

# **Causas económicas de morosidad en la cartera hipotecaria titulizada en México**

## **Economic causes of delinquencies in the securitized mortgage portfolio in Mexico**

*(Esta versión: 26/enero/2020; 04/mayo/2020)*

*Margarita María Mosso-Martínez\**  
*Francisco López-Herrera\*\**

### **RESUMEN**

Este artículo muestra el análisis efectuado para determinar cuáles factores de riesgo macroeconómico afectan a la morosidad de la cartera hipotecaria titulizada en México. Se construyeron factores hipotéticos de riesgo con base en la revisión de literatura pertinente y el análisis de componentes principales de un conjunto de variables económicas. Mediante herramientas econométricas se analizaron las relaciones entre la morosidad y los factores de riesgos hipotéticos, así como entre aquella y las variables económicas. La evidencia muestra que la apertura económica y las condiciones internacionales del mercado monetario son factores de riesgo que pueden afectar a la morosidad. Se encontró también evidencia de que las variables postuladas son relevantes para explicar la morosidad de la cartera estudiada.

**Clasificación JEL:** E44; F65; G10; G12; N26

**Palabras clave:** morosidad; cartera de hipotecas titulizadas; riesgo sistemático; riesgo macroeconómico.

### **ABSTRACT**

This paper shows the analysis carried out to determine which macroeconomic risk factors affect the delinquency of the mortgage portfolio securitized in Mexico. Hypothetical risk

---

\* Universidad Anáhuac México. México. Correo electrónico: li.mmoss@yahoo.com.mx

\*\* División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, Universidad Nacional Autónoma de México, México. Correo electrónico: francisco\_lopez\_herrera@yahoo.com.mx

factors were constructed based on the review of relevant literature and the analysis of principal components of a set of economic variables. Using econometric tools, the relationships between delinquencies and hypothetical risk factors were analyzed, as well as between the former and the economic variables. Evidence shows that economic openness and international money market conditions are risk factors that can affect delinquency. Evidence was also found that the postulated variables are relevant to explain the delinquency of the portfolio studied.

**Keywords:** delinquency; securitized mortgage portfolio; systematic risk; macroeconomic risk.

**JEL Classification:** E44; F65; G10; G12; N26

## INTRODUCCIÓN

En la crisis de 2007 en los mercados estadounidenses se observaron fuertes desajustes en el sector inmobiliario, iniciando un ciclo recesivo persistente. En el ámbito internacional aumentaron los precios de los alimentos y para controlar la inflación aumentaron las tasas de interés. Hubo repercusiones en los ingresos laborales, en el ahorro personal e incumplimiento del pago de hipotecas. En México, creció la cartera hipotecaria vencida en 2008 y 2009, contrayéndose la adquisición de vivienda y el crédito, aumentando la morosidad. Como es de esperarse, los incrementos en la dinámica de la morosidad también están relacionados con la crisis *subprime*. Como resultado de la falta de liquidez y de la creciente aversión al riesgo que siguió a la crisis, los mercados de bursatilización de activos hipotecarios, así como de otros instrumentos de largo plazo relacionados, prácticamente desaparecieron.

En México se ha estudiado poco el sector hipotecario. Se sabe que durante la crisis *subprime* las sociedades financieras de objeto limitado (Sofoles) hipotecarias fueron las más afectadas debido a su gran dependencia del financiamiento, lo cual las hace frágiles en períodos de turbulencia económica. Las condiciones económicas puedan explicar la morosidad de las carteras hipotecarias, la interrogante es: ¿cuáles variables económicas y financieras afectan a esa morosidad? Este trabajo busca determinar los factores de riesgo macroeconómico que afectan la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México, conocerlos puede contribuir a una mejor administración del riesgo, tanto para las emisoras, intermediarios bursátiles, inversionistas y entes gubernamentales, ya que se puede pasar a la medición requerida para su monitoreo y el establecimiento de las medidas pertinentes para contrarrestar, al menos parcialmente, los efectos negativos de su incidencia en dicha cartera.

El objetivo particular en este trabajo es construir posibles factores potenciales de riesgo con base en lo que la teoría de valuación de activos denomina fuentes de riesgo sistemático; es decir, riesgo común para todos los activos financieros que se negocian en los mercados financieros del país y que se puede derivar de fuentes macroeconómicas. Por lo anterior, se sostiene como hipótesis que las fuentes de riesgo

sistemático que permiten explicar la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México están dadas por variables económicas y financieras nacionales e internacionales, tal como lo sostiene la teoría sobre el riesgo sistemático y la literatura empírica que apoya esa afirmación. En lo sucesivo se utilizará el término riesgo sistemático para denominar a todo riesgo proveniente de fuentes macroeconómicas. Este objetivo implica una contribución del artículo al plano teórico, ya que vincula directamente la teoría sobre el riesgo sistemático, parte fundamental de la teoría de valuación de activos de capital, con el riesgo de morosidad en los activos hipotecarios titulizados.

Este trabajo presenta en la sección inmediata la revisión de literatura pertinente, después se incluye una sección para describir el herramiental analítico empleado para la construcción de los presuntos factores de riesgo sistemático y el análisis de la relación entre la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México y los factores y variables económicas y financieras que son la supuesta fuente de dicho riesgo. Posteriormente se presentan los resultados del análisis econométrico y finalmente se ofrecen las conclusiones.

## I. REVISIÓN DE LITERATURA

Bandyopadhyay y Saha (2009) estudian el mercado hipotecario de India, considerando factores microeconómicos y macroeconómicos de la demanda de vivienda residencial y del riesgo de incumplimiento. Encontraron que los incumplimientos están determinados por el cambio en el valor de mercado de la propiedad en relación con el monto del crédito y la proporción del pago mensual al ingreso. Liao y Chang (2010), encontraron que la inflación y las condiciones del mercado de vivienda se relacionan directamente con el incumplimiento, en tanto la economía real tiene una relación inversa. Argumentan que la relación entre los factores económicos, el riesgo de incumplimiento y la captura de la evolución del entorno de las actividades reales, la inflación y el mercado de la vivienda pueden ayudar a prever una crisis crediticia y que, en un mercado de la vivienda con problemas, la morosidad y las ejecuciones hipotecarias se aceleran derivado de los problemas que se presentan por las dificultades de los clientes por incumplimiento en los pagos de las hipotecas.

Avanzini et al. (2014), estudiaron el incumplimiento en los préstamos hipotecarios de Chile mediante determinantes microeconómicos y macroeconómicos. Su investigación establece que el ingreso del deudor hipotecario es un determinante importante en la probabilidad de incumplimiento, en tanto que un shock negativo en las variables financieras aumenta significativamente la probabilidad de incumplimiento de pago en las hipotecas.

Para el mercado de valores de Karachi en Pakistán, Ahmad y Ramzan (2016) encontraron que los cambios en la inflación afectan a los indicadores bursátiles, así como las exportaciones, influyendo en los rendimientos accionarios esperados. Karamon et al. (2017) analizaron el incumplimiento de una hipoteca y los efectos del refinanciamiento en caso de incumplimiento de pago y establecen que una tasa más baja en el refinanciamiento permite a los prestatarios reducir significativamente sus pagos hipotecarios. Pavan y Barreda-Tarazona (2017) realizaron un experimento para identificar el comportamiento que presentan los prestatarios que dejan de pagar su hipoteca a pesar de su capacidad de pago, denominan a este comportamiento como "estratégico".

Wu y Dorfman (2018) analizaron dos enfoques para reducir el incumplimiento de las hipotecas, el monto del pago inicial en la originación del crédito hipotecario y el período de tiempo en el que un prestatario no realiza el pago de su hipoteca y es excluido de los mercados crediticio. Encuentran que los pagos iniciales más altos son muy efectivos para minimizar las ejecuciones hipotecarias, incluso en períodos de caídas y recesiones en los precios de la vivienda. En contraste, la duración del período de exclusión de crédito para las personas que experimentan ejecución hipotecaria tiene un impacto mucho menor en los incumplimientos de las hipotecas.

Foote y Willen (2018) establecen que los impagos de las hipotecas también son un componente clave de las investigaciones en el sector hipotecario que deriva de la crisis *subprime* y otras hipotecas titulizadas como impulsores fundamentales del auge inmobiliario. Explican que los incumplimientos derivan sólo de factores agregados como los precios de la vivienda y las tasas de interés, no de las características o circunstancias individuales del prestatario, como de eventos adversos de la vida, como la pérdida del trabajo y la enfermedad. Gerardi et al. (2018) evaluaron el incumplimiento estratégico de los hogares que podrían continuar pagando su hipoteca sin reducir su consumo, pero incumplían porque el valor de su vivienda estaba por debajo del monto de su préstamo.

Izunobi et al. (2017) proponen a la tasa de interés y la tasa de inflación como fuentes de riesgo sistemático en Nigeria, encontrando que tienen un impacto negativo en los rendimientos del mercado de valores, en tanto que el nivel de crecimiento económico a lo largo de los años tiene un impacto positivo. Establecen que la persistencia de estos factores en el mercado tiende a provocar colapsos financieros y crisis, lo que podría tener un efecto adverso en la economía y provocar una recesión. Saifullah y Waqar (2017) encuentran un impacto negativo de la tasa de interés en el índice del mercado de valores de Paquistán, mientras que el tipo de cambio y la tasa de inflación tienen un impacto positivo a largo plazo.

García-Ruiz et al. (2017) analizaron el incumplimiento en el otorgamiento de crédito y la morosidad que contraen empresas y personas en México. Su investigación incluye variables nominales, crediticias y reales como la tasa de interés, consumo privado, índice de actividad industrial, tipo de cambio *fix*, índice de actividad manufacturera de los Estados Unidos, créditos vigentes y vencidos al consumo, índice de morosidad para empresas, índice de morosidad para el consumo e inflación. Su estudio revela la importancia de la volatilidad manufactura de los Estados Unidos y el tipo de cambio peso–dólar sobre la volatilidad del consumo y el incumplimiento local y concluyen una relación de largo plazo en las variables propuestas.

Antonette (2018) postula que la tasa de interés, inflación, la oferta monetaria y el tipo de cambio son factores de riesgo para los rendimientos del mercado de valores, encontrando una relación de largo plazo entre esas variables. Kang et al. (2018) analizaron economías emergentes, economías avanzadas y la economía de EE. UU., construyeron factores globales que incluyen la tasa de interés global, el índice de precios al consumidor global y la producción industrial global. Identificaron al índice de precios al consumidor, producción industrial y la construcción como fuentes de riesgo sistemático en el mercado bursátil internacional. Karki (2018) examina factores macroeconómicos del desempeño del mercado de valores en Nepal, considerando el PIB real, inflación, tasa de interés y la oferta monetaria encontrando que estas variables son determinantes del riesgo sistemático. Celebi y Höning (2019) estudiaron las variaciones de la tasa de ahorro, productividad laboral, índice de clima económico global, el indicador ZEW de sentimiento económico y el índice de confianza del consumidor como fuentes de riesgo sistemático para el mercado de valores alemán, hallando que afectan al mercado de valores.

Varela y Cruz (2016) muestran evidencia del papel que tiene la tasa de interés en la estabilidad económica y Ceballos (2013) exhibe evidencia de la relación significativa entre las variables macroeconómicas y las tasas de interés. Roubini y Mihm (2010) y Reinhart y Rogoff (2011) establecieron que el ciclo de los precios de la vivienda en el sector inmobiliario se relaciona con las crisis bancarias y financieras. Los precios del petróleo pueden ser un factor de riesgo, ya que sus movimientos afectan a la economía, (He et al. (2010), Basnet y Upadhyaya (2015) y Denis y Etornam (2015)).

## II. HERRAMIENTAS METODOLÓGICAS

Partiendo de la revisión de literatura respecto a la valuación de activos, se presentan los modelos que contribuyen con la identificación de los factores de riesgo sistemático y su relación con los activos financieros. Es importante resaltar la relación teórica y econométrica que existe entre los modelos multifactoriales ICAPM de Merton (1973) y la Teoría de fijación de Precios por Arbitraje de Ross (1976), y empleando una versión multifactorial, este trabajo contribuye con un marco teórico sólido con el hallazgo de factores de riesgo y sustenta la explicación de los posibles factores de riesgo sistemático que afectan la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México. Así, la línea de investigación gira en torno al riesgo sistemático.

El modelo de fijación de precios de activos o Capital Asset Pricing Model (CAPM) fue desarrollado de manera independiente por Sharpe (1964), Lintner (1965a, b), Mossin (1966) y Treynor (1961; 1962) estableció el nacimiento de la teoría de valoración de activos. Esta teoría considera que el riesgo de un título financiero se deriva por una parte del funcionamiento del sistema económico (riesgo sistemático) y por otra de características particulares del emisor del título (riesgo no sistemático). El CAPM señala como fuente de riesgo una sola variable de mercado, pero Merton (1973) presentó un modelo CAPM multifactorial, el modelo intertemporal ICAPM (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*), en el que se admiten diversas fuentes de riesgo sistemático. Por su parte, Ross (1976), formuló la Teoría de Fijación de Precios por Arbitraje (*Arbitrage Pricing Theory*) y se desarrolló como una alternativa al CAPM, la cual presenta un modelo más amplio y basado en argumentos de arbitraje (no de equilibrio). Fundamentalmente el APT establece que el riesgo sistemático obedece a factores comunes explicativos. El modelo APT es un modelo similar al ICAPM y también incluye múltiples *betas* al modelo; sin embargo, el primer factor del modelo de Merton se identifica con el modelo de mercado del CAPM, mientras que el modelo APT de Ross deja más independencia a la elección de los factores de riesgo. De esta forma, la teoría de los modelos multifactoriales ICAPM y APT contribuyen con un marco teórico para la explicación de los factores de riesgo sistemático en la cartera de hipotecas titulizadas en México y con el hallazgo de posibles factores que inciden en la morosidad en el periodo de estudio.

Con el objetivo de construir posibles factores de riesgo sistemático que inciden en la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México, se emplea el análisis de componentes principales, dicho estudio permite analizar la variancia y covariancia de un grupo de variables originales mediante sus combinaciones lineales. La construcción de esas combinaciones lineales se realiza a partir de una matriz de datos, con el objetivo de reducir el número de variables, construir nuevas variables

(componentes) y facilitar la interpretación de la estructura de sus relaciones (Johnson & Wichern, 1998). El resultado de las variables transformadas contribuye con la interpretación de los datos que no podrían ser derivada directamente de las variables originales, (Jambu, 1991). Según Hair, Black, Babin y Anderson (2010), el primer componente puede interpretarse como el único mejor resumen de relación lineal expuesta en los datos; el segundo componente como la segunda mejor combinación lineal de las variables y ortogonal del primer componente, y el proceso continúa extrayendo componentes hasta que toda la variancia es explicada.

De acuerdo con Peña (2002), en un conjunto de variables originales con observaciones, los valores del primer componente principal está determinado por un vector  $z_1 = Xa_1$ , donde  $X$  es una matriz de dimensiones  $n \times p$  con media cero y a cada variable se ha restado su media, además, su matriz de covariancias de las observaciones está determinada por  $\frac{1}{n}X'X$ ;  $a_1$  es un vector de norma unidad de dirección  $a_1 = (a_{11}, \dots, a_{1p})'$ . De esta manera, el vector  $z_1$  es un vector de los valores del primer componente con media cero y variancia  $\frac{1}{n}z_1'z_1 = \frac{1}{n}a_1'X'Xa_1 = a_1'Sa_1$ .  $S$  es la matriz de variancias y covariancias; por lo tanto, para maximizar la variancia del vector  $z_1$  y contenga solución, se establece norma unidad del vector  $a_1$ , es decir,  $a_1'a_1 = 1$  y entonces el problema de optimización se reduce a encontrar el Lagrangiano. La solución es  $\lambda_1 = a_1'Sa_1 = \lambda_1 a_1'a_1$ , así  $\lambda_1$  representa el valor máximo propio de  $1L = a_1'Sa_1 - \lambda_1(a_1'a_1 - 1)$  a matriz  $S$ ; es decir, la variancia del vector  $z_1$ , y los coeficientes de las variables de  $z_1$  estarán determinados por su vector  $a_1$ . El primer componente principal  $z_1$  es una nueva variable que contiene la máxima correlación de las  $p$  variables originales sujeta a una mínima pérdida de información. El segundo componente principal se construye maximizando la suma de los vectores  $z_1 = Xa_1$  y  $z_2 = Xa_2$ , así, la siguiente es la función a optimizar  $L = a_1'Sa_1 + a_2'Sa_2 - \lambda_1(a_1'a_1 - 1) - \lambda_2(a_2'a_2 - 1)$ ; cuya función objetivo es  $L = \lambda_1 + \lambda_2$ . De esta forma,  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  son los máximos valores propios de  $S$ ,  $a_1$  y  $a_2$  sus respectivos vectores,  $z_1$  y  $z_2$  no están correlacionados (ortogonales). Existen tantos componentes principales como valores propios  $\lambda_1, \dots, \lambda_p$  de  $S$ , de manera que se tiene la función objetivo a optimizar  $|S - \lambda I| = 0$  y sus vectores correspondientes  $(S - \lambda I)a_i = 0$ . Los valores propios son ortogonales y representan la proporción máxima de variabilidad total y la determinación de los componentes principales  $Z$ ; así se puede establecer por medio de la transformación ortogonal  $A$  de las variables  $X$  y obtener variables no correlacionadas  $Z = XA$ . Los componentes principales contienen la variabilidad conjunta de las variables originales pues la sumatoria de sus variancias es igual a la sumatoria de las variancias de estas últimas.

Por otra parte, se realizaron pruebas de raíz unitaria para verificar si las variables en estudio son estacionarias en el tiempo o no y evitar problemas de regresiones espurias. Para establecer si un proceso es estacionario se puede realizar el contraste de raíces unitarias, el cual, revela si es necesario tomar una diferencia adicional para convertir dicha serie a una serie estacionaria, el cual está determinado como  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$  y restando  $Y_{t-1}$  se tiene:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

Si  $\rho = 1$ , entonces  $Y_t$  tiene una raíz unitaria y se comporta como una caminata aleatoria; es decir, no es estacionaria. La prueba de Dickey-Fuller tiene como hipótesis nula  $\delta = 0$  (raíz unitaria o no estacionariedad) e hipótesis alternativa  $\delta < 0$  ( $\rho < 1$  o estacionariedad).  $Y_t$  puede ser una caminata aleatoria sin constante, con constante y con tendencia determinista. Si se parte del hecho que el término de error  $u_t$  está correlacionado, entonces se realiza la prueba de Dickey-Fuller aumentada, la cual estima la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

La prueba de Phillips-Ouliaris tiene como hipótesis nula la estacionariedad.

El método de Johansen es un procedimiento ampliamente utilizado para el análisis multivariado. En un modelo VAR cada variable está expresada como una combinación lineal de sus valores rezagados y del resto de las variables.

$$\Delta y_t = (\prod_j \prod_{i=1}^k \binom{Y_{t-i}}{t}) + \mu_j + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad \text{para } T_{j-1} + k < t \leq T_j \quad (j = 1, \dots, m). \quad (3)$$

El modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) de Pesaran et al. (2001) permite modelar la relación entre variables, independientemente de si estas son de orden I (0), I (1) o una combinación de ambas. Con él se puede estimar directamente los coeficientes de largo plazo y probar si hay cointegración en forma más flexible que la técnica de Johansen (1988). El modelo se plantea como:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j' \vec{x}_{t-j} + u_t, \quad t = \max(p, q), \dots, T \quad (4)$$

Este modelo puede reparametrizarse para tener una especificación que incluye un mecanismo de corrección de errores:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varsigma(y_{t-1} - \vec{\theta} \vec{x}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-i} + \vec{\omega}' \Delta \vec{x}_t + \sum_{j=1}^{q-1} \vec{\varphi}' \Delta \vec{x}_{t-j} + \xi_t \quad (5)$$

### III. ANÁLISIS DE LA MOROSIDAD EN MÉXICO

Los datos del Índice de Morosidad se obtuvieron del portafolio de información de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV) y la muestra corresponde a observaciones mensuales de diciembre de 2008 a junio de 2016, la información estadística del Índice de Morosidad de títulos respaldados con hipotecas sólo se publicó por la CNBV para este periodo, por lo que nuestro análisis se restringe a dicho periodo. Las variables económicas y financieras (cuadro 1), se eligieron de la revisión de la literatura en estudios nacionales e internacionales y corresponden al Índice de precios de vivienda, tasa de rendimiento de los Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES) a 28 días, Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), tasa de desocupación de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, tipo de cambio de pesos nacionales por dólar norteamericano, precio promedio de exportación de petróleo, Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPC), reservas internacionales, tasa de rendimiento promedio del *T-bill* de Estados Unidos a un mes; y se proponen para este trabajo nuevas variables como posibles factores de riesgo sistemático y son la base monetaria, balanza comercial de mercancías y el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE).

**Cuadro 1.**  
**Variables explicativas**

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>
** VIV	Índice de precios de vivienda
* CET	Tasa de rendimiento de los CETES a 28 días
* INPC	Índice Nacional de Precios al consumidor
* DES	Tasa de desocupación de la encuesta nacional de ocupación y empleo
* TC	Tipo de cambio de pesos nacionales por dólar norteamericano
* BASE	Base monetaria

* IGAE	Indicador Global de la Actividad Económica
** PET	Precio promedio de exportación de petróleo
	Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de
* IPC	Valores
** RI	Reservas internacionales
** BAL	Balanza comercial de mercancías
	Tasa de rendimiento promedio del T-bill estadunidense a un
** IEU	mes

\*Fuente Banxico

\*\*Fuente Inegi

En la matriz de correlaciones (cuadro 2), se observa que el índice de precios de vivienda presenta una alta colinealidad con la mayoría de las variables consideradas, presenta un alto grado de correlación con el INPC (0.99), reservas internacionales (0.97), base monetaria (0.97) e IGAE (0.92).

**Cuadro 2**  
**Correlaciones entre las variables**

	BAL	BASE	CET	DES	IEU	IGAE	INPC	IPC	PET	RI	TC	VIV
BAL	1											
BASE	-0.285	1										
CET	0.081	-0.721	1									
DES	0.047	-0.738	0.326	1								
IEU	-0.117	0.025	0.219	0.066	1							
IGAE	-0.231	0.901	0.746	0.679	0.104	1						
INPC	-0.226	0.974	0.805	0.668	0.063	0.916	1					
IPC	-0.066	0.792	0.877	0.512	0.166	0.855	0.859	1				
PET	0.459	-0.266	0.165	0.293	0.482	0.034	0.108	0.257	1			
RI	-0.248	0.957	0.737	0.687	0.102	0.918	0.977	0.841	-0.059	1		
TC	-0.444	0.728	0.247	0.591	0.378	0.536	0.602	0.257	-0.710	0.599	1	
VIV	-0.242	0.974	0.807	0.659	0.040	0.924	0.996	0.862	-0.116	0.977	0.620	1

$$|R| = 1.21E - 10$$

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

Las reservas internacionales muestran alta colinealidad con el INPC (0.97), base monetaria (0.95) e IGAE (0.91). No obstante, la balanza comercial presenta baja colinealidad con las variables de rendimiento del CETE (0.081), desocupación (0.047) e IPC (-0.066). También, puede observarse una baja correlación entre base monetaria y la tasa del *T-Bill* (0.025), desocupación y tasa del *T-bill* (0.066), INPC y el *T-bill* (0.063), IGAE y precios del petróleo (-0.034), reservas internacionales y precios del petróleo (-0.059). El determinante de la matriz de correlación muestra que las variables en conjunto muestran un alto grado de multicolinealidad.

Para determinar si la matriz de correlaciones es una matriz identidad, se emplea la prueba de esfericidad de Barlett (cuadro 3) y así establecer la existencia de correlación entre las variables. Los resultados obtenidos muestran que las correlaciones son estadísticamente diferentes de cero, por lo que existe multicolinealidad entre el conjunto de las variables. Así mismo, se emplea la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin para verificar si las correlaciones parciales son adecuadas. De acuerdo con este estadístico, existe una correlación significativa, indicando una buena adecuación muestral (0.82). Por lo tanto, de acuerdo con los estadísticos de Barlett y Kaiser-Meyer-Olkin resulta adecuado proseguir con el análisis de componentes principales.

**Cuadro 3**  
**Pruebas KMO y de Bartlett**

---

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin

0.8250342

---

Prueba de esfericidad de Bartlett

0

---

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

Los vectores de cargas y proporción de variancia explicada (cuadro 4), señalan que el primer componente principal representa alrededor del 59% de la variabilidad total del conjunto de variables consideradas y el segundo componente principal explica alrededor del 20%.

**Cuadro 4**  
**Vectores de cargas y proporción de variancia explicada**

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>BAL</i>	-0.104	0.327	0.802	-0.048	-0.431	0.145	0.069	0.124	0.081	-0.057	-0.012	0.002
<i>BASE</i>	0.367	-0.066	0.033	-0.039	-0.078	0.100	-0.186	0.054	0.164	0.558	-0.660	-0.177
<i>CET</i>	-0.294	-0.254	0.136	-0.326	0.458	0.454	-0.104	0.317	0.413	0.088	0.136	-0.007
<i>DES</i>	-0.271	0.124	-0.429	0.481	-0.411	0.453	0.079	0.272	0.195	-0.006	-0.056	0.014
<i>IEU</i>	-0.011	-0.440	0.387	0.744	0.281	-0.022	-0.050	0.042	-0.132	-0.007	-0.047	0.009
<i>IGAE</i>	0.352	0.073	-0.010	-0.030	0.197	0.017	0.737	0.510	-0.154	0.010	-0.039	0.047
<i>INPC</i>	0.368	0.042	0.001	0.033	-0.086	0.132	-0.322	0.162	-0.114	0.292	0.367	0.688
<i>IPC</i>	0.321	0.263	0.007	0.247	0.157	-0.251	0.057	-0.133	0.789	-0.135	0.123	0.049
<i>PET</i>	-0.061	0.589	0.028	0.161	0.457	0.395	0.073	-0.399	-0.220	0.209	-0.021	-0.016
<i>RI</i>	0.363	0.049	-0.016	-0.055	0.099	0.337	-0.301	0.077	-0.102	-0.724	-0.323	0.057
<i>TC</i>	0.246	-0.435	0.044	-0.092	-0.234	0.429	0.390	-0.565	0.107	-0.018	0.119	0.065
<i>VIV</i>	0.369	0.032	-0.008	0.064	-0.076	0.153	-0.206	0.137	-0.104	0.071	0.520	-0.694
<b>%Variancia</b>												
:												
	<b>59.89</b>	<b>19.94</b>										
<i>Explicada</i>	%	%	<b>7.68%</b>	<b>5.56%</b>	<b>2.94%</b>	1.73%	0.86%	0.78%	0.41%	0.11%	0.07%	0.02%
	59.89	79.83	87.51	93.07	96.01	97.74	98.60	99.38	99.79	99.90	99.98	100.00
<i>Acumulada</i>	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

Los dos primeros componentes conjuntamente explican alrededor del 79% de la variancia total y el tercero, cuarto y quinto componentes explican el 7%, 5% y 3% de la variancia total, respectivamente, por lo que la proporción acumulada de los cinco componentes principales es del 96% de la variabilidad conjunta.

De acuerdo con los vectores de cargas de los componentes extraídos (cuadro 4), el primer componente registra cargas similares en la mayoría de las variables con excepción en las variables del precio del petróleo y el T-bill. Este primer componente está fundamentalmente constituido por el índice de precios de vivienda (0.369), INPC (0.368), base monetaria (0.367), reservas internacionales (0.363) e indicador global de la actividad económica (0.352). Los valores de estas cargas son positivos, lo cual, indica correlaciones positivas de estas variables con el primer componente. El primer componente comprende una medida de incertidumbre en la economía, el cual capta el conjunto de las actividades del mercado inmobiliario, del componente inflacionario y de la base monetaria, principalmente. Las correlaciones muestran disminuciones en la tasa de interés e incremento en la demanda agregada, por lo que la liquidez puede producir presiones inflacionarias en el mercado de vivienda y sobre el nivel general de precios. De acuerdo con los resultados mostrados el primer componente puede interpretarse como un factor de riesgo del mercado de vivienda e inflacionario.

$$\begin{aligned}
 PC1 = & -0.104(BAL) + 0.367(BASE) - 0.294(CET) - 0.271(DES) \\
 & - 0.11(IEU) + 0.352(IGAE) \\
 & + 0.368(INPC) + 0.321(IPC) - 0.061(PET) + 0.363(RI) + 0.246(TC) \\
 & + 0.369(VIV)
 \end{aligned}$$

El segundo componente principal está relacionado fundamentalmente con el desempeño del mercado de exportación de la mezcla mexicana de petróleo (0.589), T-bill (-0.440) y el valor del dólar (-0.435). Las correlaciones del segundo componente principal sugieren que, a mayor precio del petróleo, disminuye la depreciación del tipo de cambio; en este sentido, los aumentos en el precio del petróleo producen mayores ingresos de divisas afectando la apreciación del tipo de cambio. Este componente está relacionado con los mercados internacionales; por lo tanto, el segundo componente se puede percibir como un factor de riesgo de integración con la actividad de la economía global.

$$\begin{aligned}
 PC2 = & 0.327(BAL) - 0.066(BASE) - 0.254(CET) + 0.124(DES) \\
 & - 0.440(IEU) + 0.073(IGAE) + 0.042(INPC) \\
 & + 0.263(IPC) + 0.589(PET) + 0.049(RI) - 0.435(TC) + 0.032(VIV)
 \end{aligned}$$

Los vectores de carga en el tercer componente principal indican una alta correlación con la balanza comercial de mercancías (0.802) y una carga menos significativa con la desocupación (-0.429), está relacionado fundamentalmente con la actividad del comercio internacional e integración comercial. Este componente puede interpretarse como el efecto que tiene la actividad económica mundial sobre el desempeño económico nacional; es decir, un factor de riesgo de economía abierta. La correlación negativa de la desocupación sugiere que el incremento del diferencial entre las exportaciones e importaciones estimulan los proyectos productivos de las empresas, aumentando la demanda de trabajo y disminuyendo la desocupación; así, el tercer componente puede interpretarse como factor de riesgo de la economía abierta.

$$\begin{aligned}
 PC3 = & (0.802(BAL) + 0.033(BASE) + 0.136(CET) - 0.429(DES) \\
 & + 0.387(IEU) - 0.010(IGAE) \\
 & + 0.001(INPC) + 0.007(IPC) + 0.028(PET) - 0.016(RI) + 0.044(TC) \\
 & - 0.008(VIV))
 \end{aligned}$$

El cuarto componente está representado esencialmente por la tasa del *T-bill* y desocupación (0.481), siendo la primera la más correlacionada. Este componente revela la importancia que tiene el *T-bill* en la economía nacional y muestra el grado de integración financiera con el exterior, de tal forma que el cuarto componente se descifra como un factor de riesgo del mercado internacional de dinero.

$$\begin{aligned}
 PC4 = & -0.048(BAL) - 0.039(BASE) - 0.326(CET) + 0.481(DES) \\
 & + 0.744(IEU) - 0.030(IGAE) \\
 & + 0.033(INPC) + 0.247(IPC) + 0.161(PET) - 0.055(RI) - 0.92(TC) \\
 & + 0.064(VIV)
 \end{aligned}$$

El quinto componente se asocia con la tasa de los CETES (0.458) y precio del petróleo (0.457), ambas correlacionadas positivamente. Muestra el vínculo de la tasa de interés del mercado de dinero interno y el mercado de exportación de la mezcla mexicana de petróleo. Una posible explicación es que, con el objetivo de atraer capitales foráneos y mantener el nivel del tipo de cambio, un aumento en la tasa de interés junto con incrementos en el precio del petróleo produce flujos importantes de entrada de divisas, de manera que aprecia el peso mexicano, reduciendo el riesgo cambiario. Este componente puede denominarse factor de riesgo del mercado de dinero interno y de la mezcla mexicana del petróleo.

$$\begin{aligned}
 PC5 = & -0.431(BAL) - 0.078(BASE) - 0.458(CET) - 0.411(DES) \\
 & + 0.281(IEU) + 0.197(IGAE) \\
 & -0.086(INPC) + 0.157(IPC) + 0.457(PET) + 0.099(RI) - 0.234(TC) \\
 & - 0.076(VIV)
 \end{aligned}$$

**Cuadro 5**  
**Prueba de Phillips - Ouliaris**

<i>Variable</i>	<i>dependiente</i>	<i>τ</i>	<i>z</i>
<i>Morosidad</i>	-5.759005 ***	-48.1329 ***	-
<i>PC1</i>	-5.709777 ***	47.67435 ***	-
<i>PC2</i>	-5.079228 **	-38.39174 **	-
<i>PC3</i>	-8.235683 ***	82.91836 ***	-
<i>PC4</i>	-5.073016 **	-33.25845	-
<i>PC5</i>	-7.691303 ***	69.20974 ***	-
<i>MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values</i>			

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

La  $\tau$  (cuadro 5) sugiere una relación de largo plazo entre la morosidad y los primeros cinco componentes principales con significancia del 1% tomando como variables dependientes la morosidad, PC1, PC3 o PC5; como variable dependiente PC2 o PC4 se rechaza la hipótesis de no cointegración al 5%. El estadístico  $z$  muestra resultados similares con excepción del cuarto componente, ya que no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración al 10%. Los resultados sugieren adicionalmente la posibilidad de que la cointegración no sea unidireccional, la morosidad también puede ser relevante para el comportamiento de las otras variables, por tanto, se extiende el análisis a la prueba de Johansen.

Antes de realizar las pruebas de cointegración de Johansen, se establece el orden de integración de las variables por medio de la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada (cuadro 6). Según la prueba Dickey-Fuller con constante en niveles, el primero, segundo, tercero y quinto componente, presentan problemas de raíz unitaria. Sin embargo, las series de morosidad y del cuarto componente principal rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. La prueba de raíz unitaria en primeras

diferencias rechaza al 1% la existencia de una raíz unitaria, el primer componente principal al 5%. El segundo y quinto componente no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. Especificando la prueba sin constante y sin tendencia en niveles, el cuarto, segundo y tercer componente rechazan la hipótesis nula al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La morosidad, primer y quinto componente no rechazan la hipótesis nula.

La prueba con constante y tendencia en primeras diferencias indica que la morosidad, tercer y cuarto componente son significativos al 1%, el segundo componente al 10%. El primer y quinto componente no rechazan la hipótesis nula. La prueba sin constante y sin tendencia en primeras diferencias revela que el tercer y cuarto componente alcanzan significancia de 1%, el segundo y quinto componente de 5%; la primera diferencia de la morosidad y del primer componente no rechazan la hipótesis nula.

**Cuadro 6**  
**Prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada**

Variable	Niveles		
	Con constante	Con constante y tendencia	Sin constante y sin tendencia
	Estadístico <i>t</i>	Estadístico <i>t</i>	Estadístico <i>t</i>
Morosidad	-4.1253***	-1.8609	0.4541
PC1	0.0054	-1.1042	-0.1857
PC2	-2.1065	0.5663	-2.1141**
PC3	-1.6908	-2.094	-1.7137*
PC4	-3.1586**	-2.1479	-3.1544***
PC5	-1.6123	-2.1241	-1.5908
Primeras diferencias			
Variable	Sin constante y sin tendencia		
	Con constante	Con constante y tendencia	Sin constante y sin tendencia
	Estadístico <i>t</i>	Estadístico <i>t</i>	Estadístico <i>t</i>
$\Delta$ Morosidad <sub><i>t-1</i></sub>	-3.4268*	-5.3015***	-1.4594
$\Delta$ PC1 <sub><i>t-1</i></sub>	-2.9398**	-2.9175	-1.3533
$\Delta$ PC2 <sub><i>t-1</i></sub>	-2.2808	-3.2703*	-2.272**

$\Delta PC3_{t-1}$	-8.2539***	-8.1947***	-8.3159***
$\Delta PC4_{t-1}$	-4.6112***	-4.5653***	-4.6459***
$\Delta PC5_{t-1}$	-2.0027	-1.883	-1.9663**

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

**Cuadro 7**  
**Prueba de Johansen**

$H_o$	$\lambda_{traza}$	Valor crítico al 5% de significancia
$r \leq 5$	2.441665	3.841466
$r \leq 4$	9.776705	15.49471
$r \leq 3$	27.41082*	29.79707
$r \leq 2$	53.03223***	47.85613
$r \leq 1$	85.4496***	69.81889
$r = 0$	141.423***	95.75366

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

La prueba de cointegración de Johansen (cuadro 7), considerando una tendencia determinista lineal, indica que el estadístico de la traza ( $\lambda_{traza}$ ) rechaza la hipótesis de que existe como máximo dos vectores de cointegración; en tanto que no rechaza la existencia de tres vectores cointegrantes como máximo. Se establece que existe un equilibrio estable en el largo plazo entre el índice de morosidad y los riesgos del mercado de vivienda e inflacionario, el riesgo de integración con la actividad de la economía global, el riesgo de la economía abierta, el riesgo del mercado de dinero internacional y riesgo del mercado de dinero interno y de la mezcla mexicana del petróleo. Por lo tanto, hay evidencia que las desviaciones respecto al equilibrio no pueden mantenerse indefinidamente en el tiempo, tienden a corregirse.

El modelo de corrección de error para la morosidad (cuadro 8), muestra que el coeficiente estimado para  $\Delta PC3_{t-1}$  es poco significativo, mientras los coeficientes

de  $\Delta PC4_{t-1}$ ,  $TCE_1$ ,  $\Delta PC4_{t-2}$  y del término constante son altamente significativos. Las elasticidades de corto plazo del cuarto componente del riesgo del mercado de dinero internacional rezagado un mes y dos meses son significativos.

**Cuadro 8**  
**Modelo de corrección de errores**

Variable dependiente: $\Delta Morosidad$	
$\Delta Morosidad_{t-1}$	-0.123015
$\Delta Morosidad_{t-2}$	-0.12821
$\Delta PC1_{t-1}$	-0.015959
$\Delta PC1_{t-2}$	-0.015189
$\Delta PC2_{t-1}$	-0.002848
$\Delta PC2_{t-2}$	-0.015482
$\Delta PC3_{t-1}$	0.005975
$\Delta PC3_{t-2}$	0.006093 *
$\Delta PC4_{t-1}$	-0.018042 **
$\Delta PC4_{t-2}$	-0.024402 ***
$\Delta PC5_{t-1}$	-0.006573
$\Delta PC5_{t-2}$	-0.003629
$TCE_1$	-0.116462 **
$TCE_2$	0.009755
$TCE_3$	0.003601
<i>Constante</i>	0.024688 ***

\*\*\*, \*\* y \*, significancia al 1%, 5% y 10%.

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

Se observa una relación negativa entre el índice de morosidad y el tercer componente en tanto que se observa una relación positiva entre la morosidad y los componentes cuarto y quinto:

$$\text{Morosidad} = 2.423427 - 1.125005(\text{PC3}) + 1.187546(\text{PC4}) + 0.092288(\text{PC5})$$

Por lo anterior, se determina que los posibles factores de riesgo que afectan la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas están representados por el riesgo del

mercado internacional de dinero y factor de riesgo del mercado de dinero interno y de la mezcla mexicana del petróleo.

De acuerdo con la estimación del modelo ARDL (cuadro 9), se rechazan ambas hipótesis de no cointegración; es decir, se confirma la existencia de una relación de largo plazo entre las variables analizadas (morosidad y el conjunto de variables). Se encontró evidencia de que las desviaciones respecto al equilibrio no pueden aumentar infinitamente, ya que siempre existirán fuerzas económicas para su convergencia al equilibrio. Para los cambios del logaritmo del índice de morosidad las elasticidades estimadas (Cuadro 9) de corto plazo para  $\Delta CET$ ,  $\Delta CET_{t-2}$ ,  $\Delta DES_{t-1}$ ,  $\Delta IGAE_{t-1}$ ,  $\Delta INPC_{t-1}$ ,  $\Delta IPC$ ,  $\Delta PET$ ,  $\Delta RRI$ ,  $\Delta TC$ ,  $\Delta VIV_{t-2}$  son altamente significativas. Los coeficientes estimados de  $\Delta IEU_{t-1}$ ,  $\Delta IEU_{t-2}$ ,  $\Delta TC_{t-1}$ ,  $\Delta VIV_{t-1}$ , son significativos al 5%. Así mismo, los coeficientes de  $\Delta DES_{t-2}$ ,  $\Delta IPC_{t-1}$ ,  $\Delta PET_{t-1}$ ,  $\Delta PET_{t-2}$  tienen significancia al 10%. Los coeficientes de la ruptura estructural de octubre de 2014,  $BASE$  y  $TCE1_{t-1}$  son significativos al 10%. Se observa también que es significativo el término de ajuste a la relación de largo plazo, implicando que tras un desequilibrio se regresa a la relación de largo plazo en poco más de tres meses.

La evidencia del análisis contribuye con el hallazgo de posibles factores de riesgos sistemático que inciden en la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México, dados por la dinámica de las variables del Índice de precios de vivienda, rendimiento de los CETES a 28 días, INPC, tasa de desocupación, tipo de cambio, base monetaria, IGAE, precio promedio de exportación de petróleo, IPC, reservas internacionales y tasa del *T-bill*.

**Cuadro 9**  
**Modelo ARDL**

<i>Variable</i>	<i>Coeficiente</i>	
$\Delta CET$	80.49958	***
$\Delta CET_{t-1}$	21.96437	
$\Delta CET_{t-2}$	70.0126	***
$\Delta DES$	0.165922	
$\Delta DES_{t-1}$	2.765225	***
$\Delta DES_{t-2}$	1.044683	*
$\Delta IEU$	76.52621	
$\Delta IEU_{t-1}$	-204.6918	**
$\Delta IEU_{t-2}$	-220.1845	**
$\Delta IGAE$	-0.04162	

$\Delta IGAE_{t-1}$	0.352227	***
$\Delta INPC$	-0.938302	
$\Delta INPC_{t-1}$	4.578123	***
$\Delta IPC$	0.302573	***
$\Delta IPC_{t-1}$	-0.152238	*
$\Delta PET$	-0.172029	***
$\Delta PET_{t-1}$	0.087345	*
$\Delta PET_{t-2}$	-0.082748	*
$\Delta RI$	0.427795	***
$\Delta TC$	-0.455189	***
$\Delta TC_{t-1}$	0.302843	**
$\Delta VIV$	2.398289	
$\Delta VIV_{t-1}$	-13.55142	**
$\Delta VIV_{t-2}$	-22.26698	***
$D_{2014M10}$	-0.078044	***
$BASE_t$	-0.260013	***
$TCE1_{t-1}$	-0.310835	***

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Análisis de cointegración para morosidad				
	Valor	Significación	I(0)	I(1)
<i>Estadísticos F</i>	7.43017	10%	1.6	2.72
<i>k</i>	10	5%	<b>1.8</b>	<b>2.99</b>
		2.50%	2	3.27
		1%	2.3	3.6
<i>Estadístico t</i>	-9.88725	10%	-1.6	-4.4
		5%	<b>-2</b>	<b>-4.8</b>
		2.50%	-2.2	-5.1
		1%	-2.6	-5.4

Fuente: Elaboración propia con estimaciones en E-Views V10

## CONCLUSIONES

En este trabajo se ha mostrado evidencia de que variables económicas y financieras, nacionales e internacionales, permiten explicar la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México. Los factores de riesgo identificados son la dinámica del mercado de vivienda y la inflación, la integración con la actividad económica global, el grado de apertura de la economía mexicana, el mercado internacional de dinero, así como el mercado de dinero interno y la dinámica de los precios del petróleo.

Se determinó también la existencia de una relación de largo plazo entre la morosidad y el índice de precios de vivienda, el CETES, INPC, desocupación, tipo de cambio, base monetaria, IGAE, precio del petróleo, IPC, reservas internacionales, balanza comercial, *T-bill* a un mes. Es decir, esas variables son relevantes para explicar la morosidad de la cartera de hipotecas titulizadas en México. Como es de esperarse, los incrementos en la desocupación pueden producir incrementos en la morosidad, los cuales pueden agravarse en un contexto inflacionario con depreciación de la moneda nacional y tasas de interés relativamente altas. También es de destacarse que la evidencia mostrada sugiere que en el caso mexicano el incremento de los precios de vivienda hace que los deudores hipotecarios valoren más sus viviendas y, por tanto, eviten caer en situación de incumplimiento.

El conocimiento de estos factores de riesgo sistemático y su fuente es de gran utilidad para emisores de títulos respaldados por hipotecas ya que podría ayudarles a seleccionar el *timing* adecuado para la emisión. Naturalmente, dicho conocimiento también es de gran utilidad para inversionistas, administradores de portafolios y de riesgo. También es importante para el diseño de políticas públicas orientadas al fomento del acceso a la vivienda, en particular cuando se trata del caso de la vivienda de interés social y la destinada a grupos marginados de la sociedad y con escasas oportunidades de desarrollo económico y social, pues en estos casos el contar con vivienda propia puede ser muy importante como factor de movilidad social.

Cabe señalar que los resultados de este estudio son consistentes parcialmente con una corriente de la literatura que se ha producido en el mundo, por ejemplo, con los estudios de Liao y Chang (2010), He et al. (2010) y Basnet y Upadhyaya (2015) con los cuales se observan semejanzas y algunas diferencias. Estas diferencias sugieren que se debe profundizar en la investigación respectiva para lograr una mejor comprensión de la problemática del incumplimiento en los créditos hipotecarios. Una extensión natural de este trabajo sería analizar la morosidad y otras características del comportamiento de la cartera de créditos hipotecarios de manera más amplia, es decir, no restringiendo el análisis a la cartera que está titulizada. Incluso, sería deseable

determinar las semejanzas y diferencias de los agentes públicos y privados otorgantes de crédito hipotecario, así como entender sus causas.

## REFERENCIAS

- Ahmad, N., Ramzan, M. (2016). Stock Market Volatility and Macroeconomic Factor Volatility. *International Journal of Research in Business Studies and Management*. Vol.3 (7), 37-44.
- Antonette, F (2018) Macroeconomic Impact on Stock Market Returns and Volatility: Evidence from Sri Lanka. *Business and Economics Journal*, vol. 9 (4), 379. DOI: 10.4172/2151-6219.1000379.
- Avanzini, D., Martínez, J., & Pérez, V. (2015). *A micro-powered model of mortgage default risk for full recourse economies, with an application to the case of Chile*. Santiago: Central Bank of Chile.
- Bandyopadhyay, S., & Saha, S. (2009). A New Line Symmetry Distance and Its Application to Data Clustering. *Journal of Computer Science and Technology*. Vol. 24 (3), 544–556. DOI: 10.1007/s11390-009-9244-1.
- Basnet, H., & Upadhyaya, K. (2015). Impact of oil price shocks on output, inflation and the real exchange rate: evidence from selected ASEAN countries. *Applied Economics*. Vol. 47 (29), pp. 3078-3091. DOI: 10.1080/00036846.2015.1011322.
- Ceballos, L. (2013). *Impacto de Sorpresas Macroeconómicas y Anuncios en Factores de la Estructura de Tasas de Chile*. Santiago: Banco Central de Chile.
- Celebi, K & Hönig, M. (2019). The Impact of Macroeconomic Factors on the German Stock Market: Evidence for the Crisis, Pre- and Post-Crisis Periods. *International Journal of Financial Studies, MDPI, Open Access Journal*. Vol. 7(2), 1-13. DOI: 10.3390/ijfs7020018.
- Denis, D., y Etornam, D. K. (2015). Granger causality analysis on Ghana's macroeconomic performance and oil price fluctuations. *Journal of Resources Development and Management*. Vol. 6, 1-5.
- Foote, Christopher L. and Willen, Paul S. (2018). Mortgage-Default Research and the Recent Foreclosure Crisis. *Annual Review of Financial Economics*, vol. 10, 59-100. DOI: 10.1146/annurev-financial-110217-022541.
- García Ruiz, Reyna Susana & López Herrera, Francisco & Cruz Aké, Salvador (2018). Determinantes del crédito y la morosidad en México. *Estocástica: finanzas y riesgo*, vol. 8 (1), 85-104.
- Gerardi, K., Herkenhoff, K., Ohanian, L. y Willen, P. (2018). Can't Pay or Won't Pay? Unemployment, Negative Equity, and Strategic Default. *Review of Financial Studies*. Vol. 31 (3). DOI: 10.1093/rfs/hhx115.

- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis, 7th edition*. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- He, Y., Wang, S., & Lai, K. (2010). Global economic activity and crude oil prices: A cointegration analysis. *Energy Economics*. Vol. 32 (4), 868-876. DOI: 10.1016/j.eneco.2009.12.005.
- Izunobi Anthony Okechukwu, et.al. (2017). Macroeconomic Variables Volatility in the Nigerian Stock Market; An Empirical Analysis. *International Journal of Managerial Studies and Research*, vol. 5(6), 1-13. DOI:10.20431/2349-0349.0506001.
- Jambu M. (1991). *Exploratory and multivariate data analysis. Statistical Modeling and Decision Science*. San Diego, CA., Academic Press. pp.432.
- Johnson, R., & Wichern, D. (1998). *Applied Multivariate Statistical Analysis. 4th Edition*. New York: Prentice-Hall.
- Kang, W. & Ratti, R. & Vespiagnani, J. (2018). Financial and non-financial global stock market volatility shocks. *University of Tasmania, Tasmanian School of Business and Economics*.
- Karki, D. (2018). Stock Market Responses to Macroeconomic Dynamics: Testing for Long-Run Equilibrium in Nepal. *Pravaha*, vol. 24(1), 64-82. DOI: 10.3126/pravaha.v24i1.20227.
- Karamon, K., McManus, D. y Zhu, J. (2017). Refinance and Mortgage Default: A Regression Discontinuity Analysis of HARP's Impact on Default Rates. *Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol. 55 (4), 457-475. DOI: 10.1007/s11146-016-9566-z.
- Liao, Szu-Lang & Chang, Jui-Jane. (2010). Economic determinants of default risks and their impacts on credit derivative pricing. *Journal of Futures Markets*. Vol. 30(11), 1058 - 1081. DOI: 10.1002/fut.20453.
- Lintner, J. (1965a). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*. Vol. 20 (4), 587-615.
- Lintner, J. (1965b). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*. Vol. 47(1), 13-37.
- Merton, R. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*. 41(5), 867-887.
- Mossin, S. (1966). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*. Vol.59 (3), 383-403.
- Pavan, M. y Barreda-Tarazona, I. (2019). Should I default on my mortgage even if I can pay? Experimental Evidence. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 110 (C). DOI: 10.1016/j.jedc.2019.103733.

- Peña, D. (2002). *Análisis de datos multivariados*. Madrid: McGraw-Hill.
- Pesaran, M.H., Shin, Y.C. and Smith, R. (2001) Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16 (3), 289-326. DOI: 10.1002/jae.616.
- Reinhart, C. & Rogoff, K. (2009). *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton University Press.
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*. Vol. 13(3), 341-360.
- Roubini, N., & Nihm, S. (2010). *Crisis economics, a crash course in the future of finance*. New York; Penguin Press.
- Saifullah, Khan, & Waqar, Khalid (2017). Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market Volatility: The Pakistan Experience. *International Journal of Econometrics and Financial Management*, vol. 5(2), 42-59. DOI: 10.12691/ijefm-5-2-4.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under Conditions of risk. *The Journal of Finance*. Vol. 19 (3), 425-442.
- Treynor, J. (1961). Market Value, Time, and Risk [Manuscrito no publicado]. 95-209.
- Treynor, J. (1962). *Toward a Theory of Market Value of Risky Assets* [Manuscrito no publicado]. Londres: Rough Draft.
- Varela, R., y Cruz R. (2016). Inversión extranjera directa y tasa de interés en México: un análisis dinámico. Nóesis. *Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, vol. 25(50). DOI: <http://dx.doi.org/10.20983/noesis.2016.2.5>
- Wu, Y., y Dorfman, J. H. (2018). Reducing residential mortgage default: Should policy act before or after home purchases?. *PloS one*, vol. 13(7), e0200476. DOI:10.1371/journal.pone.0200476.