

Estocástica: FINANZAS Y RIESGO

Relación entre la volatilidad de los rendimientos accionarios del sector desarrollo de vivienda y la actividad económica mexicana

Ricardo Massa Roldán
Ricardo Pérez Navarro

Volatilidad estocástica del tipo de cambio, impacto y desequilibrios en la economía mexicana

Alexander Galicia-Palacios
Ana Lilia Coria-Páez
Miguel Flores-Ortega

Inclusión financiera y ahorro en México: un análisis logístico binario y de redes neuronales artificiales

Héctor Díaz
Miriam Sosa
Edgar Ortiz

Determinantes del crédito y la morosidad en México

Reyna Susana García-Ruiz
Francisco López-Herrera
Salvador Cruz-Aké

**VOLUMEN 8, NÚMERO 1
ENERO - JUNIO 2018**

Directorio

Universidad Autónoma Metropolitana

Rector General

Dr. Eduardo Abel Peñalosa Castro

Unidad Azcapotzalco

Rectora en funciones de la Unidad

Dra. Norma Rondero López

Director en funciones de la División de Ciencias Sociales y Humanidades

Lic. Miguel Pérez López

Jefa del Departamento de Administración

Dra. María Teresa Magallón Diez

Coordinador de Difusión y Publicaciones de la División

Dr. Saúl Jerónimo Romero

Dirección de este número

Dra. María G. Henaine-Abed

Dra. Marissa R. Martínez-Preece

Mtro. Carlos Zubieta-Badillo

Consejo Editorial

Dr. Onésimo Hernández-Lerma
Departamento de Matemáticas, CINVESTAV,
Instituto Politécnico Nacional,
Cd. de México, México

Dr. Francisco Venegas-Martínez
Escuela Superior de Economía,
Instituto Politécnico Nacional,
Cd. de México, México

Dr. Edgar Ortiz
Facultad de Ciencias Políticas y Sociales,
Universidad Nacional Autónoma de México,
Cd. de México, México

Dr. Miguel Ángel Gutiérrez-Andrade
Departamento de Ingeniería Eléctrica,
Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa,
Cd. de México, México

Dra. Patricia Saavedra-Barrera
Departamento de Matemáticas,
Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa,
Cd. de México, México

Dr. Francisco López-Herrera
Facultad de Contaduría y Administración,
Universidad Nacional Autónoma de México,
Cd. de México, México

Dr. Dan Rosen
Facultad de Ciencias Aplicadas e Ingeniería
Universidad de Toronto,
Toronto, Canadá

Dr. Diego Agudelo-Rueda
Área de Mercados Financieros,
Universidad EAFIT
Medellín, Colombia

Dr. Roberto J. Santillán-Salgado
ECADE Business School
Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de
Monterrey
Campus Monterrey,
Monterrey, Nuevo León, México

Comité Editorial

Presidenta

Dra. María G. Henaine-Abed
Departamento de Sistemas,
Universidad Autónoma Metropolitana--Azcapotzalco
Cd. de México, México

Editora

Dra. Marissa R. Martínez-Preece
Departamento de Administración,
Universidad Autónoma Metropolitana--Azcapotzalco
Cd. de México, México

Coeditor

Mtro. Carlos Zubieta-Badillo
Departamento de Ciencias Básicas,
Universidad Autónoma Metropolitana--Azcapotzalco
Cd. de México, México

Estocástica: FINANZAS Y RIESGO

Volumen 8, número 1
enero - junio 2018

Estocástica: finanzas y riesgo es una revista académica de acceso abierto, especializada en finanzas, dirigida a investigadores/as y académicos/as interesados/as en el análisis de los riesgos financieros y temáticas relacionadas con éstos, editada semestralmente por la Universidad Autónoma Metropolitana, en versión impresa y electrónica. Todos los artículos son sometidos a arbitraje bajo la modalidad doble ciego, los cuales pueden ser publicados en inglés o español. Su objetivo es contribuir al desarrollo del conocimiento de las finanzas, la administración y modelado de riesgos, y la ingeniería financiera, así como promover la comunicación de resultados de investigación original, tanto teórica como empírica, relacionada con el estudio y práctica de estas disciplinas.

Universidad
Autónoma
Metropolitana



Casa abierta al tiempo Azcapotzalco

ESTOCÁSTICA: FINANZAS Y RIESGO. Volumen 8, número 1, enero–junio 2018, es una publicación semestral de la Universidad Autónoma Metropolitana, a través de la Unidad Azcapotzalco, División de Ciencias Sociales y Humanidades, Departamento de Administración. Prolongación Canal de Miramontes 3855, Col. Exhacienda San Juan de Dios, Delegación Tlalpan, C.P. 14387, Ciudad de México, México, Av. San Pablo 180, Col. Reynosa Tamaulipas, Delegación Azcapotzalco, C.P. 02200. Ciudad de México, México; teléfono 53-18-94-54 extensiones 157 y 154. Página electrónica de la revista: <http://estocastica.azc.uam.mx>, y dirección electrónica: estocastica@correo.azc.uam.mx. Editora responsable Dra. Marissa del Rosario Martínez Preece. Certificado de Reserva de Derechos al Uso Exclusivo número 04-2011-102016113300-203, ISSNé 2007-5383, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Responsable de la última actualización de este número, Dra. María Guadalupe Henaine-Abed, Departamento de Sistemas, División de Ciencias Básicas e Ingeniería, Unidad Azcapotzalco, Av. San Pablo 180, Col. Reynosa Tamaulipas, delegación Azcapotzalco, C.P. 02200, Ciudad de México, México; fecha de última modificación: 29 de enero de 2018. Tamaño del archivo: 5.8 MB.

Las opiniones expresadas por los/as autores/as no necesariamente reflejan la postura del/la editor/a de la publicación.

CONTENIDO

Relación entre la volatilidad de los rendimientos accionarios del sector desarrollo de vivienda y la actividad económica mexicana

Ricardo Massa Roldán
Ricardo Pérez Navarro

5

Volatilidad estocástica del tipo de cambio, impacto y desequilibrios en la economía mexicana

Alexander Galicia-Palacios
Ana Lilia Coria-Páez
Miguel Flores-Ortega

35

Inclusión financiera y ahorro en México: un análisis logístico binario y de redes neuronales artificiales

Héctor Díaz
Miriam Sosa
Edgar Ortiz

53

Determinantes del crédito y la morosidad en México

Reyna Susana García-Ruiz
Francisco López-Herrera
Salvador Cruz-Aké

85

Relación entre la volatilidad de los rendimientos accionarios del sector desarrollo de vivienda y la actividad económica mexicana

Relationship between the housing development sector stock returns volatility and the Mexican economic activity

Ricardo Massa Roldán*

Ricardo Pérez Navarro**

(Fecha de recepción: 30 de noviembre de 2016. Fecha de aceptación: 23 de junio de 2017)

RESUMEN

El presente trabajo analiza la relación entre la volatilidad de dos empresas representativas del sector desarrollo de vivienda en México (ARA y SARE) y el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE). Esta relación pudiera utilizarse como un índice adelantado del ritmo de la economía real. Se realizó un análisis de cointegración, así como la estimación de un modelo GARCH multivariado que emplea al IGAE como variable explicativa en las ecuaciones de la varianza condicional de cada rendimiento. Nuestros resultados sugieren la existencia de una relación de cointegración entre el IGAE y el precio de la acción de ARA y SARE. De igual manera, se presenta evidencia de una relación inversa entre el cambio en el IGAE y la volatilidad de ambos rendimientos accionarios. Adicionalmente, se observa un efecto asimétrico que posiblemente se explica por los diferentes enfoques de políticas públicas que las administraciones federales han tenido en torno al sector de desarrollo de vivienda en México.

* Programa Interdisciplinario de Regulación y Competencia Económica, CONACYT-CIDE, Ciudad de México, México
EGADE Business School, Tecnológico de Monterrey, Campus Guadalajara, Zapopan, Jalisco, México, ricardo.massa@cide.edu

** Escuela de Negocios y Humanidades, Tecnológico de Monterrey, Campus Guadalajara, Zapopan, Jalisco, México
ricardo.perez@itesm.mx

Clasificación JEL: C14, C32, C58, O47, L78

Palabras clave: GARCH multivariado, mercado accionario, crecimiento económico, desarrollo de vivienda.

ABSTRACT

This paper analyzes the relationship between the volatility of two companies that are typical of the housing development sector in Mexico (ARA and SARE), and the Global Indicator of Economic Activity (IGAE for its acronym in Spanish). This relationship may be used as a real economy pace early indicator. A cointegration analysis was made, and the estimation of a multivariate GARCH was performed, using IGAE as an explanatory variable for the conditional variance equation of each return. The results suggest the existence of a cointegration relationship between the IGAE and stock price of ARA and SARE. Moreover, evidence of an inverse relationship between the IGAE and the volatility of both stock returns is presented. Finally, an asymmetric effect is observed, which could possibly be explained by the different approaches to public policy of the housing developing sector that the federal administration has implemented.

JEL Classification: C14, C32, C58, O47, L78

Keywords: *Multivariate GARCH, stock market, economic growth, housing development*

Introducción

Tradicionalmente, el sector financiero se ha utilizado para entender y caracterizar la dinámica de crecimiento económico de los países. Los trabajos de Schumpeter (1911), Goldsmith (1969) y McKinnon (1973) establecen los elementos que exhiben un impacto positivo sobre el crecimiento económico como: la cantidad y calidad de instrumentos financieros disponibles; la presencia de intermediarios financieros; y la estructura y el desarrollo del mercado financiero. A partir de dichos hallazgos, la teoría económica postula, en su mayoría, la existencia de una relación directa y positiva entre el desempeño del sector financiero y el crecimiento de la economía real. De igual forma, la relación entre el comportamiento, tanto del mercado financiero como de las decisiones de inversión de los agentes y la actividad económica, forma parte central del debate presentado en diferentes modelos que explican el crecimiento económico. En ese sentido, Levine (1997) encuentra que, debido a la presencia de imperfecciones de mercado, las decisiones de inversión

pueden ser subóptimas. De no corregirse, el desempeño del sistema financiero tendrá un efecto negativo en el crecimiento económico de un país. La exploración teórica y empírica de la relación entre los dos sectores se puede generalizar en tres líneas: estudios sobre la relación y dirección de causalidad, empleando principalmente la prueba de causalidad en sentido Granger (1969, 1980, 1988); estudios sobre una relación de corto y largo plazo mediante el análisis de correlación y cointegración, a partir de la metodología propuesta por Johansen (1988, 1991, 1995); y estudios de transmisión de volatilidad, bajo enfoques tanto bivariados como multivariados, a partir de modelos generalizados autorregresivos con heterocedasticidad condicional (GARCH). El presente trabajo se enfoca en la tercera línea de investigación, pero presentamos, de manera descriptiva, estudios destacados de las primeras dos.

Dentro del conjunto de estudios que exploran la relación y dirección de causalidad entre el sector financiero y el real, destacan los trabajos de Fama (1990), Schwert (1990) y Lee (1992). Los resultados de Fama sugieren que existe una dirección de causalidad que va de la economía real hacia el sector bursátil de Estados Unidos, mientras que Schwert y Lee presentan evidencia de una dirección de causalidad opuesta. Asimismo, Caporale *et al.* (2004) emplean la metodología propuesta por Toda y Yamamoto (1995) para probar causalidad en sentido Granger entre el desarrollo del sector financiero y el crecimiento económico de Argentina, Chile, Grecia, Corea, Filipinas, Malasia y Portugal. Utilizando un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para su estimación, se encuentra que el desarrollo del mercado bursátil impulsa el crecimiento económico de largo plazo para el caso de Chile, Corea, Filipinas y Malasia; Guha y Mukherjee (2008) emplearon la misma metodología para el caso indio, y hallaron evidencia de causalidad bidireccional. El trabajo de Levine *et al.* (2000) se enfoca en el papel que desempeñan los intermediarios financieros para el desarrollo del mercado y su efecto sobre la economía. Sus resultados sugieren que las reformas legales y contables promueven el aumento de los intermediarios financieros si se logra garantizar mediante ellas los derechos de los acreedores, el cumplimiento de contratos y la correcta aplicación de las prácticas contables. Lo anterior podrá entonces traducirse en un impacto positivo sobre el desarrollo del mercado financiero y el crecimiento económico del país.

La evidencia empírica no ha sido concluyente con respecto al sentido unidireccional de la relación de causalidad o, incluso, la presencia de bidireccionalidad en la relación entre el sector financiero y la economía real. Sin

embargo, la dirección generalmente aceptada por los estudios es que el mercado financiero debe propiciar un incremento en los niveles del ahorro nacional además de una asignación eficiente del capital productivo en el país. Con ello se podrá generar un aumento en la tasa de crecimiento económico. En ese sentido, Demirgüç-Kunt y Levine (2001) presentan una recopilación de estudios que refuerzan la noción de que una correcta estructuración del mercado financiero promueve su desarrollo y tiene efectos positivos sobre el crecimiento económico en periodos posteriores.

En la línea que explora la existencia de una relación de corto y/o largo plazo entre el sector financiero y el sector real, los trabajos de Atje y Jovanovic (1993), Demirgüç-Kunt y Levine (1996), y Levine y Zervos (1998) señalan que el desarrollo del mercado de valores tiene una fuerte correlación con el crecimiento real *per cápita* de la economía. La liquidez del mercado de valores y el desarrollo de la banca pueden comprenderse como los factores principales de dicha correlación e, inclusive, utilizarse como predictores del comportamiento real de la economía. De manera similar, Choi, *et al.* (1999) muestran que el rendimiento del mercado accionario rezagado puede explicar el comportamiento futuro de la producción industrial. Mauro (2003) apoya ese resultado, ilustrando el caso de cuarenta y cinco mercados emergentes y veintiún desarrollados. Encuentra que elementos como la razón de capitalización-producto interno bruto (PIB), el número de empresas listadas y de ofertas iniciales públicas, además de la regulación del mercado financiero, son determinantes para entender el grado de correlación presente. Haciendo un análisis desagregado del sector financiero (crédito, bonos y acciones), Ruiz (2004) evalúa la hipótesis de que el comportamiento de los agentes en los tres mercados financieros promueve el crecimiento económico para los casos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México. Sus resultados sugieren que existen efectos diferenciados en la contribución que tiene el sector financiero a la tasa de crecimiento para el caso de América Latina. Asimismo, destaca que la interdependencia regional puede determinar la relevancia de dicha relación. En un estudio más reciente, Cortés y Hernández (2014) utilizan las variables: crédito interno del sector bancario, formación bruta de capital fijo, inflación y exportaciones, y proponen un modelo de efectos aleatorios en datos panel con el que se explique el crecimiento económico *per cápita* de veintiséis países, trece de ellos latinoamericanos. Sus resultados sugieren que el desarrollo del sector financiero y el nivel de inversión tienen efectos positivos de largo plazo sobre el crecimiento económico de los países emergentes.

Una tendencia en estudios empíricos recientes es la de presentar tanto el análisis de causalidad como el de cointegración por medio del empleo de variables representativas del sector financiero y del sector real. Desde esa perspectiva, Brugger y Ortiz (2012) estudian la causalidad y estiman un modelo de vectores autorregresivos utilizando como variables los rendimientos bursátiles y el producto interno bruto de Argentina, Brasil, Chile y México; encontraron evidencia de causalidad unidireccional de la bolsa hacia el PIB, así como una débil relación de largo plazo. Para el caso de la economía mexicana, destaca el trabajo de Ortiz, *et al.* (2007) quienes, a través de un modelo de corrección de error, realizan el análisis de causalidad y cointegración entre la producción industrial y el mercado accionario. Sus resultados sugieren la presencia de una relación de cointegración al tiempo que existe una causalidad bidireccional entre ellos. Con la misma herramienta, Tinoco, *et al.* (2008) concluyen que no hay evidencia de causalidad entre desarrollo del mercado financiero y el crecimiento económico mexicano. No obstante, sugieren que la regulación tiene un impacto negativo sobre el desarrollo del mercado financiero. Consecuentemente, aunque en menor medida, se presenta un impacto negativo sobre el crecimiento económico. Por su parte, López y Rodríguez (2010) se enfocan en el mercado accionario y el volumen de la producción industrial, y hallaron evidencia débil de causalidad en la dirección del mercado accionario hacia la producción industrial. En un trabajo previo, Rodríguez y López (2009) utilizaron el PIB *per cápita* y la relación capital-trabajo como variables. Concluyen que existe evidencia de causalidad bidireccional y, además, que el desarrollo financiero tiene impacto positivo sobre el crecimiento económico.

El tercer conjunto de estudios, los centrados en el análisis de transmisión de volatilidad, presentan un enfoque de gestión de riesgos para evaluar la relación entre el sistema financiero y el sector real de la economía. Uno de los trabajos pioneros de este enfoque es el de Chen *et al.* (1986) donde se plantea un modelo estructural que ilustra que el riesgo sistemático del mercado financiero está relacionado con noticias generadas desde del sector real en variables clave como la producción industrial, inflación y movimientos en las tasas de interés de corto y largo plazo. A partir del análisis de datos de la bolsa de valores de Nueva York, concluyen que los cambios en variables del sector real afectan, significativamente, el rendimiento esperado de los mercados accionarios y, por ende, la volatilidad de los mismos. Barro (1990) sigue este enfoque, pero a través de un modelo de causalidad, y demuestra la relación que tiene la inversión privada sobre los precios de las acciones

de las empresas que cotizan en la bolsa de valores para los casos de Estados Unidos y Canadá. Señala que las variables del sector real tienen un impacto en la certidumbre con la que se construyen las expectativas de flujos de efectivo de las empresas y en su rentabilidad.

En aplicaciones más recientes, se destaca el trabajo de Abugri (2008) quien, mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR) y funciones de impulso-respuesta, analiza la relación que existe entre la volatilidad del mercado de valores y la de variables macroeconómicas para Argentina, Brasil, Chile y México. Para ello usa el rendimiento de los índices de las bolsas de valores de dichos países y estudia la transmisión de volatilidad que se presenta cuando existen efectos sobre cuatro variables macroeconómicas: tipo de cambio, índice de producción industrial, tasas de interés y oferta de dinero. Por otra parte, Zakaria y Shamsuddin (2012), empleando un modelo GARCH y la prueba de causalidad de Granger, evalúan la existencia de una relación entre la volatilidad del mercado de valores de Malasia con la volatilidad del PIB, la inflación y tipo de cambio. Concluyen que existe causalidad en sentido Granger de la inflación hacia el mercado de valores, mas no en otras situaciones. Para el caso específico de México, Lorenzo y Massa (2016) aplicaron la herramienta de cópula condicional-TGARCH bivariada para determinar la dependencia condicional en colas entre los rendimientos mensuales de la Bolsa Mexicana de Valores y las tasas de crecimiento del Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE). Sus resultados sugieren que los rendimientos en el mercado accionario mexicano mantienen una relación de dependencia con la tasa de crecimiento económico, no obstante, dicha relación no es uniforme en el tiempo; es mayor en momentos cercanos a crisis y se debilita posteriormente.

A pesar que los estudios son abundantes, las investigaciones realizadas sobre el vínculo entre el mercado financiero y sector real de la economía no ofrecen resultados concluyentes con respecto a la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, el sentido unidireccional de la relación de causalidad o, incluso, la presencia de bidireccionalidad en la relación. Más aún, se observa que, en general, los estudios que se enfocan en el análisis de transmisión de volatilidad establecen una dirección del sector real al financiero, pero los resultados son sensibles al tipo de variable macroeconómica que se utiliza en el análisis. Se puede notar que gran parte de las investigaciones realizadas, tanto teóricas como empíricas; se estudia el comportamiento del sector financiero de manera general, mientras que los efectos de esta relación, bajo un enfoque a nivel sectorial o industrial se ha examinado poco.

Es por ello que el objetivo del presente estudio es el de analizar el efecto que tiene el IGAE en la volatilidad del rendimiento de la acción de empresas perteneciente al sector de desarrollo de vivienda en México. Se parte de la idea de que los agentes financieros, al momento de tomar una decisión de inversión en dichas empresas, realizan una evaluación del contexto económico, tanto actual como esperado, e incorporan ese resultado en su consideración. Asimismo, cambios o implementaciones de política pública a nivel sectorial, son internalizados por empresas y agentes, lo cual resulta en un incremento (decremento) de la incertidumbre de su desempeño futuro. Es por esta razón que se empleó el rendimiento accionario de dos empresas representativas del sector desarrollo de vivienda junto con el IGAE para, en primera instancia, llevar a cabo un análisis de cointegración y, posteriormente, realizar la estimación de un modelo GARCH multivariado, BEKK diagonal. La novedad de este trabajo se encuentra en dos ámbitos: el uso de un enfoque sectorial para el mercado financiero, y la adición del IGAE como variable explicativa en la estimación de las ecuaciones de la varianza condicional de cada rendimiento. Se utilizaron datos diarios para el periodo comprendido entre enero de 2007 y diciembre de 2015, con el fin de considerar el efecto del cambio de la Ley de Vivienda 2006, determinante para la elaboración de los programas de vivienda en los últimos dos sexenios.

El artículo está estructurado de la siguiente forma: en el primer apartado se describe el sector de desarrolladores de vivienda en México, el concepto de volatilidad; los modelos utilizados para su estimación, tanto en series univariadas como multivariadas, se presenta en la sección dos. Posteriormente, se presenta la descripción de los datos utilizados y un análisis preliminar de los mismos. En el cuarto apartado se presenta la metodología propuesta y los resultados obtenidos a través de ella. Finalmente, las conclusiones son expuestas en la quinta sección.

1. Sector desarrollo de vivienda en México

El sector de construcción en México ha incrementado su relevancia en los últimos años dentro del comportamiento económico del país. Puntualmente, el subsector de desarrollo de la vivienda promedia una participación del 14.5% del PIB en el periodo 2008-2013, de acuerdo con la cuenta satélite de vivienda del Instituto Nacional de Información y Estadística (INEGI). En términos de generación de empleo, representa un 7.3% del empleo total del país; en los últimos seis años se ha creado un promedio de 3,024,411

puestos de trabajo según lo reportado por la Comisión Nacional de Vivienda, CONAVI (2016). Sin embargo, como establece el Centro de Investigación y Documentación de la Casa, CIDOC (2016), la participación de empresas desarrolladoras de vivienda dentro de la Bolsa Mexicana de Valores está condicionada, en gran medida, por los cambios en la ley de vivienda en 2006, al igual que por su implementación en las administraciones federales de los últimos dos sexenios. Comparativamente con periodos previos al cambio de ley, se observa que, en promedio, se han presentado reducciones de sus inventarios, pérdida de valor de sus reservas territoriales, un aumento de los ciclos de capital de trabajo, aparte de una tendencia hacia la construcción de viviendas verticales en zonas urbanas, lo cual representa un menor flujo de caja.

Por lo anterior, algunas de las desarrolladoras de vivienda más importantes, como lo Corporación Geo (GEO), Urbi Desarrollos Urbanos (URBI) y Desarrolladora Homex (HOMEX), han realizado cambios en su estrategia de negocio para orientarse a la construcción de vivienda de interés social. Una combinación de un entorno macroeconómico afectado por la crisis del 2008-2009 y el incumplimiento del pago de deuda por parte de las tres empresas, derivó en una reducción de su calificación por parte de Moody's de México. Más aún, en algunos periodos de los últimos años, la cotización de sus acciones se vio interrumpida. Por otro lado, se observa que empresas de mayor consistencia en sus estrategias, mantuvieron su calificación. Tal es el caso de Consorcio ARA (ARA), el cual se orienta a construcción de viviendas para el sector de ingresos medios y altos, así como grupo SARE *Holding* (SARE), que está dirigido al sector de ingresos bajos y medios.

El presente trabajo considera solamente el caso de las empresas ARA y SARE. Se busca que, dada la consistencia de sus políticas, la posible volatilidad del rendimiento de sus acciones se atribuya a factores del entorno económico, y no a una posible percepción de riesgo por las políticas internas de las empresas. En particular, de acuerdo con los vínculos establecidos en el contexto de mercados eficientes y con agentes adversos al riesgo entre el sistema financiero y el sector real, se evaluará la influencia que tiene la percepción del comportamiento de la economía real, representado por el IGAE, en la volatilidad del rendimiento de la acción de dichas empresas. El supuesto principal dentro de este modelo es que un mejoramiento (deterioro) en la percepción de las condiciones económicas actuales y/o futuras, genera una reducción (aumento) en la volatilidad del rendimiento accionario. Asimismo, el diseño de políticas públicas brinda mayor (menor) certeza a los par-

ticipantes en caso de ser percibida de manera favorable (desfavorable) y en línea (o no) con lo esperado, ya por las compañías, ya por los inversionistas. Lo anterior, a su vez, genera una reducción (aumento) de la volatilidad del rendimiento de la acción de las empresas involucradas.

El análisis de la relación entre el sector de la vivienda y el entorno macroeconómico ha sido abordado desde dos diferentes perspectivas. Una línea de investigación se interesa por analizar el efecto de variables macroeconómicas en el precio de las viviendas. Case y Shiller (1990) encuentran, mediante el uso de datos panel para el caso de Estados Unidos, que la población, el ingreso real y el cambio de los precios de la vivienda tienen incidencias significativas para la determinación del precio en el mercado inmobiliario. A su vez, Munro y Tu (1996), tras llevar a cabo la prueba de cointegración de Johansen, comprobaron que el mercado de la vivienda en Reino Unido es fuertemente influenciado por el nivel de ingreso de los hogares, la tasa de interés de las hipotecas, y el número de viviendas terminadas. Stevenson (2000), también para el caso de Reino Unido y mediante el procedimiento Engle-Granger, demuestra que la inflación y el precio de la vivienda están cointegrados, encontrando adicionalmente que el precio de la vivienda causa en sentido Granger a la inflación. Finalmente, Abelson *et al.* (2005) utilizan la prueba de cointegración de Johansen para encontrar evidencia de que la tasa de desempleo, la tasa de interés de las hipotecas y el stock de casas están relacionadas con el precio de la vivienda en Australia.

Recientemente surgió una nueva línea de investigación que se enfoca en el análisis de la influencia de factores del sector real de la economía sobre la volatilidad en el precio de la vivienda, así como en los instrumentos de financiamiento del sector. En este sentido, Miller y Peng (2006) muestran que aproximadamente el 17% de las áreas metropolitanas en Estados Unidos presentan *cluster* de volatilidad, misma que se estimó por medio de un modelo GARCH; demostraron que las causas residen en la tasa de apreciación de las casas y en el producto interno regional. Yunus (2012), por su parte, analiza la relación de los mercados inmobiliarios titulizados mediante diferentes REIT (*Real Estate Investment Trust*) y variables macroeconómicas relevantes como el PIB, la tasa de interés, el índice de precios, M1 y los bonos gubernamentales a diez años. La aplicación de la prueba de cointegración de Johansen para el caso de países desarrollados en América del Norte, Europa y Asia, indica que cada mercado inmobiliario se encuentra cointegrado con su respectivo mercado de valores y con factores macroeconómicos clave en el largo plazo. Más aún, encuentra evidencia de una influencia global

en el corto plazo en este tipo de países. Es importante señalar que no es de nuestro conocimiento la existencia de aplicaciones similares para países latinoamericanos, o puntualmente, para México. Aunque reconocemos que el Gobierno Federal, la CONAVI y el CIDOC cuentan con un gran número de estudios y documentos de investigación, dentro de los mismos se presta poca atención al análisis de volatilidad en el sector desarrolladores de vivienda. Es por ello que un objetivo adicional de este trabajo es el de orientar los esfuerzos de investigación en esta dirección.

2. Determinación de volatilidad

La volatilidad de una variable, representada por σ , es la desviación estándar del comportamiento de la misma. En finanzas, es utilizada como una medida de riesgo inherente al proceso estocástico de la variable de análisis: típicamente, el precio de acciones, tipo de cambio, tasas de interés. Como es ilustrado en Tsay (2005), la estimación de la volatilidad permite describir ciertas características típicas de las series de tiempo financieras como son el exceso de curtosis, el efecto apalancamiento y la relación temporal de la volatilidad que forma clústeres.

Durante las últimas tres décadas se han desarrollado múltiples modelos de volatilidad condicional univariada. En general, pueden dividirse en dos grandes grupos: los modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicional (ARCH); y los modelos de volatilidad estocástica. Dentro del primero, existen a su vez dos subconjuntos: los que trabajan con la volatilidad de los precios (rendimientos) bajo un criterio de uniformidad particular y los que utilizan un rango de volatilidad. Un ejemplo del primer subconjunto es cuando, con la finalidad de homologar condiciones temporales de transacción, se elige trabajar con precios de cierre diarios y estimar la volatilidad con el modelo ARCH propuesto por Engle (1982), el modelo GARCH propuesto por Bollerslev (1986), o alguna de sus variantes. En contraparte, el subconjunto de modelos conocidos como RGARCH¹ utiliza la información de los precios de apertura y cierre, así como los altos y bajos dentro de un mismo estimador de volatilidad. Los modelos más famosos son los de Parkinson (1980), Garman y Klass (1980), además del de Rogers y Satchell (1991). Según sus trabajos, la aplicación de modelos con rangos de volatilidad genera estima-

¹ La R hace referencia a que se trabaja con rangos de volatilidad. Skoczylas (2014) presenta una descripción más detallada de este tipo de modelos.

dores más eficientes, no obstante, como lo hace notar Patton (2011), éstos pueden presentar algún sesgo debido a la introducción de ruido en la volatilidad. Ahora, ésta puede ser generada tanto por la naturaleza discreta de los precios de los activos observados como por la selección inapropiada de *proxies* de volatilidad por parte del autor.

El presente trabajo utiliza una variación del modelo GARCH, el *Threshold* GARCH o TGARCH, reconocido a partir de la publicación del trabajo de Zakoian (1994), pero que también fue desarrollado de forma paralela por Glosten *et al.* (1993). Este modelo es comúnmente empleado para considerar el efecto apalancamiento presente en las series de tiempo financieras y, de manera implícita, efectos asimétricos de la volatilidad. De manera similar al modelo GARCH, el modelo *TGARCH* (m,s) asume una estructura para la media condicional que puede describirse a partir de un modelo autorregresivo y de medias móviles (ARMA). Sin embargo, la ecuación utilizada para describir el comportamiento de la varianza condicional toma la siguiente forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^s (\alpha_i + \gamma_i I_{t-i}) u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^m \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (1)$$

Donde I_{t-i} es un indicador para valores negativos de u_{t-i} , esto es,

$$I_{t-i} \begin{cases} 1 & \text{si } u_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{si } u_{t-i} > 0 \end{cases} \quad (2)$$

α_i , γ_i y β_i son parámetros no negativos y que satisfacen condiciones similares a los del modelo GARCH. En el contexto del modelo TGARCH, se puede ver que un valor positivo de u_{t-i} contribuye en $\alpha_i u_{t-i}^2$ a σ_t^2 , mientras que valores negativos de u_{t-i} impactan en $(\alpha_i + \gamma_i) u_{t-i}^2$ con $\gamma_i > 0$. De esta manera, I_{t-i} captura el efecto apalancamiento que no podría analizarse si sólo se usara la construcción del GARCH.

Si bien su cálculo para los casos univariados es de gran interés, la estimación multivariada se ha convertido en tema central para la gestión del riesgo. Lo anterior se debe a que, como se hace evidente en Alexander (2008), la interacción actual entre variables financieras es creciente, y por lo tanto, las técnicas y el análisis de riesgo deben adoptar un carácter multivariado en mayor medida. Entonces, el tratamiento de la volatilidad, cuando se considera el efecto de múltiples variables, puede realizarse a través de un enfo-

que conjunto. Para su cálculo se estima, de manera individual, la volatilidad de cada una de las variables consideradas, así como un factor de correlación constante ρ . Posteriormente se incorporan en la definición conjunta de volatilidad σ_C . Para el caso bivariado, la expresión tiene la siguiente forma:

$$\sigma_C = \sqrt{\sigma_{f_1}^2 + \sigma_{f_2}^2 + 2\rho\sigma_{f_1}\sigma_{f_2}} \quad (3)$$

Donde σ_{f_1} y σ_{f_2} representan las medidas de volatilidad individual de dos variables con distribución log normal.² Copeland y Antikarov (2003) hacen notar que la desviación estándar para cada uno de los activos puede ser determinada a partir de los residuales obtenidos en la estimación de series de tiempo individuales. No obstante, debe hacerse un ajuste ya que el intervalo de confianza se ensancha para pronósticos fuera de la muestra. Por su parte, Mbanefo (1997) señala que, por lo general, cuando se trabaja con varias fuentes de incertidumbre, los modelos de volatilidad y de movimiento conjunto utilizan supuestos que no se adecuan a las características de las variables, particularmente cuando se trata de variables financieras.

De manera similar a los modelos de volatilidad univariados, los multivariados se componen de dos conjuntos de ecuaciones. El primero describe el comportamiento de la media condicional, al tiempo que el segundo describe la dependencia dinámica de la matriz de la volatilidad Σ_t . En finanzas, esta última se emplea mayormente para el análisis y gestión de riesgos. Cabe mencionar que su modelado, no obstante, enfrenta dos problemas principales: dimensionalidad y la restricción de que sea definida positiva. El primer problema se refiere a que, para una serie de tiempo z_t con k dimensiones, la matriz Σ_t consiste en $\frac{k(k+1)}{2}$ diferentes elementos, cuyo valor varía en el tiempo. En consecuencia, la dimensión de la matriz se incrementa de manera cuadrática con k . Por su parte, la restricción de que la matriz sea definida positiva debe cumplirse para toda t . Por ello, cuando k es grande, se debe poner especial atención al cumplimiento de la misma.

² Cuando se construye un portafolio, (1) es típicamente modificada para incorporar los pesos que cada variable tiene dentro del mismo, por lo que podrá definirse también como $w_1^2\sigma_{f_1}^2 + w_2^2\sigma_{f_2}^2 + 2w_1w_2\rho\sigma_{f_1}\sigma_{f_2}$.

La literatura es vasta en relación con modelos multivariados de volatilidad, puntualmente las generalizaciones de los modelos GARCH multivariados.³ En ellos se puede observar que el problema de la dimensionalidad se intenta solucionar al incluir pocas variables en el modelo (comúnmente una cifra menor a 5). Para garantizar que se cumpla la condición de que Σ_t sea definida positiva sin imponer fuertes restricciones a los parámetros, el modelo de Engle y Kroner (1995), mejor conocido como BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner), propone una parametrización tal que permita que se cumpla la positividad de Σ_t , al tiempo que puede estimarse por máxima verosimilitud, asumiendo que los errores se distribuyen de manera normal o como *t* de Student. Otros modelos conocidos para estimar la volatilidad son: el modelo VEC diagonal (DVEC) de Bollerslev *et al.* (1988); el modelo de factores de Engle *et al.* (1990); el modelo de correlación condicional constante (CCC) de Bollerslev (1990); el modelo de correlación variante en el tiempo (TVC) de Tse y Tsui (2002); y el modelo de correlación dinámica de Engle (2002).⁴ El modelo BEKK estima una serie de tiempo z_t con k dimensiones y considera la siguiente ecuación para la media

$$z_t = \mu_t + a_t \quad (4)$$

Donde $\mu_t = E(z_t | \mathcal{F}_{t-1})$ es la expectativa condicional de z_t dado el conjunto de información \mathcal{F}_{t-1} . Asimismo, la innovación o *shock* a_t se puede representar de la siguiente forma:

$$z_t - \mu_t = a_t = \Sigma_t^{1/2} \cdot \epsilon_t \quad (5)$$

Donde $\{\epsilon_t\}$ es una secuencia de vectores aleatorios independientes e idénticamente distribuidos, de tal manera que $E(\epsilon_t) = 0$, $Cov(\epsilon_t) = I_k$ y $\Sigma_t^{1/2}$, es la raíz definida positiva de la matriz Σ_t . El modelo contiene $k^2 + [k(k+1)/2]$ parámetros y, para el caso BEKK(1,1), la ecuación para la volatilidad se representa como sigue:

³ Asai *et al.* (2006) y Bauwens *et al.* (2006) presentan una amplia descripción de los modelos y sus aplicaciones en finanzas.

⁴ El presente trabajo se enfocará en el modelo BEKK. Si el lector está interesado en consultar más de los modelos mencionados, consideramos que el manual de volatilidad de Bauwens *et al.* (2012) es de gran utilidad para entenderlos e implementarlos.

$$\Sigma_t = A_0 A_0' + A_1 a_{t-1} a_{t-1}' A_1' + B_1 \Sigma_{t-1} B_1' \quad (6)$$

Donde A_0 es una matriz triangular inferior tal que $A_0 A_0'$ es definida positiva y tanto A_1 como B_1 son matrices de tamaño $k \times k$. A fin de moderar el número de parámetros a estimar, Ding y Engle (2001) proponen dos especificaciones restringidas para los elementos de A_1 y B_1 : la escalar y la diagonal. De manera general, el modelo BEKK diagonal supone que los elementos sobre las diagonales de las matrices A_1 y B_1 son distintos entre ellos, es decir, $a_{11} \neq a_{22} \neq \dots \neq a_{kk}$, $b_{11} \neq b_{22} \neq \dots \neq b_{kk}$. Por su parte, el BEKK escalar asume la igualdad de los mismos $a_{11} = a_{22} = \dots = a_{kk}$, $b_{11} = b_{22} = \dots = b_{kk}$. Como se describe en Tsay (2014), los modelos BEKK (1,1) pueden entenderse como una generalización de los modelos GARCH (1,1) para el caso multivariado y, a pesar de contar con ventajas en términos de su modelaje (representaciones claras y la garantía de que Σ_t sea definida positiva), su aplicación práctica se limita a los casos donde k es pequeña ($k \leq 3$), debido al gran número de parámetros a estimar y la difícil interpretación que puede darse a los mismos.

3. Descripción de datos y análisis preliminar

Las series de tiempo utilizadas en este trabajo son las correspondientes a los precios diarios de cierre, reportados por ECONOMATICA, para ARA y SARE en el periodo comprendido de enero de 2007 a diciembre de 2015 para un total de 2,263 observaciones. Se calcularon los rendimientos logarítmicos continuos para el precio P_{it} , en el periodo t con i siendo ARA o SARE, de la siguiente forma:

$$r_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1} \quad (7)$$

La selección del periodo responde a dos objetivos de investigación. El primero es para poder incluir en nuestro análisis el cambio a la Ley de Vivienda en el 2006 así como su impacto en el sector de desarrolladores. Con la modificación a la ley se establece el Sistema Nacional de Vivienda y se incorporan disposiciones de fomento para la producción social de vivienda alrededor de cuatro ejes principales: financiamiento, suelo, calidad y sustentabilidad. Como segundo objetivo, es de nuestro interés identificar si el cambio de gobierno, representado por un enfoque de política pública distin-

to, repercute en la volatilidad de dichos precios. El periodo presidencial que comprende de finales del 2006 al 2012 estableció como prioritario el financiamiento de ciudadanos de bajos ingresos para la adquisición de vivienda. Se buscaba entonces estimular el mercado de vivienda de precios bajos. Durante el periodo presidencial actual, de finales 2012 al 2018, se establece como objetivo el desarrollo de una vivienda digna, con un enfoque especial sobre el ordenamiento urbano y rural. Este enfoque busca dirigir los estímulos hacia la construcción de vivienda residencial.⁵ Para incorporar un análisis estadístico a partir de la presencia de rompimientos estructurales, se utilizan dos periodos para el análisis de las series. El primer subperiodo, del primer día de cotización de enero 2007 al último de diciembre 2008, cuenta con 500 observaciones, mientras que el segundo es de 1,763 y abarca de enero 2009 a diciembre 2015.

Como variable representativa del sector real de la economía, se empleará el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE) calculado y publicado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) con frecuencia mensual. Para poder incorporar esta variable en el modelo de volatilidad multivariado con frecuencia diaria es necesario realizar una desagregación temporal al IGAE. Una serie de tiempo se puede desagregar empleando dos métodos. El primero es conocido como desagregación temporal con indicadores y, para implementarse, se debe contar con uno o varios indicadores de alta frecuencia (como pueden ser los datos diarios) relacionados con la variable a desagregar; con base en ellos se ajusta un modelo estadístico para su asociación, con frecuencia los de Chow y Lin (1971) o Litterman (1983). El segundo método, la desagregación temporal sin indicadores, se aplica si no existen indicadores de alta frecuencia relacionados con la variable a desagregar; en este caso la metodología de mayor uso es la propuesta por Baxter (1998). Se emplean *splines* cúbicos, para “trasladar” los puntos de inflexión de la serie en su frecuencia original a los datos desagregados. A cada valor de la serie con la más baja frecuencia se le asigna el espacio en la primera o *última observación* en la serie con mayor frecuencia, mientras que los puntos intermedios son estimados a partir de un *spline* cúbico con los que finalmente se conectan los puntos previamente asignados.

Al no contar con información necesaria de variables de frecuencia diaria relacionados con la actividad económica, en el presente trabajo se realizó la

⁵ Los detalles de los programas se pueden consultar en la Biblioteca Normativa de la Comisión Nacional de Vivienda (CONAVI) en la página web: www.conavi.gob.mx

desagregación del IGAE mediante *splines* cúbicos, utilizando la versión 9 del software Econometric Views (EViews). El Cuadro 1 muestra los resultados obtenidos en las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (DFA) y Phillips-Perron (PP) sobre los precios de las tres series y sus diferencias. Se halló que las series de tiempo de los precios de ARA, SARE y del IGAE están integradas de orden uno para ambos periodos, por lo que, para trabajar con sus primeras diferencias, se cumple con la condición de estacionariedad necesaria en el trabajo de series de tiempo.

Cuadro 1. Pruebas DFA y PP para valores en niveles y primeras diferencias

	Periodo 1			Periodo 2		
	DFA	PP	Rezago	DFA	PP	Rezago
ARA	0.8767	0.8897	0	0.4457	0.4221	0
D(ARA)	0.000*	0.000*	0	0.000*	0.000*	0
SARE	0.9932	0.9875	0	0.7734	0.7655	1
D(SARE)	0.000*	0.000*	0	0.000*	0.000*	0
IGAE	0.2573	0.0758	14	0.8836	0.6889	12
D(IGAE)	0.000*	0.000*	13	0.000*	0.000*	11

Se reporta la probabilidad (p-value) de la prueba, así como el rezago óptimo considerando el criterio de información de Schwartz

* Denota rechazo de la H_0 con un nivel de significancia del 1%

Los rendimientos continuos diarios se calculan como en la ecuación (7) y las estadísticas descriptivas se presentan en el Cuadro 2.

La no normalidad de los tres rendimientos es confirmada mediante el estadístico de Jarque-Bera, mismo que se basa en la curtosis y el coeficiente de asimetría. Salvo para el caso de ARA en el primer subperiodo y el del IGAE para el segundo, los coeficientes de asimetría reportados sugieren un sesgo positivo en las series. Ambos valores, el máximo y el mínimo que se reportan para la serie de ARA, son menores en el segundo subperiodo en comparación al primero. Este comportamiento lleva a una importante reducción de la volatilidad de ARA al pasar de 0.032 a 0.021. Para el caso de SARE y el IGAE, se presenta un efecto opuesto, sin embargo, la volatilidad se mantiene relativamente en los mismos niveles. Para realizar el análisis de cointegración de las

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de la tasa de crecimiento económica diaria del IGAE y rendimiento diario de ARA y SARE

	Periodo 1			Periodo 2		
	RARA	RSARE	RIGAE	RARA	RSARE	RIGAE
Media	-0.002	-0.003	0.000	0.000	-0.001	0.000
Mediana	-0.001	-0.001	0.000	0.000	-0.003	0.000
Valor Máximo	0.248	0.307	0.007	0.120	0.364	0.008
Valor Mínimo	-0.237	-0.193	-0.005	-0.143	-0.223	-0.009
Des. Estándar	0.032	0.036	0.001	0.021	0.033	0.002
Coef. Asimetría	-0.722	0.809	0.566	0.132	1.221	-0.079
Curtosis	21.461	19.580	3.997	7.503	16.830	4.165
Jarque-Bera	7129.270	5769.915	47.284	1494.517	14487.680	101.454
<i>p-value</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observaciones	499			1763		

series seguimos la metodología de Johansen; se consideraron las tres series en un VAR(k), donde k son los rezagos óptimos de acuerdo con el criterio de información de Schwarz.

Cuadro 3. Análisis de cointegración de acuerdo al modelo de Johansen

Prueba de rango de cointegración sin restricción (traza)

Ho N° EC(s)	Periodo 1				Periodo 2			
	Valor Propio	Estad. Traza	Valor Crítico	Prob.**	Valor Propio	Estad. Traza	Valor Crítico	Prob.**
Ninguno	0.166	99.602	29.797	0.000*	0.046	88.663	29.797	0.000*
No más de 1	0.018	9.344	15.495	0.335	0.003	5.392	15.495	0.766
No más de 2	0.001	0.423	3.841	0.516	0.001	0.949	3.841	0.330

Prueba de rango de cointegración sin restricción (Máximo Valor Propio)

Ho N° EC(s)	Periodo 1				Periodo 2			
	Valor Propio	Máx. valor p	Valor Crítico	Prob.**	Valor Propio	Máx. valor p	Valor Crítico	Prob.**
Ninguno	0.166	90.258	21.132	0.000*	0.046	83.270	21.132	0.000*
No más de 1	0.018	8.921	14.265	0.293	0.003	4.444	14.265	0.810
No más de 2	0.001	0.423	3.841	0.516	0.001	0.949	3.841	0.330

* Indica rechazo de la hipótesis al nivel de 0.05

** Valores p.

En los resultados mostrados en el Cuadro 3, se puede observar que en ambos periodos —en la prueba de la traza y en la de máximo valor propio— se rechaza la hipótesis nula de la no existencia de vectores de cointegración. Lo anterior se debe a que el estadístico de la traza y el de máximo valor propio son mayores que los valores críticos a un nivel de 0.05 de significancia cuando la hipótesis es que no existe algún vector de cointegración. Al no poder rechazar la hipótesis de que no existe más de 1, la prueba concluye, indicando así que existe una ecuación cointegrante. Es decir, de acuerdo con la prueba de Johansen, las tres series sostienen una relación de equilibrio a largo plazo en los dos subperiodos considerados. Con este resultado se puede proceder a la estimación del modelo GARCH multivariado.

4. Metodología utilizada y resultados

El modelo multivariado que utilizamos presenta una ecuación para los rendimientos que se define como un proceso autorregresivo de orden uno AR(1) y un BEKK(1,1) diagonal, utilizando un TGARCH para las ecuaciones de la varianza. Se estimaron tres modelos multivariados, un BEKK diagonal, un VEC diagonal, y uno CCC. En el Cuadro 4 se reporta solamente el resultado de la estimación del primer modelo mencionado, ya que muestra tanto una mayor bondad de ajuste, con respecto a los siguientes e ilustrado por el criterio de información de Akaike (CIA), como el cumplimiento de la significancia de los estimadores para la ecuación de la media. Por su parte, las estimaciones obtenidas a través de los modelos VEC diagonal y CCC se presentan en el Anexo 1. La novedad de este trabajo se encuentra en la adición del IGAE como variable explicativa en las ecuaciones de la varianza condicional de cada rendimiento dentro del modelo multivariado. Con ello, el modelo utilizado se representa de la siguiente forma

$$r_{it} = \mu_{it} + u_{it} \quad (8)$$

$$u_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\sigma_{1t}^2 = \alpha_{10} + \alpha_{11}u_{1t-1}^2 + \beta_1\sigma_{1t-1}^2 + \gamma_1 I(u_{1t-1} < 0) + \eta_1 D(IGAE_t) \quad (10)$$

$$\sigma_{2t}^2 = \alpha_{20} + \alpha_{21}u_{2t-1}^2 + \beta_2\sigma_{2t-1}^2 + \gamma_2I(u_{2t-1} < 0) + \eta_2D(IGAE_t) \tag{11}$$

$$\sigma_{12t} = \alpha_{30} + \alpha_{31}u_{1t-1}u_{2t-1} + \beta_3\sigma_{12t-1} + \gamma_3I(u_{1t-1}u_{2t-1} < 0) + \eta_3D(IGAE_t) \tag{12}$$

Donde $\mu_{it} = \theta_{i0} + \theta_{i1}r_{it-1}$ y las perturbaciones ε_{it} se distribuyen como una normal multivariada. El ajuste del modelo se realiza al verificar que los

Cuadro 4. Resultados modelo BEKK Diagonal para ARA y SARE, considerando al IGAE como variable explicativa en las ecuaciones de la varianza condicional

Ecuación para la media

	Coefficiente	Prob.
θ_{10}	-0.0008	0.029
θ_{11}	0.0359	0.041
θ_{20}	-0.0013	0.023
θ_{21}	0.1073	0.000

Ecuación para la varianza

M[α_0]	6.45E-06	0.000
α_{11}	-0.2110	0.000
α_{21}	0.1150	0.000
γ_1	0.3429	0.000
γ_2	0.1880	0.000
β_1	0.9486	0.000
β_2	0.9832	0.000
η_1	-2.12E-05	0.000
η_2	-3.10E-05	0.000
η_3	-2.91E-05	0.000

CIA	-9.110143
-----	-----------

residuales y los residuales al cuadrado se comportan como ruido blanco, de igual forma que la significancia de los coeficientes estimados.

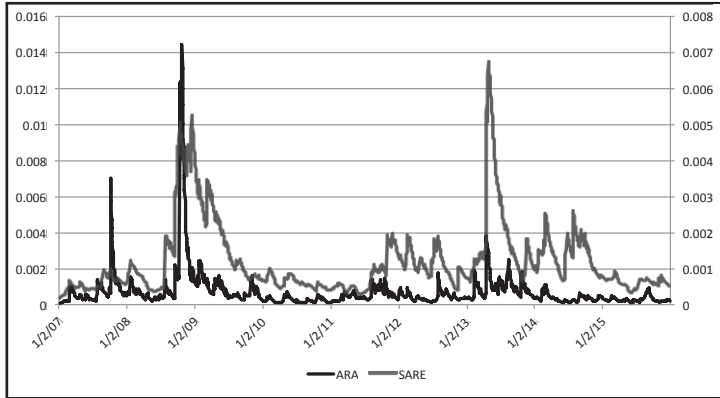
En el Cuadro 4 se puede observar que los coeficientes obtenidos para las ecuaciones de las medias son significativos al 95%, mientras que para las ecuaciones de las varianzas lo son al 99%. Es importante destacar dos aspectos relevantes: el primero es que los signos del cambio en el IGAE, representados por η_1 , η_2 y η_3 , son negativos, como se esperaba. Con ello se valida la noción financiera de que una percepción de mejoramiento (deterioro) en las condiciones económicas actuales y/o futuras genera una reducción (aumento) en la volatilidad del rendimiento accionario. El segundo aspecto a considerar es la confirmación del efecto apalancamiento para ambas series, representado por γ_1 y γ_2 , al ser significativos. La interpretación económica de este resultado es que, al presentarse modificaciones en la volatilidad, derivadas tanto del comportamiento de las variables como de la incidencia del IGAE, la probabilidad de que ese efecto se mantenga es más alta a la de que se presente el resultado contrario. Es decir, cuando se presentan periodos de volatilidad alta (baja) es más probable que la volatilidad se mantenga en alta (baja) en el siguiente periodo.

Finalmente, dada la estimación del modelo, generamos las series individuales de las varianzas heterocedásticas para cada rendimiento y, a través de (3), la serie de volatilidad conjunta que utilizaremos como representativa del sector desarrollo de vivienda. Las tres series de volatilidades resultantes se muestran en la Gráfica 1.

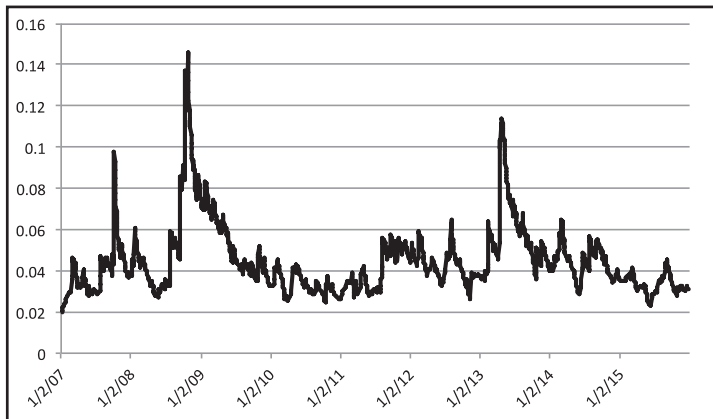
En el primer panel de la Gráfica 1 se identifican periodos específicos donde la volatilidad presenta importantes modificaciones para los rendimientos individuales. El primer aumento en la volatilidad se da en el 2007, posterior al anuncio de la nueva política de vivienda que buscaba que todos los ciudadanos tuvieran una propiedad, en especial los de bajos ingresos. Esto tiene un mayor impacto en la volatilidad de ARA, la cual se orienta en viviendas para ingresos medios y altos, en comparación al de SARE, cuya finalidad es el desarrollo de viviendas para ingresos bajos. El segundo aumento considerable en la volatilidad se observa a inicios del 2009, en donde se ha reconocido que la crisis financiera mundial tiene efecto sobre el mercado mexicano. En ambas series el efecto es considerable, no obstante, se observa que ARA presenta un pico de volatilidad mayor al de SARE; hay que considerar que éste tardó más tiempo en llegar a niveles previos a la crisis. A partir de ese momento se puede observar que SARE presenta niveles de volatilidad más altos que ARA. Esta tendencia se acentúa en el tercer periodo de

Gráfica 1. Series resultantes de varianza heterocedástica para rendimientos de ARA, SARE y Sector

Volatilidades individuales



Volatilidades del sector



aumento presente en los primeros meses del 2013. La nueva administración federal realiza una modificación a la política de vivienda donde se agrega la condición de que todos los ciudadanos tienen derecho a una propiedad digna. Esta definición, en principio, atendía a un mejoramiento en la calidad y localización de los desarrollos de vivienda del país. Es por ello que un enfoque en torno a desarrollos que utilicen insumos más caros o se lleven a cabo en locaciones no tan distante de las ciudades, puede representar una fuente de preocupación para los inversionistas de SARE. Lo anterior explica, al me-

nos de manera parcial, el *shock* de volatilidad que esta empresa presenta. En el segundo panel de la Gráfica 1, donde se muestra el comportamiento de la volatilidad conjunta, se observa la presencia de estos tres periodos de *shocks* de volatilidad.

A nivel sectorial, la volatilidad conjunta presenta afectaciones similares a las presentadas a nivel individual. La media de la volatilidad del sector se encuentra en 0.04, alcanzando los valores 0.1, 0.15 y 0.12 aproximadamente para los periodos mencionados. Lo anterior sugiere que el sector desarrollador de vivienda es altamente responsivo, tanto a cambios de objetivos de política pública de las diferentes administraciones federales, como a *shocks* en el sector financiero. Este aspecto es relevante puesto que no solo confirma que el sector real tiene efecto sobre la volatilidad de los rendimientos accionarios, sino que también existe una incidencia proveniente de las decisiones de política pública de cada administración.

Conclusiones

Los estudios que exploran la existencia de una relación de causalidad, correlación y cointegración entre el sector real de la economía y el sector financiero son abundantes, mas no concluyentes con respecto a la presencia y dirección de las relaciones de dependencia mencionadas. Típicamente, las herramientas utilizadas para estos propósitos son la prueba de causalidad en sentido Granger y el análisis de cointegración a partir de la metodología propuesta por Johansen. Aunque gran parte de estos estudios son llevados a cabo analizando economías con mercados financieros desarrollados, en los casos observados para los mercados en desarrollo se mantiene el mismo comportamiento. Una vía alternativa para este estudio se encuentra en el análisis de transmisión de volatilidad entre el sector financiero y el real. En el marco de esta vía, la herramienta más utilizada es la estimación de un modelo GARCH (o RGARCH) multivariado. Se observa que, en general, este tipo de estudios establecen una dirección de relación del sector real hacia el financiero. El supuesto generalmente aceptado dentro de este enfoque es que un mejoramiento (deterioro) en la percepción de las condiciones económicas actuales y/o futuras genera una reducción (aumento) en la volatilidad del rendimiento accionario. A pesar de esto, los resultados son sensibles al tipo de variable macroeconómica que se utiliza dentro del análisis. Asimismo, se puede notar que gran parte de las investigaciones realizadas, tanto teóricas como empíricas, analizan el comportamiento del sector financiero

de manera general y se ha estudiado poco sobre los efectos de esta relación bajo un enfoque a nivel sectorial o industrial.

El objetivo, entonces, del presente estudio, es el de analizar el efecto que tiene una variable representativa de la economía real mexicana, IGAE, en la volatilidad del rendimiento de la acción de dos empresas pertenecientes al sector desarrollo de vivienda en México: ARA y SARE en el periodo de enero 2007 a diciembre 2015. Para ello realizamos, en primera instancia, un análisis de cointegración entre estas tres variables con el fin de, en un segundo momento, estimar un modelo BEKK diagonal y captar ese efecto. Nuestros resultados confirman la existencia de una relación de cointegración entre el IGAE y el precio de las acciones de ARA y SARE. A su vez, y en línea con la teoría, se sugiere una relación inversa entre el cambio en el IGAE y la volatilidad de ambos rendimientos accionarios. Es decir, al percibirse una tendencia positiva de la actividad económica, disminuye la volatilidad de los rendimientos y, de manera inversa, se presenta un incremento de la volatilidad al percibirse una tendencia a la baja de la actividad económica. Adicionalmente, se encuentra que dicho efecto es asimétrico para ambos casos.

Para explorar una posible explicación a este comportamiento asimétrico, se propone un análisis de los objetivos de política pública a raíz de la reforma a la Ley de Vivienda del 2006 y el enfoque particular de las dos administraciones federales involucradas en el periodo de estudio. A raíz de ello fue que establecimos, como objetivo de investigación secundario, la necesidad de explorar el efecto que tiene un cambio de enfoque en la política pública dirigida al sector desarrollo de vivienda en los rendimientos de empresas con estrategias de negocio distintas: ARA se enfoca en desarrollos para familias con ingresos medios-medios altos, al tiempo que SARE lo hace para familias con ingresos bajos. En este caso se considera que el diseño de políticas públicas brinda mayor (menor) certeza a los participantes en caso de ser percibida de manera favorable (desfavorable) y en línea (o no) con lo esperado, tanto por las compañías como por los inversionistas. Lo anterior, a su vez, genera una reducción (aumento) de la volatilidad del rendimiento de la acción de las empresas involucradas. Nuestros resultados confirman este comportamiento al sugerir que, cuando el enfoque de política pública se dirige a un nivel de ingresos específico, la volatilidad del rendimiento accionario de la empresa que construye su estrategia de negocios alrededor del mismo nivel de ingresos, no sufre modificaciones o *shocks* tan significativos en comparación con el de empresas con estrategias orientadas a otros sectores. En otras palabras, cuando se presenta un cambio en la política pública

que favorece a familias de ingresos bajos, se observa un impacto mayor en la volatilidad del rendimiento de ARA en comparación con el de SARE.

Dada la situación anterior, consideramos de gran relevancia que los diseñadores de políticas públicas consideren los efectos asimétricos en la volatilidad de los rendimientos accionarios de las empresas del sector al que van dirigidos. Adicionalmente, se propone esta línea de estudio en dos sentidos. Por un lado, estimar la relación entre la economía real y el sistema financiero con una metodología que permita relacionar los datos de alta y baja frecuencia sin necesidad de agregar o desagregar información. Lo anterior disminuirá las particularidades del comportamiento de las variables que pudiera afectar la precisión de las estimaciones realizadas. En particular sugerimos emplear la metodología MIDAS (*Mixed Data Sampling*) propuesta y desarrollada por Ghysels *et al.* (2004, 2007), misma que fue recientemente empleada por Engle (2013) para explicar la relación entre variables macroeconómicas y la volatilidad del rendimiento del índice de la bolsa de valores en Estados Unidos. El segundo sentido es el de explorar, a partir de un enfoque de elasticidades y/o volatilidad, el efecto que tiene el sector real de la economía en el precio de la vivienda. Al ser esta última la variable de mayor modificación dentro de la estrategia de mercado de las empresas desarrolladoras de vivienda, se podrá realizar un análisis más detallado del impacto sobre una de las variables de decisión más importantes en el mercado de vivienda.

Referencias bibliográficas

- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G. y Chung, D. (2005). "Explaining House Prices in Australia: 1970-2003". *The Economic Record*, vol. 81, núm. 1, pp. 96-103.
- Abugri, B. A. (2008). "Empirical Relationship between Macroeconomic Volatility and Stock Returns: Evidence from Latin American Markets". *International Review of Financial Analysis*, vol. 17, núm. 2, pp. 396-410.
- Alexander, C. (2008). *Market Risk Analysis, Volume II: Practical Financial Econometrics*. Wiley, New York.
- Asai, M., McAleer, M. y Yu, J. (2006). "Multivariate Stochastic Volatility", *Review of Econometric Reviews*, vol. 25 núms. 2-3, pp. 145-175.
- Atje, R. y Jovanovic, B. (1993). "Stock Markets and Development". *European Economic Review*, núm. 37 pp. 632-640.

- Barro, R. (1990). "The Stock Market and Investment". *Review of Financial Studies*, núm. 3, pp. 115-131.
- Bauwens, L., Laurent, S. y Rombouts, J. (2006). "Multivariate GARCH Models: A Survey". *Journal of Applied Econometrics*, núm. 21, pp. 79-109.
- Bauwens, L., Hafner, C. y Laurent, S. (2012). *Handbook of Volatility Models and their Applications*. John Wiley & Sons, New York.
- Baxter, M. A. (1998). *Interpolating Annual Data into Monthly or Quarterly Data (No. 6)*. Office for National Statistics.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, vol. 31, núm. 3, pp. 307-327.
- Bollerslev, T. (1990). "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange rates: A Multivariate Generalized ARCH Model". *Review of Economics and Statistics*, núm. 72, pp. 98-505.
- Bollerslev, T., Engle, R.F. y Wooldridge, J.M. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances". *Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 1, pp. 116-131.
- Brugger, S. y Ortiz, E. (2012). "Mercados accionarios y su relación con la economía real en América Latina". *Problemas del desarrollo: Revista latinoamericana de economía*, vol. 43, núm. 168, pp. 63-93.
- Caporale, G., Howells, P. y Soliman, A. (2004). "Stock Market Development and Economic Growth: A Casual Linkage". *Journal of Economic Development*, núm. 29, pp. 33-50.
- Case, K.E. y Shiller, R.J. (1990). "Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market". *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, vol. 18, núm. 3, pp. 253-73.
- Centro de Investigación y Documentación de la Casa CIDOC/SHF (2016). *Estado actual de la vivienda en México*. [en línea] Disponible en: <http://www.cidoc.com.mx/estudios.html> [Acceso 10 de mayo 2016].
- Chen, N., Roll, R. y Ross, S.A. (1986). "Economic Forces and the Stock Market". *Journal of Business*, núm. 59, pp. 383-403.
- Choi, J., Hauser, S. y Kopecky, K. (1999). "Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries". *Journal of Banking and Finance*, núm. 23, pp. 1771-1792.
- Chow, G. C. y Lin, A.L. (1971). "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53, núm. 4, pp. 372-375.
- Copeland, T. y Antikarov, V. (2003). *Real Options: A Practitioner's Guide*. Thomson Texere, Abingdon.

- Comisión Nacional de Vivienda CONAVI (2016). *Revista Vivienda*. [en línea] disponible en: http://www.conavi.gob.mx:8080/Docs/RepTrim/Vivienda_Abr_Jun_2015.pdf [Acceso 10 de mayo 2016].
- Cortés Villafradez, R.A. y Hernández Luna, Y. (2014). Impacto del desarrollo del sistema financiero en el crecimiento económico en países emergentes durante el periodo 2001-2011. *Equidad & desarrollo*, núm. 22, pp. 99-120.
- Demirgüç-Kunt, A. y Levine, R. (1996). "Stock Market, Corporate Finance and Economic Growth: An Overview". *The World Bank Economic Review*, vol. 10, núm. 2, pp. 223-239.
- Demirgüç-Kunt, A. y Levine, R. (2001). *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development*. MIT Press, Massachusetts.
- Ding, Z. y Engle, R.F. (2001). "Large Scale Conditional Covariance Modeling, Estimation and Testing", *Academia Economic Papers*, núm. 29, pp. 157-184.
- Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 987-1007.
- Engle, R.F. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models". *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 20, pp. 339-350.
- Engle, R.F., Ghysels, E. y Sohn, B. (2013). "Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 95, núm. 3, pp. 776-797.
- Engle, R.F. y Kroner, F. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Econometric Theory*, núm. 11 pp. 122-150.
- Engle, R.F., Ng, V. y Rothschild, M. (1990). "Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills". *Journal of Econometrics*, núm. 45, pp. 213-238.
- Fama, E. (1990). "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity". *Journal of Finance*, núm. 45, pp. 1089-1108.
- Garman, M. y Klass, M. (1980). "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data". *Journal of Business*, núm. 53, pp. 67-78.
- Ghysels, E., Santa-Clara, P. y Valkanov, R. (2004). "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models". *Working paper*.
- Ghysels, E., Sinko, A. y Valkanov, R. (2007). "MIDAS Regressions: Further Results and New Directions". *Econometric Reviews*, núm. 26, pp. 53-90.

- Glosten, L.R., Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993). "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks". *Journal of Finance*, vol. 48, núm. 5, pp. 1779-1801.
- Goldsmith, R. (1969). *Financial Structure and Development*. Yale University Press, Connecticut.
- Granger, C. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". *Econometrica*, núm. 37, pp. 424-438.
- Granger, C. (1980). "Testing for Causality: A Personal Viewpoint". *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 2, pp. 329-352.
- Granger, C. (1988). "Some Recent Developments in a Concept of Causality". *Journal of Econometrics*, núm. 39, pp. 199-211.
- Guha, S. y Mukherjee, J. (2008). "Does Stock Market Development Cause Economic Growth? A Time Series Analysis for Indian Economy". *International Research Journal of Finance and Economics*, núm. 21, pp. 142-149.
- Johansen, S. (1988). "Statistical and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, vol. 59, núm. 6, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.
- Lee, B. (1992). "Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity and Inflation". *Journal of Finance*, núm. 47, pp. 1591-1603.
- Levine, R. (1997). "Financial Development and Economic growth: Views and Agenda". *Journal of Economic Literature*, núm. 35, pp. 688-726.
- Levine, R. y Zervos, S. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, 88(3), pp. 537-558.
- Levine, R., Loayza, N. y Beck, T. (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes". *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, núm. 1, pp. 31-77.
- Litterman, R. B. (1983). "A Random walk, Markov Model for the Distribution of Time Series". *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 1, núm. 2, pp. 169-173.
- López, F. y Rodríguez, D. (2010). "¿El desarrollo del mercado accionario genera crecimiento económico en México? Un análisis de series de tiempo". *Economía: teoría y práctica*, núm. 32, pp. 33-54.

- Lorenzo, A. y Massa, R. (2016). "Dependencia condicional en colas entre el mercado accionario y el crecimiento económico: el caso mexicano". *Investigación económica*, vol. 75, núm. 296, pp. 111-131.
- Mauro, P. (2003). "Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies". *Journal of Development Economics*, vol. 71, núm. 1, pp. 129-153.
- Mbanefo, A. (1997). "Co-movement Term Structure and the Valuation of Energy Spread Options". en M. Dempster, & S. Pliska (Eds.), *Mathematics of Derivative Securities* (88-102). Cambridge University Press, Cambridge.
- McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. The Brookings Institution.
- Miller, N. y Peng, L. (2006). "Exploring Metropolitan House Price Volatility". *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 33 núm. 1, pp. 5-18.
- Munro, M. y Tu, Y. (1996). "The Dynamics of UK National and Regional House Prices". *Review of Urban and Regional Development Studies*, vol. 8, núm. 2, pp. 186-201.
- Ortiz, E., Cabello, A. y de Jesús, R.(2007). "The Role of Mexico's Stock Exchange in Economic Growth". *The Journal of Economic Asymmetries*, vol. 4, núm. 2, pp. 1-26.
- Parkinson, M. (1980). "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return", *Journal of Business*, núm. 53, pp. 61-65.
- Patton, A. (2011). "Volatility Forecast Comparison Using Imperfect Volatility Proxies". *Journal of Econometrics*, núm. 160, pp. 246-256.
- Rodríguez, D. y López, F. (2009). Desarrollo financiero y crecimiento económico en México. *Problemas del desarrollo: revista latinoamericana de economía*, vol. 40, núm. 159, pp. 39-60.
- Rogers, L. y Satchell, S. (1991). "Estimating Variance from High, Low and Closing Prices". *Annals of Applied Probability*, núm. 1, pp. 504-512.
- Ruiz, A. (2004). "Mercados financieros y crecimiento económico en América Latina: un análisis econométrico". *Análisis económico*, vol. 19, núm. 40, pp. 141-165.
- Schumpeter, J. (1911). *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press, Massachusetts.
- Schwert, G. (1990). "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence". *Journal of Finance*, núm. 45, pp. 1237-1254.

- Skoczylas T. (2014). "Modelling Volatility with Range-based Heterogenous Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model". *Journal of Management and Financial Sciences*, núm. 16, pp. 9-22.
- Stevenson, S. (2000). "An Examination of Volatility Spillovers in REIT Returns". *Journal of Real Estate Portfolio Management*, vol. 8, núm. 3, pp. 229-38.
- Tinoco, M.A., Torres, V.H. y Venegas, F. (2008). "Deregulation, Financial Development and Economic Growth in Mexico: Long-Term Effects and Causality". *Working Paper*.
- Toda, H. y Yamamoto, T. (1995). "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes". *Journal of Econometrics*, núm. 66, pp. 225-250.
- Tsay, R. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. Wiley-Interscience, New York.
- Tsay, R. (2014). *Multivariate Time Series Analysis With R and Financial Applications*. John Wiley & Sons, New York.
- Tse, Y. K. y Tsui, A. (2002). "A Multivariate GARCH Model with Time-varying Correlations". *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 20, pp. 351-362.
- Yunus, N. (2012). "Modeling Relationships among Securitized Property Markets, Stock Markets, and Macroeconomic Variables". *Journal of Real Estate Research*. vol. 34, núm. 2, pp. 127-156.
- Zakaria, Z. y Shamsuddin, S. (2012). "Empirical Evidence on the Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomics Volatility in Malaysia". *Journal of Business Studies Quarterly*, vol. 4, núm. 2, pp. 61-71.
- Zakoian, J.M. (1994). "Threshold Heteroskedastic Models". *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 18, núm. 5, pp. 931-955.

Anexo 1

Resultados de los modelos VECH Diagonal y CCC para ARA y SARE considerando al IGAE como variable explicativa en las ecuaciones de la varianza condicional

Modelo VECH Diagonal			Modelo CCC		
Ecuación para la media			Ecuación para la media		
	Coefficiente	Prob.		Coefficiente	Prob.
θ_{10}	-2.56E-04	0.504	θ_{10}	-0.0005	0.161
θ_{11}	2.61E-02	0.170	θ_{11}	0.0286	0.301
θ_{20}	-2.49E-04	0.640	θ_{20}	-0.0012	0.041
θ_{21}	1.15E-01	0.000	θ_{21}	0.0936	0.001
Ecuación para la varianza			Ecuación para la varianza		
$M[\alpha_{0}]$	9.05E-06	0.000	$M[\alpha_{0}]$	8.29E-06	0.287
α_{11}	0.2752	0.000	α_{11}	0.0452	0.381
α_{21}	0.2125	0.000	α_{21}	0.0847	0.121
γ_{1}	-0.2646	0.000	γ_{1}	0.9043	0.000
γ_{2}	0.1042	0.000	γ_{2}	0.0000	0.092
β_{1}	0.9418	0.000	β_{1}	0.0001	0.070
β_{2}	0.9729	0.000	β_{2}	0.1554	0.024
η_{1}	-1.84E-05	0.001	η_{1}	7.52E-02	0.192
η_{2}	-2.07E-05	0.000	η_{2}	7.48E-01	0.000
η_{3}	-2.53E-05	0.000	η_{3}	-9.07E-05	0.186
CIA	-9.10573		CIA	-9.068929	

Volatilidad estocástica del tipo de cambio, impacto y desequilibrios en la economía mexicana

Stochastic volatility of the exchange rate, impact and imbalances in the mexican economy

Alexander Galicia-Palacios*

Ana Lilia Coria-Páez**

Miguel Flores-Ortega***

(Fecha de recepción: 8 de febrero de 2017. Fecha de aceptación: 28 de julio de 2017)

RESUMEN

En este trabajo se realiza un análisis empírico sobre la cotización del dólar durante el periodo 2000-2016, el objetivo es seleccionar un modelo estadístico que caracterice con precisión los impactos de la variación del precio en la economía mexicana. Se aplica la metodología de series de tiempo para estudiar la volatilidad de la divisa y se comparan los resultados de las estimaciones que arroja el modelo ARCH (Engle, 1982) y GARCH (Bollerslev, 1986. Se concluye que el modelo GARCH representa con mayor precisión los cambios en la volatilidad de la paridad cambiaria y los resultados validan la hipótesis de alta volatilidad originada por factores ajenos al desempeño de la economía mexicana. Se identifica como futura línea de investigación para ampliar el trabajo de un análisis comparativo entre los modelos GARCH, EGARCH y PARCH.

Clasificación JEL: G1, G15, G17

Palabras clave: caminata aleatoria, volatilidad, tipo de cambio

* Escuela Superior de Comercio y Administración, Unidad Tepepan
Instituto Politécnico Nacional, Ciudad de México, México
alex_finster@hotmail.com

** Escuela Superior de Comercio y Administración, Unidad Tepepan
Instituto Politécnico Nacional, Ciudad de México, México
acoria@ipn.mx

*** Escuela Superior de Economía
Instituto Politécnico Nacional, Ciudad de México, México
mfo@prodigy.net.mx

ABSTRACT

In this paper an empirical analysis of the exchange rate of the dollar during the period 2000-2016 is made, the objective is to select a statistical model that accurately characterizes the impacts of the price variation in the Mexican economy. The time series methodology is applied to study the volatility of the currency and the results of the ARCH model (Engle, 1982) and GARCH (Bollerslev, 1986) are compared. It is concluded that the GARCH model represents more accurately the changes in exchange rate volatility and the results validate the hypothesis of high volatility caused by factors beyond the performance of the Mexican economy. A comparative analysis between the GARCH, EGARCH and PARCH models is identified as a future line of research to extend the work.

JEL classification: G1, G15, G17

Keywords: *random walk, volatility, exchange rate*

Introducción

La dependencia de la economía respecto al tipo de cambio juega un papel importante en la fijación de la política macroeconómica para el país, diversas investigaciones han consolidado una gama de aportes, que van desde conceptos y perspectivas teóricas hasta modelaciones metodologías y herramientas de análisis que han permitido inferir su comportamiento (Parody, Charris y García, 2012). En este contexto, la volatilidad constituye un factor determinante en la cotización del dólar ya que permite evaluar el riesgo con el que afecta a la economía y los mercados.

Recientemente han surgido otras investigaciones con planteamientos más radicales acerca de las metodologías y modelos empleados, estas utilizan como base el análisis de gráficas, el análisis técnico o las caminatas aleatorias, sin embargo, el grado de dependencia que existe entre las variables económicas y financieras se puede indagar mediante los modelos más convencionales con los cuales es posible identificar la relación entre ellas, ya que por sus características identifican en su trayectoria patrones estacionales (Capistran, Constandse y Ramos 2009).

Por otro lado, la mayor parte de las variaciones que presentan las series de tiempo se pueden explicar a través de su tendencia de largo plazo (Granger, 1966) como modelos que contienen raíz unitaria y su componen-

te estacional es definido como interanual y sistemático, y aunque no necesariamente tengan un carácter regular es posible modelarlas ya que este es ocasionado por decisiones derivadas de la producción o el consumo y su comportamiento resulta predecible.

Estimar la volatilidad de las series de tiempo, es importante para poder identificar su trayectoria ya que se obtiene información precisa que contribuye a la toma de decisiones; en el caso del precio del dólar, la volatilidad representa una característica inherente a la serie misma y generalmente es no constante al depender del cuadrado de las perturbaciones pasadas (Engle, 1982), con varianza condicional no constante la caracteriza como un proceso totalmente aleatorio o estocástico denominado ARCH (autorregresivo de heterocedasticidad condicional). Por otro lado, la generalización del modelo ARCH trae consigo varianza condicional que no sólo depende del cuadrado de las perturbaciones, sino también de las varianzas condicionales de los periodos anteriores (Bollerslev, 1986), esta propuesta es la especificación del modelo GARCH (modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada).

En las últimas décadas se han publicado un sin número de trabajos (Poon y Granger, 2003), (Hansen y Lunde, 2005), y todos ellos discuten las características de la volatilidad, proponiendo mecanismos y técnicas de ajuste estadístico para poder predecir y controlar sus efectos (Casas y Cepeda, 2008).

El análisis de la economía mexicana pone en evidencia que el dólar se ha fortalecido y durante los últimos quince años su valor se ha incrementado en más de un 10% frente al peso, cerrando en veinte pesos por dólar en la primera quincena de noviembre de 2016 (OCDE, 2015). El incremento acelerado de la volatilidad se presentó a partir de la denominada crisis subprime ocasionando inestabilidad en los grandes mercados financieros y fuertes desequilibrios en la economía mundial, con impacto negativo en el empleo y el poder adquisitivo de países emergentes.

El objetivo de este trabajo dadas las características que ha presentado el precio del dólar, es analizar y describir su comportamiento, mediante los componentes característicos de las series de tiempo que establecen la metodología econométrica. El trabajo se estructura en cinco apartados a los que le antecede una introducción; en el primero se abordan los principales modelos que caracterizan la heterocedasticidad de una serie de tiempo, el segundo expone la especificación y principales características de los modelo ARCH, más adelante en el tercero se describen las propiedades y características de los modelos de heterocedasticidad condicional; en el cuarto se

modela la volatilidad que presenta el tipo de cambio del año 2000 a octubre de 2016; en el quinto se estima un modelo ARCH Y GARCH para identificar la volatilidad estocástica que sigue el tipo de cambio; finalmente se presentan las conclusiones más significativas para el futuro de la economía mexicana.

1. Modelos de volatilidad estocástica condicional

La literatura económica reconoce el uso de modelos econométricos para el estudio y análisis de las series de tiempo sujetas a condiciones o expectativas originadas en el pasado y generalmente plantean el uso de los modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicional (ARCH) (Engle, 1982).

Después de la propuesta de Engle, se han hecho múltiples sofisticaciones a la propuesta original; de las que destacan los modelos GARCH, IGARCH, EARCH, TARCH, SWARCH, QS-ARCH, APARCH y FACTOR-ARCH entre otros (Villalba y Flores, 2014). La aplicación de estos modelos parte del supuesto que el momento actual responde a una expectativa sobre el valor de cambio producido en el pasado; es decir, la esperanza condicional dada por la varianza del periodo anterior; el objetivo de aplicar estos modelos se orienta a determinar el patrón de comportamiento de la varianza en el periodo de estudio.

El análisis estadístico se realiza a partir de un proceso estocástico de orden estacionario, con media constante y varianza constante. Si no existe una tendencia, ya sea determinista o totalmente aleatoria, existen diversos tratamientos matemáticos enfocados a estimar las diferencias de la serie de tiempo, así como una diversidad de métodos para determinar la existencia de raíces unitarias como es el caso de las pruebas Dickey Fuller o Phillips Perron. Aunado a esto hay situaciones que justifican la caracterización de la heterocedasticidad condicional (Engle, 1982), la primera contrasta los períodos de extensa varianza respecto al error acompañados de otros que presentan una varianza más pequeña; el valor de dispersión del error respecto a su media, cambia en el pasado, por lo que un modelo que contemple la predicción de los valores de la varianza precedente será útil para hacer pronósticos más precisos sobre la variable de estudio.

La segunda justificación propuesta por Engle (1982), es la validez de estos modelos en la toma de decisiones los cuales permiten establecer criterios de compra o venta de activos financieros en términos de la información proveniente de su valor medio en el mercado y la volatilidad que estos presenten. La tercera justificación para la aplicación del modelo ARCH es la

aproximación a un sistema más complejo expresado en términos infinitos considerando parámetros no constantes.

2. Especificación del modelo ARCH

El modelo ARCH (Engle, 1982) toma en consideración periodos de alta volatilidad y periodos en los que la serie de tiempo se distribuye con excesiva calma, por lo que el proceso se escribe como:

$$y_t = \varepsilon_t * \sigma_t \quad 1)$$

donde, ε_t es un proceso idénticamente distribuido con media cero y varianza 1, y si presenta un comportamiento gaussiano y_t es normal con σ_t^2 por lo que se expresa como:

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i}^2 \quad (2)$$

y para cumplirse la condición de estacionariedad la suma de los parámetros $k > 0$, $i = 1, y$ y $\alpha_i \geq 0$, debe ser menor que 1.

El proceso estocástico estacionario representa la sucesión ordenada de las variables aleatorias cuya función de distribución no presenta variaciones entre valores distantes:

$$y_t^\alpha | f(y_{t-\alpha}, y_{t-1-\alpha}, \dots, y_{t+\alpha}, y_{t+1+\alpha}) = \quad (3)$$

$$f(y_{t+n-\alpha}, y_{t+n-1-\alpha}, \dots, y_{t+n}, y_{t+n+1}, \dots, y_{t+n+\alpha})$$

En términos de esta función se deben cumplir las tres condiciones siguientes:

- 1) $\mathbb{E}(y_t) = \mu$
- 2) $\mathbb{E}(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- 3) $s_{xy} = (y_{t+n}, y_{t+n-j})$

Sujetas a un posible proceso de ruido blanco se expresan de la forma siguiente:

- 1) $\mathbb{E}(\varepsilon_t) = 0$
- 2) $\mathbb{E}(\varepsilon_t - 0)^2 = \sigma_\varepsilon^2$
- 3) $s_{xy} = 0$

Si existe ruido blanco, la media y la varianza marginales son constantes; y al mismo tiempo, la media condicional puede ser constante y la varianza condicional no es fija (De Arce, 1998).

Para un proceso con ruido blanco expresado como:

$$y_t = \varepsilon_t(k + \alpha_{t-1}^2)^{1/2} \quad (4)$$

no hay correlación con el pasado de ε_t ni la hay con el pasado de y_t que es estacionario y para los momentos condicionales de t el valor de $t - 1$ es no aleatorio (Melo y Becerra, 2006). Sin dejar de lado las consideraciones siguientes:

- 1) μ es contante en ambos casos, e igual a cero.
- 2) σ_x^2 es constante.
- 3) σ_{xy}^2 depende de los valores tomados por y_{t-1}^2 , que no es fija.

Finalmente, el proceso ARCH debe cumplir las siguientes condiciones:

- 1) La esperanza marginal y condicional deben ser igual a cero.
- 2) La varianza condicional depende de los valores tomados por y_{t-1}^2 .
- 3) La varianza marginal debe ser constante.
- 4) El proceso ARCH no presenta forma.

3. Especificación de un modelo GARCH

El modelo de heterocedasticidad condicional generalizada (GARCH) propuesto por Bollerslev (1986) y por Taylor (2008),¹ en su forma simple GARCH (1,1) se expresa como:

¹ Este libro fue publicado por primera vez en 1986.

$$y_t = \varepsilon_t * \sigma_t \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \alpha_i y_{t-1}^2 \alpha_j y_{t-1}^2 \beta_i \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

donde β_1 asume valores iguales a cero.

En el modelo GARCH el valor de ε_t está idénticamente distribuido con media cero y varianza uno y para cumplir la condición de estacionariedad la suma de los parámetros: $k > 0$, $i = 1 \dots q, j = 1 \dots p$ y $\beta_i \geq 0$ debe ser menor que 1 (Tsay, 2010). Su función de distribución marginal no es conocida pero a partir de los primeros momentos se puede determinar el proceso que sigue mediante su media y varianza. No hay correlación con el pasado de ε_t , ni la hay con el pasado de y_t que es estacionario y para los momentos condicionales de t , el valor de $t - 1$ es no aleatorio (De Lara, 2011).

Para realizar la predicción Engle y Bollerslev (1986), proponen la siguiente ecuación que calcula la varianza condicional con la información disponible en t :

$$\mathbb{E}_t(\sigma_{t+s}^2) = \frac{k}{(1-\alpha-\beta)+(\alpha+\beta)^{s-1} \left(\frac{\sigma_{t+s}^2}{1-\alpha-\beta} \right)} \quad (7)$$

Más adelante Baillie y Bollerslev (1992) derivan el error cuadrático medio:

$$\mathbb{E}_t(v_{t,s}^2) = (k_2 - 1)\alpha^2 \sum_{i=1}^{s-1} (\alpha + \beta)^{2(1-i)} \mathbb{E}_t(\sigma_{t-s-i}^4) \quad (8)$$

donde:

$$v_{t,s}^2 = \sigma_{t+s}^2 - \mathbb{E}_t(\sigma_{t+s}^2) \text{ y,}$$

$k_2 =$ valor del coeficiente de curtosis

4. Volatilidad del tipo de cambio

Modelar y analizar la volatilidad de la paridad cambiaria peso-dólar es importante para determinar el desempeño actual de la economía mexicana. Para esto, los trabajos más recientes como el de Longmore y Robinson (2004), Sandoval (2006), Bauwens y Sucarrat (2008), Olowe (2009), Mohonot (2011) y Villalba y Flores (2014), utilizan los modelos de volatilidad estocástica para estudiar la dinámica del tipo de cambio, todos basados en los trabajos de Engle (1982), Bollerslev (1986) y Taylor (2008), estos analizan el comportamiento del dólar estadounidense respecto de la libra esterlina, el yen, el marco alemán y el franco francés.

Para el análisis de la relación peso-dólar se considera que la paridad cambiaria sigue un comportamiento estocástico, el cual corresponde a una función que se expresa en términos de una serie de tiempo y se escribe como:

$$y_t = y_{t-1} + \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde:

y_t – Valor del tipo de cambio en el tiempo.

y_{t-1} – Valor del tipo de cambio menos un cambio impredecible.

σ_t^2 – Cambio del valor en la trayectoria del tipo de cambio.

ε_t – Error aleatorio.

La Gráfica 1 muestra la trayectoria del tipo de cambio en su cotización a la venta de enero del 2000 al cierre de octubre de 2016 que corresponde a un total de 4 240 observaciones.

Los datos muestran evidencia de que la cotización ha sido creciente y sostenida después de la *crisis subprime* de 2008, al mismo tiempo se puede observar la estacionalidad marcada del año 2000 al 2008 como punto de ruptura que representa un cambio estructural. Un segundo periodo que inicia en septiembre de 2008 y que evoluciona hasta octubre de 2016 con movimientos erráticos, representan la inestabilidad financiera a nivel internacional relacionada con la deuda de un grupo de países de la zona euro. A este proceso se suman elementos como el déficit fiscal de Estados Unidos y la baja calificación en deuda soberana.

Gráfica 1. Cotización pesos por dólar 2000-2016



Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO

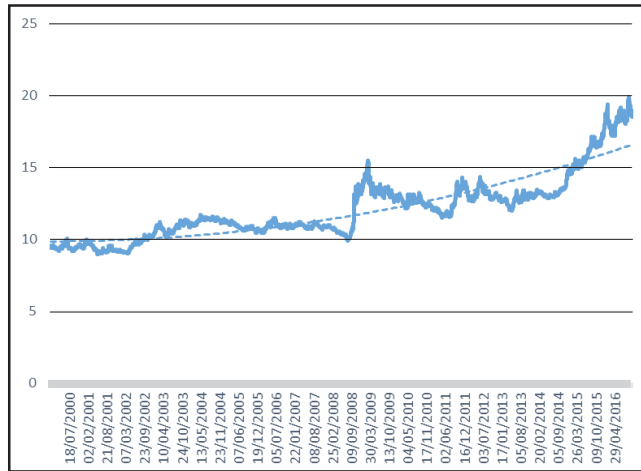
La Gráfica 2 muestra la tendencia determinista que sigue la paridad cambiaria peso-dolar, donde las desviaciones con respecto a la recta de tendencia, son aleatorias con media no estacionaria, por lo que no contribuyen a su desarrollo de largo plazo ya que se eliminan aceleradamente.

Gráfica 2. Tendencia determinista de la paridad cambiaria peso-dolar



Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO

Gráfica 3. Tendencia estocástica de la paridad cambiaria peso-dólar



Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO

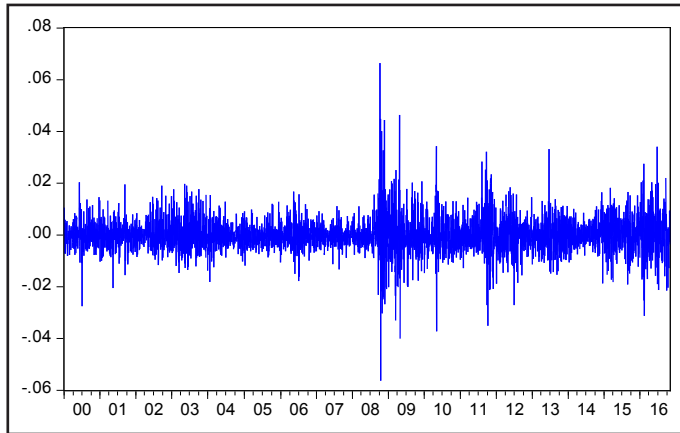
En cambio para el caso de tendencia estocástica, la Gráfica 3 muestra cómo el componente aleatorio afecta el curso de largo plazo de la serie de tiempo.

La tasa de depreciación del peso frente al dólar se expresa como:

$$\sigma_t^2 = d\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) \quad (10)$$

que representa la razón entre la cotización de ese día y la del día anterior, que también puede entenderse como los rendimientos diarios en términos del peso sobre el dólar o la volatilidad de la divisa. La depreciación del peso tiende a ser constante en el largo plazo donde los periodos de variabilidad resultan extremadamente cortos como lo muestra la Gráfica 4, a excepción del punto de ruptura marcado por la crisis financiera de 2008.

Gráfica 4. Tasa de depreciación de la relación peso-dólar



Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO

5. Estimación ARCH y GARCH para medir la volatilidad del tipo de cambio

Para medir la volatilidad de la paridad cambiaria peso-dólar se utilizó una muestra compuesta por 4 240 observaciones que corresponden a la cotización diaria de la divisa publicada por el Banco de México y que van de enero del 2000 a octubre de 2016.

Las características de la depreciación del peso frente al dólar se presentan en la Tabla 1 que muestra un rendimiento promedio constante de 12 pesos por dólar y una variación porcentual por debajo del 3%, lo que indica que el comportamiento analizado en dos periodos de estudio, uno que va del 2000 al 2008 y el segundo del 2008 a 2016; es gaussiano, lo que confirma un comportamiento constante y creciente del valor del dólar al ubicarse en un máximo de 19.8 pesos por dólar en el mes de septiembre.

Una vez determinado el comportamiento de la serie, se observa un componente de irregularidad determinado por la expresión 10. En la Gráfica 5 se muestran los periodos de mayor incertidumbre, donde los precios caen e inmediatamente suben de forma desmesurada.

Para llevar a cabo la modelación de la serie se requiere comprobar si existen efectos ARCH, por lo que se realiza una regresión que comprueba cualquiera de las dos hipótesis siguientes:

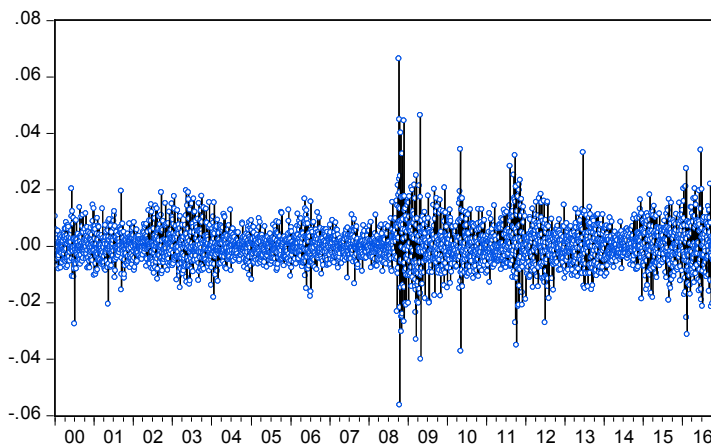
- 1) H_0 – no hay efectos heterocedásticos de primer orden
- 2) H_1 – $\alpha_0 + \alpha_t \varepsilon_{t-1}^2$; donde: $\alpha > 1, 0 < \alpha_t < 1$.

Tabla 1. Estadística descriptiva de la depreciación del peso frente al dólar

Estadística	Valor
Media	12.08733852
Error típico	0.034498764
Mediana	11.423
Moda	9.52
Desviación estándar	2.246131836
Varianza de la muestra	5.045108224
Curtosis	1.270860997
Coefficiente de asimetría	1.156682674
Rango	10.904
Mínimo	8.966
Máximo	19.87

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO.

Gráfica 5. Componente de irregularidad en el precio del dólar



Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO.

Tabla 2. Pruebas de hipótesis

Prueba	Valor	Valor
F estadístico	1024970.	0.0000
R cuadrado	4221.549	0.0000

Fuente: elaboración propia con valores estimados en Eviews 9.

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación y estos indican que las pruebas son significativas y no hay elementos estadísticos para no rechazar la hipótesis nula.

Los parámetros cumplen las condiciones para determinar la existencia de efectos heterocedásticos sobre el valor del tipo de cambio ya que como lo plantea la hipótesis aceptada, el resultado del coeficiente es inferior a 1 y el valor del parámetro es superior a uno, por lo que se confirma la existencia de efectos ARCH en la serie; estos resultados se presentan en la Tabla 3.

Los resultados de la estimación que se presentan en la Tabla 4 muestran que la media es constante con un valor de 3.1 y la varianza igual a 0.30 no constante, lo que representa la presencia de volatilidad constante del tipo de cambio peso-dólar.

Los hechos económicos a nivel internacional que han impactado al tipo de cambio peso-dólar, se pueden identificar en la Gráfica 6 donde la volatilidad determina un punto de ruptura en el comportamiento de la paridad

Tabla 3. Efectos de heterocedasticidad sobre el tipo de cambio

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	0.007403	0.010274	0.720497	0.0471
Residuo ² (-1)	1.000375	0.000988	1012.408	0.0000
R-cuadrado	0.995883			
R-ajustado	0.995882			
F-estadístico	0.000000			

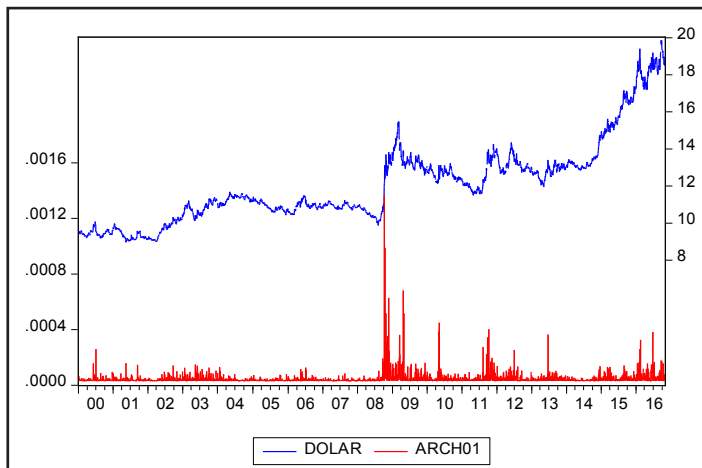
Fuente: elaboración propia con valores estimados en Eviews 9.

Tabla 4. Heterocedasticidad condicional del tipo de cambio

Variable	Coficiente	Error estándar	Z estadístico	Probabilidad
Constante	3.15E-05	4.10E-07	76.96119	0.0000
Residuo(-1)^2	0.301937	0.017726	17.03334	0.0000

Fuente: elaboración propia con valores estimados en Eviews 9.

Gráfica 6. Volatilidad del tipo de cambio peso-dólar 2000-2016



Fuente: elaboración propia con valores estimados en Eviews 9.

cambiaría lo que da paso a un cambio estructural marcado por la *crisis subprime* en 2008 y el cambio de gobierno en Estados Unidos.

Un caso más real de la volatilidad del tipo de cambio la representa el modelo GARCH que toma en consideración la varianza del periodo anterior, los resultados se presentan en la Tabla 5.

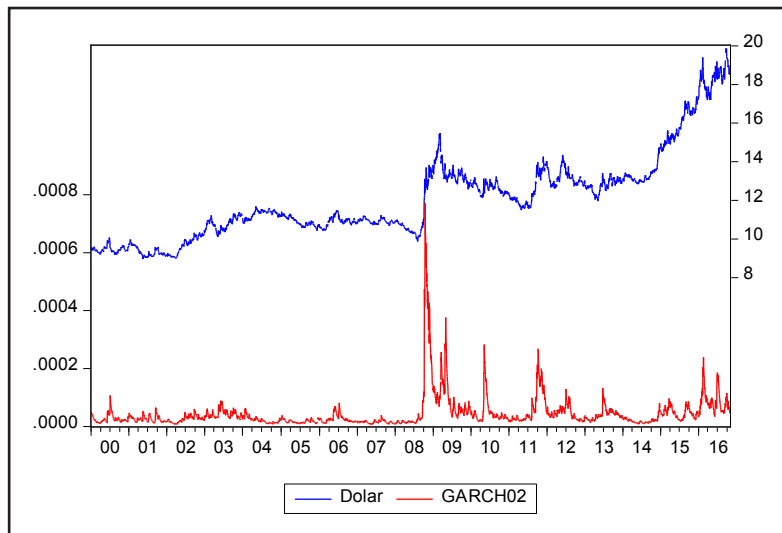
La modelación GARCH muestra que la volatilidad resulta ser más real ya que se toma en consideración la media y varianza no constante en el tiempo, como se muestra en la Gráfica 7 en la que se pueden identificar con mayor precisión los impactos del tipo de cambio.

Tabla 5. Resultados del modelo GARCH

Variable	Coefficiente	Error estándar	Z-estadístico	Prob.
Constante	-6.44E-06	7.60E-05	-0.084688	0.0093
Ecuación de la varianza				
Constante	4.35E-07	7.74E-08	5.622769	0.0000
Residuo(-1)^2	0.084606	0.005316	15.91580	0.0000
GARCH(-1)	0.907229	0.006208	146.1472	0.0000

Fuente: elaboración propia con valores estimados en Eviews 9.

Gráfica 7. Volatilidad del tipo de cambio con un proceso GARCH



Fuente: elaboración propia con valores estimados en Eviews 9.

Conclusiones

Los resultados de la correlación que arrojan los modelos de heterocedasticidad condicional de primer orden y de heterocedasticidad condicional generalizada, representan adecuadamente los impactos de la volatilidad del tipo de cambio, y confirman los efectos de la tasa de depreciación del peso mexicano.

Se corrobora la hipótesis de que el tipo de cambio presenta un comportamiento creciente e independiente de los factores externos, como es la tasa de interés y la inflación, y su tasa creciente deriva de una diversificación en la producción de Estados Unidos a nivel mundial.

Para el caso de México, la crisis económica de mediados de los años noventa y las reformas estructurales implementadas en ese periodo parecen tener repercusión en el comportamiento de la tasa de depreciación del peso frente al dólar desde el inicio del siglo XXI. Lo que demuestra el poco alcance que han tenido las reformas fiscal y energética implementadas al inicio del presente sexenio sobre el crecimiento y la estabilidad macroeconómica del país.

Por otro lado, la volatilidad cambiaria confirma el fortalecimiento de la economía de Estados Unidos y un cambio estructural a nivel internacional, que deja ver en el largo plazo la transición hacia un nuevo paradigma económico.

La evidencia presentada en este trabajo sugiere que las acciones del Banco Central han sido poco eficaces para mantener la estabilidad cambiaria; y sus constantes informes mantienen una falsa percepción generalizada de que la moneda nacional está sobrevaluada en función de las exageradas expectativas de crecimiento. De mantenerse firme tal percepción, se acumularán presiones para dar paso a una depreciación como factor correctivo al desajuste cambiario y las consecuencias originadas tendrían repercusiones severas sobre el mercado interno, el empleo y la pérdida de oportunidades de desarrollo.

Referencias bibliográficas

- Baillie, R.T. y Bollerslev, T. (1992). "Prediction in Dynamic Models with Time-Dependent Conditional Variances". *Journal of Econometrics*, núm. 58, pp. 565-585.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". *Journal of Econometrics*, núm. 51, pp. 307-327.
- Bauwens, L. y G. Sucarrat (2008). "General to specific modelling of exchange rate volatility: a forecast evaluation". *Economic Series*, núm. 10, pp. 08-18.
- Casas Monsegny, Marta y Cepeda Cuervo, Edilberto (2008). "Modelos ARCH, GARCH Y EGARCH: aplicaciones a series financieras". *Cuadernos de Economía*, núm. 48, pp. 287-319.
- Capistrán, Carlos; Constandse, Christian y Ramos-Francia, Manuel (2009). "Uso de Modelos Estacionales para pronosticar la inflación de corto plazo en México". *Documentos de Investigación*, Banco de México, núm. 2009-05, pp. 1-31.
- De Arce Borda, Rafael (1998). *Introducción a los modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional ARCH* [en línea], Madrid, España. Recuperado el 8 de noviembre de 2016, de <http://www.uam.es/otroscentros/klein/doctras/doctra9806.pdf>.
- Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heterocedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation". *Econométrica* núm. 50, pp. 987-1008.
- Engle, R y Bollerslev, T. (1986). "Modelling the Persistence of Conditional Variance". *Econometric Reviews*, núm. 5, pp. 1-50 y 80-87.
- Granger, C.W.J (1966). "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable". *Econometrica*, núm. 34, pp. 150-161.
- Hansen Peter R. y Lunde Asger (2005). "A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH(1,1)?". *Journal of Applied Econometrics*, núm. 20, pp. 873-889.
- Longmore, R. y W. Robinson (2004). "Modelling and forecasting exchange rate dynamics: an application of asymmetric volatility models". *Research Services Department, Bank of Jamaica, Working Paper*, núm. WP2004/03.
- Melo, L y Becerra, O (2006). *Medidas de riesgo, características y técnicas de medición. Una aplicación del Var y el ES a la tasa interbancaria de Colombia*, (343) Bogotá, Banco de la República.
- Mohnot, R. (2011). "Forecasting Forex Volatility in Turbulent Times". *Global Journal of Business Research*, vol. 5, núm. 1, pp. 27-38.

- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (2015). Estudios económicos de la OCDE México. Recuperado de: <http://www.oecd.org/economy/surveys/Mexico-Overview-2015%20Spanish.pdf>.
- Olowe, R.A. (2009). "Modelling naira/dollar exchange rate volatility: application of GARCH and asymmetric models". *International Review of Business Research Papers*, vol. 5, núm. 3, pp. 377-398.
- Parody Camargo, E., Charris Fontanilla, A y García Luna, R. (2012). "Modelación de la Volatilidad y pronóstico del índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC)", *Clio America*, núm. 12, pp. 223-239.
- Poon, Ser-Huang y Granger, Clive W.J. (2003). "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", *Journal of Economic Literature*, vol. 41, núm. 2, pp. 478-539.
- Sandoval, J. (2006). "¿Do asymmetric GARCH models fit better exchange rate volatilities on emerging markets?" *Odeon*, núm. 3, pp. 97-118.
- Taylor, S.J. (2008). *Modelling Financial Time Series*. (2a. Ed.), U.K, London: World Scientific Publishing.
- Tsay, R.S.(2010). *Analysis of financial time series*. (2a. Ed.), EEUU: Massachusetts, Wiley.
- Villalba F. y Flores M. (2014). "Análisis de la volatilidad del índice principal del mercado bursátil mexicano, del índice de riesgo país y de la mezcla mexicana de exportación mediante un modelo GARCH trivariado asimétrico". *Revista de Estudios Cuantitativos para la economía y la empresa*, núm. 17, pp. 3-22.

Inclusión financiera y ahorro en México: un análisis logístico binario y de redes neuronales artificiales

Financial inclusion and savings in Mexico: a binary logistic and artificial neural networks analysis

Héctor Díaz*

Miriam Sosa**

Edgar Ortiz***

(Fecha de recepción: 18 de octubre de 2017. Fecha de aceptación: 25 de enero de 2018)

RESUMEN

El tema de la inclusión financiera como condición necesaria del desarrollo económico, ha sido tratada ampliamente en los últimos años. Estudios relacionados, resaltan diferentes mecanismos a través de los cuales el uso más extenso de productos financieros pueden acelerar el crecimiento económico mediante la canalización y expansión del ahorro y, posteriormente al generar inversiones, incrementar las posibilidades de elección de consumo intertemporal a lo largo del ciclo de vida de la población y poder acceder así a recursos para educación, salud, vivienda, etcétera, además de brindar la posibilidad de mitigar riesgos.

En el presente estudio se analiza con microdatos de la encuesta de Inclusión Financiera Global (Global Findex) del Banco Mundial, el impacto que, sobre la formación del ahorro, tiene un mayor acceso a servicios financieros en México, mediante las téc-

* Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México
diazrhe@economia.unam.mx

** Departamento de Administración, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, Ciudad de México, México
msosac87@hotmail.com

*** Facultad de Ciencias Políticas y Sociales, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México
edgaro@unam.mx

nicas de análisis Logístico Binario y de Redes Neuronales Artificiales. Los resultados muestran que, contrario a la visión general, la mayor penetración de servicios financieros ha fungido como inhibidora del ahorro, principalmente, por el alto diferencial entre las tasas de interés activas y pasivas; la orientación bancaria a otorgar crédito para el consumo y poco para la inversión real, y adicionalmente, debido a factores de carácter socioeconómico, como el nivel de ingreso y educación.

Clasificación JEL G20, C45, G38

Palabras clave: inclusión financiera, ahorro, México

ABSTRACT

The issue of financial inclusion as a necessary condition for economic development has been dealt extensively in recent years. Related studies focus on different mechanisms through which a wider use of financial products can accelerate economic growth by channeling and expanding savings and, subsequently, by generating investments, increase the possibilities of choosing intertemporal consumption throughout the life cycle of the population such that individuals can access educational resources, health, housing, etc., as well as providing the possibility of mitigating risks.

Employing microdata from the Global Financial Inclusion Survey of the World Bank, this study analyzes the impact that greater access to financial services has on savings formation in Mexico. The methodology includes Binary Logistic analysis and Artificial Neural Networks. The results show that, contrary to the general view, the greater penetration of financial services has served as an inhibitor of savings, mainly due to the high differential between the active and passive interest rates, as well as to a biased bank orientation to grant credits for consumption rather than for real investments, and additionally to some socioeconomic factors like income levels and education.

JEL classification: G20, C45, G38

Keywords: *Financial inclusion, savings, Mexico*

Introducción

El impacto de la inclusión financiera ha sido recientemente un tema importante de investigación tanto por parte de académicos como de organismos internacionales y gobiernos locales; el interés en valorarlo se explica, entre otras cosas por la mayor importancia del sector financiero, por la creciente utilización de los servicios bancarios y por la importancia que los gobiernos han dado al sector como factor necesario del crecimiento económico. En los países en vías de desarrollo su estudio se ha abordado como una variable necesaria para incrementar el ahorro interno y así canalizar igualmen-

te más recursos hacia la inversión. Esta interpretación se basa en la idea de que, el sacrificio del consumo presente en forma de ahorro, permite trasladar e incrementar el consumo futuro porque se recibe una tasa de interés que premia ese ahorro, en virtud de que, las tasas de interés activas y pasivas son similares (Sharpe, 1964; Vasicek, 1977; Guerrieri y Lorenzoni, 2017). Otros factores importantes para el desarrollo que permiten la profundización bancaria, es que se mitigan riesgos, y se da la posibilidad a la población de acceder mediante el crédito, a bienes necesarios para incrementar su capital, tanto físico como humano.

En este sentido, la hipótesis que se desprende de la presente investigación es que, no necesariamente, la mayor inclusión financiera impacta de manera positiva en la formación de ahorro. Con base en lo anterior, la contribución de la presente investigación es en dos direcciones; por un lado, se realiza un análisis crítico, en el que se prueba que la inclusión financiera ha tenido efectos adversos en los niveles de ahorro, contrario a lo que la visión dominante sugiere y, por el otro, para lograr dicho objetivo se emplean dos metodologías complementarias, las cuales no han sido utilizadas previamente para el estudio del fenómeno en México.

Recientemente, el Banco Mundial ha incorporado el tema en su agenda mediante la generación de datos, y en 2014, en su versión más actualizada, publicó el estudio de Inclusión Financiera Global (Global Findex), con información de 140 países. Con la intención de comprobar la hipótesis planteada, el presente estudio se divide en seis apartados adicionales al presente. En el primer apartado se realiza una revisión de los estudios recientes que analizan el papel de la inclusión financiera sobre el crecimiento económico; en el segundo apartado se describen las características de la encuesta de (Global Findex) para el caso particular de México y se realiza un análisis crítico del estado de inclusión financiera en México; en el tercer apartado se describen formalmente las metodologías de análisis logístico binario y redes neuronales artificiales; la cuarta sección presenta los resultados y en el último apartado se ofrecen las conclusiones y recomendaciones derivadas del análisis.

1. Estudios relacionados

El análisis del impacto económico de la inclusión financiera a nivel global ha sido ampliamente estudiado durante décadas; sin embargo, su importancia ha crecido significativamente en años recientes, en buena medida, impulsado por la generación de información de organismos de cooperación económica

internacional¹ y, posteriormente, por organismos públicos y privados al interior de los países, como ocurre en el caso de México.²

La mayor información disponible, ha permitido el desarrollo de estudios que analizan el tema tanto desde el punto de vista de la oferta, como de la demanda, incluyendo un amplio número de variables que, con diferencias de grado, otorgan a la inclusión financiera un papel fundamental en el desarrollo económico de las naciones y/o regiones. La mayoría de los estudios desarrollados, si bien con diferencias de enfoque y metodológicas, tienden a identificar los siguientes mecanismos como canales de transmisión a través de los cuales, una mayor inclusión financiera impacta de manera positiva el crecimiento económico y el bienestar de las poblaciones, tanto a nivel macro, como microeconómico de la siguiente manera:

1. Mejorando la eficiencia en la asignación de recursos e incrementando la inversión y, por lo tanto, el crecimiento económico (Armendariz y Morduch 2005; Rajan y Zingales 1998; Claessens, 2005; Demirg, y Levine, 2008; Clarke, Xu, y Zou, 2003; Honohan, 2004; Dehejia y Lleras-Muney, 2007; Levine, 2005).
2. Suavizando los ciclos económicos y mejorando el entorno macroeconómico (Dabla-Norris y Srivisal, 2013; Kose *et al.*, 2003).
3. A nivel micro, el incremento en el acceso al crédito en condiciones más favorables que en los mercados de crédito informal (Campero y Kaisser 2013; Karlan y Zinman 2013; Straub 2003), y con ello, acceder a la posibilidad de incrementar el capital, tanto en términos de activos físicos como de capital humano (educación y salud).

El Banco Mundial se ha preocupado por desarrollar estudios que midan el impacto de una mayor inclusión financiera sobre el crecimiento económico, preocupación que se ha visto plasmada en una cantidad importante de investigaciones, (Claessens, 2005; Demirg y Levine, 2008; Clarke, Xu, y Zou, 2003; Honohan, 2004; Dehejia y Lleras-Muney, 2007; Levine, 2005) en donde se destaca el impacto positivo que una mayor penetración bancaria, en

¹ Por mencionar sólo algunos ejemplos, la encuesta Financial Access Survey, desarrollada por el Fondo Monetario Internacional, o la encuesta de Inclusión Financiera Global del Banco Mundial.

² Tal es el caso de México con la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera, desarrollada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), La Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV) y la Alianza para la Inclusión Financiera (AFI, por sus siglas en inglés).

términos tanto del número de usuarios, como de servicios, tienen sobre el crecimiento económico y el bienestar.

Claessens (2005), usando una muestra de 46 países, muestra evidencia de una fuerte correlación estadística y causal entre la profundización del sistema financiero (oferta de crédito privado, mercado de capitales, capitalización bancaria, etcétera) y el crecimiento económico en países de desarrollo alto, medio y bajo; sin embargo, y de manera destacada para este último grupo, uno de los mayores obstáculos es que la mayor inclusión financiera no es uno de los objetivos de política pública, por lo que los potenciales beneficios se ven limitados por la restricción en el acceso, que se encuentra muy lejos de ser universal.

Demirgüç y Levine (2008), analizan el vínculo entre el desarrollo del sector financiero y el desarrollo económico, concluyendo que los países que poseen un sector financiero más desarrollado, tienden a crecer más rápido; el canal de transmisión es la liquidez disponible en los mercados de capitales, hecho que coadyuva a relajar las restricciones de recursos para la expansión de la industria.

Levine (2005), analiza a través de una revisión histórica de los estudios relacionados el papel del vínculo entre el desarrollo del sector financiero y el desarrollo económico, concluyendo, que poseen un sector financiero más desarrollado; tienden a crecer más rápido, el canal de transmisión es la liquidez disponible en los mercados de capitales, hecho que coadyuva a relajar las restricciones de recursos para la expansión de la industria.

Por su parte, Dabla-Norris y Srivisval (2013), analizan el impacto de la profundización financiera sobre la volatilidad macroeconómica mediante el uso de un panel dinámico para 110 economías; concluyen que la profundización financiera juega un papel importante para amortiguar la volatilidad de la producción, el consumo y el crecimiento de la inversión, ya que los sistemas financieros más profundos sirven como amortiguadores, mitigando los efectos negativos de los *shocks* externos en la volatilidad macroeconómica. La conclusión evidente, es que los países no desarrollados se verían beneficiados de una mayor inclusión financiera.

En esa dirección, otros análisis muestran que, además de lo mencionado en párrafos anteriores, una mayor inclusión financiera puede incluso mejorar parámetros de distribución del ingreso al interior de las economías, como es el caso de los estudios de Chibba (2009) Beck, Demirgüç y Levine (2007), que muestran que, parámetros de distribución del ingreso, mejoran con una mayor penetración bancaria.

Estudios recientes para el caso de México comprenden Campero y Kaiser (2013), Karlan y Zinman (2013), Zulaica Piñeyro (2013), Salazar Cantú, Rodríguez Guajardo y Jaramillo Garza (2017), Peña, Hoyo y Tuesta, (2014), Pérez Akaki y Fonseca Soto (2007), y De la Cruz (2017). En un análisis más vinculado a aspectos microeconómicos, Campero y Kaiser (2013), analizan para el caso específico de México, las diferencias entre el uso de crédito formal e informal, y encuentran que las condiciones de acceso en la banca comercial, son mucho mejores que en los mercados informales de crédito. Karlan y Zinman (2013), concluyen que las personas de más bajos ingresos también ahorran, pero lo hacen en instituciones informales, generando así procesos de sub-ahorro; dicho proceso propicia un consumo muy variable, una baja resiliencia ante choques externos, y pérdida de ganancias financieras provenientes del ahorro.

Por su parte, Zulaica Piñeyro (2013) presenta un índice multidimensional de inclusión financiera municipal. Su evidencia indica que 36% de los municipios tienen inclusión alta, 35% media, y 29% baja. Profundizando sus análisis, el autor concluye que la población con ingreso y nivel educativo mayor es aquella que se beneficia de los servicios financieros, en tanto que, millones de personas permanecen excluidas del sistema financiero. Salazar Cantú, Rodríguez Guajardo y Jaramillo Garza (2017) también abordan inclusión financiera en los municipios nacionales pero desde un punto de vista social; su evidencia indica que la política encaminada a fomentar la inclusión financiera tiene una alta probabilidad de propiciar una mayor cohesión social a corto plazo por varios años y así favorecer un mayor bienestar en México. Un resultado contradictorio al anterior reportan Pérez Akaki y Fonseca Soto (2017), en un estudio de inclusión financiera y su relación con la pobreza en los municipios mexicanos; sus resultados indican la presencia de una importante y positiva relación causal entre inclusión financiera y la pobreza, relación que es más robusta al incorporar las vecindades espaciales. En un estudio similar Peña, Hoyo y Tuesta (2014) exploran los determinantes de la inclusión financiera a partir de encuestas locales; encuentran diferencias de carácter socioeconómico como determinantes importantes de dicha inclusión, principalmente sexo, nivel educativo y tamaño de la población. Finalmente, De la Cruz Frías (2017), a partir de la implementación de modelos logit y probit, concluye que en cuanto al acceso y uso del crédito formal México sigue rezagado con respecto al promedio mundial; sin embargo, en tres años su *ranking* mejoró del lugar 74 al 63, lo que no obstante podría conllevar a un crecimiento más que proporcional del crédito en relación al aho-

rro. Su evidencia también indica que en México continúa existiendo una alta dependencia en el crédito informal. Finalmente, su estudio también señala que a mayor edad y mayor educación se incrementan en dichos estratos las probabilidades de acceder y permanecer endeudados. Otros estudios que emplea el método de regresión logística para analizar el tema de inclusión financiera son: Hariharan y Mark Tanner (2012), Bhanot, Bapat y Bera (2012) y Friedline (2012).

Respecto a las variables propuestas en el presente estudio: sexo, edad, educación, ingreso, subsidios, remesas y la existencia de un préstamo; la elección de las mismas subyace en la extensamente probada importancia de dichas variables en las condiciones económico-financieras de los agentes. Se parte de la hipótesis de que el género es relevante, para explicar la formación de ahorro, en virtud de las disparidades de ingreso, acceso a servicios financieros y otras variables que impactan el ahorro. En el caso de edad, la hipótesis del ingreso permanente, ligada al ciclo vital, sugiere que a mayor edad (edad productiva) los ingresos tienden a ser mayores por la acumulación de conocimiento y experiencia adquirida. La teoría del crecimiento endógeno, particularmente la relacionada con la formación de capital humano, señala que existe una relación importante entre el nivel de ingreso y educación. Las remesas y los subsidios constituyen elementos adicionales de los ingresos obtenidos por trabajo u otras fuentes, por lo que, se espera que con fuentes adicionales de ingresos la propensión de ahorro sea mayor. Finalmente, la existencia previa de un préstamo, representa una disminución del ingreso disponible y por ende de la posibilidad de ahorrar de los individuos. Como es posible apreciar, a pesar de los distintos enfoques, latitudes, fuentes de información y niveles de agregación de los análisis, las conclusiones de los estudios revisados, tienden a converger hacia la importancia de la inclusión financiera como factor determinante del crecimiento económico y bienestar de la población.

Las características particulares del desarrollo bancario en México configuran actualmente un escenario del sector financiero que encamina a que las conclusiones de los estudios internacionales aquí revisados sean no sólo distintos, sino en algunos casos diametralmente opuestos a lo que ocurre en México. En el siguiente apartado se analizan algunas de estas características a la luz de los datos de la encuesta de Inclusión Financiera Global del Banco Mundial en su versión 2014.

2. Análisis de los datos

Una primera aproximación al fenómeno de la inclusión financiera en México puede establecerse a partir del análisis estadístico de las variables contenidas en la encuesta FINDEX, cuyas características son las siguientes:

Características de la encuesta

La Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX) en su versión 2014, se desarrolló abarcando a casi 150,000 personas en más de 140 economías; la población habitante de esas economías, representa más del 97% de la población mundial. Con una población objetivo de personas de 15 años o más, la encuesta se realizó mediante entrevistas cara a cara y dispone de muestras representativas a nivel de país, todas ellas seleccionadas al azar.³

Para el caso específico de México, la encuesta de Inclusión Financiera Global fue levantada por el Banco Mundial en el 2014 y fueron realizadas 1,012 encuesta individuales, cuyo número fue ponderado para asegurar representatividad a nivel nacional, por lo que, se puede asegurar que los datos son representativos a nivel de país.

Descripción de los datos

Una hipótesis que no es desarrollada en el presente trabajo y que constituye materia de futuras investigaciones se refiere al hecho de que, ante la caída del salario real que prevalece en México desde hace 30 años, pero que se ha profundizado a partir de 1994, una parte del consumo se ha mantenido gracias a la expansión del crédito bancario para el consumo. En esta dirección la encuesta FINDEX revela que el 54% de la población entrevistada, tiene algún tipo de crédito (lo que representa un pasivo por el que habrá que pagar una tasa de interés).

Los usos que las familias dan a los préstamos que solicitan, se describen en el Cuadro 1. Dentro de este grupo, se observa que las personas en México piden crédito principalmente para atender eventualidades, ya que no cuentan con ahorros suficientes para atender imprevistos; el 40% solicitó cré-

³ Cuando la información de la población está disponible, la selección de la muestra se basó en probabilidades proporcionales al tamaño de la población; de lo contrario, se utilizó un muestreo aleatorio simple.

Cuadro 1. Porcentaje de la población en México con préstamos, 2014

Préstamos	Número	Porcentaje
No tiene préstamo	465	46%
Tiene préstamo	547	54%
Total	1012	100%

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

dito ya sea para atender alguna eventualidad médica, o bien, para atender algún otro tipo de emergencia familiar. Lo anterior también es un indicador de la precariedad del sistema público de salud en México que resulta insuficiente para atender eventualidades de salud de la población; cuando ocurre alguna emergencia médica, un porcentaje alto de familias tiene que endeudarse (véase Cuadro 2).

Cuadro 2. Distribución de los préstamos recibidos por la población en México, 2014

Préstamos	Distribución porcentual
Pidió préstamo banco, casa, departamento, terreno	6.65%
Pidió préstamo bancario	8.59%
Pidió préstamo tienda departamental	11.95%
Pidió préstamo para atender asuntos familiares	178.97%
Pidió préstamo privado	8.44%
Pidió préstamo para educación	15.76%
Pidió préstamo médico	21.14%
Pidió préstamo para negocio	8.51%

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

Otro hecho que llama la atención es que sólo el 22% de las familias en México, solicitan algún tipo de préstamo para incrementar el capital del hogar, ya sea en términos del acervo de capital de las familias (para comprar casa) o bien, para acrecentar el capital humano (educación), mientras que el 12% de la población tiene alguna deuda contraída en alguna tienda departamental.

Por otra parte, en lo que a la capacidad para ahorrar se refiere, el Cuadro 3 muestra que el 52% de la población tiene la capacidad para generar algún tipo de ahorro.

Como se observa en el Cuadro 4, dentro del porcentaje de la población que tiene capacidad de ahorro, el principal uso de aquellos es la educación

Cuadro 3. Porcentaje de la población que ahorra en México, 2014

Ahorros	Número	Porcentaje
No tiene ahorro	481	48%
Tiene ahorro	531	52%
Total	1012	100%

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

Cuadro 4. Usos del ahorro en México, 2014

Ahorros	Distribución porcentual
Ahorro para negocio	14.6%
Ahorro para vejez	23.1%
Ahorro para educación	28.2%
Ahorro en bancos	16.3%
Ahorro en instituciones informales	17.9%

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

(28%), lo que refleja la preocupación de las familias por incrementar su capital humano, seguido del rubro de ahorro para la vejez (23%), que a partir del cambio de régimen de pensiones de finales de los años noventa en México se constituyó como un tipo de ahorro forzado, en donde un porcentaje del salario es descontado para fines de ahorro para el retiro.

Un hecho que llama la atención, referente al Cuadro 4, es la competencia por la captación de ahorros de las instituciones formales e informales; el 18% del ahorro generado, se canaliza hacia instituciones informales, mientras que un porcentaje menor, es captado por los bancos comerciales (16.3%), situación que pudiera reflejar una percepción negativa de la población hacia el sistema bancario

Otro de los rubros de interés de análisis es la capacidad de resiliencia financiera de la población en México; un indicador indirecto de esta variable es si la población tiene la posibilidad de obtener recursos que le permitan enfrentar alguna situación adversa o eventual. Los datos del Cuadro 5 indican que, para poco menos de la mitad de la población, esa posibilidad de obtención de fondos para enfrentar situaciones que requieran recursos adicionales es nula o muy baja; para el 40% de la población, es algo posible, pero no seguro, mientras que tan solo el 13% tiene como cierta, la posibilidad de obtener recursos para enfrentar situaciones de emergencia. Lo anterior representa un indicador de la insuficiencia de las fuentes de ingreso para las familias en México.

Cuadro 5. Posibilidad para crear fondos de emergencia de la población en México

Posibilidad para crear fondo emergencia	Número	Porcentaje
Muy posible	135	13%
Algo posible	405	40%
No muy posible	216	21%
Nada posible	256	25%
Total	1012	100%

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

Al subconjunto de la población que respondió que, con diferencias de grado, tenía la posibilidad de obtener recursos para algún tipo de emergencia, se le preguntó sobre las fuentes de su obtención. Los resultados muestran el predominio de las fuentes informales de ingreso adicional (Cuadro 6); para el 43% de la población esa fuente de ingreso corresponde a préstamos familiares o de amigos, mientras que otro 10% recurriría a un prestamista informal, a empeñar algún bien o a otro tipo de fuentes. El 27% de la población, puede recurrir a ahorros generados con anterioridad y el 15% a préstamos provenientes directamente vinculados con su fuente de trabajo (ya sea con cajas de ahorro de la empresa o préstamos del empleador). Tan sólo el 5% de la población, pediría un préstamo bancario o utilizaría la tarjeta de crédito. El hecho de que los bancos sean casi la última instancia en la que las familias se apoyarían para enfrentar alguna eventualidad, pudiera reflejar que no se percibe a los bancos como entidades cercanas a sus necesidades, o bien, que las tasas de interés cobradas son tan altas, que se prefiere recurrir a cualquier otra fuente antes que a los bancos. Al respecto (véase el Cuadro 6).

Para comenzar a aproximar la relación de los anteriores datos con el grado de inclusión financiera, conviene definir qué se entiende por ella. El Banco

Cuadro 6. Distribución de las fuentes de ahorro de la población en México

Posibilidad para crear fondo de emergencia	Número de respuesta	Porcentaje
Ahorros	203	27%
Familia, parientes o amigos	322	43%
Dinero del trabajo o algún préstamo del empleador	115	15%
Tarjeta de crédito o préstamo bancario	40	5%
Usurero o casa de empeño	34	4%
Otra fuente	42	6%
Total general	756	100%

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

Mundial define la inclusión financiera como “el acceso que tienen las personas y las empresas a una variedad de productos y servicios financieros útiles y asequibles que satisfacen sus necesidades, como pagos y transferencias, ahorro, seguros y crédito” Banco Mundial (2014: 1).

La Comisión Nacional Bancaria y de Valores CNBV (2012: 2) define la inclusión financiera como “el acceso y uso de servicios financieros bajo una regulación apropiada que garantice esquemas de protección al consumidor y promueva la educación financiera para mejorar las capacidades financieras de todos los segmentos de la población”.

Por su parte, Alper *et al.* (2009), definen la variable como “el acceso universal y continuo de la población a servicios financieros diversificados, adecuados y formales, así como a la posibilidad de su uso conforme a las necesidades de los usuarios para contribuir a su desarrollo y bienestar. El Centro para la Inclusión Financiera en Acción Internacional, CIFAI (2009: 4) la refiere como “una condición en la cual todas las personas en edad laboral tienen acceso a un conjunto completo de servicios financieros de calidad que incluyen servicios de pago, ahorros, créditos y seguros”.

El elemento común a todas las definiciones anteriores es el hecho de que definen inclusión financiera resaltando la cantidad de servicios a los que se tiene acceso; así, si bien la calidad de los mismos y otros criterios pueden ser utilizados, el elemento base de ese conjunto de definiciones es el número de servicios a los que accede la población. Por lo anterior, es posible construir un índice básico de inclusión financiera, que contemple el número de servicios bancarios y financieros a los que se accede por cada individuo.⁴

3. Metodología

Las metodologías de análisis utilizadas en el presente estudio son el análisis econométrico Logístico Binario, y Redes Neuronales Artificiales.⁵

⁴ Considerar el índice en función de la suma de servicios es una definición básica, ya que, en ocasiones, más que tener o no tener, importa cuánto se tiene, así como las características de calidad de los servicios; sin embargo, los datos de la encuesta utilizada no permiten la utilización de mayores elementos de profundidad o calidad en el uso de este tipo de servicios.

⁵ Por sus características, las metodologías de regresión logística y redes neuronales artificiales han sido extensamente utilizadas como aproximaciones complementarias, Dreiseitl y Ohno-Machado (2002) realizan un estudio minucioso sobre las diferencias y similitudes de ambos modelos desde un punto de vista técnico, obteniendo las principales ventajas en términos de calidad de los resultados de ambos modelos, para mayor información consultar <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1532046403000340>

Las diferencias entre ambas metodologías coadyuvan a obtener resultados complementarios, En el caso de las RNA, la utilidad metodológica radica, entre otras cosas, en análisis tangenciales a partir de las salidas de la red y las ponderaciones sinápticas obtenidas; tal es el caso del análisis de la importancia de las variables⁶ (Montaño *et al.*, 2002).

Regresión Logística Binaria

El análisis de regresión logística se considera particularmente útil cuando se dispone de una respuesta de tipo binario (en nuestro caso, ahorra o no ahorra), y su alcance permite medir la intensidad necesaria o grado de impulso de un conjunto de estímulos, necesarios para que produzcan cualquiera de las dos respuestas.

El análisis de regresión logística, y de manera específica, el tipo de regresión logística binaria, examina la relación entre una variable de respuesta binaria y una variable de intensidad que puede ser continua.

Formalmente, la regresión se usa para correlacionar la probabilidad de una variable cualitativa binaria con un conjunto de variables que pueden asumir forma ya sea binaria o escalar. La intención es que la regresión logística acerque la probabilidad de obtener la ocurrencia o no ocurrencia, con el valor de las variables explicativas x_n . Así, la probabilidad del suceso se aproxima con una función logística del tipo (Gujarati, 2004):

$$\pi(X) = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_1 X)}}{e^{(\beta_0 + \beta_1 X)} + 1} = \frac{1}{e^{-(\beta_0 + \beta_1 X)} + 1} \quad (1)$$

⁶ Existe la idea de que las RNA son una especie de “caja negra”, en donde no es posible establecer la importancia de las variables que son analizadas; sin embargo, esta percepción no es del todo cierta. Desde principios de los años noventa, han surgido variados intentos por desarrollar metodologías que posibiliten interpretar lo aprendido mediante el entrenamiento de la red, si bien, aún son escasas las investigaciones orientadas a validar tales procedimientos. Estos esfuerzos han tenido por objeto determinar que variables de entrada tienen un mayor peso o importancia sobre la salida de la red. En esta dirección, existen dos tipos de metodologías generales que permiten conocer lo que ha aprendido una red de PM con una capa oculta a partir del valor de los pesos y los valores de activación de las neuronas, esto es, lo que se pretende es conocer el efecto o importancia de cada variable de entrada sobre la salida de la red.

En el caso de una regresión logit de probabilidad, se asume la función:

$$g(x) = \ln \frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} = \beta_0 + \beta_1 X_1 \quad (2)$$

En la regresión logística binaria la estimación de los parámetros se realiza mediante el método de máxima verosimilitud, lo que garantiza que los coeficientes que estima el modelo sean “verosímiles” (Visauta, 1998); así la función logística⁷ para el cálculo de la probabilidad de que un individuo ahorre o no ahorre, queda establecida de la siguiente manera:

$$p = \frac{1}{1+e^{-y}} = \frac{1}{1+e^{-(\beta_0 + X_1\beta_1 + \dots + X_k\beta_k)}} \quad (3)$$

Donde “Y” es la función lineal del modelo de regresión logística y “e” es la base de los logaritmos neperianos.

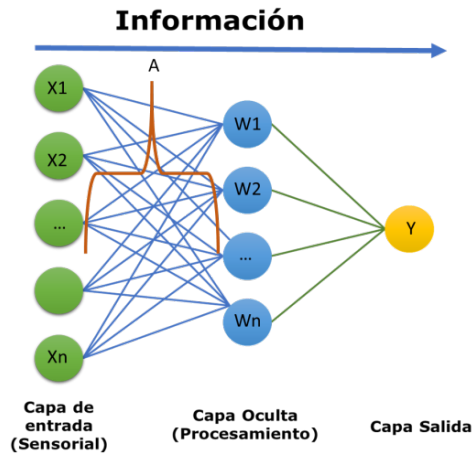
Red Neuronal Artificial

Una Red Neuronal Artificial (RNA) es un procesador distribuido en paralelo de forma masiva con una propensión natural a almacenar conocimiento experimental y convertirlo en disponible para su uso (Haykin, 1999). El modelo general de RNA se define a partir de conexiones entre variables de entrada (que en la terminología de RNA, se conoce como capa de entrada) y variables de salida (capa de salida); cada una está caracterizada por una variable de ponderación (o peso sináptico) que expresa la importancia relativa de la variable. Para realizar los cálculos, las neuronas de salida coleccionan los valores de la capa de entrada para cada observación, y los multiplican por el peso sináptico, que varía en cada conexión.

$$Y_t = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_i X_i \quad (4)$$

⁷ En la familia de modelo de regresión logística, dentro de la cual se incluye el modelo de regresión logística binaria, los residuales pertenecen a una función de distribución acumulada logística estándar.

Figura 1. Estructura de una Red Neuronal Artificial



Fuente: Elaboración propia con base en el diagrama de Mackey (2003).

La capa de salida procesa los valores utilizando un tipo particular de función de activación, que puede adoptar las siguientes formas en función del tipo de capa del que se trate; para el caso de las variables de la capa de salida, las funciones de activación pueden ser:

$$\text{Identidad} \quad | \quad \gamma(c) = c \dots \quad (5)$$

$$\text{Softmax} \quad (c_k) = \exp(C_k) / (\sum_j \exp(C_j)) \dots \quad (6)$$

Mientras que, para el caso de las variables de las capas ocultas, las funciones de activación pueden ser:

$$\text{Tangente hiperbólica} \quad \gamma(c) = \tanh(c) = \frac{e^c - e^{-c}}{e^c + e^{-c}} \dots \quad (7)$$

$$\text{Sigmoide} \quad \gamma(c) = \frac{1}{(1 + e^{-c})} \dots \quad (8)$$

En los cálculos realizados, la red tratará de aproximar el valor la capa de salida, dados los valores de la capa de entrada. Si el modelo estima valores no cercanos entre ambas, se debe a que la relación entre estas variables depende de la magnitud y la dirección de las entradas (es decir, no es un modelo lineal), por lo que debe estimarse un modelo no lineal. Ello se realiza mediante la introducción de una función umbral, que permite que una suma ponderada lo suficientemente grande de las entradas pueda activar cambios en la función (MacKay 2003; Pitarque, Roy y Ruíz, 1998).

El modelo específico de RNA que se utiliza en este estudio, es un Perceptrón Multicapa, con una capa oculta y con alimentación hacia adelante (Feedforward network), un tipo de red que reacciona a los cambios en su entorno, para mantener algún estado concreto del sistema.

En este tipo de red, el entrenamiento se realiza con un subconjunto de datos $D = \{X^{(n)}, t^{(n)}\}$, , mediante el ajuste de W de la función: $f_i(X_i, \dots, X_n, W_{i1}, \dots, W_{in} \theta_i)$ minimizando el error de la función, mediante el método del descenso del gradiente:

$$E_D(w) = \frac{1}{2} \sum_n \sum_i ((t_i^{(n)} - y_i(x^{(n)}; w))^2 \dots \quad (9)$$

La minimización se basa en evaluar continuamente el gradiente de E_D mediante la regla de la cadena para encontrar las derivadas, estableciendo los pesos sinápticos y umbrales iniciales (Bishop, 1995); posteriormente, se ejecuta una de las bases para obtener una respuesta de la red frente al patrón r -ésimo. Esos errores son interpretados como señales de error asociados a ese proceso y se calculan mediante:

$$\left(\sum_{k=1}^S \left(\sum_{j=1}^0 W'_{kj} Y_j^r - \theta_k \right) W_{kj} \right) \frac{\partial f(\sum_{i=1}^n W_{ji} X_j^r - \theta_j)}{\partial (\sum_{i=1}^n W_{ji} X_j^r - \theta_j)} \dots \quad (10)$$

Concluido el proceso anterior, se calcula el incremento total para todos y cada uno de los patrones, de los umbrales y de los pesos $\Delta W'_{kj}$ y $\Delta W'_{ji}$, se actualizan los pesos y los umbrales y se vuelve a calcular el error total en $t+1$. Si ese error no es el mínimo absoluto encontrado, se interpreta como error del proceso, y se reinicia el proceso, hasta encontrar el mínimo absoluto.

Es importante señalar que, aunque las formas funcionales para la regresión logística y los modelos de RNA son bastante diferentes, una red sin capa oculta es en realidad idéntica a un modelo de regresión logística si se utiliza la función de activación logística (sigmoïdal). En este sentido, la aplicación de ambos modelos permite contrastar y complementar los resultados (Dreisetl y Ohno-Machado, 2002).

4. Resultados

Habiendo aplicado las metodologías descritas en la sección anterior, se obtuvieron los siguientes resultados.

Regresión Logística Binaria

El análisis de regresión logística binaria realizado, busca determinar si el conjunto de variables utilizadas (sexo, edad, educación, ingreso, subsidios, remesas y la existencia de un préstamo), determinan si la población ahorra o no. De esta forma, el primer paso fue estimar la relación de variable dependiente binomial (Ecuación 11).

$$\text{Ahorra } (0,1) = f(\text{sexo, edad, educación, ingreso, remesas, subsidios, préstamo})\dots \quad (11)$$

Cuadro 7. Resultados modelo Regresión Logística Binaria.
Significancia estadística

Pruebas ómnibus de coeficientes de modelo

		Chi-cuadrado	gl	sig.
Paso 1	Paso	210.195	7	.000
	Bloque	210.195	7	.000
	Modelo	210.195	7	.000

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

Los resultados muestran que no hubo casos perdidos en el procedimiento, por lo que se incluyeron 1,012 observaciones. La significancia estadística de chi-cuadrada del modelo en la prueba ómnibus, indican que el modelo estimado es estadísticamente significativo en su conjunto. En términos del ajuste del modelo en el Cuadro 8 se observa que, el coeficiente de bondad de ajuste de Nagelkerke resulta ser bajo (0.250); en la misma sintonía, el valor recomendado del coeficiente Hosmer-Lemeshow es apenas significativo a un nivel de 5%; sin embargo, para las metodologías de corte transversal, los coeficientes de bondad de ajuste tienden a ser más bajos en relación a los obtenidos a través del análisis de series de tiempo (Gujarati, 2004).

Cuadro 8. Resultados modelo Regresión Logística Binaria. Bondad de ajuste

Resumen del modelo

Paso	Logaritmo de la verosimilitud -2	R cuadrado de Cox y Snell	R cuadrado de Nagelkerke
1	1190.263 ^a	.188	.250

a. La estimación ha terminado en el número de iteración 4 porque las estimaciones de parámetro han cambiado en menos de .001

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

En cuanto a la matriz de clasificación, el modelo arroja un porcentaje de estimación correcto para el caso de las observaciones correspondientes a no existencia de ahorro de 73.4%, mientras que para el caso de los que sí ahorran, las estimaciones fueron acertadas en 65.7%, arrojando un porcentaje global de 69.4% de datos estimados correctamente., lo que indica que, en 7 de cada 10 casos, las variables seleccionadas son capaces de determinar la existencia de ahorro. Ambos resultados, se consideran adecuados en términos de lo que este tipo de modelos binarios permiten estimar (véase Cuadro 9).

Una vez determinado que, en conjunto, el modelo es significativo, el siguiente paso es analizar el comportamiento de las variables individuales, por lo que se procede a analizar de manera individual los coeficientes obtenidos para las variables explicativas. Los resultados muestran que las va-

Cuadro 9. Resultados modelo Regresión Logística Binaria, tabla de clasificación

Tabla de clasificación^a

			Pronosticado		
			Tiene Ahorro		porcentaje
Observado			0	1	correcto
Paso 1	Tiene Ahorro	0	353	128	73.4
		1	182	349	65.7
Porcentaje global					60.4

a. El valor de corte es .500

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

riables de Sexo, Edad, la existencia de Subsidios y Recepción de Remesas, no son estadísticamente significativas para explicar la existencia de ahorro en los individuos entrevistados. Por su parte, las variables de nivel educativo, ingresos y existencia de un préstamo, son estadísticamente significativas en lo individual, a un nivel de 5%, resultados afines a los reportados por Zulaica Piñeyro (2013) y Perez Akaki y Fonseca Soto (2017).⁸

Uno de los principales resultados de este análisis, que se encuentra en sintonía con el resultado de la metodología de RNA, que se muestra más adelante, es que la variable más importante, en términos del coeficiente estimado para explicar la existencia de ahorro, es si las personas están pagando un crédito y, como es de esperarse, la relación es negativa. La principal conclusión de este resultado es que contar un crédito, es el inhibidor más importante del ahorro.

El nivel educativo y el quintil de ingreso son las variables que, por el tamaño de sus coeficientes de regresión, son la segunda y tercera variable

⁸ Los autores reportan importancia de las mismas variables como determinantes del ahorro similares, aunque con modelos distintos.

Cuadro 10. Coeficientes estimados, Regresión Logística Binaria

Variable de clasificación^a

	B	Error estándar	Wald	gl	Sig.	Exp (B)	9.5% C.I. para Exp (B)	
							Inferior	Superior
Paso 1a Sexo	-.287	.140	4.207	1	.040	.750	.570	.987
Edad	.005	.005	1.386	1	.239	1.005	.996	1.015
Educación	.502	.125	16.077	1	.000	1.652	1.292	2.111
Quinti ingreso	.166	.050	10.964	1	.001	1.180	1.070	1.302
Recibió subsidio	.001	.162	.000	1	.993	1.001	.729	1.376
Recibió remesas	-.073	.169	.189	1	.664	.929	.667	1.294
Tiene préstamo	-.605	.057	113.432	1	.000	1.831	1.638	2.047
Constante	-1.718	.626	7.534	1	.006	.179		

a. Variables especificadas en el paso 1: Sexo, Edad, Educación, Quintil de ingreso, Recibio subsidios, Recibo remesas, Tiene préstamo.

Fuente: Encuesta de Inclusión Financiera Global (Global FINDEX)2014. Banco Mundial.

en orden de importancia, para explicar la existencia de ahorro de acuerdo al modelo estimado. El Cuadro 10 muestra la información específica al respecto.

Redes Neuronales Artificiales

Para el caso de la metodología de Redes Neuronales, se emplea un modelo de red de tipo Percepción Multicapa, en donde el 69.4% (702 observaciones) fueron utilizadas para entrenamiento de la Neurona, el 20.4% (206 observaciones) para la realización de pruebas y el 10.3% restante corresponden a la muestra de reserva, utilizada para validar los resultados. En el modelo, se emplea como variable dependiente a la capacidad para generar o no generar ahorro, mientras que los factores utilizados son la edad, el sexo del entrevistado, el nivel educativo, el quintil de ingreso al que

pertenece, si tienen un préstamo y si reciben remesas o alguna transferencia gubernamental.

Conforme la edad productiva de las personas tiende a disminuir (como variable proxy se introdujo la edad, a manera de covariable), se tiende a ahorrar un porcentaje mayor en relación a su ingreso para cubrir necesidades de edades más avanzadas; por su parte, a medida que se incrementa el ingreso, las personas, al haber cubierto las necesidades básicas, pueden generar ahorros; algo similar ocurre al incrementar el nivel educativo de las familias, que brinda la posibilidad de acceder a trabajos con salarios mayores. Por lo anterior, se espera el nivel tanto la edad, como el nivel educativo y el ingreso, impacten de manera positiva la capacidad de ahorro. De manera análoga, la recepción de remesas y de subsidios o transferencias gubernamentales, aumentan el ingreso disponible de la población, por lo que teóricamente, se esperaría que ambas variables impacten de manera positiva el ahorro de la población.

Por su parte, la variable de existencia de un préstamo, se espera que impacte de manera negativa a la capacidad de ahorro, ya que, independientemente de donde se contrate (en el mercado formal o informal) eventualmente tiene que pagarse, tanto el principal como la tasa de interés correspondiente, lo que representa una fuente de disminución del ingreso, mayor en la medida en la que crece la tasa de interés. Una excepción podría establecerse en el caso de que los créditos sean solicitados para incrementar realizar alguna inversión productiva, que permita generar ingresos para pagar el crédito y la tasa de interés, o bien, para incrementar las capacidades de las familias, como es el caso de la educación. Sin embargo, como se puede apreciar en el cuadro 4, apenas el 28% de los créditos son utilizados para alguno de estos fines, o visto del otro lado, para 72% de las familias, la solicitud de crédito no se relaciona fines productivos, sino que se vincula con el consumo o la atención de necesidades básicas.

De esta manera, la arquitectura de la red, se realizó con una capa oculta; la capa de entrada consta de 24 unidades (sin incluir la unidad de sesgo), como puede apreciarse en el diagrama de red reproducido en el apéndice 1. El número de unidades de la capa oculta es de 5, con una función de activación de tangente hiperbólica.

La capa de salida tiene solo dos unidades (tiene ahorro o no tiene ahorro), y fue estimada con una función de activación Softmax y una función de error basada en Entropía cruzada. Los resultados son sintetizados en el Cuadro 11.

Cuadro 11. Resumen de RNA

Información de red

Capa de entrada	Factores	1	Educación	
		2	Quintil de ingreso	
		3	Sexo	
		4	Tiene prestamo	
		5	Recibio remesas	
		6	Recibio subsidios	
Capas ocultas	Covariables	1	Edad	
			Número de unidades ^a	24
			Método de cambio de escala para las covariables	Estandarizados
			Número de capas ocultas	1
			Número de unidades en la capa oculta 1a	5
Capa de salida	Función de activación		Tangible	
			Hiperbólica	
			Tiene ahorro	
				2
			Variable Dependientes	
	Número de unidades			
	Función de activación		Sofmax	
	Función de error		Entropía cruzada	

a. Se excluye la unidad de sesgo

Fuente: Estimaciones propias con base en Encuesta Findez, BM, con software SPSS 23.

Las estimaciones del modelo de red muestran que, para la muestra de entrenamiento, la red es capaz de estimar el 83.6% de los casos como correctos (o 16.4% de error). Estos resultados mejoran para el segmento de la muestra utilizado para realizar pruebas, en cuyo caso la red acierta en el 86.9% de los casos, mientras que el valor sube hasta el 90.4% para la muestra de reserva. Los anteriores resultados indican que, con el modelo de red utilizado, si se conocen las variables de nivel educativo (en el caso de la encuesta, dividido en primaria terminada, secundaria terminada, o preparato-

ria y más), quintil de ingreso, sexo, si tienen algún tipo de préstamo o bien, si recibieron remesas o subsidios, es posible anticipar si las personas ahorran o no. Los resultados se pueden apreciar en los Cuadros 12 y 13, respectivamente.

El análisis de la importancia de las variables independientes indica cuánto cambia el valor pronosticado por el modelo de la red para diferentes valores de la variable dependiente. La importancia normalizada es el resultado de los valores de importancia divididos por los valores de importancia mayores expresados como porcentajes. La evidencia de la presente investigación señala que, para el modelo estimado, la variable más importante para determinar la capacidad de ahorro individual es si anteriormente se ha solicitado un crédito.

Este resultado es, quizás, uno de los más relevantes del presente estudio, ya que indica en concordancia con los resultados obtenidos en el análisis

Cuadro 12. Pronóstico de RNA por partición

Resumen del modelo

Entrenamiento	Error de entropía cruzada	408.318
	Porcentaje de pronósticos incorrectos	16.4%
	Regla de parada utilizada	1 paso(s) consecutivos(s) si disminución del error ^a
	Tiempo de entrenamiento	0:00:00.98
Pruebas	Error de entropía cruzada	111.249
	Porcentaje de pronósticos incorrectos	13.1%
Reserva	Porcentaje de pronósticos incorrectos	9.6

Variable dependiente: Tiene Ahorro

a. Los cálculos de error se basan en la muestra de comprobación

Fuente: Estimaciones propias con base en Encuesta Findez, BM, con software SPSS 23.

Cuadro 13. Pronóstico de RNA por partición y resultado

Clasificación

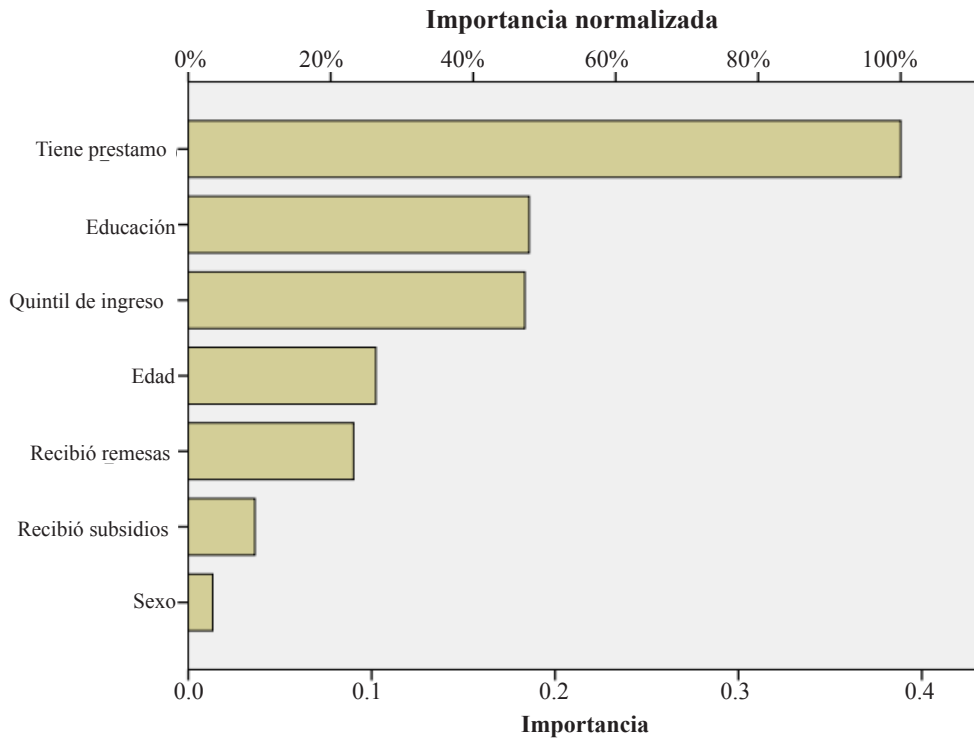
Ejemplo	Observado	Pronosticado		
		0	1	Porcentaje correcto
Entretenimiento	0	287	47	85.9%
	1	69	299	81.3%
	Porcentaje global	50.7%	49.3%	83.6%
Pruebas	0	83	13	86.5%
	1	14	96	87.3%
	Porcentaje global	47.1%	52.9%	86.9%
Reserva	0	46	5	90.2%
	1	5	48	90.6%
	Porcentaje global	49.0%	51.0%	90.4%

Variable dependiente: Tiene ahorro

Fuente: Estimaciones propias con base en Encuesta Findez, BM, con software SPSS 23.

probabilístico, que cuando las personas solicitan un crédito, se imposibilita la generación de ahorros, debido a las altas tasas de interés, de manera sobresaliente las cobradas por los bancos comerciales y las tiendas departamentales, que representan una fuga importante de ingreso. El anterior resultado si bien, contrasta con la mayoría de los estudios relacionados, se debe al supuesto de que la tasa de interés a las que prestan los bancos, es la misma que la que pagan (Sharpe, 1964; Vasicek, 1977; Guerrieri y Lorenzoni, 2017) por lo que el problema se traduce en una decisión intertemporal de consumo. Aquí, por el contrario, se reconoce la existencia de diferenciales amplios entre las tasas de interés activas y pasivas. Considerando lo anterior, el resultado es bastante intuitivo, sobre todo si se considera que el costo anual total (la suma de la tasa de interés y conjunto de comisiones bancarias que se pagan por un crédito), representa una fuga de dinero de los hogares que oscila, en función del tipo de crédito solicitado, entre 40 y 90%

Figura 2. Análisis de la importancia de las variables independientes



Fuente: Estimaciones propias con base en Encuesta Findex, BM, con software SPSS 23

adicional por año del monto del crédito, de acuerdo con datos de la CONDUSEF (2017).⁹ El hecho de que el costo del crédito en México sea tan alto, contribuye a explicar por qué ante la existencia de un crédito vigente, se inhibe la generación de ahorro.

La segunda variable en términos de importancia es el nivel educativo, que indica que a medida que es más alto el nivel educativo de las personas, las posibilidades de que se pueda generar ahorro se incrementan. Algo simi-

⁹ Para el caso de las tiendas departamentales, con datos consultados el 23 de diciembre de 2017 en la CONDUSEF, el costo del crédito (CAT) oscila entre 44.1% y 88.3%. Para el caso del crédito ofrecido directamente por tiendas de supermercado, este valor va de entre 44.9% hasta 80.2% (CONDUSEF)

lar ocurre con el nivel de ingreso; a medida que las personas se encuentran en un quintil de ingreso más alto, es más probable la generación de ahorro. Un resultado en el que debe profundizarse en posteriores análisis es el hecho de que, aparentemente, el género de las personas no es un factor que contribuya a explicar de manera importante la capacidad de ahorro.

5. Conclusiones

La mayoría de los estudios que analizan la inclusión financiera, tienden a coincidir en su importancia como factor clave del nivel de bienestar de las personas, si bien, los canales a través de los cuales ello ocurre varían. En el caso específico de México, se ha dado un tipo de configuración del sistema financiero en el cual, existen amplios diferenciales de interés activas y pasivas que inhiben la formación de ahorro doméstico e incrementan la probabilidad de endeudamiento y ponen en situación de vulnerabilidad financiera a las familias. Los resultados del estudio, a través de las metodologías de análisis logístico binario y de redes neuronales artificiales, muestran que, dentro de las variables analizadas (género, existencia de un crédito, educación, quintil de ingreso, edad, recepción de remesas y de transferencias), el nivel de ingreso y de educación son factores importantes para determinar el ahorro, como también lo reportan Zulaica Piñeyro (2013) y Pérez Akaki y Fonseca Soto (2017). Sin embargo el factor más relevante para explicar la formación de ahorro es la existencia de un préstamo, resultado afín al reportado por De la Cruz Frías (2017). Las altas tasas de interés, comisiones y otros cobros, ya sea en los préstamos en el mercado formal (bancario) o informal, han fungido como inhibidores del ahorro doméstico. Cuando las personas se encuentran pagando un crédito de cualquier tipo, es muy improbable, dado el costo del mismo, que puedan generar algún tipo de ahorro. Ello contribuye a explicar que cuando las personas tienen alguna necesidad de hacerse de algún recurso de emergencia, prácticamente la última opción a la que recurren, sean créditos bancarios. Lo anterior, apenas insinúa la necesidad de regular las altas tasas de interés, comisiones y otro tipo de cobros, constituidos dentro del costo anual total, para que verdaderamente, una mayor inclusión financiera, se traduzca en un mayor bienestar para la población que utiliza los servicios financieros.

Futuras investigaciones deben abordar la inclusión financiera y el ahorro desde una perspectiva de género. Importantes aspectos para indagar en futuras agendas de investigación también incluyen el impacto que la con-

centración del sector bancario y la extranjerización del mismo tienen sobre la inclusión financiera en México, haciendo posible el envío de una cantidad enorme de recursos hacia las matrices.

Referencias bibliográficas

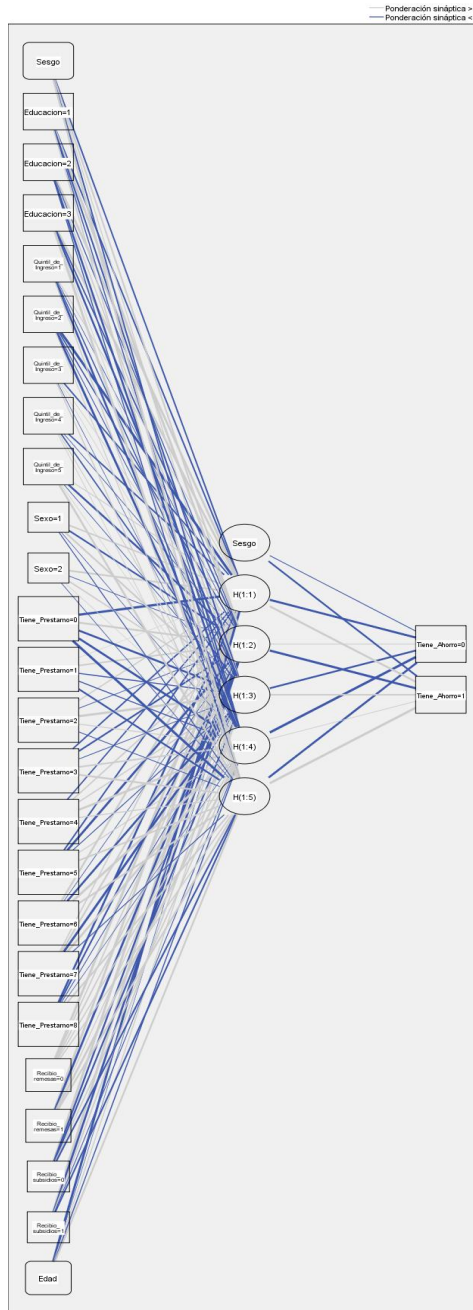
- Alper, C. E., Ardic, O. P., y Fendoglu, S. (2009). "The economics of the uncovered interest parity condition for emerging markets". *Journal of Economic Surveys*, vol. 23, núm. 1, pp. 115-138.
- Armendáriz A. y Morduch, J. (2005). "La economía de las microfinanzas". *Instituto de Tecnología de Massachusetts*. Banco Mundial (2017), Inclusión financiera, panorama general, disponible en <http://www.bancomundial.org/es/topic/financialinclusion/overview>.
- Banco Mundial (2014). Inclusión financiera, panorama general, disponible en <http://www.bancomundial.org/es/topic/financialinclusion/overview>.
- Banco Mundial (2017). "Inclusión financiera, panorama general", disponible en <http://www.bancomundial.org/es/topic/financialinclusion/overview>.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. y Levine, R. (2007). "Finance, Inequality and the Poor". *Journal of Economic Growth*, pp. 27-49.
- Bhanot, D., Bapat, V. y Bera, S. (2012). "Studying financial inclusion in north-east India". *International Journal of Bank Marketing*, vol. 30 núm. 6, pp. 465-484.
- Bishop, C. M. (1995). *Neural networks for pattern recognition*. Oxford University press.
- Campero, A y Kaiser, K. (2013). "Access to Credit: Awareness and Use of Formal and Informal Credit Institutions". *Working paper*, Banco de México.
- Chibba, M. (2009). "Financial Inclusion, Poverty Reduction and the Millennium Development Goals". *European Journal of Development Research*, núm. 21, pp. 213-230.
- Centro para la Inclusión financiera, CIFAI. (septiembre de 2009). "Perspectivas para México de Inclusión Financiera Integral". Recuperado el 5 de noviembre de 2010, de *Informe oficial del Proyecto de Inclusión Financiera en 2020*.
- Claessens, S. (2005). "Access to Financial Services: A review of the Issues and Public Policy Objectives". World Bank, *Working Paper* S3589.
- Clarke G, Xu, L. y Zou H. (2003). "Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories". *Policy Research Working Paper*, 2984, World Bank, Washington, D.C.

- CNBV, INEGI, SHCP (2012). "Encuesta Nacional de Inclusión Financiera. El desarrollo de una encuesta de demanda". *La experiencia en México*, junio 2012.
- CONDUSEF (2017). <http://www.condusef.gob.mx/Revista/index.php/credito/tarjeta/250-cual-tarjeta-me-conviene>.
- Dabla-Norris, M. E. y Srivisal, M. N. (2013). "Revisiting the link between finance and macroeconomic volatility". (No. 13-29). *International Monetary Fund*.
- Dehejia, R. y Lleras-Muney, A (2007). "Financial Development and Pathways of Growth: State Branching and Deposit Insurance Laws in the United States, from 1900 to1940". *Journal of Law and Economics*, University of Chicago Press, vol. 50, pp 239-272.
- De la Cruz F. (2017). "Evaluación del Acceso y Vulnerabilidad Financiera de los Hogares en México". Tesis Doctoral, Programa de Posgrado en Economía, Universidad Nacional Autónoma de México.
- Demirg, Á. y Levine, R, (2008). "Finance and Economic Opportunity". *World Bank Policy Research Working Paper 4468*, Washington, D.C.
- Dreiseitl, S. y Ohno-Machado, L. (2002). "Logistic regression and artificial neural network classification models: a methodology review". *Journal of biomedical informatics*, vol. 35, núms. 5-6, pp. 352-359.
- Friedline, T. (2012). "Predicting children's savings: The role of parents' savings for transferring financial advantage and opportunities for financial inclusion". *Children and Youth Services Review*, vol. 34, núm. 1, pp. 144-154.
- Guerrieri, V. y Lorenzoni, G. (2017). "Credit crises, precautionary savings, and the liquidity trap". *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 132 núm. 3, 1427-1467.
- Gujarati, D. (2004). *Basic econometrics*. 5th Edition (by Damodar N. Gujarati, and Dawn C. Porter). Maritess Tetet Salazar. Uploaded by. M. Salazar. connect to download. Get pdf ... guj75772_IFC.qxd 01/08/2008 10:06 AM Page 2 The McGraw-Hill Series Economics ESSENTIALS OF ECONOMICS Slavin MONEY AND BANKING Brue, www.academia.edu/.../Basic_Econometrics_5th_Edition_by_Damodar_N._Gujarati_a...
- Haykin, S. (1999). *Neural Networks. A Comprehensive Foundation*. Prentice-hall.
- Hariharan, G. y Marktanner, M. (2012). "The growth potential from financial inclusion". In Atlanta Fed/GSU International Development Economics Workshop.
- Honohan, P. (2004). "Financial Sector Policy and the Poor: Selected Findings and Issues". *World Bank Working Paper*, núm. 43, Washington, D.C.

- Karlan, D., Ratan, A. y Zinman, J. (2013). "Savings by and for the Poor: A Research Review and Agenda". *CGD Working Paper*, núm. 346. Washington, DC: Center for Global Development.
- Kose, M.A., Prasad, E.S. y Terrones, M.E. (2003). "Financial Integration and Macroeconomic Volatility". *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 50, pp. 119-142.
- Levine, R. (2005). *Finance and Growth: Theory and Evidence*. Handbook of Economic Growth, in: Philippe Aghion y Steven Durlauf (eds.), Handbook of Economic Growth, edition 1, vol. 1, chapter 12, pp. 865-934, Elsevier.
- MacKay, D. J. (2003). *Information theory, inference and learning algorithms*. Cambridge University Press.
- Peña, X. Hoyo, C. y Tuesta, D. (2014). "Determinantes de la inclusión financiera en México a partir de la ENIF 2012". *Working Paper 14/14*, Madrid, BBVA Research.
- Montaño, J., Palmer P. y Fernández, C. (2002). "Redes neuronales artificiales: abriendo la caja negra". *Metodología de las ciencias del comportamiento*, vol. 4, núm. 1, pp. 77-93.
- Pérez Akaki, S. y Foseca Soto, M.S. (2017). "Análisis espacial de la inclusión financiera y su relación con la pobreza en los municipios mexicanos". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, vol. 12, núm. 1, pp. 43-62.
- Pitarque, A., Roy, J. F. y Ruiz, J. C. (1998). "Redes neuronales vs modelos estadísticos: Simulaciones sobre tareas de predicción y clasificación". *Psicológica*, 19, pp. 387-400.
- Rajan, R., y Zingales, L. (1998). "Power in a Theory of the Firm". *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 2, pp. 387-432.
- Salazar Cantú, J. J., Rdríguez Guajardo, R. C. y Jaramillo Garza, J. (2017). "Inclusión financiera y cohesión social en los municipios de México". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, vol. 12, núm. 3, pp. 45-66.
- Sharpe, W. F. (1964). "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk". *The journal of finance*, vol. 19, núm. 3, pp. 425-442.
- Straub, S (2003). "Informal sector: The Credit Market Channel". *Working Paper*, University of Edinburgh.
- Vasicek, O. (1977). "An equilibrium characterization of the term structure". *Journal of Financial Economics*, vol. 5, núm. 2, pp. 177-188.
- Visauta, B. (1998). *Análisis estadístico con SPSS para Windows. Estadística multivariante*. Madrid: McGrawHill.

Zulaica Piñeyro, C. M. (2013). "Financial Inclusion Index: Proposal of a Multidimensional Measure for Mexico". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, vol. 8, núm. 2, pp. 157-180.

Apéndice 1. Diagrama de Red Neuronal Artificial



Función de activación de capa oculta: Tangente hiperbólica
Función de activación de capa de salida: Softmax



Determinantes del crédito y la morosidad en México

Determinants of credit and defaulting in Mexico

Reyna Susana García-Ruiz*¹

Francisco López-Herrera**

Salvador Cruz-Aké***

(Fecha de recepción: 21 de septiembre de 2017. Fecha de aceptación: 9 de enero de 2018)

RESUMEN

En este trabajo se analiza, tanto a corto como a largo plazo, los factores que influyen en el incumplimiento de las obligaciones derivadas de los créditos contraídos por parte de las empresas y las personas mexicanas. El análisis de corto plazo se realiza mediante un modelo de Correlación Dinámica Condicional asimétrico no normal que aporta evidencia empírica sobre la importancia de la volatilidad de la manufactura de los EUA y el tipo de cambio peso-dólar sobre la volatilidad del consumo y el incumplimiento local. El trabajo también aporta evidencia empírica sobre la relación cointegrante o de largo plazo entre los niveles de estas variables, dónde la manufac-

* División de Investigación, Facultad de Contaduría e Investigación, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México
grreinas@yahoo.com.mx

** División de Investigación, Facultad de Contaduría e Investigación, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México
francisco_lopez_herrera@yahoo.com

*** Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, Ciudad de México, México
salvador.ake22@gmail.com

¹ La Dra. Reyna Susana García Ruiz agradece al Programa de Becas Posdoctorales en la UNAM el apoyo financiero recibido para llevar a cabo la investigación que da origen a la elaboración de este artículo.

tura de los EUA es la variable externa que desencadena los cambios al interior del sistema formado por el consumo y la industria mexicana, la tasa de interés a 91 días, el tipo de cambio y los créditos vigentes y vencidos.

Clasificación JEL: E51, E52, E58

Palabras Clave: Determinantes de la morosidad, derrame de volatilidad, determinantes del crédito

ABSTRACT

A short and long run analysis of the factors that influence the credit default of Mexican companies and individuals is carried out. The short-run analysis is performed using a Non-normal Asymmetric Conditional Dynamic Correlation Model that provides empirical evidence on the importance of US manufacturing volatility and the peso-dollar exchange rate on consumption volatility and local default. The paper also provides empirical evidence on the cointegrated or long-run relationship between the levels of these variables, where the US manufacture is the external variable that triggers the changes within the system formed by consumption and Mexican industry, the 91 days interest rate, the exchange rate and current and past due loans.

JEL classification: E51, E52, E58

Keywords: *default determinants, volatility spillover, credit determinants*

Introducción

La capacidad de transferir voluntariamente recursos de una unidad económica superavitaria a otra deficitaria a cambio de una promesa de pago del principal y los intereses previamente acordados entre las partes, es la base de cualquier sistema financiero. Inherente a este proceso de reasignación de activos se encuentra el riesgo de que el proyecto al que se dedicaron los fondos fracase, lo que conlleva la posibilidad de impago incluso en el caso en que no se haya actuado de mala fe. Esta probabilidad de incumplimiento es tradicionalmente medida (de acuerdo con el enfoque frecuentista) como el número de incumplimientos dentro de un conjunto de préstamos y es muchas veces asociada con eventos externos al proyecto tales como movimientos en los precios de insumos o del producto vendido, a movimientos súbitos en la demanda asociada con la capacidad de pago de los clientes o con algún cambio en el entorno de la empresa. Por ejemplo, Ali y Daly (2010), Hackbarth *et al.* (2006) y Bonfim (2009) aportan evidencia empírica sobre la importancia

de las condiciones macroeconómicas en el incumplimiento de las empresas, aunque estos estudios se concentran en el corto y mediano plazos. Por su parte, King y Levine (1993), Castro (2013) y Bikker y Hu (2012) analizan la relación de largo plazo del crédito privado (tanto comercial como personal) con diversas variables macroeconómicas; en especial el crecimiento del PIB y las tasas de interés.

Martínez *et al.*, (2001) estudian los efectos de la instrumentación de la política monetaria mexicana a la luz de los cambios que la han llevado a ser una política conducida de acuerdo con objetivos de inflación. Entre los hallazgos de su estudio, destaca la evidencia que la tasa de interés, en términos reales, afecta al crédito como consecuencia de los cambios en la política monetaria. Como sabemos, actualmente la tasa de interés es el instrumento primordial mediante el cual dicha política busca alcanzar los objetivos en las tasas de inflación, afectando la inversión productiva al tener impacto en el costo del financiamiento. De acuerdo con argumentos convencionales de la teoría, los efectos del costo del financiamiento sobre la inversión se dan por medio de los canales de la demanda agregada, del crédito y de los títulos que cotizan en el mercado de valores. Otro canal por el cual la política monetaria afecta a la inflación es por medio de sus efectos en el tipo de cambio. Santillán-Salgado *et al.* (2015) estudian la interacción entre el mercado de valores mexicano y la tasa de interés, encontrando que existen efectos bidireccionales. Santillán-Salgado *et al.* (2017) encuentran evidencia de una relación de largo plazo entre la tasa de interés, el tipo de cambio y el mercado de valores, concluyendo que debido a que la evidencia sugiere la existencia de un proceso de cointegración fraccionaria el ajuste a dicha relación puede ocurrir en un tiempo mayor que bajo un proceso de cointegración lineal convencional. Lo que parece estar faltando para entender mejor el efecto que tienen en México las variables macroeconómicas y financieras sobre el crédito es analizar los efectos de transmisión de las volatilidades de esas variables a la volatilidad del propio crédito. En México es relevante estudiar esas relaciones tomando en cuenta la dependencia de su economía respecto a la industria manufacturera de los Estados Unidos de Norteamérica (EUA), ya que Moreno-Brid (2013), Calderón *et al.* (2017) y Bair y Dussel-Peters (2006) muestran evidencia empírica sobre esta dependencia a lo largo de la vida del TLCAN.

En el presente trabajo se postula como una hipótesis que existen derrames de volatilidad entre el crédito y los incumplimientos privados (empresas y personales) con variables macroeconómicas como la tasa de interés

interbancaria, el crecimiento del PIB, el tipo de cambio y la actividad manufacturera de los EUA, y que estos derrames de volatilidad generan relaciones de largo plazo que integran el ciclo crediticio mexicano al sistema económico liderado por la manufactura de los EUA. Es conveniente destacar que las implicaciones de la evidencia empírica aportada por este artículo son varias e importantes. En primer lugar, la transmisión de volatilidad de variables monetarias a variables reales y su posterior relación de largo plazo implica no sólo la no neutralidad del dinero, sino efectos de largo plazo entre ambas clases de variables. Al respecto, autores como Schmitt-Grohé y Uribe (2004), Cincotti, *et al.* (2011) así como Nakamura y Steinsson (2010) han analizado los efectos de la volatilidad en diversas variables monetarias sobre variables reales, ya sea mediante un modelo de equilibrio estocástico con volatilidad en la inflación, mediante modelos de simulación por agentes o costos de menú multisectoriales respectivamente.

Por otra parte, es importante señalar que existen artículos que presentan evidencia empírica en contra de la hipótesis de no neutralidad; como ejemplos se tiene a Bernanke y Mihov (1998) y Serletis y Koustas (1998). Por lo tanto, se puede decir que la cuestión aún está abierta y que está sujeta a los supuestos del modelo usado, por lo que un análisis empírico resulta importante para contribuir a avanzar en la dilucidación de la cuestión. Es necesario enfatizar que trabajos como los de Baur y Tran (2014), Al-Majali y Al-Assaf (2014) y Cavalcanti, *et al.* (2015) analizan la relación entre la volatilidad de corto plazo y las relaciones de largo plazo entre distintos conjuntos de variables con técnicas como la cointegración tradicional, la cointegración fraccional, modelos de la familia GARCH, aunque no con modelos de correlación dinámica, por lo que un análisis econométrico como el presentado en estas páginas resulta innovador tanto por el tema analizado como por la combinación de técnicas econométricas usadas.

La hipótesis principal de este trabajo es que existe una relación de largo plazo entre las variables nominales como el tipo de cambio y las tasas de interés y las variables reales como la producción industrial y que la conexión se da a través de variables crediticias (colocación e incumplimiento). Como se ha indicado ya, adicionalmente se postula que los contagios de volatilidad de corto plazo entre estas variables transmiten la información entre variables nominales y reales creando los efectos de expectativas o contención de demanda que postulan las escuelas heterodoxas que abogan por la no neutralidad del dinero o de las variables monetarias. Al respecto, autores como Aghion, *et al.* (2010) y Schularick y Taylor (2012) sostienen

que la volatilidad en los mercados afecta la inversión y que mayor volatilidad monetaria redundaría en menor crecimiento. En la siguiente sección se presenta una breve explicación de las técnicas econométricas usadas y de su pertinencia en el análisis, mientras que en la tercera sección se muestran los resultados del análisis econométrico. Finalmente se presentan las conclusiones sugiriendo posibles líneas futuras de investigación.

1. Modelado econométrico

La comprobación de la hipótesis de trabajo requiere del uso de dos herramientas econométricas distintas, una para comprobar la hipótesis del derrame de volatilidades de corto plazo (modelo de correlación dinámica condicional) y otra para probar la relación de largo plazo (análisis de cointegración). En este trabajo se postula que los derrames de volatilidad entre las variables analizadas representan el mecanismo de transmisión entre las variables nominales y las variables reales. En efecto, un análisis de correlación dinámica condicional permite analizar la forma en que se relacionan las volatilidades de las variables analizadas a través de sus correlaciones contemporáneas, controlando tanto por sus estructuras de dependencia en media, $\mu_t(\theta_m)$, como de varianza individual, $\sigma_t(\theta_\sigma)$, similar a un modelo GARCH en media Engle y Kroner (1995), de la forma.

$$y_t = \mu_t(\theta_m) + z_t; \quad (1)$$

$$z_t = \sigma_t(\theta_\sigma)\varepsilon_t,$$

Los modelos de correlación dinámica condicional (DCC) fueron originalmente propuestos por Engle (2002) como una forma de explicar la inestabilidad (heterocedasticidad) mostrada en las matrices de varianza covarianza de modelos conjuntos de series de tiempo como los modelos de Vectores Auto Regresivos propuestos por (Sims, 1980). El modelo de Correlación Dinámica Condicional (DCC) supone que cada uno de los procesos estocásticos modelados puede ser caracterizado (individualmente) mediante

$$y_t = \mu(\theta) + z_t; \quad (2)$$

$$z_t = \sigma_t(\Theta)\varepsilon_t,$$

donde ε es una contaminación independiente e idénticamente distribuida, la cual determina la matriz de varianza-covarianza al combinarse con la volatilidad de cada serie. Dicha matriz depende de una serie de parámetros, Θ , que incluyen volatilidades de otras variables en el sistema, lo que a su vez genera una matriz de varianza covarianza condicional, $H_t(\theta)$, que da pie a una serie de innovaciones en la cual influyen los movimientos de todo el sistema. Estas innovaciones están dadas por:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) z_t. \quad (3)$$

En el modelo DCC, la matriz de varianza covarianza, $H_t(\theta)$, se descompone en una matriz diagonalizable, D_t , que recupera las varianzas individuales y una matriz de correlaciones R_t , de donde se tiene que

$$\begin{aligned} H_t &= D_t R D_t, \\ D_t &= \text{diag}(h_{11,t}^{1/2} \dots h_{NN,t}^{1/2}), \\ R_t &= \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}), \\ Q_t &= (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}. \end{aligned} \quad (4)$$

En este caso \bar{Q} , es la matriz incondicional de varianza covarianza (varianza de largo plazo).

Para más detalles en la estimación del modelo a través de máxima verosimilitud bietápica, véase Engle (2002). Del mismo modo, si se desea profundizar en la familia de los modelos de correlación dinámica, se sugieren los trabajos de Bauwens, *et al.* (2006) y Caporin y McAleer (2013).

Dada la relación entre los modelos VAR y DCC, en la siguiente sección se muestran algunos de los cálculos realizados sobre el sistema de Vectores Auto Regresivos (VAR) análogo al modelo DCC propuesto, además de los problemas de heterocedasticidad y correlaciones que dan pie a la aplicación del modelo DCC.

Por otra parte, el conocido modelo de cointegración propuesto en Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) supone que las innovaciones de un sistema de vectores autorregresivos (VAR) están relacionadas entre sí y

que estos se comportan como un modelo estacionario. En general, el modelo puede ser visto como:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

el cual se puede escribir como:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_k X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \\ \Gamma_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i+1, \dots, k-1), \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k). \end{aligned} \quad (6)$$

Bajo esta representación de vector de corrección de errores (VEC), el modelo presenta tres casos posibles, a saber:

- a) La matriz Π es de rango completo, lo que implica que el sistema de ecuaciones es estacionario y por tanto un sistema VAR es adecuado para su análisis.
- b) La matriz Π es una matriz nula, lo que implica que el sistema de ecuaciones es diferenciado y por tanto se requiere seguir el algoritmo propuesto por (Toda y Yamamoto, 1995).
- c) El rango de la matriz Π es estrictamente mayor que cero pero menor al de rango completo y por tanto se tiene un sistema cointegrante,² tal y como ocurre en el sistema propuesto en este artículo.

La idea de usar un modelo de cointegración para el estudio de las dependencias de largo plazo entre las variables analizadas surge de una manera natural dadas las características propias del mismo, en particular la capacidad de analizar la estabilidad conjunta de los residuos del sistema (por tanto del modelo) en el largo plazo. Adicionalmente, el modelo de cointegración es capaz de describir los subsistemas de la relación empírica de las variables mediante el análisis de la construcción de los vectores cointegrantes del sistema y las variables que resultan estadísticamente significativas en este.

² Para mayores referencias sobre la naturaleza de los sistemas VEC y su estimación, véase Johansen y Juselius (1990)

2. Resultados econométricos

Con la finalidad de hacer replicable el trabajo, se inicia el análisis econométrico mostrando en la Tabla 1 una relación de las variables analizadas, sus acrónimos y las fuentes de las mismas. La base de datos usada comprende el periodo que inicia en diciembre de 2000 y termina en febrero de 2016 con un total de 193 observaciones mensuales. La elección del periodo de muestra obedece a la entrada en vigor de la mayor parte de los capítulos del Tratado de Libre Comercio, así como a la integración económica registrada a partir de este momento; para mayores detalles respecto a esos eventos se pueden consultar los trabajos de Calderón y Hernández (2011) y Calderón *et al.* (2017).

El análisis de corto plazo de los efectos conjuntos en el subsistema económico del crédito, las variables económicas nominales y las reales se inició con un modelo VAR como el propuesto por Sims (1980). Este modelo se muestra en la Tabla 2 junto con pruebas de heterocedasticidad (Tabla 3) y autocorrelación serial (Tabla 4). El modelo VAR abajo propuesto fue elegido usando las pruebas estándar de rezago óptimo y de exclusión de

Tabla 1. Variables usadas y sus fuentes

Serie	Acrónimo	Fuente
Tasa de Interés Inter Bancaria	S_BANCARIA91	BANXICO
Consumo Privado	S_CONSUMOP	INEGI, BIE
Índice de Actividad Industrial	S_INDUSTRIAL	INEGI, BIE
Tipo de Cambio FIX	S_TIPO_CAMBIO	BANXICO
Índice de Actividad Manufacturera USA	S_USA_MANUF	INEGI, BIE
Créditos vigentes al consumo	S_VIG_CONSUMO	CNBV
Créditos vencidos al consumo	S_VTO_CONSUMO	CNBV
Índice de morosidad para empresas	R_IMOR_EMPRESA	CNBV
Índice de morosidad para consumo	R_IMOR_CONS	CNBV
Inflación mensual anualizada	R_INFLACION	BANXICO

Fuente: Elaboración propia

variables de esta clase de modelos. Todas las variables presentadas son estacionarias, aunque no todas tomadas en tasas de crecimiento relativo. Es necesario hacer notar que en el modelo VAR propuesto, el índice de producción manufacturera de los EUA es tomada como una variable exógena y que se omiten algunos resultados asociados al modelo debido a su heterocedasticidad y autocorrelación. En conjunto, las pruebas de la especificación estimada, cuyos resultados se muestran también en la Tabla 2, indican que el modelo tiene problemas de heterocedasticidad (sobre todo cruzada), lo que es un indicador de problemas de estabilidad en la matriz varianza-covarianza del modelo. Adicionalmente, el modelo muestra problemas de autocorrelación de primer orden.³

Dada la evidencia empírica de problemas de estabilidad en los efectos cruzados de la matriz de varianza covarianza, la falta de normalidad en el modelo, se estimó un modelo que controle los efectos cruzados sobre la matriz de varianza covarianza y la posible no normalidad tanto de los procesos de volatilidad asociados como del proceso común de derrame de volatilidad. El modelo es de correlación dinámica condicional asimétrico (aDCC, Asymmetric Dynamic Conditional Correlation, por sus siglas en inglés), con innovaciones conjuntas que siguen una distribución t multivariada con sesgo. Se capturan efectos de derrame de volatilidad dados por rezagos de las covarianzas conjuntas (*dcca1*) a un periodo, por innovaciones en las covarianzas conjuntas (*dccb1*) en el periodo pasado y un coeficiente de asimetría en los derrames conjuntos de covarianza (*dccg1*). En este caso, el parámetro de forma del modelo está dado por el parámetro, *mshape*. Es importante recordar que todos estos parámetros están precedidos por la palabra [*Joint*], denotando que se trata de parámetros asociados a la distribución conjunta. Por otro lado, especificamos que cada variable del sistema es modelada como un proceso con media dada por un proceso ARMA (1, 0, 1) con intercepto (*mu*) y un proceso GARCH (*alpha1*, *beta1*) con intercepto en la varianza (*omega*) e innovaciones dadas por un proceso t de student con un coeficiente de asimetría (*gamma*) y un parámetro de forma (*shape*). Las estimaciones paramétricas del modelo están mostradas en la Tabla 3.

³ Aunque se ensayaron otras posibilidades de rezagos y variables para el modelo VAR (sugeridos por las pruebas respectivas), estos mostraban propiedades aún más volátiles en la matriz varianza covarianza. Por tanto, esos modelos fueron descartados. Todos los cálculos asociados, así como las series de tiempo están a disposición de los lectores interesados a vuelta de correo electrónico.

Tabla 2. VAR estimado

	R_CONSUMOP	R_INDUSTRIAL	INFLACION	R_I_MOR_EMPRESA
R_CONSUMOP(-1)	-0.1245	0.0855	3.0170***	-0.4103
R_CONSUMOP(-2)	-0.7259	-0.4480	-1.7204	1.5930
R_INDUSTRIAL(-1)	-0.2071	-0.6591	-3.2903	-0.1200
R_INDUSTRIAL(-2)	0.7305***	0.276392***	-1.8119	-1.5079
INFLACION(-1)	0.0094*	-0.0110	0.5085***	-0.340625
INFLACION(-2)	-0.0200	-0.0124	-0.1811	0.2876**
R_I_MOR_EMPRESA(-1)	-0.0014	0.0048	0.0269	0.9593***
R_I_MOR_EMPRESA(-2)	0.0014	-0.0042	-0.0257	-0.0065
C	0.0076*	0.0093***	0.236794***	0.117451
R_USA_MANUF	0.2110***	0.1593***	-0.5803	0.9771
R-cuad	0.460046	0.525855	0.331329	0.983172
R- cuad aj	0.429674	0.499185	0.293716	0.982226
Sum res. Cuad	0.12523	0.086658	13.01044	41.99102
S.E. ecua.	0.027977	0.023273	0.285158	0.512293
Estadístico F	15.14685	19.71663	8.80895	1038.681
Log Verosim.	371.9194	403.2154	-22.7656	-122.3604
Akaike AIC	-4.257875	-4.626063	0.385478	1.557181
Normalidad	20381***	Criterio de Akaike		-7.474206
Heteroscedasticidad	920.3268***	Autocorrelación		71.36581***
***, ** y *, indican, respectivamente el 1%, 5% y 10% de significancia				

Fuente: Elaboración propia con E-Views 9

Los resultados más importantes del modelo representado en la Tabla 3 son la no normalidad de cada uno de los procesos de volatilidad asociados (se modelaron mediante e-GARCH con errores dados por una distribución t sesgada), así como la existencia de un solo canal de transmisión para las innovaciones conjuntas en el modelo (aDCC), el cual también es no normal. Es necesario remarcar el hecho de que aunque el sistema completo de variables fue usado en la primera estimación del modelo, el uso de pruebas de signi-

Tabla 3. Modelo aDCC con distribución t multivariada en los errores

Parámetro	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
[Y_R_I_MOR_CONS].mu	0.009509	0.009887	9.62E-01	0.336142
[Y_R_I_MOR_CONS].ar1	0.939207	0.029806	3.15E+01	0
[Y_R_I_MOR_CONS].ma1	-0.797824	0.031903	-2.50E+01	0
[Y_R_I_MOR_CONS].omega	-0.579656	0.146982	-3.94E+00	0.00008
[Y_R_I_MOR_CONS].alpha1	-0.180604	0.179407	-1.01E+00	0.314093
[Y_R_I_MOR_CONS].beta1	0.903517	0.022793	3.96E+01	0
[Y_R_I_MOR_CONS].gamma1	0.059931	0.107411	5.58E-01	0.576872
[Y_R_I_MOR_CONS].shape	2.712347	0.446962	6.07E+00	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].mu	-0.004553	0.006794	-6.70E-01	0.50277
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].ar1	0.97371	0.015316	6.36E+01	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].ma1	-0.95317	0.017508	-5.44E+01	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].omega	-1.219137	0.481514	-2.53E+00	0.011345
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].alpha1	0.34907	0.276004	1.26E+00	0.205969
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].beta1	0.678893	0.104929	6.47E+00	0
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].gamma1	0.365161	0.162405	2.25E+00	0.024547
[Y_R_I_MOR_EMPRESA].shape	2.162221	0.148206	1.46E+01	0
[Y_INDUSTRIAL].mu	0.001264	0.001359	9.30E-01	0.352303
[Y_INDUSTRIAL].ar1	-0.432339	0.093443	-4.63E+00	0.000004
[Y_INDUSTRIAL].ma1	-0.11612	0.114893	-1.01E+00	0.312172
[Y_INDUSTRIAL].omega	-4.061572	0.554254	-7.33E+00	0
[Y_INDUSTRIAL].alpha1	-0.572777	0.077368	-7.40E+00	0
[Y_INDUSTRIAL].beta1	0.448159	0.073857	6.07E+00	0
[Y_INDUSTRIAL].gamma1	0.102355	0.13828	7.40E-01	0.459179
[Y_INDUSTRIAL].shape	99.999999	11.364323	8.80E+00	0
[D_R_INFLACION].mu	-0.00207	0.000016	-1.29E+02	0
[D_R_INFLACION].ar1	0.402347	0.000014	2.92E+04	0
[D_R_INFLACION].ma1	-0.973925	0.000043	-2.27E+04	0
[D_R_INFLACION].omega	-0.022815	0.000002	-1.08E+04	0
[D_R_INFLACION].alpha1	-0.029071	0.000001	-4.44E+04	0
[D_R_INFLACION].beta1	0.989198	0	2.75E+06	0
[D_R_INFLACION].gamma1	-0.107973	0.000009	-1.16E+04	0

Continúa

[D_R_INFLACION].shape	28.366537	0.339943	8.34E+01	0
[Y_TIPO_CAMBIO].mu	0.00201	0.000373	5.39E+00	0
[Y_TIPO_CAMBIO].ar1	0.95462	0.034809	2.74E+01	0
[Y_TIPO_CAMBIO].ma1	-0.995131	0.000324	-3.07E+03	0
[Y_TIPO_CAMBIO].omega	-4.733723	1.511046	-3.13E+00	0.001732
[Y_TIPO_CAMBIO].alpha1	0.489467	0.154276	3.17E+00	0.00151
[Y_TIPO_CAMBIO].beta1	0.36231	0.205065	1.77E+00	0.077261
[Y_TIPO_CAMBIO].gamma1	0.18298	0.379396	4.82E-01	0.629597
[Y_TIPO_CAMBIO].shape	8.786461	2.546531	3.45E+00	0.00056
[Y_USA_MANUF].mu	0.002054	0.000761	2.70E+00	0.007
[Y_USA_MANUF].ar1	-0.203852	0.088922	-2.29E+00	0.021879
[Y_USA_MANUF].ma1	-0.178611	0.074573	-2.40E+00	0.016616
[Y_USA_MANUF].omega	-0.574529	0.003715	-1.55E+02	0
[Y_USA_MANUF].alpha1	-0.168189	0.046537	-3.61E+00	0.000301
[Y_USA_MANUF].beta1	0.91868	0.000014	66794	0
[Y_USA_MANUF].gamma1	-0.069017	0.066725	-1.0343	0.300979
[Y_USA_MANUF].shape	14.861089	11.238621	1.3223	0.186061
[Y_VTO_CONSUMO].mu	0.014258	0.027333	0.52166	0.601904
[Y_VTO_CONSUMO].ar1	0.966235	0.029245	33.039	0
[Y_VTO_CONSUMO].ma1	-0.769911	0.021021	-36.626	0
[Y_VTO_CONSUMO].omega	-5.589056	0.932808	-5.9916	0
[Y_VTO_CONSUMO].alpha1	0.512284	0.182283	2.8104	0.004948
[Y_VTO_CONSUMO].beta1	0.077429	0.150679	0.51387	0.607344
[Y_VTO_CONSUMO].gamma1	1.214407	0.268567	4.5218	0.000006
[Y_VTO_CONSUMO].shape	3.477212	1.026688	3.3868	0.000707
[Joint]dcca1	0	0.002211	0.000002	0.999999
[Joint]dccb1	0.950371	0.030662	30.995	0
[Joint]dccg1	0	0.005875	0.000005	0.999996
[Joint]mshape	7.196029	1.028622	6.9958	0
Akaike -18.778		Shibata -18.948		
Bayes -17.675		Hanna-Quinn -18.331		

Fuente: Elaboración propia con el Software estadístico R (R Core Team, 2015), paquetes rmgarch (Ghalanos, 2015) y rugarch (Ghalanos, 2015).

ficancia individual, así como pruebas de estabilidad del mismo descartaron a un número importante de variables, dando como resultado el modelo reducido que se estimó. Como subproducto del modelo, se muestra la matriz de derrames de volatilidades asociada al modelo anterior. Esta matriz simétrica resume la forma en que las innovaciones se permean al interior del sistema. Un resultado es el fuerte componente de la diagonal principal (lo que explica que sólo exista una fuente de derrame) y que los principales vasos comunicantes de la volatilidad del sistema están dados por los canales de consumo privado con producción industrial, consumo privado con el índice manufacturero de los EUA y la producción industrial con la manufactura de los EUA.

Una vez analizadas las dependencias de corto plazo, así como los canales de transmisión de la volatilidad, ha quedado de manifiesto que las principales fuentes de transmisión de volatilidad están dadas por la manufactura de los EUA, el consumo privado y la producción industrial mexicana, teniendo como variable en común (posible variable de impulso al sistema) a la primera de esas variables. En la siguiente parte del trabajo se presenta un análisis de largo plazo que verifica tanto la permanencia de la relación entre estas variables como el sentido de su movimiento.

Para iniciar el análisis de las relaciones de largo plazo, se muestran en la Tabla 5 los resultados de las pruebas de cointegración aplicada una vez mostrada la existencia de raíces unitarias en cada una de las variables del mismo mediante pruebas de raíz unitaria KPSS, Kwiatkowski *et al.* (1992).

Tabla 4. Derrame de volatilidades en el sistema aDCC

	Y_CONS UMOP	Y_R_I_MOR_ EMPRESA	Y_INDUST RIAL	D_R_INF LACION	Y_TIPO_ CAMBIO	Y_USA_ MANUF
Y_CONSUMOP	0.98566	-0.059424	0.538837	0.131654	0.04254549	0.2737283
Y_R_I_MOR_EMPRESA	-0.05942	0.5118389	-0.11159	0.042928	0.03784334	-0.0151725
Y_INDUSTRIAL	0.53883	-0.111587	0.995451	0.025001	0.01847171	0.2114464
.D_R_INFLACION	0.13165	0.0429276	0.025001	0.82119	0.08907599	-0.0326386
Y_TIPO_CAMBIO	0.04254	0.0378433	0.018472	0.089076	0.9718544	-0.1011436
Y_USA_MANUF	0.27372	-0.015173	0.211446	-0.03264	-0.1011436	0.9848558

Fuente: Elaboración propia con R (R Core Team, 2015), paquetes rmgarch (Ghalanos, 2015) y rugarch (Ghalanos, 2015).

Tabla 5. Pruebas de cointegración

Series: S_BANCARIA91, S_CONSUMOP, S_INDUSTRIAL, S_TIPO_CAMBIO, S_USA_MANUF, S_VTO_CONSUMO, S_VIG_CONSUMO					
Número de ecuaciones cointegrantes por modelo					
Tendencia de los datos:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Prueba	Sin intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Tendencia	Tendencia
Traza	4	5	5	5	7
Eigenvalor Máximo	4	5	5	5	5
Rezagos de Intervalos: de 1 a 4					
* Valores críticos basados en (MacKinnon, <i>et al.</i> 1999)					

Fuente: Elaboración propia mediante E-Views9.

La Tabla 5 muestra que existen cinco relaciones cointegrantes en el sistema de variables propuesto (el sistema muestra tendencia e intercepto), por lo cual se realizó un análisis de cointegración que; después de pasar las pruebas de rezagos, significancia individual, significancia global y estacionariedad en los residuos da como resultado el sistema presentado en la Tabla 6. Entre los resultados más importantes del modelo de corrección de errores (VEC) propuesto, se tiene la presencia de cinco ecuaciones cointegrantes que incluyen a las variables de mayor derrame de volatilidad del modelo de corto plazo (la producción industrial y el consumo privado nacional). A estas variables, se le agregan los créditos vigentes y vencidos del consumo, así como la tasa bancaria a 91 días. Entre los resultados más importantes de este modelo destaca la inclusión de largo plazo de las variables crediticias (crédito vigente y vencido al consumo) y monetarias (tasa de interés a 91 días y el tipo de cambio). En el caso del tipo de cambio, esta resulta ser la variable que conecta al resto de las variables cointegrantes (es estadísticamente significativa en las cinco ecuaciones cointegrantes). Es decir, el tipo de cambio es el mecanismo de largo plazo que vincula a las variables monetarias con las crediticias y después a éstas con las reales.

En la Tabla 7 se muestra una prueba de normalidad de los residuos del modelo con ortogonalización de Cholesky.

Tabla 6. Modelo VECM

	DS_CONSUMO	DS_INDUSTRIAL	DS_VTO_CONSUMO	DS_VIG_CONSUMO	DS_BANCARIA91
Eq. Coïnt 1	-0.7982	-0.0762	-111.4127	-315.7096	0.0296***
Eq. Coïnt 2	0.3816***	-0.5097	72.6489	-30.6350	0.0104
Eq. Coïnt 3	-4.34E-05	0.0002***	-0.1037	-0.5750	1.68E-05***
Eq. Coïnt 4	3.42E-05***	-4.31E-06	0.0121***	0.0405**	-3.40E-06
Eq. Coïnt 5	-0.1336	-0.7133	29.6497	-4.9307	-0.1094
D(S_CONSUMO(-1))	0.4005***	0.3237***	-19.6452	83.6951	-0.0319
D(S_CONSUMO(-2))	-0.2757	-0.2360	-6.0458	447.2452***	-0.0299
D(S_INDUSTRIAL(-1))	-0.7339	-0.5555	-42.3397	261.5858	0.0138
D(S_INDUSTRIAL(-2))	0.2316*	0.1937*	-35.3927	-224.5712	0.0259***
D(S_VTO_CONSUMO(-1))	-0.0008	-9.46E-05	0.1723**	1.2410***	1.67E-05
D(S_VTO_CONSUMO(-2))	2.90E-05	0.0001	0.0457	-0.1938	9.33E-06
D(S_VIG_CONSUMO(-1))	9.71E-05	0.0003***	-0.0691	0.0514	4.50E-06
D(S_VIG_CONSUMO(-2))	0.0001*	0.0001*	0.0051	0.0362	2.11E-06
D(S_BANCARIA91(-1))	-0.7602	-0.6851	-272.8223	1783.11	0.1837**
D(S_BANCARIA91(-2))	-0.6511	-1.0932	257.1697	-1336.758	0.135646**
D(S_TIPO_CAMBIO(-1))	-0.0337	-0.1697	337.758*	-513.3188	0.0547
D(S_TIPO_CAMBIO(-2))	0.5437	-0.0167	35.0206	-2319.262	-0.0380
C	0.3265	-14.2042	279.6166	-7978.804	-0.3734
S_USA_MANUF	-1.47E-05	0.0002***	0.0018	0.1887**	5.46E-06
R - cuadrada	0.605235	0.693902	0.370479	0.658026	0.435619
R - cuad. ajust	0.558177	0.657414	0.295437	0.617261	0.368341
Estadístico F	12.86145	19.01702	4.936943	16.1419	6.474977
Log verosimilitud	-375.4632	-335.0688	-1373.018	-1606.821	84.06529
Akaïke AIC	4.640744	4.165515	16.37668	19.12731	-0.765474

Fuente: Elaboración propia mediante E - Views9

Tabla 7. Prueba de normalidad de los residuos del VEC

Componente	Sesgo	Chi-cuad	g de l	Prob.
1	0.131468	0.489711	1	0.4841
2	-0.155366	0.683928	1	0.4082
3	-0.570553	9.223381	1	0.0024
4	-0.066388	0.124874	1	0.7238
5	-0.326866	3.027175	1	0.0819
6	0.860946	21.00145	1	0
Conjunta		34.55051	6	0

Se puede decir que el modelo en general explica adecuadamente el sistema propuesto y que aporta evidencia empírica sobre la no neutralidad del dinero tanto en el corto (por el derrame de volatilidad) como en el largo plazo.

Conclusiones

A lo largo del trabajo se ha presentado evidencia empírica que apoya la hipótesis de la existencia de una relación tanto de corto como de largo plazo entre la industria manufacturera de los EUA, la industria y el consumo nacionales. La comprobación de esta hipótesis ha dado lugar a una confirmación indirecta de la hipótesis de no neutralidad del dinero (al menos en este subsistema económico) tanto en el corto como en el largo plazo.

El modelo aDCC propuesto recoge los efectos en media de cada variable individual mediante un modelo ARMA(1,1) que es posteriormente ajustado con un modelo GARCH(1,1) para las tasas de crecimiento de las variables seleccionadas (lo que llevó a su estacionariedad) con innovaciones dadas por procesos t de student sesgados. En este modelo se propone una estructura de innovación conjunta de los residuos dados por una distribución t multivariada que muestra que la única vía de derrame de volatilidad está dada por las innovaciones conjuntas del modelo, el cual incluye a la inflación y al tipo de cambio (variables nominales). Este derrame resulta importante pues demuestra que las innovaciones pasan tanto por las innovaciones (errores) en la manufactura de los EUA como por el consumo y la manufactura mexicana, mostrando tanto la dependencia de la manufactura Mexicana respecto a la

de los EUA, como a la relación del consumo nacional con ambas variables. Esto aporta evidencia empírica sobre la primera hipótesis del trabajo: una relación de orden superior entre las variables.

Para probar la segunda hipótesis, se realizó un modelo de cointegración. Este modelo mostró la relación funcional entre los niveles del sistema propuesto y por tanto aporta evidencia empírica sobre la no neutralidad del dinero en el largo plazo. En particular, es notable el hecho de la significancia estadística del tipo de cambio respecto a las cinco ecuaciones cointegrantes, también llama la atención la significancia estadística de la manufactura de los EUA como variable exógena sobre todo el sistema.

Ambos modelos muestran que existe una relación entre las variables nominales (tipo de cambio y tasa de interés) y las crediticias (créditos vigentes y vencidos), al mismo tiempo que estas últimas afectan a las variables reales (consumo e industria). Como consecuencia, se puede concluir que el dinero no es neutral en el corto ni en el largo plazo.

Los modelos aquí propuestos adolecen de problemas de normalidad y posibles efectos de orden superior mostrados en la complejidad de los modelos GARCH usados. Como posible solución se propone el uso de derrames de volatilidad vía cópula o el uso de modelos de derrame de integración fraccional, mientras que para el largo plazo se propone el uso de cointegración fraccional. Todo esto queda como posible línea de investigación futura.

Referencias bibliográficas

- Aghion, P., Angeletos, G.-M., Banerjee, A. Y Manova, K. (2010). "Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment". *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, núm. 3, pp. 246-265.
- Ali, A. y Daly, K. (2010). "Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study". *International Review of Financial Analysis*, vol. 19, núm. 3, pp. 165-171.
- Al-Majali, A. A. y Al-Assaf, G. I. (2014). "Long-run and short-run relationship between stock market index and main macroeconomic variables performance in Jordan". *European Scientific Journal* 10.10 (2014), pp. 156-171.
- Bair, J. y Dussel-Peters, E. (2006). "Global commodity chains and endogenous growth: Export dynamism and development in Mexico and Honduras". *World Development*, vol. 34, núm. 2, pp. 203-221.

- Baur, D. G. y Tran, D. T. (2014). "The long-run relationship of gold and silver and the influence of bubbles and financial crises". *Empirical Economics*, vol. 47, núm. 4, pp. 1525-1541.
- Bauwens, L., Laurent, S. y Rombouts, J. V. (2006). "Multivariate GARCH models: a survey". *Journal of applied econometrics*, vol. 21, núm. 1, pp. 79-109.
- Bernanke, B. S. y Mihov, I. (1998). "The liquidity effect and long-run neutrality". *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, vol. 49, núm. 1, pp. 149-194.
- Bikker, J. A. y Hu, H. (2012). "Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks and procyclicality of the new Basel capital requirements". *PSL Quarterly Review*, vol. 55, núm. 221, p. on line.
- Bonfim, D. (2009). "Credit risk drivers: Evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomic dynamics". *Journal of Banking y Finance*, vol. 33, núm. 2, pp. 281-299.
- Calderón Villareal, C., García Ruiz, R. S. y Cruz Aké, S. (2017). "Sincronización comercial e industrial en el TLCAN, un estudio de sincronización de fase". *Economía, Teoría y Práctica*, núm. 46, pp. 5-40.
- Calderón Villarreal, C. y Hernández Bielma, L. (2011). "El TLCAN una forma de integración económica dualista: comercio externo e inversión extranjera directa". *Estudios sociales*, vol. 19, núm. 37, pp. 91-118.
- Caporin, M. y McAleer, M. (2013). "Ten things you should know about the dynamic conditional correlation representation". *Econometrics*, vol. 1, núm. 1, pp. 115-126.
- Castro, V. (2013). "Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI". *Economic Modelling*, vol. 31, pp. 672-683.
- Cavalcanti, D. V., Tiago, V., Mohaddes, K. y Raissi, M. (2015). "Commodity price volatility and the sources of growth". *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30, núm. 6, pp. 857-873.
- Cincotti, S., Raberto, M. y Teglio, A. (2011). "Credit money and macroeconomic instability in the agent-based model and simulator Eurace. Economics: The Open-Access", *Open-Assessment E-Journal*, vol. 26, núm. 1, pp. 1-34.
- Engle, R. (2002). "Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models". *Journal of Business y Economic Statistics*, vol. 20, núm. 3, pp. 339-350.
- Engle, R. F. y Kroner, K. F. (1995). "Multivariate simultaneous generalized ARCH". *Econometric Theory*, vol. 11, núm. 01, pp. 122-150.
- Engle, R. F. y Sheppard, K. (2001). "Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH". No. 8554. [En línea]

Available at: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.196.3196&rep=rep1&type=pdf>.

- Ghalanos, A. (2015). *rmgarch: Multivariate GARCH models*. s.l.:R package version 1.3-0.
- Ghalanos, A. (2015). *rugarch: Univariate GARCH models*. s.l.:R package version 1.3-6.
- Hackbarth, D., Miao, J. y Morellec, E. (2006). "Capital structure, credit risk, and macroeconomic conditions". *Journal of Financial Economics*, vol. 82, núm. 3, pp. 519-550.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of economic dynamics and control*, vol. 12, núm. 2, pp. 231-254.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, vol. 52, núm. 2, pp. 169-210.
- King, R. G. y Levine, R. (1993). "Finance and growth: Schumpeter might be right". *The quarterly journal of economics*, vol. 108, núm. 3, pp. 717-737.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of econometrics*, vol. 54, núm. 1-3, pp. 159-178.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A. y Michelis, L. (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". *Journal of applied Econometrics* (1999): 563-577., 14(5), pp. 563-577.
- Martínez, Lorena; Oscar Sánchez y Alejandro Werner (2001). "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México", Documento de Investigación, núm 2001-02, marzo, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.
- Moreno-Brid, J. C. (2013). "Industrial Policy: A Missing Link in Mexico's Quest for Export-led Growth". *Latin American Policy*, vol. 4, núm. 2, pp. 216-237.
- Nakamura, E. y Steinsson, J. (2010). "Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model". *The Quarterly journal of economics*, vol. 125, núm. 3, pp. 961-1013.
- R Core Team, (2015). "R: A Language and Environment for Statistical Computing". Vienna, Austria: *R Foundation for Statistical Computing*.
- Santillán-Salgado, Roberto J.; Francisco López-Herrera e Ignacio Perrotini-Hernández (2015). "Política monetaria y rendimientos bursátiles en México: análisis mediante un VAR bayesiano". En Trejo García, J. Carlos; Miguel A. Martínez y Francisco Venegas-Martínez (coord.) *Contribuciones de política*

fiscal y monetaria en el México contemporáneo, Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, México. 130-163. ISBN: 978-607-96826-1-3.

- Santillán-Salgado Roberto J., Francisco López-Herrera y Alejandro Fonseca-Ramírez (2017). "Cointegración fraccionaria entre el tipo de cambio, la bolsa mexicana de valores y la TIEE". En: Ruiz Porras, Antonio y Francisco Venegas Martínez (coord.) *Avances en economía financiera y desarrollo económico. Modelos analíticos y estudios cuantitativos*. Universidad de Guadalajara: Guadalajara, 87-114, ISBN 978-607-742-760-5.
- Schmitt-Grohé, S. y Uribe, M. (2004). "Optimal fiscal and monetary policy under sticky prices". *Journal of Economic Theory*, vol. 114, núm. 2, pp. 198-230.
- Schularick, M. y Taylor, A. M. (2012). "Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870–2008". *The American Economic Review*, vol. 102, núm. 2, pp. 1029-1061.
- Serletis, A. y Koustas, Z. (1998). "International evidence on the neutrality of money". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 30, núm. 1, pp. 1-25.
- Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 48, núm. 1, pp. 1-48.
- Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes". *Journal of econometrics*, vol. 66, núm. 1, pp. 225-250.

CSH *División
de Ciencias
Sociales y
Humanidades*

Departamento de
Administración 

CBI *DIVISIÓN DE
CIENCIAS BÁSICAS
E INGENIERÍA*
UAM - Azcapotzalco



Departamento de
Sistemas

 **Red para el
Análisis de
Riesgos
Financieros**

ISSN 2007-5383

