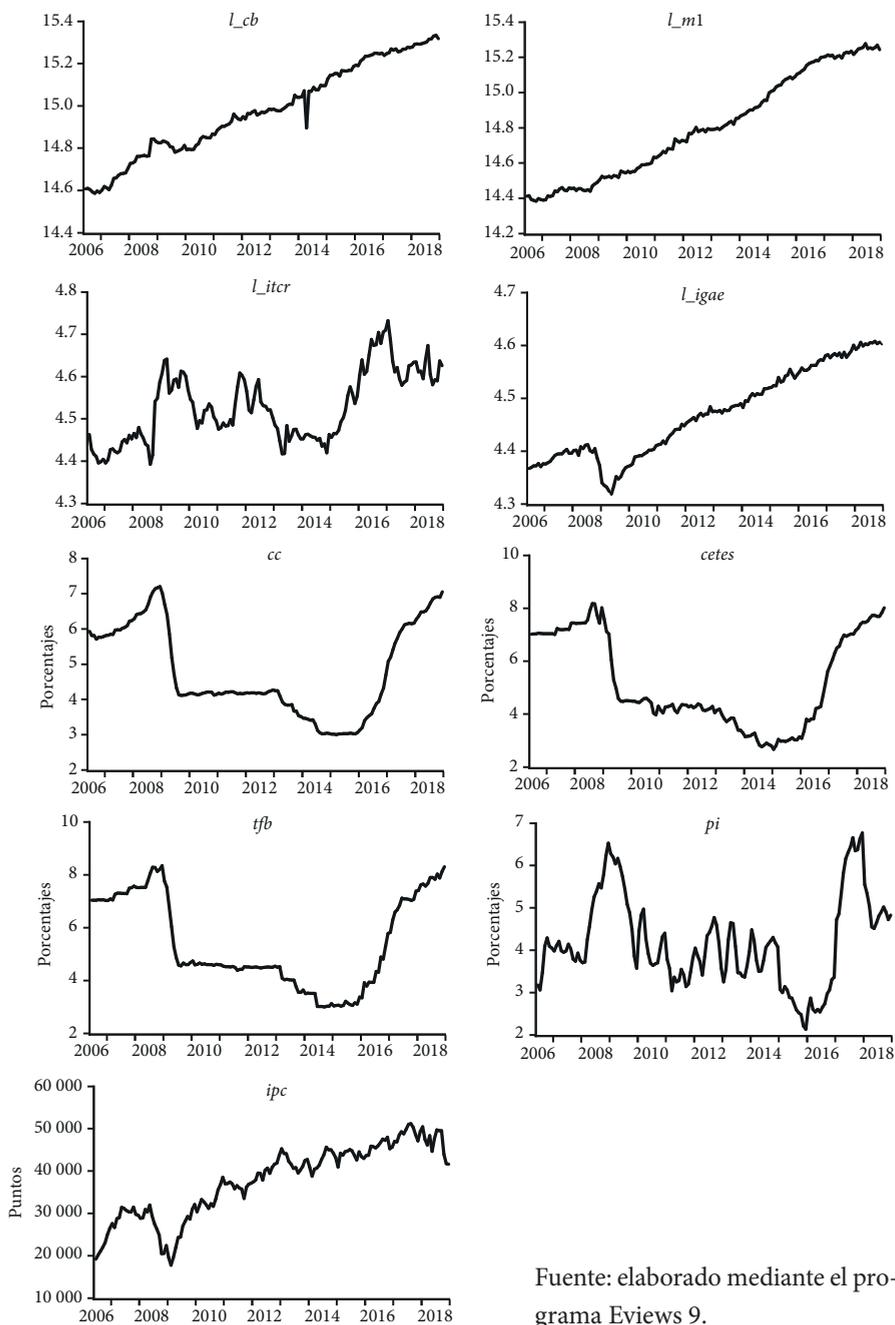
Antes de estimar el MCE es necesario averiguar el número de rezagos, la incorporación o no de constante y tendencia, así como el número de relaciones de cointegración (r) mediante la prueba de la traza y del máximo valor propio (Johansen, 1995). Aplicamos los criterios de información Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn y el error de predicción final, los cuales indicaron dos, tres y doce rezagos. Sin embargo, estos rezagos no generaron un vector o relación de cointegración. Finalmente, eliminando las variables tfb , pi y l_igae , considerando un número de rezagos intermedio y la tendencia cuadrática de las series cc y $cetes$, como muestra la gráfica 1, estimamos un MCE con 10 rezagos, incluyendo constante y tendencia determinística al cuadrado. Así, la prueba de la traza y del máximo valor propio reportaron la presencia de una relación de cointegración, cuando se incluyen constante y tendencia.

Agregamos dos variables *dummy*, $d2008m10$ y $d2014m4$, dado que en 2008 ocurrió la mayor crisis financiera desde 1929 (Marichal, 2010) y en 2014 comenzó la caída en el precio del barril del petróleo, desde más de 100 dólares hasta 30 dólares a comienzos de 2016 (Daicz y Monlezún, 2016), lo cual afectó a la industria petrolera y a los bancos que las financian.

Después de introducir las variables *dummy*, la prueba Jarque-Bera indicó normalidad en los residuos. No se presentaron problemas de autocorrelación ni heteroscedasticidad (el cuadro 2 muestra las respectivas pruebas). La siguiente ecuación representa el MCE:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \mu + \delta t + \theta d2008m10 + \varphi d2014m4 + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \sigma + \rho\tau) \\ & + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \Gamma_3 \Delta Y_{t-3} + \Gamma_4 \Delta Y_{t-4} + \Gamma_5 \Delta Y_{t-5} + \Gamma_6 \Delta Y_{t-6} \\ & + \Gamma_7 \Delta Y_{t-7} + \Gamma_8 \Delta Y_{t-8} + \Gamma_9 \Delta Y_{t-9} + \Gamma_{10} \Delta Y_{t-10} + \epsilon_t \end{aligned} \quad [7]$$

Gráfica 1. Series de estudio



Fuente: elaborado mediante el programa Eviews 9.

Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria

Variable	Dickey-Fuller aumentada			Phillips-Perron		
	A Constante y tendencia	B Constante	C Sin constante	A Constante y tendencia	B Constante	C Sin constante
<i>l_cb</i>	-2.877	-0.693	4.257	-5.024*	-0.692	4.083
Δl_{cb}	-9.566*	-9.581*	-7.867 *	-21.520*	-21.573*	-18.163*
$\Delta\Delta l_{cb}$	-14.472*	-14.515*	-14.566*	-49.611*	-49.760*	-49.959*
<i>l_m1</i>	-2.039	-0.178	4.272	-2.716	0.348	6.162
Δl_{m1}	-5.934*	-6.007*	-3.669*	-15.479*	-15.466*	-13.001*
$\Delta\Delta l_{m1}$	-9.469*	-9.486*	-9.525*	-40.129*	-40.013*	-40.172*
<i>l_itcr</i>	-2.398	-1.833	0.480	-2.578	-1.941	0.471
Δl_{itcr}	-10.768*	-10.808*	-10.819*	-10.699*	-10.743*	-10.755*
$\Delta\Delta l_{itcr}$	-17.819*	-17.880*	-17.942*	-23.840*	-23.943*	-24.044*
<i>cc</i>	-0.956	-1.280	0.140	-0.077	-0.691	0.176
Δcc	-3.604**	-3.346**	-3.340*	-4.260*	-4.018*	-4.008*
$\Delta\Delta cc$	-8.722*	-8.755*	-8.781	-13.880*	-13.933*	-13.977*
<i>cetes</i>	-0.822	-1.363	-0.197	0.099	-0.657	0.057
$\Delta cetes$	-3.584**	-3.129**	-3.133*	-8.488*	-8.053*	-8.070*
$\Delta\Delta cetes$	-7.157*	-7.181*	-7.206*	-21.336*	-21.422*	-21.512*
<i>ipc</i>	-2.205	-2.136	0.712	-2.517	-2.137	0.648
Δipc	-11.714*	-11.622*	-11.561*	-11.715*	-11.627*	-11.574*
$\Delta\Delta ipc$	-19.986 *	-20.055*	-20.123*	-28.093*	-28.210*	-28.302*
<i>tfb</i>	-0.633	-1.111	-0.019	0.007	-0.661	0.119
Δtfb	-3.989**	-3.641*	-3.642*	-8.962*	-8.486*	-8.497*
$\Delta\Delta tfb$	-8.476*	-8.503 *	-8.531*	-26.464*	-26.550*	-26.642*
<i>pi</i>	-2.885	-2.889**	-0.376	-2.409	-2.412	-0.256
Δpi	-7.600*	-7.628*	-7.650*	-8.231*	-8.258*	-8.279*
$\Delta\Delta pi$	-11.619*	-11.657 *	-11.695*	-18.835*	-18.910*	-18.989*
<i>l_igae</i>	-2.260	-0.083	2.243	-2.147	-0.073	2.618
Δl_{igae}	-4.563*	-4.540*	-3.898*	-12.799*	-12.808*	-12.308*
$\Delta\Delta l_{igae}$	-6.299*	-6.319*	-6.342*	-35.115*	-35.250*	-35.388*

Nota: *l* indica el logaritmo de la serie, Δ la diferencia. Hipótesis nula: serie no estacionaria.

* Rechazo de la hipótesis nula al 0.01 de significancia. ** Rechazo de la hipótesis nula al 0.05 de significancia.

Fuente: elaboración propia con Stata 15.

Cuadro 2. Pruebas de normalidad, no autocorrelación y no heteroscedasticidad

Prueba Jarque-Bera		
Ecuación	Jarque-Bera	Valor <i>p</i>
Δl_{cb_t}	0.4174	0.8116
Δl_{m1_t}	1.3801	0.5016
Δl_{itcr_t}	1.8341	0.3997
Δcc_t	2.2139	0.3306
$\Delta cetes_t$	4.9330	0.0849
Δipc_t	1.0061	0.6047
Conjunta	11.7846	0.4631
Hipótesis nula: los errores están normalmente distribuidos. Δ indica diferencia.		
Prueba multiplicador de Lagrange de autocorrelación residual		
Rezago	Estadístico LM	Valor <i>p</i>
1	45.8961	0.1249
2	47.9244	0.0883
3	30.2760	0.7371
4	24.5356	0.9262
5	26.5912	0.8735
6	50.8310	0.0516
7	26.8051	0.867
8	37.3085	0.4087
9	35.6089	0.487
10	38.8429	0.3428
11	49.9972	0.0605
12	39.1957	0.3285
Hipótesis nula: no autocorrelación en el orden del rezago.		
Prueba de White para heteroscedasticidad (términos no cruzados)		
	χ^2	Valor <i>p</i>
Estadístico	2 585.524962	0.7963
Hipótesis nula: homoscedasticidad.		

Fuente: elaboración propia con Eviews 9.

Cuadro 3. Vector beta

Y_t	β	Error estándar	t
l_cb_t	1	-	-
l_m1_t	-0.4500	-0.1579	[-2.84988]
l_itcr_t	0.1405	-0.062	[2.27833]
cc_t	-0.0544	-0.03101	[-1.75519]
$cetes_t$	0.0482	-0.02329	[2.07155]
ipc_t	0.00000644	-0.0000016	[3.97810]
τ	-0.003	-	-
Constante	-8.9629	-	-

Nota: empleando el valor $t (t > |2|)$, los coeficientes son estadísticamente significativos, con un nivel de significancia de 0.05.

Fuente: elaborado mediante el programa Eviews 9.

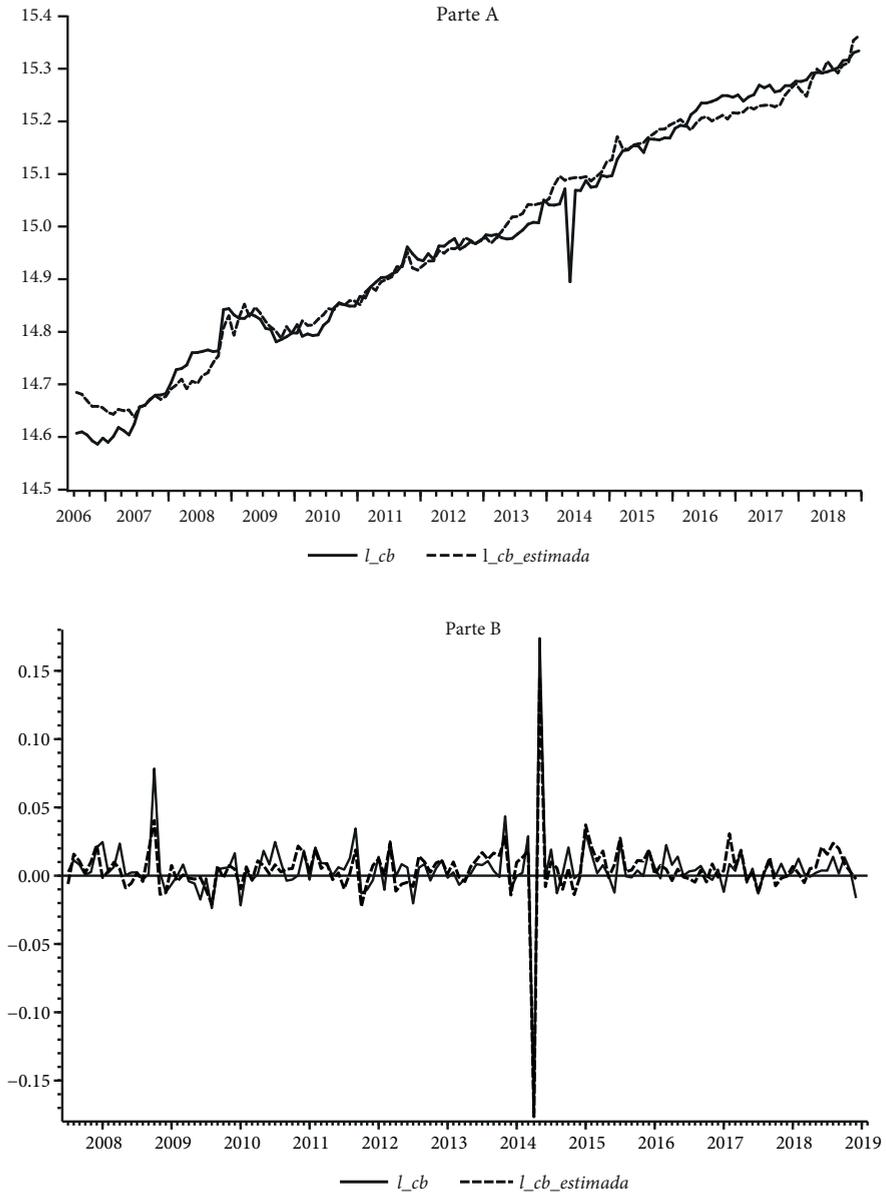
El cuadro 3 muestra el contenido de β , es decir, los coeficientes normalizados de la relación de cointegración. Esta relación de largo plazo puede representarse así:

$$l_cb_t = 8.9629 + 0.003\tau + 0.4500l_m1_t - 0.1405l_itcr_t + 0.0544cc_t - 0.0482cetes_t - 0.00000644ipc_t \quad [8]$$

Dado que la letra l indica el logaritmo de las variables, los coeficientes representan las elasticidades de largo plazo de la captación bancaria. A continuación, describimos su ajuste y la prueba de exogeneidad débil.⁷ La gráfica de ajuste evalúa la capacidad de la relación de cointegración, representada por $l_cb_estimado$, de replicar el proceso de generación de información (PGI) de l_cb . La gráfica 2 parte A muestra que la relación de cointegración consigue un buen ajuste, pues además de captar la tendencia histórica de la serie l_cb , también sigue algunas variaciones de esta serie a lo largo del periodo de estudio.

⁷ La relación de cointegración presentó estacionariedad y estabilidad, las pruebas pueden solicitarse a los autores.

Gráfica 2. Ajuste de largo y corto plazo



Fuente: Parte A, elaborada con el programa Eviews 9; parte B mediante Autometrics de Oxmetrics 6.

Cuadro 4. Vector alfa y prueba de exogeneidad débil

		Parámetros de ajuste					
		ΔY_t					
		Δl_{cb_t}	Δl_{m1_t}	Δl_{itcr_t}	Δcc_t	$\Delta cetes_t$	Δipc_t
α_i	Coefficiente →	-0.5277	-0.0682	-0.0462	0.0143	-0.0918	-3 884.3790
	Estadístico Chi ²	44.1413	1.3938	0.1704	0.0019	0.0191	0.2690
	Valor <i>p</i>	0.0000	0.2378	0.6798	0.9656	0.8901	0.6040
Hipótesis nula: $\alpha_i = 0$ (variable débilmente exógena).							

Fuente: elaboración mediante el programa Eviews 9.

En lo concerniente a la exogeneidad débil, el cuadro 4 muestra los coeficientes de α (los parámetros que controlan la tasa de ajuste al desequilibrio). La prueba de exogeneidad débil establece restricciones al vector α , la restricción $H_0: \alpha_i = 0$ (variable débilmente exógena), se presenta en el cuadro 4. Usando el valor *p*, sólo se rechaza $\alpha_{l_{cb}} = 0$. Ello significa que únicamente el logaritmo de la captación bancaria hace todo el ajuste (sólo esta variable reacciona en el corto plazo para restablecer el equilibrio). Así, formalizamos la endogeneidad de l_{cb} y la exogeneidad débil del resto de las variables, lo cual plantea que el MCE se represente de manera uniecuacional.

Para obtener el MCE uniecuacional —siguiendo una metodología de lo general a lo específico y parsimoniosa— hacemos uso de Autometrics (Doornik y Hendry, 2007).⁸ Autometrics proporciona un modelo con el menor número de pruebas de diagnóstico y especificación rechazadas, así como el mayor número de variables significativas. El cuadro 5 contiene el MCE uniecuacional obtenido; básicamente representa la dinámica de corto plazo, el ajuste de Δl_{cb_t} respecto a los rezagos de Δl_{cb_t} , Δl_{m1_t} , Δl_{itcr_t} , Δcc_t , $\Delta cetes_t$ y Δipc_t . Asimismo, de la tasa de ajuste al desequilibrio de la relación de cointegración, representada en el coeficiente de ce_{t-1} , obtenemos un valor negativo, menor a uno y estadísticamente significativo, como lo exige la teoría del MCE (Engle y

⁸ El uso de Autometrics se apoya en el estudio de Noriega, Ramos-Francia y Rodríguez-Pérez (2011). Autometrics está en el módulo PcGive del software Oxmetrics 6.

Cuadro 5. Modelo de corrección de errores uniecuacional

Δl_{cb}_t		Coefficiente	Error estándar	<i>t</i>	Valor <i>p</i>
	Constante	0.0083	0.0018	4.6041	0.0000
	<i>d2014m4</i>	-0.1998	0.0121	-16.5144	0.0000
	<i>ce</i> _{<i>t-1</i>}	-0.4804	0.0483	-9.9537	0.0000
	Δl_{cb}_{t-1}	-0.6861	0.0486	-14.1071	0.0000
	Δl_{cb}_{t-5}	0.1603	0.0468	3.4271	0.0008
	Δl_{cb}_{t-6}	0.2438	0.0552	4.4197	0.0000
	Δl_{cb}_{t-7}	0.2881	0.0575	5.0144	0.0000
	Δl_{cb}_{t-8}	0.3548	0.0592	5.9969	0.0000
	Δl_{cb}_{t-9}	0.2724	0.0558	4.8845	0.0000
	Δl_{cb}_{t-10}	0.1498	0.0536	2.7929	0.0061
	Δl_{cb}_{t-11}	0.0855	0.0475	1.7993	0.0746
	Δl_{m1}_{t-2}	-0.1421	0.0890	-1.5966	0.1131
	Δl_{m1}_{t-7}	-0.3137	0.0903	-3.4737	0.0007
	Δl_{m1}_{t-8}	-0.4013	0.0950	-4.2231	0.0000
	Δl_{m1}_{t-12}	-0.2204	0.0855	-2.5771	0.0112
	Δl_{itcr}_{t-2}	-0.0681	0.0418	-1.6296	0.1059
	Δ_{cc}_{t-1}	0.0897	0.0152	5.9160	0.0000
	Δ_{cc}_{t-3}	0.0243	0.0118	2.0679	0.0409
	Δ_{cc}_{t-7}	-0.0360	0.0149	-2.4176	0.0172
	Δ_{cc}_{t-8}	0.0245	0.0141	1.7366	0.0851
	Δ_{cetes}_{t-1}	-0.0246	0.0074	-3.2992	0.0013
	Δ_{ipc}_{t-2}	0.000002030	0.0000007280	2.7895	0.0062
	Δ_{ipc}_{t-8}	-0.000001210	0.0000007870	-1.5393	0.1265
	R ² =	0.827565	<i>F</i> _{CS} = 0.90429 [0.5061]	<i>F</i> _{HW} =	1.3176 [0.1362]
	R ² ajustada =	0.794578	<i>F</i> _{HC} = 0.70849 [0.6648]	<i>F</i> _{FF} =	16.264 [0.0000]
			<i>X</i> ² _N = 5.6609 [0.0590]	<i>F</i> _{SG} =	25.09 [0.000]

Nota: *F*_{CS}, *F*_{HC}, *X*²_N, *F*_{HW}, *F*_{FF} y *F*_{SG} indican la prueba de correlación serial de Godfrey (1978), heteroscedasticidad condicional de Engle (1982), normalidad de Doornik y Hansen (1994), heteroscedasticidad de White (1980), forma funcional (prueba RESET) de Ramsey (1969) y de significancia global; valores *p* en corchetes.

Fuente: elaboración mediante el programa Autometrics de Oxmetrics 6.

Granger, 1987). Con el fin de conseguir residuos estadísticamente normales, agregamos la variable *dummy* d_{2014m4} .⁹ En referencia a las pruebas de diagnóstico, no hay problemas de no normalidad, correlación serial o heteroscedasticidad. Sin embargo, la prueba RESET de Ramsey sugiere que existen problemas de especificación, lo cual puede ser adjudicado a la presencia de efectos no lineales o asimétricos en la captación bancaria que nuestro MCE uniecuacional no puede cuantificar. Esto abre espacio para futuras investigaciones que analicen la captación bancaria mediante técnicas econométricas que incorporen asimetrías (Shin, Yu y Greenwood-Nimmo, 2011).

A pesar de los problemas de especificación, el MCE uniecuacional se ajusta razonablemente bien ($R^2 = 0.827$ y R^2 ajustado de 0.794); en la gráfica 2 parte B mostramos el ajuste, graficamos la primera diferencia de la captación bancaria estimada ($\Delta l_{cb_estimada}$) junto con los datos observados (Δl_{cb}).

Asimismo, evaluamos la estabilidad de los coeficientes del MCE a lo largo del periodo de estudio mediante los residuales recursivos: suma acumulada (*CUSUM*, *cumulative sum*) y *CUSUM* al cuadrado (*CUSUMQ*, *cumulative sum squared*) [véase la gráfica 3].¹⁰ En resumen, la captación bancaria en México permaneció estable durante el periodo de estudio 2006-2018. Para analizar a detalle esta estabilidad planteamos un MCR.

4.2. Resultados del modelo de cambio de régimen

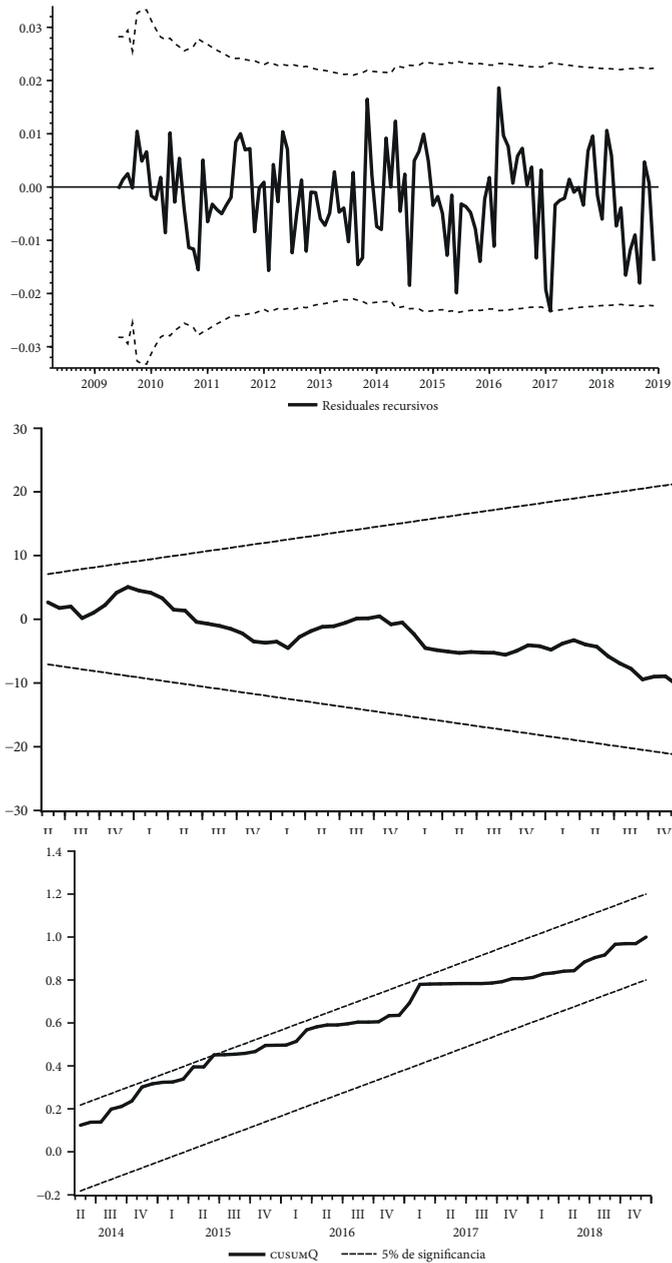
En esta parte utilizamos la variable Δl_{cb} , que es la tasa de crecimiento mensual de la captación bancaria representada en la gráfica 4. Empleamos un MCR de dos regímenes ($k = 2$), pues existe un comportamiento diferente de la captación a finales y principios de año respecto a otros meses.¹¹

⁹ Note que el MCE multiecuacional contenía d_{2014m4} y $d_{2008m10}$. Sin embargo, la última variable generaba inestabilidad en los coeficientes del MCE uniecuacional, de ahí su eliminación.

¹⁰ También calculamos la prueba de Chow, punto de quiebre recursivo y pronóstico recursivo, ambas sugieren que los coeficientes son estables; pueden solicitarse a los autores.

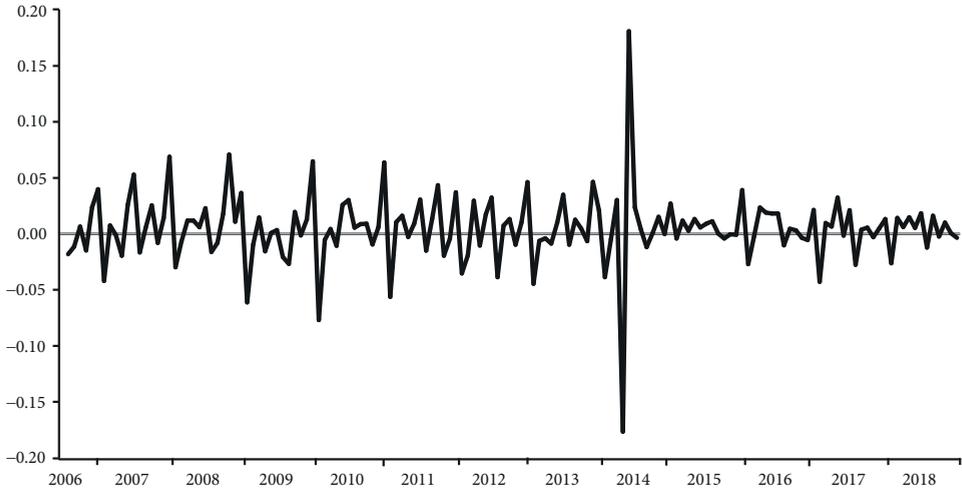
¹¹ Para encontrar este comportamiento en la captación bancaria, en esta sección, a diferencia de la pasada, trabajamos con la serie no desestacionalizada.

Gráfica 3. Estabilidad



Fuente: elaboración mediante Autometrics de Oxmetrics 6 y Eviews 9.

Gráfica 4. Tasa de crecimiento de la captación bancaria



Fuente: elaborado mediante Eviews 10.

El cuadro 6 muestra los parámetros estimados del MCR (el cual contiene los criterios de información¹²). En el régimen 1 todas las variables son estadísticamente significativas, no así en el régimen 2, el rezago no resulta significativo; el R^2 presenta un valor bajo. La volatilidad de la captación bancaria muestra un comportamiento autorregresivo sólo en el régimen 1, no así en el 2, lo que sugiere que otras variables determinan la volatilidad en este último régimen.¹³ En ambos estados el parámetro estimado del logaritmo del error estándar de los residuos (l_σ) es significativo. Asimismo, hicimos pruebas de Wald sobre la igualdad de los parámetros estimados entre ambos regímenes; en todos los casos se rechazó la igualdad, lo que confirma el uso de un MCR para modelar la volatilidad de la captación bancaria. Por último, usando los parámetros es posible calcular la tasa de crecimiento media anualizada de la captación para cada estado, empleando la fórmula $\mu = 12 \times [\theta_0 / (1 - \theta_1)]$,

¹² Usando los criterios de información Akaike y bayesiano, seleccionamos un rezago de Δl_{cb} .

¹³ Algunas de ellas son las variables independientes del MCE uniecuacional (véase el cuadro 5), pues la variable dependiente también era Δl_{cb} . Algunas, no todas, ya que el MCE no se divide en regímenes.

Cuadro 6. Modelo de cambio de régimen

Δl_{cb_t}		Coefficiente	Error estándar	t	Valor p
Régimen 1					
	Constante	0.0143	0.0069	2.0725	0.0382
	$\Delta l_{cb_{t-1}}$	-0.9252	0.1835	-5.0420	0.0000
	l_{σ_1}	-3.2362	0.1420	-22.7961	0.0000
	R ² múltiple	0.4157			
Régimen 2					
	Constante	0.0052	0.0017	3.0588	0.0022
	$\Delta l_{cb_{t-1}}$	0.0396	0.0577	0.6863	0.4925
	l_{σ_2}	-4.3246	0.151312	-28.5809	0.0000
	R ² múltiple	0.1396			
Matriz de transición de probabilidades					
	$P =$	0.4266	0.5734		
		0.2681	0.7319		
Criterios de información					
		Un rezago	Dos rezagos	Tres rezagos	
	Akaike	-688.90	-686.21	-677.86	
	Bayesiano	-656.86	-638.25	-614.01	

Nota: σ es el error estándar de los residuos.

Fuente: elaborado en R Project, l_{σ} obtenido mediante el programa Eviews 10.

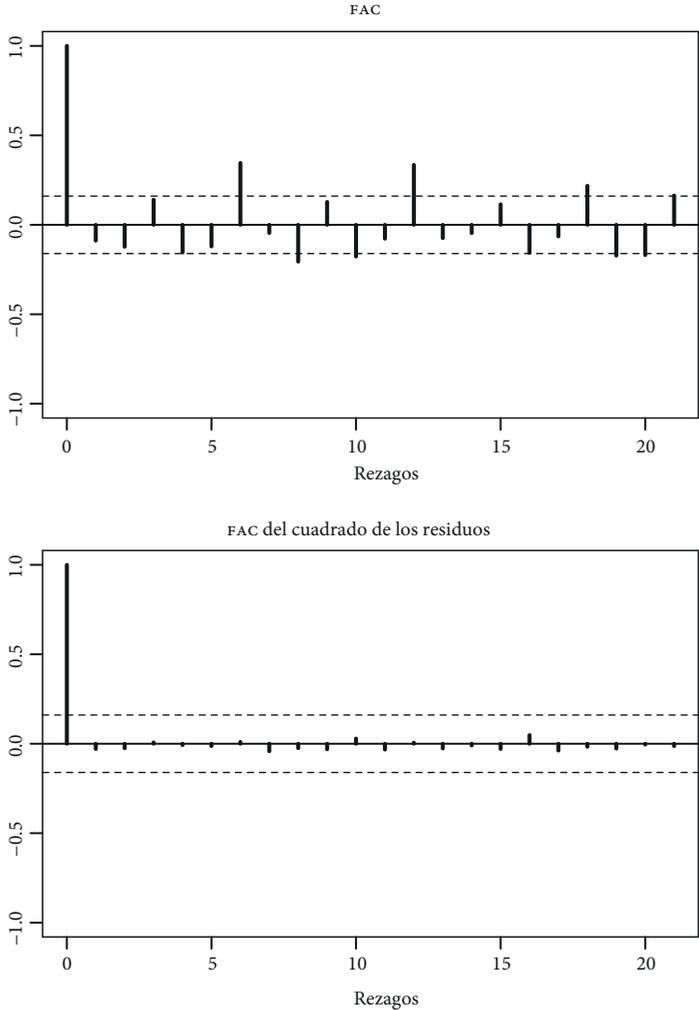
los cálculos obtenidos son 8.91% y 6.50% para los estados 1 y 2 respectivamente. Con base en estos valores, los regímenes o estados pueden ser clasificados como alta y baja volatilidad en la tasa de crecimiento.

La matriz de transición de probabilidades (véase el cuadro 6) indica las probabilidades de cambio estimadas, $P(R_t = 2 \mid R_{t-1} = 1) = 0.5734$ y $P(R_t = 1 \mid R_{t-1} = 2) = 0.2681$. Cuando la captación está en el régimen 1 (2) tiene una mayor (menor) probabilidad de pasar al otro régimen. El resto de las probabilidades son $P(R_t = 1 \mid R_{t-1} = 1) = 0.4266$ y $P(R_t = 2 \mid R_{t-1} = 2) = 0.7319$. Estos valores indican que estando en cada régimen es más difícil cambiar del régimen 2 que del 1. La probabilidad de permanecer en el estado dos es mayor. En resumen, la captación bancaria tiende a permanecer en el régimen 2, el que presenta baja volatilidad; de ahí que

la duración promedio de los regímenes 1 y 2 sea de 1.74 y 3.73 meses respectivamente.¹⁴

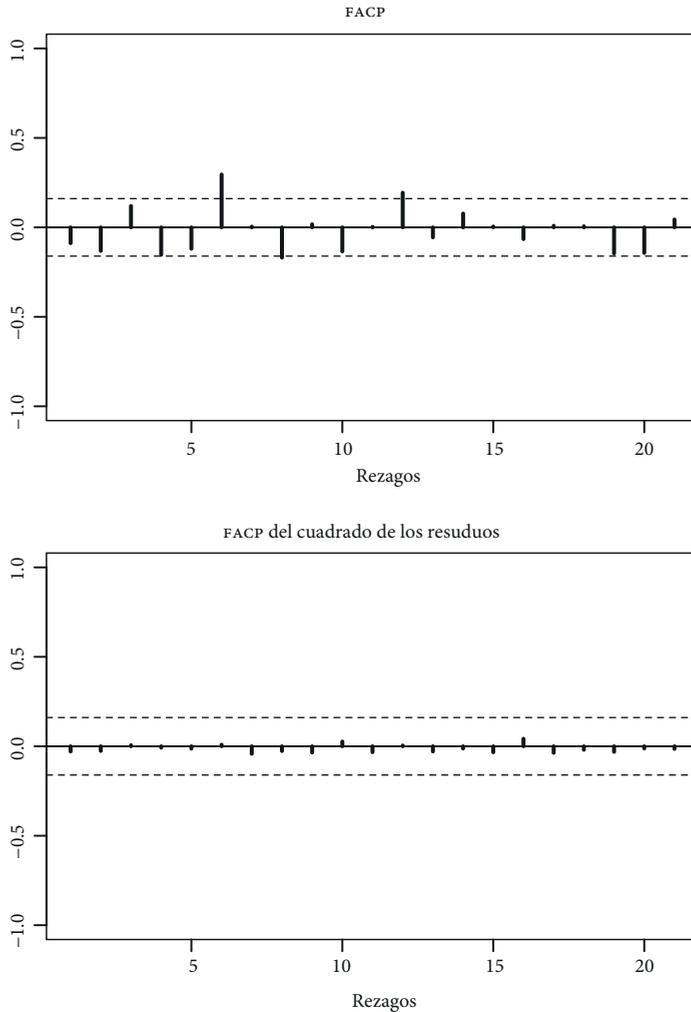
Las gráficas 5 y 6 muestran la información de los residuos agrupados; la gráfica 5 presenta los correlogramas de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial y del cuadrado de los residuos; se aprecia

Gráfica 5. Correlogramas de los residuos agrupados



¹⁴ Estos valores se obtuvieron de dividir 1/0.5734 y 1/0.2681 respectivamente.

Gráfica 5. Correlogramas de los residuos agrupados (continuación)

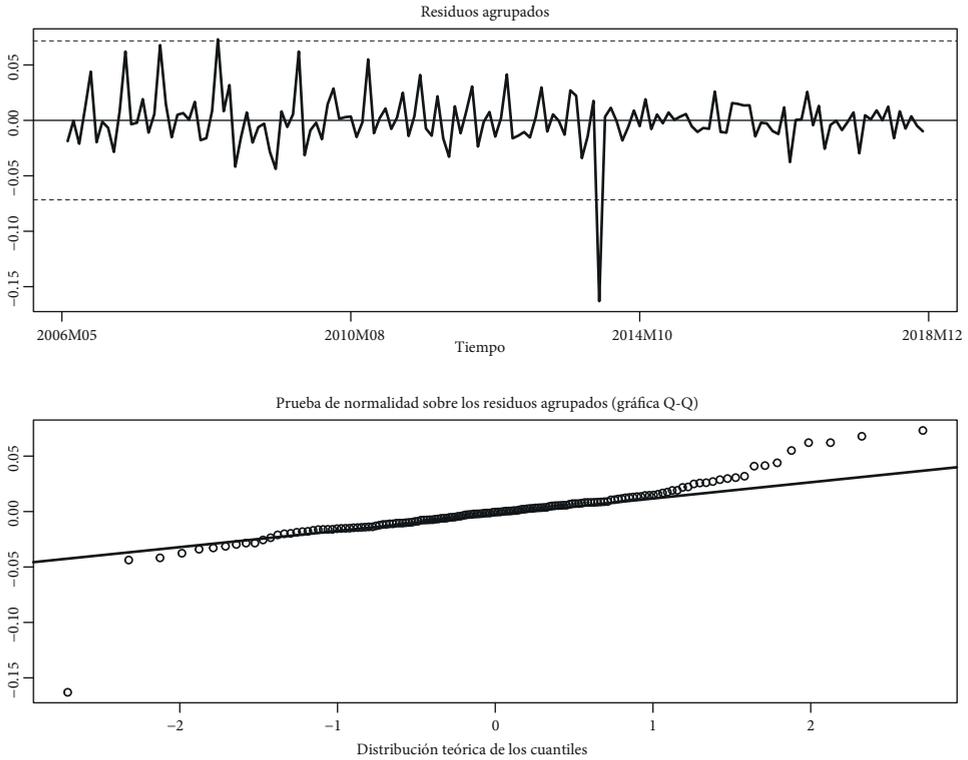


Fuente: elaboración mediante R Project.

que no existe dependencia serial en los residuos; la gráfica 6 contiene los residuos agrupados, sobresale el *outlier* de 2014, de ahí que la gráfica Q-Q sugiera que la hipótesis de normalidad es ligeramente cuestionable.

La gráfica 7 reporta los resultados de las PRF; se aprecia que el modelo estimado captura la característica dominante de la tasa de crecimiento de

Gráfica 6. Residuos agrupados

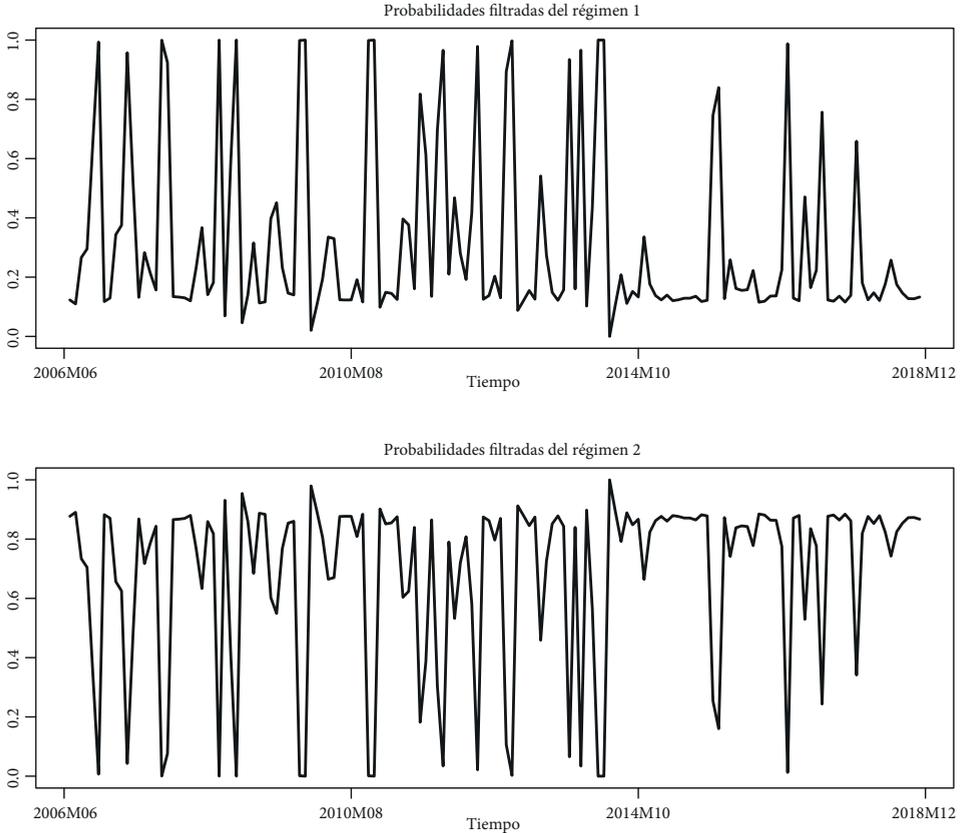


Fuente: elaboración mediante R Project.

la captación bancaria, la clara presencia de dos regímenes; la durabilidad del segundo aumenta aún más a partir de 2014.

Finalmente, las gráficas 8 y 9 indican en su parte inferior las probabilidades de régimen suavizadas, PRS. Ambas inician con las tasas de crecimiento asociadas al régimen 1 y 2 respectivamente. Esta asociación se dio tomando en cuenta el valor de las PRS. Esto es, se comparan estas probabilidades con las observaciones reales. Por consiguiente, la clasificación de regímenes emitida por el MCR presenta un comportamiento adecuado. El régimen 1 cubre altas volatilidades, se concentra a finales y principios de año (con algunas excepciones como el 2014); el régimen 2 comprende los meses de baja volatilidad, su permanencia aumenta aún más a partir de 2014.

Gráfica 7. Probabilidades filtradas



Fuente: elaboración mediante R Project, software de Sánchez-Espigares y López-Moreno (2018).

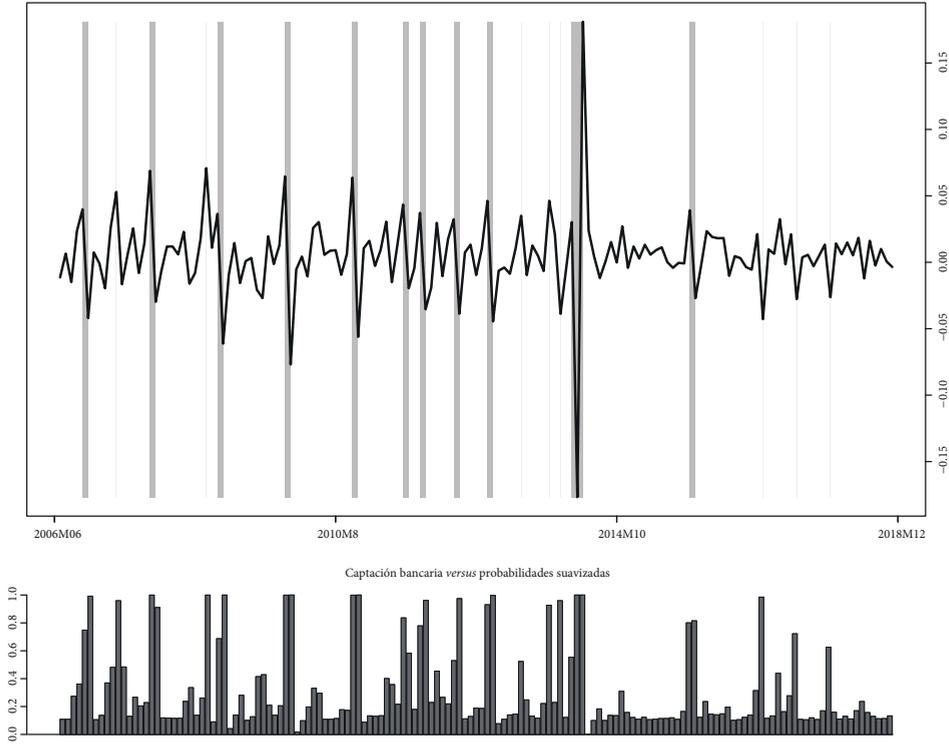
El predominio de baja volatilidad garantiza la estabilidad en la captación bancaria. La estabilidad resulta esencial cuando se emplea a la captación como mecanismo para trasladar el dinero de aquellos que tienen excedente y desean posponer su consumo a los que requieren de liquidez, con lo cual se evita posponer el uso de los recursos y se incentiva el consumo, la inversión y la actividad económica. Así, una escasa captación bancaria limitaría la transmisión de recursos, producto de elevadas tasas de interés bancarias (por una política monetaria anti-inflacionaria), lo que implicaría incertidumbre para el sector bancario en las condiciones macroeconómicas del país. Por ende, la estabilidad

de la captación bancaria puede ser vista como un indicador del flujo de recursos y del nivel de confianza del sistema bancario.

La inestabilidad en la captación puede deberse a diversas razones, por ejemplo: un sistema financiero débil (debido a su normatividad); desaceleraciones económicas internas y/o externas de larga duración; aumento en la cartera vencida y sus impactos en la rentabilidad de los bancos; lavado de dinero y la inestabilidad de las variables tratadas en el análisis de cointegración.

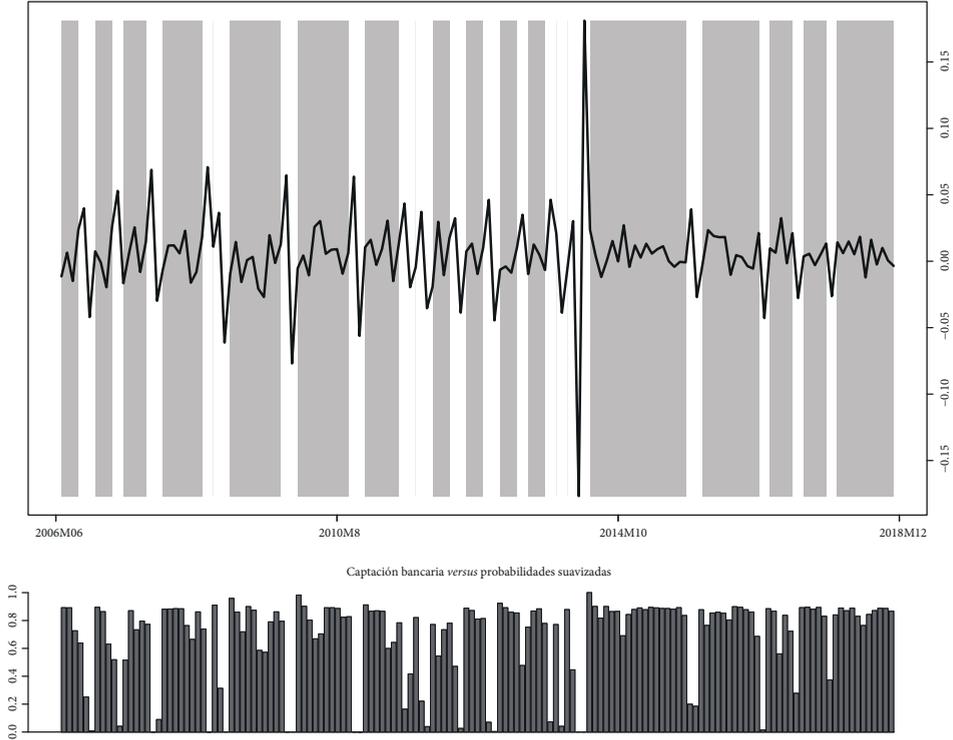
Por último, llevar a cabo un buen pronóstico o simulación de la captación no sólo está en función de identificar a sus determinantes más importantes (descritos con la cointegración), sino también de encontrar estabilidad de esa captación, determinada con el modelo aquí presentado.

Gráfica 8. Tasa de crecimiento de la captación bancaria asociada al régimen 1 (alta volatilidad)



Fuente: elaborado mediante R Project, software de Sánchez-Espigares y López-Moreno (2018).

Gráfica 9. Tasa de crecimiento de la captación bancaria asociada al régimen 2 (baja volatilidad)



Fuente: elaboración mediante R Project, software de Sánchez-Espigares y López-Moreno (2018).

5. CONCLUSIONES

En este artículo analizamos los determinantes de la captación del sistema bancario mexicano. Contribuimos de forma pionera al introducir una metodología novedosa en el análisis de la captación bancaria y a M1 como determinante de la captación. Entre los hallazgos relevantes confirmamos la hipótesis del papel de M1 como determinante y la obtención de dos regímenes de volatilidad claramente diferenciados, alta y baja; predomina este último.

La variable actividad económica (el IGAE) no influyó en la captación. No todas las variables de costo de oportunidad del dinero fueron determinantes. La relevancia de M1 sugiere que las acciones del banco

central han tenido un gran impacto en la captación del sector bancario en el periodo estudiado. Según nuestros resultados, la inflación y la tasa de fondeo no erosionan la captación, acaso porque han mostrado estabilidad como consecuencia de las metas de inflación y la autonomía del Banco de México.

Las otras variables de costo de oportunidad presentan los signos esperados: los CETES y el IPC desempeñan el papel de sustitutos de la captación bancaria (el coeficiente del IPC parece pequeño, se debe a que es una semielasticidad); de las variables de costo de oportunidad, la depreciación del tipo de cambio disminuye la captación del sector bancario y es la que más perjudica a la captación. Para evitar su reducción, la banca cuenta con el costo de captación, empero su elasticidad es casi compensada tan sólo con la elasticidad de los CETES (véase la ecuación [8]).

Concluimos que el aumento de la captación en el largo plazo no se debió a variables endógenas al sistema bancario (tal como el costo de captación), sino a la política monetaria (M1) del Banco de México. Los resultados del MCE uniecuacional muestran que la captación tuvo un comportamiento estable en el periodo estudiado. Para analizar la volatilidad planteamos un MCR, cuyos resultados confirmaron la hipótesis secundaria: la volatilidad de la captación no ha sido uniforme. Aún cuando existen dos estados, la permanencia de la alta volatilidad es mínima, domina la baja volatilidad. Concluimos que los acontecimientos endógenos y exógenos sobresalientes del periodo analizado —procesos electorales, la crisis financiera de 2008, la caída del precio del petróleo— generaron volatilidad de poca duración. ◀

REFERENCIAS

- Abdullah, H., Ali, J. y Matahir, H. (2010). Re-examining the demand for money in Asean-5 countries. *Asian Social Science*, 6(7), pp. 146-155. <https://doi.org/10.5539/ass.v6n7p146>
- Aguilar, A. (2015). Evolución y análisis de los determinantes del ahorro financiero interno en México. *Estudios Económicos CNBV*, 3, pp. 3-40.
- Bahmani-Oskooee, M. y Nayeri, M.M. (2020). Policy uncertainty and the demand for money in the United Kingdom: Are the effects asymmetric? *Economic Analysis and Policy*, 66, pp. 76-84. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.02.005>

- Banxico (2019). *Sistema de Información Económica*. [en línea] Disponible a través de: Banco de México, <<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/>> [Consultado el 10/11/2019].
- Baumol, W.J. (1952). The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics*, 67(4), pp. 545-556. <https://doi.org/10.2307/1882104>
- Beckett, S. (2013). *Introduction to Time Series Using Stata*. College Station, TX: Stata Press College Station.
- Benati, L. et al. (2020). International evidence on long-run money demand. *Journal of Monetary Economics*. Elsevier B.V., 21 de julio, pp. 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2020.07.003>
- Caralt, J.S. (1995). *Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Barcelona: Antoni Bosch Editor.
- Carrera, C. (2016). Demanda de dinero a largo plazo en los países de América Latina: un enfoque de datos de panel no estacionarios. *Monetaria*, XXXVI-II(1), pp. 131-165. [en línea] Disponible en: <https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXVIII-01-04.pdf>.
- Cuthbertson, K. y Galindo, L. (1999). The demand for money in Mexico. *Manchester School*, 67(2), pp. 154-166. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.00139>
- Daicz, L. y Monlezún, G. (2016). *El derrumbe del precio del petróleo y sus consecuencias para América Latina*. Buenos Aires: Dirección Nacional Centro de Economía Internacional.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Diebold, F.X., Lee, J.-H. y Weinbach, G.C. (1994). Regime switching with time-varying transition probabilities. En: C. Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series and Cointegration* (Advanced Texts in Econometrics, C.W.J. Granger y G. Mizon, eds.) [pp. 283-302]. Oxford: Oxford University Press.
- Doornik, J.A. y Hansen, H. (1994). *A practical test for univariate and multivariate normality* [Discussion paper]. Nuffield College, University of Oxford, Reino Unido.
- Doornik, J. y Hendry, D.F. (2007). *PcGive*. Londres: Timberlake Consultants Ltd. [en línea] Disponible en: <<https://www.doornik.com/pcgive/index.html>>.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), pp. 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>

- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money*. Nueva York, NY: Macmillan.
- Folarin, O.E. y Asongu, S.A. (2019). Financial liberalization and long-run stability of money demand in Nigeria. *Journal of Policy Modeling*, 41(5), pp. 963-980. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.04.005>
- Friedman, M. (1956). *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Galindo, L.M. (2000). Un modelo de demanda de dinero de saldos de amortiguamiento: el caso de México. *Investigacion Economica*, LX(231), pp. 47-69.
- Galindo, L.M. y Perrotini, I. (1996). La demanda de dinero en México, 1980-94. *Monetaria*, XIX(4), pp. 347-361.
- Garcés Díaz, D.G. (2003). Agregados monetarios, inflación y actividad económica en México. *Estudios Económicos*, 18(1), pp. 37-78. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2002.07>
- Godfrey, L.G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), pp. 1303-1313. <https://doi.org/10.2307/1913830>
- González Méndez, H.E. (1980). *Comportamiento de la captación bancaria en México* [Documento no. 20]. Banco de México, México, D.F.
- González Méndez, H.E. (1982). Distribución regional de la captación y el financiamiento de la banca privada y mixta (1950-1980). *Demografía y Economía*, 16(4), pp. 582-596. <https://doi.org/10.24201/edu.v16i04.526>
- Granger, C.W.J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), pp. 121-130. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)
- Gujarati, D.N. y Porter, D.C. (2010). *Econometría*. 5.ª edición. México, D.F.: McGraw-Hill.
- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), pp. 357-384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- Hendry, D.F. y Ericsson, N.R. (1991). Modeling the demand for Narrow money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review*, 35(4), pp. 833-881. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(91\)90039-L](https://doi.org/10.1016/0014-2921(91)90039-L)
- INEGI (2019a). *Banco de Información Económica*. [en línea] Disponible a través de: INEGI, <<https://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>> [Consultado el 3/11/2019].

- INEGI (2019b). *Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE). Base 2013*. [en línea] Disponible a través de: INEGI, <<https://www.inegi.org.mx/programas/igae/2013/>> [Consultado el 23/11/2019].
- Jawadi, F. y Sousa, R.M. (2013). Money demand in the euro area , the US and the UK: Assessing the role of nonlinearity. *Economic Modelling*, 32, pp. 507-515. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.009>
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Advances Texts in Econometrics*. Nueva York, NY: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>
- Keynes, J.M. (1930). *A Treatise on Money: In Two Volumes*. Londres: Macmillan.
- Keynes, J.M. (2003). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. 4.^a edición. México: Fondo de Cultura Económica (FCE).
- Khamis, M. y Leone, A.M. (2001). Can currency demand be stable under a financial crisis? The case of Mexico. *IMF Economic Review*, 48(2), pp. 344-366. [en línea] Disponible en: <<https://link.springer.com/article/10.2307/4621673>>.
- Marichal, C. (2010). *Nueva historia de las grandes crisis financieras. Una perspectiva global, 1873-2008*. Buenos Aires: Debate.
- Marshall, A. (1879). The pure theory of foreign trade. [en línea] Disponible a través de: McMaster University – Archive for the History of Economic Thought, <<https://historyofeconomicthought.mcmaster.ca/marshall/foreigntrade.pdf>>.
- Nchor, D. y Adamec, V. (2016). Investigating the stability of money demand in Ghana. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 220, pp. 288-293. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2016.05.501>
- Noriega, A.E., Ramos-Francia, M. y Rodríguez-Pérez, C.A. (2011). Demanda por dinero en México (1986-2010). *El Trimestre Económico*, 78(312), pp. 699-749. <https://doi.org/10.20430/ete.v78i312.47>
- Noriega, A.E., Ramos-Francia, M. y Rodríguez-Pérez, C.A. (2015). *Uso de agregados monetarios como indicadores de la evolución futura de los precios al consumidor: crecimiento monetario y meta de inflación* [Documento de trabajo no. 2015-14]. Banco de México, México, D.F. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2015.14>
- Ortiz, G. (1980). *La demanda de dinero en México: primeras estimaciones* [Documento de Investigación no. 28]. Banco de México, México, D.F.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Pigou, A.C. (1917). The value of money. *The Quarterly Journal of Economics*, 37(11), pp. 38-65. <https://doi.org/10.2307/1885078>

- Ramsey, J.B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 31(2), pp. 350-371. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1969.tb00796.x>
- Rao, B.B. y Kumar, S. (2009). Cointegration, structural breaks and the demand for money in Bangladesh. *Applied Economics*, 41(10), pp. 1277-1283. <https://doi.org/10.1080/00036840701367671>
- Riera-Prunera, M.C. y Blasco-Martel, Y. (2016). La teoría cuantitativa del dinero. La demanda de dinero en España: 1883-1998 [Estudios de Historia Económica no. 72]. Banco de España, España. [en línea] Disponible en: <<http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/EstudiosHistoriaEconomica/Fic/roja72.pdf>>.
- Román Aguilar, F. y Vela Dib, A.E. (1996). *La demanda de dinero en México* [Documento de Investigación no. 9602]. Banco de México, México, D.F.
- Sánchez-Espigares, J.A. y López-Moreno, A. (2018). *MSwM Examples*. España: UPC-Barcelona Tech. [en línea] Disponible en: <<https://cran.r-project.org/web/packages/MSwM/vignettes/examples.pdf>>.
- Shin, Y., Yu, B. y Greenwood-Nimmo, M. (2011). Modelling Asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. [en línea] Disponible a través de: SSRN, <<https://ssrn.com/abstract=1807745>> o <<https://doi.org/10.2139/ssrn.1807745>>.
- Tobin, J. (1956). The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(8), pp. 241-247. <https://doi.org/10.2307/1925776>
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2), pp. 65-86. <https://doi.org/10.2307/2296205>
- Tsay, R.S. y Chen, R. (2019). *Nonlinear Time Series Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), pp. 817-838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Zubaidi, A., Hamizah, S. y Masih, A.M.M. (2009). The stability of money demand in China: Evidence from the ARDL model. *Economic Systems*, 33(3), pp. 231-244. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2009.06.001>