



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-

participantes 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 $w_{f_1}^2\sigma_{f_1}^2 + w_{f_2}^2\sigma_{f_2}^2 + 2w_{f_1}w_{f_2}\rho\sigma_{f_1}\sigma_{f_2}$.

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 económico 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 VECH 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 VECH 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

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

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

$$\sigma_{1t}^2 = \alpha_{10} + \alpha_{11}u_{1t-1}^2 + \beta_1\sigma_{1t-1}^2 + \gamma_1I(u_{1t-1} < 0) + \eta_1D(IGAE_t) \quad (10)$$

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

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

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

	Coficiente	Prob.
$\theta_{_10}$	-0.0008	0.029
$\theta_{_11}$	0.0359	0.041
$\theta_{_20}$	-0.0013	0.023
$\theta_{_21}$	0.1073	0.000

Ecuación para la varianza

$M[\alpha_{_0}]$	6.45E-06	0.000
$\alpha_{_11}$	-0.2110	0.000
$\alpha_{_21}$	0.1150	0.000
$\gamma_{_1}$	0.3429	0.000
$\gamma_{_2}$	0.1880	0.000
$\beta_{_1}$	0.9486	0.000
$\beta_{_2}$	0.9832	0.000
$\eta_{_1}$	-2.12E-05	0.000
$\eta_{_2}$	-3.10E-05	0.000
$\eta_{_3}$	-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.

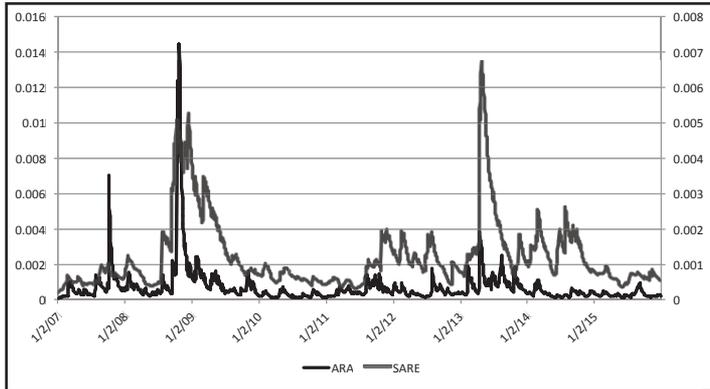
En el Cuadro 4 se puede observar que los coeficientes obtenidos para las ecuaciones de las medias son significativos al 95%, mientras que para las ecuaciones de las varianzas lo son al 99%. Es importante destacar dos aspectos relevantes: el primero es que los signos del cambio en el IGAE, representados 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.

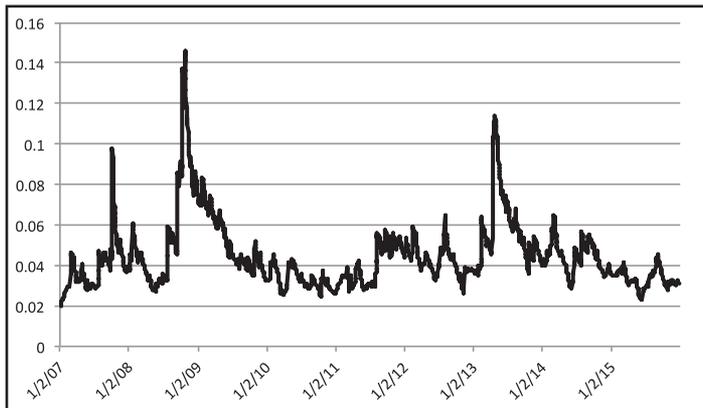
En el primer panel de la Gráfica 1 se identifican periodos específicos donde la volatilidad presenta importantes modificaciones para los rendimientos individuales. El primer aumento en la volatilidad se da en el 2007, posterior al anuncio de la nueva política de vivienda que buscaba que todos los ciudadanos 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 Ecuación para la media			Modelo CCC 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	
-----	----------	--	-----	-----------	--