

Análisis del comportamiento de volatilidad accionaria en México para períodos de política monetaria no convencional

Mario Iván Contreras Valdez*
Daniel Cerecedo Hernández**

(Recibido: junio, 2018/Aceptado: noviembre, 2018)

Resumen

El trabajo se desarrolla en torno a los efectos de política monetaria no convencional sobre el mercado accionario en México. Se plantea el problema sobre cómo reaccionó el mercado accionario ante los ajustes en tasa de interés derivado de la crisis de 2008 hasta mediados de 2016. Se forman portafolios de acciones igualmente ponderados de los sectores de la economía, los cuales, a través de modelos GARCH y pruebas no paramétricas de Kolmogorov-Smirnov se determina si hay evidencia de cambios estadísticamente significativos entre un periodo previo a la crisis de 2008 y posterior a ésta. Los resultados muestran una tendencia similar en ambas series, lo que podría interpretarse como una inclinación por parte de los inversionistas en México por el desempeño del sector más que sobre la tasa de interés sobre la cual se descuentan los flujos de efectivo.

Palabras clave: política monetaria, mercado bursátil mexicano, análisis de volatilidad.

Clasificación JEL: C13, C16, G11.

* Alumno de doctorado en Ciencias Financieras, EGADE Business School, Tecnológico de Monterrey. Región, Ciudad de México. marioivan.contrerasv@gmail.com.

** Profesor-investigador del Tecnológico de Monterrey, Escuela de Negocios. Región Ciudad de México. danielch@tec.mx.

Analysis of stock volatility behavior in Mexico for periods of unconventional monetary policy

Abstract

The work is developed around the effects of unconventional monetary policy on the stock market in Mexico. The problem emerge about how the stock market reacted to the adjustments in the interest rate derived from the 2008 crisis until mid-2016. Equally weighted portfolios of the sectors of the economy are formed, which through GARCH models and non-parametric tests of Kolmogrov-Smirnov determine whether there is evidence of statistically significant changes between a period prior to the 2008 crisis and after is. The results show a similar trend in both series, which could be interpreted as a preference on the part of investors in Mexico for the performance of the sector rather than the interest rate on which the cash flows are discounted.

Keywords: monetary policy, Mexican stock market, volatility analysis.

JEL classification: C13, C16, G11.

1. Introducción

La crisis de 2008 originada en Estados Unidos supuso un cambio en los paradigmas de política monetaria (Boubaker *et al.* 2017). La teoría keynesiana afirma que a través de la manipulación de variables clave que componen la demanda agregada es posible implementar medidas contracíclicas que atenúen y en algunas ocasiones detengan las recesiones económicas. Este tipo de políticas tuvieron su mayor uso durante el periodo de posguerra donde los gobiernos usaban grandes expansiones monetarias con el fin de incentivar el crecimiento (Ekelund, 2005). Tales hechos han llevado a diversos economistas a afirmar que se tiene un dominio sobre el impacto que tienen las crisis sobre la economía global; sin embargo, tras la crisis en 2008 esta visión demostró ser insuficiente para explicar consistentemente los movimientos en diversos mercados alrededor del mundo (Blanchard *et al.* 2010).

Ante la situación global los Bancos Centrales implementaron políticas diversas con la única finalidad de proveer liquidez en los mercados a modo de evitar la desaceleración económica subsecuente al desplome en el mercado de valores norteamericano. Dentro de estas medidas destacan la política de banda inferior en cero (Cero Lower Band Policy) y la compra a gran escala de activos tóxicos adoptadas por la Reserva Federal (Fed), el quantitative easing (QE) del Banco de Londres y el qualitative y quantitative easing (QQE) del Banco de Japón (Eser, 2016). Ante estas medidas que buscaban contener los desajustes en el mercado de dinero, surgió un impacto directo sobre el mercado bursátil que finalmente se tradujo en una posible alteración en la respuesta de los precios ante las políticas de la Fed (Berger, 2014).

Los fundamentos teóricos para tal conjectura responden a la teoría de expectativas racionales, donde los agentes son capaces de hacer inferencias sobre el futuro a través del estudio de fenómenos pasados ajustada por la información disponible a modo de optimizar su elección (Muth, 1961). Considerando los modelos de valuación de activos financieros que parten del supuesto de funciones de utilidad intertemporales para la demanda de activos financieros (Cochrane, 2000), es factible hacer un paralelismo de modo que los inversionistas ajusten su consumo de activos intangibles sujeto a los movimientos del mercado real y las variables de política pública.

Dentro de este marco es posible hacer dos conjecturas sobre el desempeño del mercado bursátil en un país en desarrollo como México. Siguiendo la teoría detrás de la valuación de acciones (Cochrane, 2000).

$$p = E[mx] \\ m = \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \approx \frac{1}{1+i} \quad (1)$$

Donde el precio de un activo queda determinado por la esperanza condicional a tiempo t de los pagos futuros (x) descontados por el factor estocástico (m). Es posible suponer que una desaceleración económica mundial afecte en igual o mayor grado a los países fuera del primer mundo, de modo que las expectativas de los pagos disminuyan, lo que provocaría una reducción en el precio de los activos (William, 1989).

Por el otro lado una política monetaria laxa equivale a una reducción de las tasas de interés (i) con las que los flujos son descontados, haciendo que el precio de los activos suba en el corto plazo (Gallo *et al.* 2016).

Un enfoque alternativo a éste parte de asumir a las acciones como un bien de consumo más dentro de la economía. Con tal y aplicando la teoría keynesiana clásica del mercado de dinero en equilibrio (Romer, 1996),

$$\frac{M}{P} = L(i, Y); \quad L_i < 0 \text{ y } L_Y > 0 \quad (2)$$

Donde la masa monetaria real (M/P) iguala a la demanda de dinero L , la cual reacciona positivamente al nivel de ingreso y negativamente a los aumentos en tasa de interés. Llevando esto al esquema de ISLM resulta que una reducción en la tasa de interés o un aumento en el producto de la economía incentiva la demanda agregada; esto es, un aumento por la disposición a adquirir bienes entre los que se incluyen las acciones.

En sustento a esta conjetura se puede analizar el modelo de la aversión absoluta al riesgo.

$$C_A(x, u) = -\frac{u''(x)}{u'(x)} \quad (3)$$

Donde x representa el nivel de ingreso del individuo. Considerando que el modelo más cercano a la realidad es considerar que el coeficiente es decreciente (Torres, 2015); es decir, un aumento en la riqueza nominal de los agentes supone una reducción en su aversión al riesgo. En tal caso un aumento en la masa monetaria implica un aumento en x ; tal reducción en su aversión al riesgo haría que los agentes demanden más activos financieros que se podrían considerar riesgosos. Tal aumento en la demanda se traduce en un incremento del precio y por ende de los rendimientos.

De tal forma que, mediante el análisis de la volatilidad y una comparación en los rendimientos percibidos en dos períodos, el primero comprendido de 2001 a 2008, donde se considera una política monetaria convencional; y un segundo periodo de 2009 a 2016 dentro de una expansión monetaria, es posible dar indicios sobre la ponderación que asignan los inversionistas a estos enfoques en el mercado mexicano. Lo que sería un paso más en la comprensión de un mercado globalmente integrado como lo es el accionario. La relevancia de este tipo de estudios es expresada por Rigobon y Sack (2004), donde se hace referencia a que el mejor entendimiento a la reacción entre el mercado y las variables de política pública pueden ser beneficiosos para ambos lados, ya que por una parte, los inversionistas serían capaces de adaptar su aversión al riesgo ante eventuales impactos de

política monetaria, mientras que los dictaminadores de las políticas tendrían un marco de referencia para entender los efectos de sus políticas.

La organización del trabajo consiste en la revisión de la literatura, siguiendo de un análisis de tendencias sobre el comportamiento de los portafolios elaborados. Consecutivo de un análisis empírico por medio de modelos GARCH que permite simular la volatilidad de las series y posteriormente ejecutar la prueba de Kolmogrov-Smirnov, para determinar si hay evidencia de cambios estadísticamente significativos entre los períodos de estudio. Finalmente se presentan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

La volatilidad de los precios en el mercado bursátil es estudiada por Willian (1989), considerando los históricos de 100 años atrás del mercado norteamericano y estima entre un 2% y un 20% de variabilidad en el rendimiento de las acciones que posiblemente es causado por el supuesto de volatilidad constante. Del mismo modo trata de vincular la volatilidad de las variables económicas con el desempeño de las acciones, encontrando que las variables que más correlación tienen son la tasa de interés y los bonos corporativos, lo que es consistente con la teoría de valuación de acciones. Finalmente, en su trabajo estima una sensibilidad positiva de la volatilidad de los rendimientos del 0.45% con respecto a la volatilidad económica.

Por su parte en Gallo *et al.* (2016) parten de la existencia de la correlación positiva entre ganancias del sector y el rendimiento de los activos para descomponer el factor de política monetaria que influye en éstos, ya sea mediante la información adicional de política monetaria que proveen las ganancias o el cambio en expectativas de política dado un reporte positivo de beneficios. Estas hipótesis son consistentes con el doble mandato de la Fed. De este modo se especula que los reportes de desempeño macroeconómico podrían contener información adicional sobre el futuro de tasas y en último término en el precio de las acciones. Concluyen que el desempeño de la economía se encuentra inversamente correlacionado con el precio de las acciones y que en general un aumento en las tasas es tomado negativamente por los inversionistas y el mercado.

Una visión contraria es la propuesta por Durré y Giot (2007), quienes critican el modelo usual de valuación de activos, donde una reducción en

el factor de descuento implica un aumento en precio y rendimiento. El enfoque que proveen es la falta de consideraciones en torno al riesgo y que tal aumento en retorno es balanceado con un más que proporcional incremento en la volatilidad. Referente a esto último, se afirma que dada una reducción en la tasa de interés implica un aumento en la inflación esperada que involucra una pérdida neta para los pagos en dividendos, lo que provoca que el valor de las acciones se mantenga o inclusive disminuya en términos reales, el efecto final dependerá del mercado y la forma en que los inversionistas incorporan la información.

La investigación realizada por Wu (2016) pretende determinar si los impactos de política monetaria se han reducido debido al cambio tan prolongado en la política monetaria y el mercado de dinero. Llegando a la conclusión que el mercado accionario ha reducido su sensibilidad ante impactos de política monetaria no esperados tras la crisis. Del mismo modo Kurihara (2015) realiza un análisis empírico similar para el caso de Japón, de modo que se pueda observar si la política de la Fed tiene alcances internacionales relevantes. Tal análisis es relevante por la naturaleza deflacionaria de Japón y el hecho que su tasa se ha mantenido en cero durante los últimos 20 años. Llegando a la conclusión que las políticas monetarias de los países con fuertes lazos de interacción comercial con Estados Unidos no logran influenciar el mercado local; mientras que el desempeño de las acciones en el país americano tiene un gran efecto sobre los mercados internacionales.

Chen (2005), por su parte, determina que los impactos de política monetaria tienden a ser mayores en los períodos de mercados *bear*, y que existe una tendencia a que una política monetaria restrictiva rompa la tendencia *bullish* en los mercados, mientras que la misma aumenta la probabilidad de mantenerse en mercados *bear*. De modo que la reacción ante cambios de política monetaria tiene una sensibilidad negativa sobre el precio de las acciones. En contraposición, Hsing (2013) realiza un estudio mediante modelos GARCH, demostrando para el caso de Polonia, que una política monetaria expansiva tiende a hacer que los mercados bursátiles aumenten sus precios.

Adicionalmente Shibamoto y Tachibana (2014) explican que las inconsistencias de las investigaciones se deben a que los impactos de política monetaria son heterogéneos para los sectores de una economía. Parte de los mecanismos de transmisión de política monetaria, como el modelo ISLM donde la reducción de tasa de interés disminuye los costos de capital, lo que a su vez implicaría un mayor efecto en las firmas intensivas en este factor.

Por otro lado, bajo una economía abierta de tipo Mundell-Fleming, los movimientos en tasas implican un cambio en los tipos de cambio, por lo que las empresas exportadoras serían aquellas que más impacto tendrían. Tras un análisis del mercado, se llega a la conclusión que las empresas dependientes de capital son las más afectadas, mientras que las exportadoras no tienen un cambio notorio.

3. Elaboración de portafolios y análisis de tendencia

Para el análisis de esta investigación se obtuvieron datos del precio de las acciones correspondiente a las empresas presentadas en la tabla 1, además de emplear datos del índice de precios y cotizaciones (IPC) obtenidos de la plataforma Bloomberg, con periodicidad diaria dividida en los periodos antes mencionados (2001-2008 y 2009-2016). El conjunto de datos se agrupó por sector empleando el principio de portafolios igualmente ponderados. La justificación de esto radica en las propiedades de dichos portafolios, donde Maillard *et al.* (2009) demuestra que la elección de la ponderación aparentemente simplista se ubica dentro de la frontera eficiente. Del mismo modo ya que el portafolio aquí presentado consiste en activos de la misma industria, la correlación de sus rendimientos es positiva; lo que de acuerdo con la teoría de media-varianza resultaría en compras en corto (Markowitz, 1952). Sin embargo, este trabajo pretende mostrar el comportamiento de las acciones por sector, de modo que se optó por un portafolio con los mismos pesos.

La división por sector comprende el industrial, materiales, productos de consumo frecuente, servicios financieros y bienes de consumo no básico. Las empresas incluidas en cada uno de los sectores se muestran en la tabla 1.

Tabla 1
Composición de portafolios

Sector	Empresa
consumo frecuente	WALMEX FEMSA KOFL BIMBO KIMBER GRUMA LALA AC
consumo no frecuente	LIVERPOL ALSEA ELEKTRA
finanzas	SANMEX GFREGIO BOLSA GFNORTE GFINBUR
industria	OHL GAPB ICA ASURB ALFA
materiales	ALPK ICHIB GMEX CMX PENOLES
telecomunicaciones	AMXL AZTECA TLEVISA

Fuente: elaboración propia.

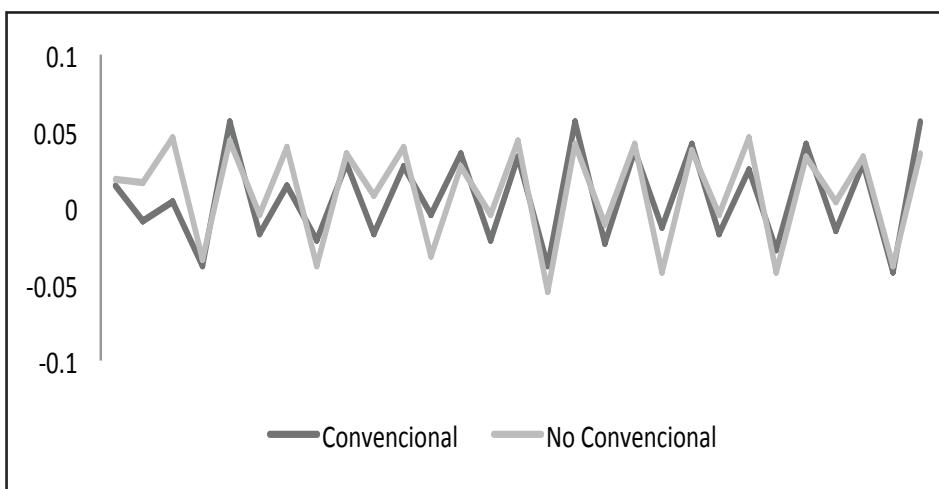
El tratamiento de los datos para obtener el rendimiento diario de los portafolios fue mediante la fórmula.

$$E[P] = \sum_{i=1}^n \frac{r_i}{n} \quad (4)$$

Donde $E[P]$ representa el rendimiento del portafolio, r_i el rendimiento logarítmico del activo i y n el número de empresas por sector. De este modo se obtuvieron las series de rendimiento diario de los seis sectores mencionados.

Por otro lado, se usaron datos del desempeño económico para México, consumo privado, construcción, industrias manufactureras, comercio al por mayor (APMa), comercio al por menor (APMe), telecomunicaciones y servicios financieros; obtenidos del Banco de Información Económica (BIE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) con año base en 2013. Series con periodicidad trimestral al ser las de mayor desagregación temporal que reporta el instituto.

Gráfica 1
Comportamiento comparativo de las tasas de crecimiento del PIB

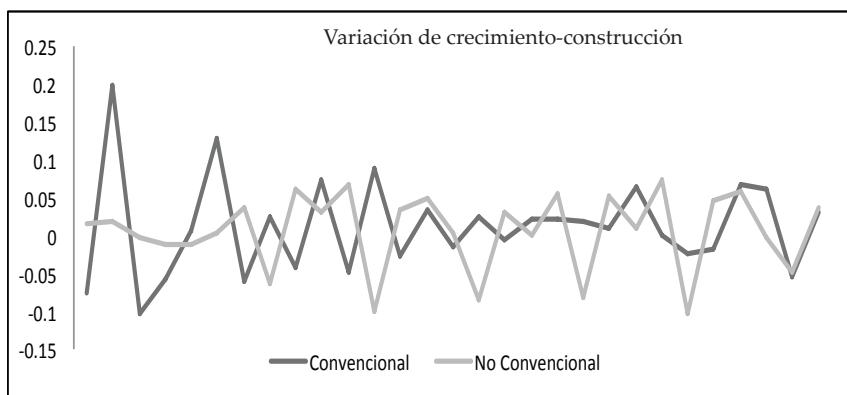


Fuente: elaboración propia con datos del BIE.

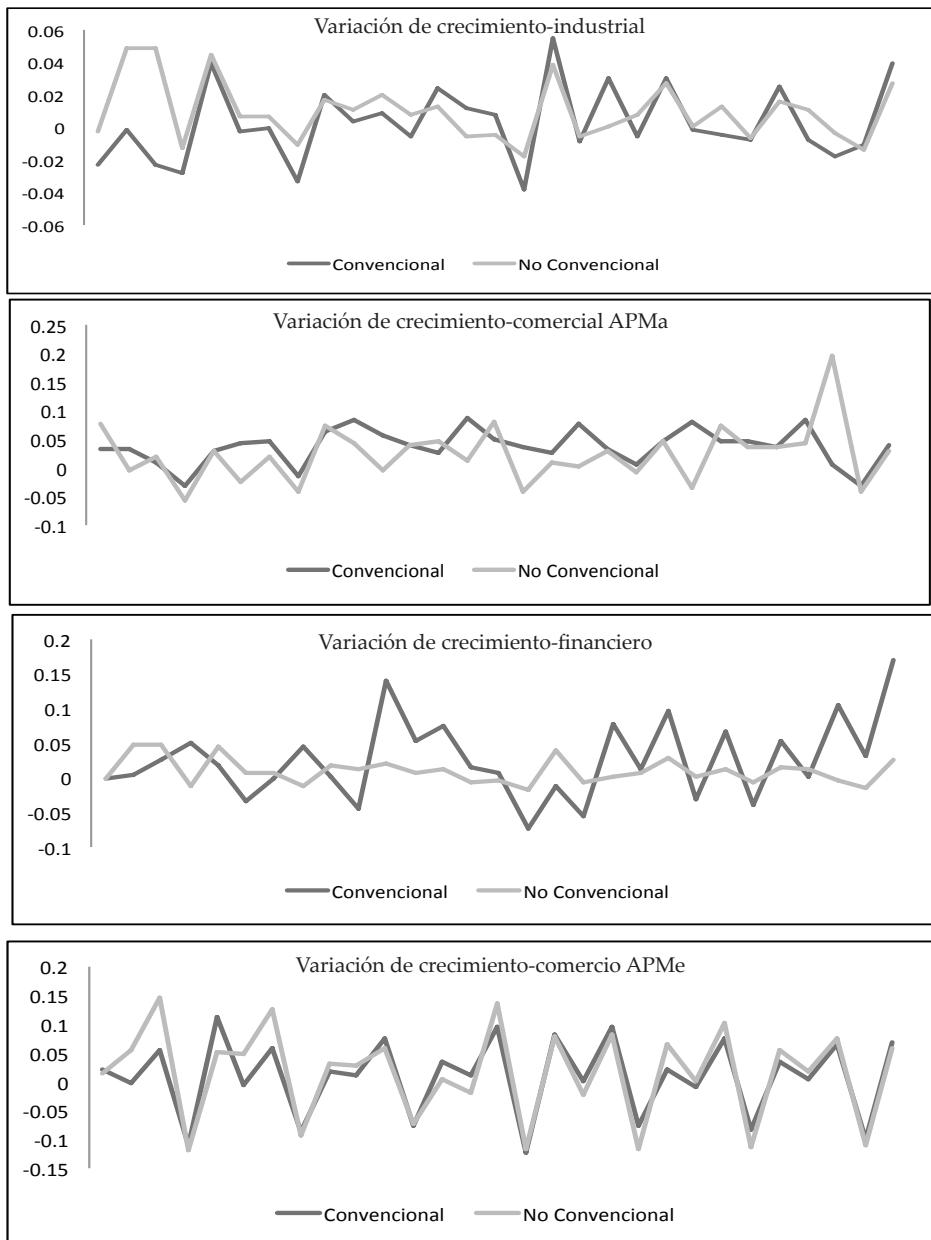
Mediante un crecimiento de tipo puntual, se obtuvieron las tasas de crecimiento del PIB de manera trimestral. En la gráfica 1 se presenta la

volatilidad del crecimiento para ambos periodos estudiados, donde es posible notar el comportamiento estacional que mantiene sin cambios tendenciales en ambas ventanas de tiempo. Sin embargo, es posible apreciar que los rangos en los que se mueve a lo largo de la política no convencional son más amplios; lo que se traduce en que la línea correspondiente a la política no convencional envuelve a su contraparte. Tal tendencia queda capturada en sus estadísticas donde el crecimiento promedio trimestral de 2001 a 2008 es de 0.68%, con una desviación estándar de 3.11%. Por su parte, en el periodo de 2008 a 2016 su crecimiento fue de 0.94% con una desviación de 3.32%. Estos resultados brindan información relacionada a la efectividad de la política monetaria en torno al impacto económico, ya que la tasa de crecimiento resultó más amplia a costa de mayor dispersión o volatilidad. En términos de expectativas de los inversionistas esto podría traducirse en que las expectativas de crecimiento económico sumado al mayor riesgo implicaría una mayor prima y por ende un mayor rendimiento. Sin embargo, es necesario analizar el comportamiento de cada sector de modo que pueda evaluarse con mayor precisión el impacto de la política, lo cual se muestra en los paneles de la gráfica 2.

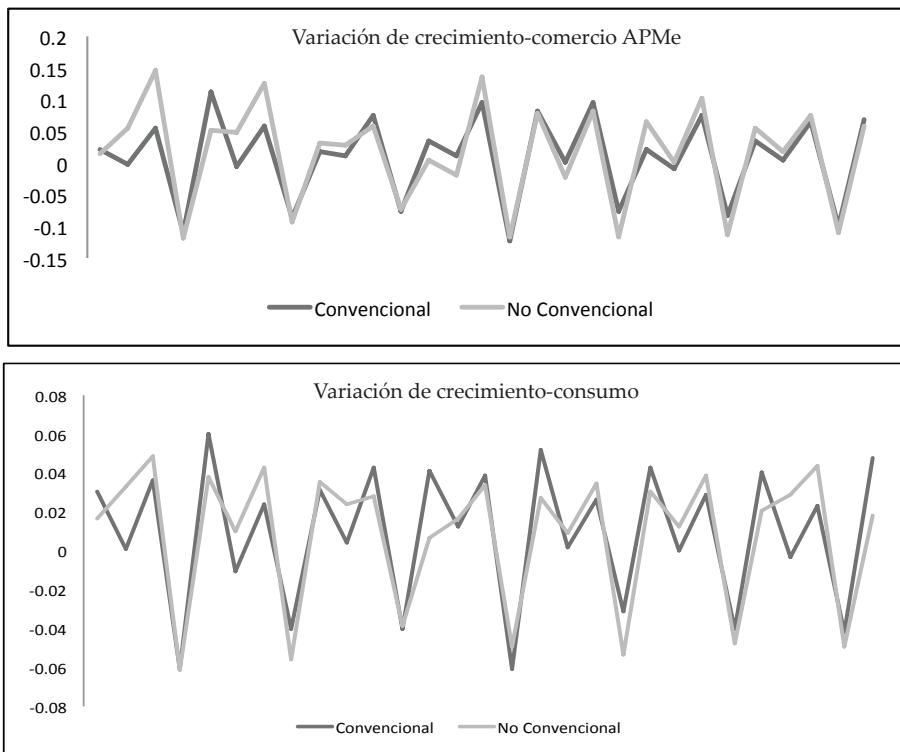
Gráfica 2
Comportamiento comparativo de los sectores



Continuación. Gráfica 2



Conclusión. Gráfica 2



Fuente: elaboración propia con datos del BIE.

En los distintos paneles de la gráfica 2 es posible observar la existencia de un comportamiento heterogéneo de la política monetaria respecto a los sectores de análisis, esto es consistente con las conclusiones de Shibamoto y Tachibana (2014) quienes justo atribuyen este grado de heterogeneidad como explicación a las inconsistencias en los resultados de las investigaciones sobre el tema. Los estadísticos correspondientes a los paneles de la gráfica 2, se exponen en la tabla 2.

Tabla 2
Estadísticas de crecimiento por sector

Sector	Convencional		No convencional	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Construcción	1.20%	6.40%	0.62%	5.16%
Industrial	0.26%	2.30%	0.98%	1.86%
Comercio APMa	1.55%	9.06%	2.09%	6.57%
Telecomunicaciones	3.75%	3.14%	2.37%	5.05%
Financiero	2.61%	5.73%	3.00%	4.29%
Comercio APMe	0.94%	6.79%	1.56%	8.10%
Consumo	0.89%	3.58%	0.83%	3.56%

Fuente: elaboración propia con datos obtenidos con datos del BIE.

El análisis gráfico cualitativo, así como el estadístico permiten observar que los sectores que aumentaron su volatilidad significativamente fueron las telecomunicaciones y el comercio APMe; siendo la industria de telecomunicaciones la única que mostró un incremento en su crecimiento trimestral promedio. Adicionalmente cabe recalcar que en algunas series la volatilidad disminuyó en los períodos de política poco convencional. En particular los servicios financieros, el comercio APMa y la construcción redujeron la dispersión de su crecimiento trimestral; siendo la industria constructora la única en presentar una disminución de su crecimiento promedio.

Estos resultados pueden explicarse mediante el modelo de Lucas de preferencias adaptativas. Por un lado, en los períodos de política convencional la decisión de tasas por parte de los bancos centrales era imprevista por el público, lo que permitía su mejor desempeño. Sin embargo, durante los años subsecuentes a la crisis donde la desaceleración de la economía mundial se mostraba constante, los inversionistas pudieron ser capaces de predecir un largo periodo de tasas cercanas a cero y un aumento sostenido de la masa monetaria. En el sector financiero en particular el aumento en comparación con el periodo previo también pudo deberse al flujo de capital proveniente de Estados Unidos a México y otros países en vías de desarrollo con el fin de buscar mayores rendimientos. De la misma manera, siendo la tasa de referencia la variable determinante de los presupuestos y ganancias

bancarias, no es de extrañar que su estabilidad también haya supuesto una reducción en la volatilidad de éste.

En resumen, con las observaciones obtenidas es posible plantear una conjetura en torno al desempeño bursátil de los sectores basados en la literatura estudiada y el análisis macroeconómico para el caso de México. Donde se esperaría que el comportamiento fuera parecido, dominando las expectativas al factor de descuento estocástico.

4. Análisis empírico

Debido a que uno de los problemas enunciados con anterioridad consiste en el supuesto de volatilidad homocedástica de los rendimientos de las acciones, el presente trabajo incorpora el uso de modelos GARCH. El desarrollo de tales modelos surge por el supuesto basado en consideraciones empíricas donde la generación de expectativas relativas a sucesos del pasado afecta el comportamiento de las variables en el presente. En particular las series de tipo financiero suelen relacionar la volatilidad presente con el desarrollo de la serie periodos atrás (Arce, 1998); esto es, el valor esperado queda condicionado por la varianza del periodo anterior. Ante tal situación Engle (1982) en su artículo seminal sobre modelos ARCH menciona que el estudio de activos financieros es mejor con estos planteamientos matemáticos ya que de acuerdo con la teoría económica los agentes que llevan a cabo transacciones de estos bienes deciden en función de la esperanza y volatilidad de la información pasada; lo que en última instancia determina el precio presente y futuro.

La estructura que siguen estos procesos es igual a un ARIMA salvo por los errores que ahora se presentan para un GARCH (p,q) de la forma.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

El uso de estos modelos consiste en la presencia de exceso de kurtosis en las series; de este modo en el análisis se probará este criterio para posteriormente ajustar el modelo que mejor represente el comportamiento de la serie.

Adicionalmente mediante una prueba no paramétrica de Kolmogorov-Smirnov se comparan las distribuciones de los rendimientos para las dos ventanas de tiempo y así poder determinar si la distribución de éstos sufrió un cambio estadísticamente significativo durante los períodos de política no convencional.

En los siguientes apartados se muestra la construcción de los portafolios en base a los rendimientos de las acciones correspondientes a los seis sectores definidos, para los dos períodos de interés. Posteriormente se presentan los modelos econométricos que ajustan las series para finalmente aplicar la prueba no paramétrica.

4.1. Consumo frecuente

El análisis de los estadísticos y distribución de los rendimientos correspondiente al portafolio de este sector se observan en la tabla y gráfica 3 respectivamente. Comparando los resultados para las dos ventanas de tiempo, se tiene que el rendimiento promedio diario es mayor 0.01% aproximadamente para el periodo convencional respecto al no convencional, mientras que la desviación estándar considerada es menor para el periodo no convencional.

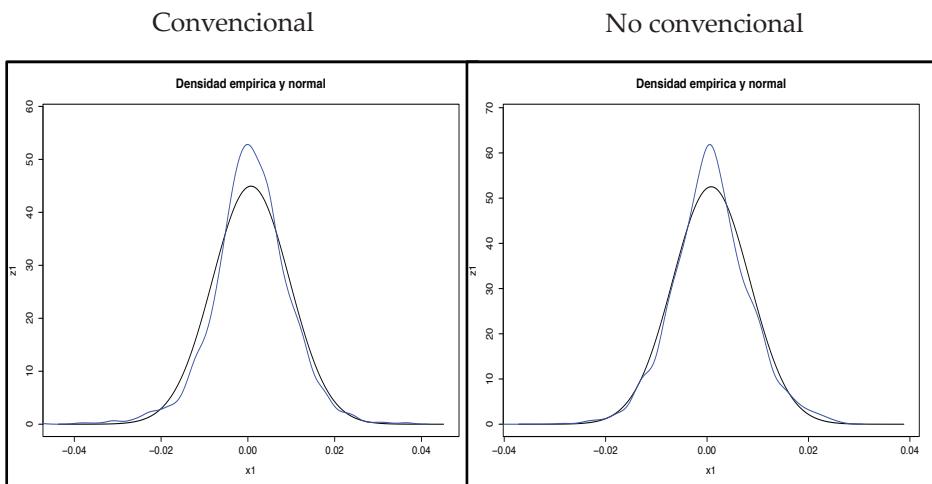
Tabla 3
Estadística de consumo frecuente

Estadística	Convencional	No convencional
mínimo	-0.053	-0.049
máximo	0.037	0.026
media	0.0717%	0.083%
desviación estándar	0.8877%	0.7596%
sesgo*	-0.376684	-0.06174
kurtosis*	2.393400	1.492892

*Las pruebas de hipótesis dieron valores $P < 0.05$ bajo la hipótesis nula convencional para pruebas de sesgo y kurtosis.

Fuente: elaboración propia.

Gráfica 3 Distribución de rendimientos



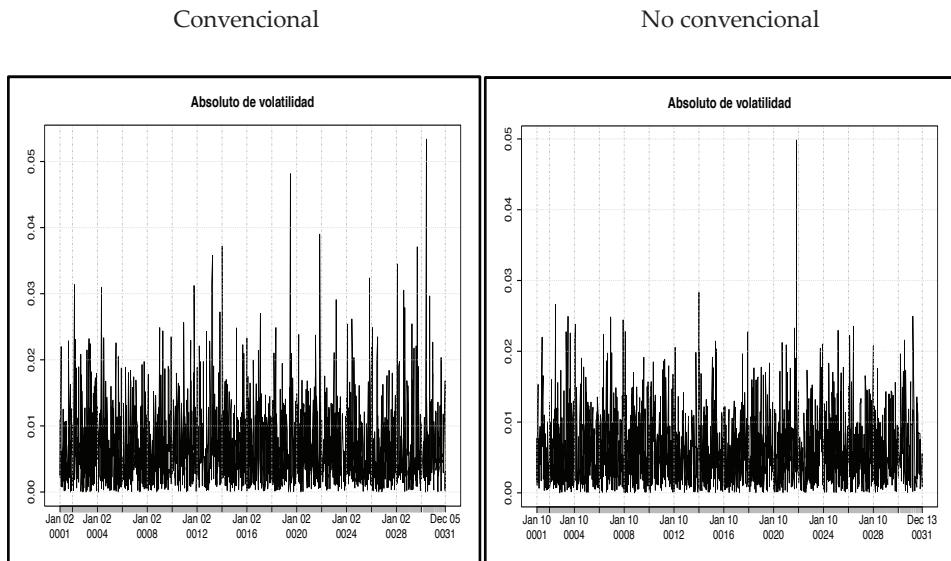
Fuente: elaboración propia.

Resaltar que el nivel de kurtosis se redujo entre períodos, lo que es posible notar en la gráfica 3, donde las distribuciones en comparación con la normal se observan que las colas se muestran más pesadas que en periodo no convencional, comportamiento que se relaciona con la reducción del sesgo negativo.

La grafica 4 muestra el comportamiento de volatilidad, se muestra una mayor frecuencia con picos mucho más altos para el periodo convencional.

Con el objetivo de modelar las varianzas condicionales del portafolio se propone para el periodo convencional un modelo ARIMA (0 0 29), mientras que para el periodo no convencional un ARIMA (0 0 20). En las tablas 4 y 5 se presentan los coeficientes y valores t de los modelos propuestos para cada uno de los períodos de estudio, discriminando de otros de acuerdo al criterio de información Akaike. Ambos modelos se ajustaron mediante el comportamiento de un GARCH (1,1).

Gráfica 4
Comportamiento de la volatilidad



Fuente: elaboración propia.

Tabla 4
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,29) + GARCH(1,1)
periodo convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
Ma 7	0.122	2.401
Ma 8	0.094	2.17
Ma 18	-0.091	-2.005
Ma 29	0.096	2.059
Intercepto	.1282	3.056
Beta	.981	2.94

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,20) + GARCH(1,1)
periodo no convencional

Variable	Coeficiente	Valor de t
ma 14	-0.12	-2.814
ma 20	0.722	2.291
intercepto	0.15	4.909
beta	0.8268	6.09

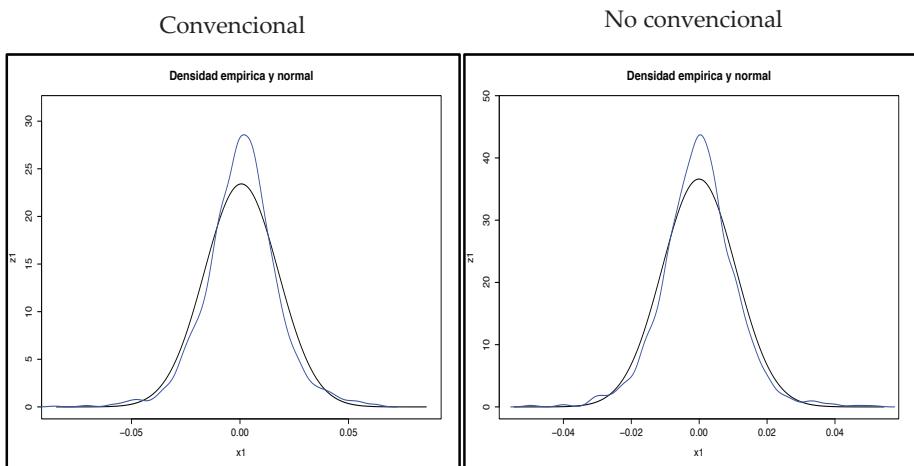
Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Para la prueba Koomogroy-Smirnay se consideró una muestra aleatoria de longitud 1 000, donde la hipótesis nula es que ambos periodos son iguales. El p estadístico resultante fue de 0.0971, con lo cual no es posible rechazar la hipótesis nula, de tal forma que la distribución de este portafolio en particular no presentó cambios significativos tras la política no convencional.

El análisis de los estadísticos y distribución de los rendimientos correspondiente al portafolio del sector telecomunicaciones se presentan en la tabla 6. Se observa que para el periodo no convencional se da un rendimiento promedio de 0%, reduciendo su sesgo y kurtosis.

Gráfica 5
Distribución de rendimientos



Fuente: elaboración propia.

Telecomunicaciones

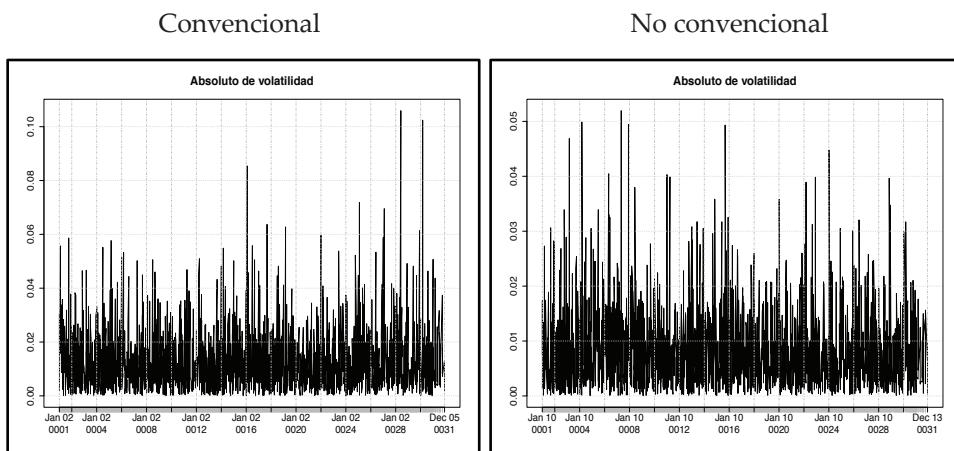
Tabla 6
Estadística de telecomunicaciones

Estadística	Convencional	No convencional
mínimo	-0.105	-0.049
máximo	0.0637	0.051
media	0.0853%	0%
desviación estándar	1.703%	1.08%
sesgo*	-0.3154	0.11
kurtosis*	2.892	1.913

*Las pruebas de hipótesis dieron valores $P < 0.05$ bajo la hipótesis nula convencional para pruebas de sesgo y kurtosis.

Fuente: elaboración propia.

Gráfica 6
Comportamiento de la volatilidad



Fuente: elaboración propia.

Para modelar estas series se realizaron los mismos criterios de evaluación de correlograma y Akaike a fin de ajustar el modelo ARIMA y posteriormente el GARCH. Los modelos para el periodo convencional y no convencional se muestran en las tablas 7 y 8 respectivamente.

Tabla 7
Coeficientes del modelo ARIMA(0 0 10) + GARCH(1 2)
periodo convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
ma 10	0.05359	2.748
beta 1	.50142	2.147
beta 2	.4986	2.1364

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 8
Coeficientes del modelo ARIMA(0 0 25) + GARCH(1 1)
periodo no convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
Ma 7	-0.048	-2.026
Ma 11	-0.051	-2.112
Beta 1	.9912	8.58

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

La prueba Kolmogorov-Smirnov tiene un valor *p* estadístico de 0.0023 por lo que se rechaza la hipótesis nula; es decir, las distribuciones de los rendimientos no son similares estadísticamente, por lo que se podría tener un cambio significativo en el comportamiento de los rendimientos. El hecho que el primer periodo pudiera ser modelado con un GARCH (1, 2) habla de su dependencia en la varianza condicional de dos periodos anteriores, de tal forma que el cambio en la política o algún otro evento cercano a dicho punto modificó la forma en que las expectativas de los inversionistas dejan de depender de la volatilidad pasada.

Consumo no frecuente

En el caso de este portafolio, en la gráfica 8 es posible notar la reducción en el nivel de kurtosis durante el periodo no convencional. Este comportamiento se debe principalmente a que durante los periodos de crisis el consumo es impactado por un efecto de primer y segundo grado, además de que la demanda en los bienes de lujo cae más que proporcionalmente al ingreso. En cuanto al segundo impacto se hace referencia a la baja en las tasas que implica un aumento en el nivel de precios que poco a poco merma el poder adquisitivo de los individuos. Ante este escenario las preferencias de las personas cambian a bienes de mercados alternativos más baratos de la economía informal. Ante esta incertidumbre, las empresas que cotizan en bolsa de esta industria pueden ver reducidas sus expectativas de ventas; lo que en última instancia afectaría el rendimiento de las acciones.

Tabla 9
Estadística de consumo no frecuente

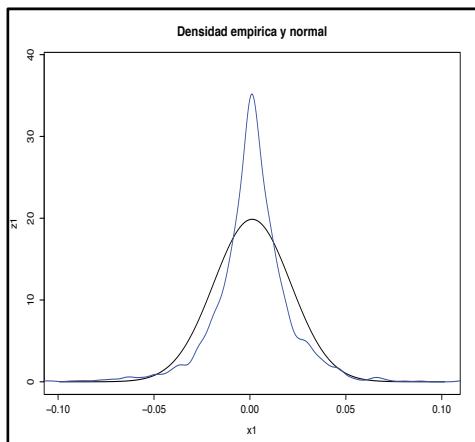
Estadística	Convencional	No convencional
mínimo	-0.1389	-0.058
máximo	.129	0.059
media	.117%	0.02%
desviación estándar	2%	1.15%
sesgo*	-2.2544	-0.046
kurtosis*	5.9	1.955

*Las pruebas de hipótesis dieron valores P<0.05 bajo la hipótesis nula convencional para pruebas de sesgo y kurtosis.

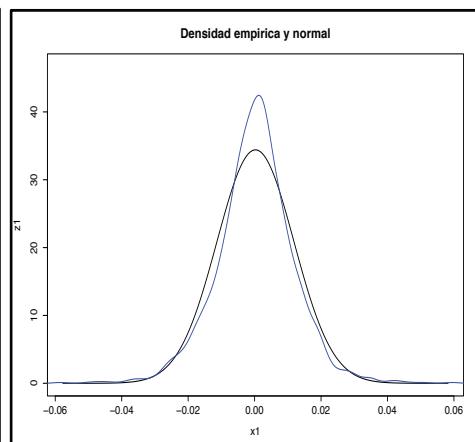
Fuente: elaboración propia.

Gráfica 7
Distribución de rendimientos

Convencional



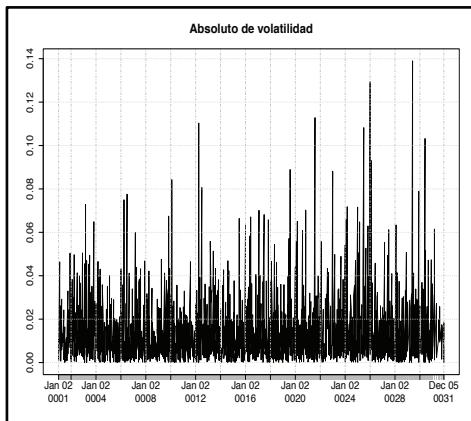
No convencional



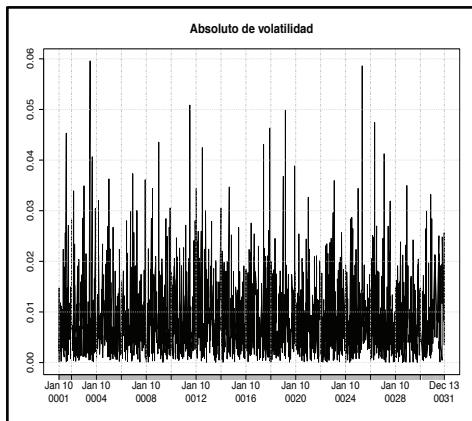
Fuente: elaboración propia.

Gráfica 8
Comportamiento de la volatilidad

Convencional



No convencional



Fuente: elaboración propia.

En contraposición a lo ocurrido en el sector de telecomunicaciones, el modelo que mejor ajusta el comportamiento para el período no convencional es el GARCH (1, 2). Este resultado refuerza la conjectura anterior; donde el aumento en la incertidumbre del desempeño del sector lo vuelve más sensible a los períodos anteriores a modo de encontrar más información. Los resultados se presentan en las tablas 10 y 11.

Tabla 10
Coeficientes del modelo ARIMA (0 0 30) + GARCH(1 1)
periodo convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
ma 30	-0.0555	-2.392
intercepto	0.001	2.314
alfa 1	.00019	2.84
beta 1	.000829	10.7

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 11
Coeficientes del modelo ARIMA (0 0 20) + GARCH (1 2)
periodo no convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
ma 4	0.056	2.357
ma 20	-0.047	2.1
beta 2	0.9486	3.68

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

El criterio Kolmogrov-Smirnov proporciona un valor *p* de 0.04 lo que se encuentra en la zona de rechazo de la hipótesis nula. Lo que implica que la distribución de los rendimientos del sector de consumo no frecuente cambia en estos periodos. Este resultado es consistente con los principios de expectativas adaptativas de la teoría económica, así como la valuación de activos.

Financiero

Para el caso de la industria financiera ésta mostró un comportamiento con menor volatilidad en la serie económica, en el caso del portafolio representativo hubo un comportamiento similar, aunque en menor grado, además de disminuir las medidas de kurtosis, desviación estándar y su media.

En torno al sector financiero dado que la tasa de interés representa un factor determinante para su crecimiento en torno a las ganancias percibidas, la reducción de esta variable pudo representar un periodo relativamente estable para la industria al saber que la normalización de tasas llevaría años para implementarse.

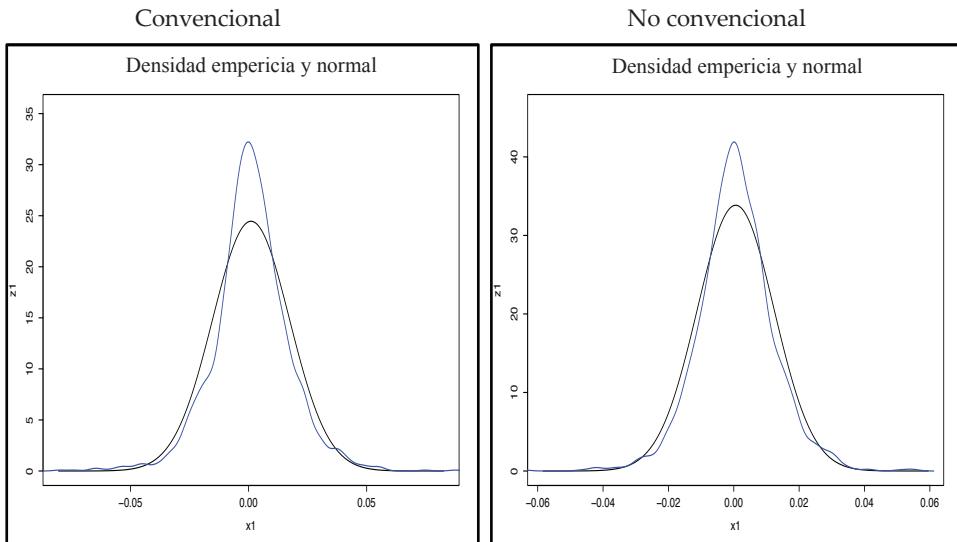
Tabla 12
Estadística de financiero

Estadística	Convencional	No convencional
mínimo	-0.127	-0.08
máximo	0.087	0.055
media	.1%	0.05%
desviación estándar	1.6%	1.17%
sesgo*	-0.34	-0.273
kurtosis*	4.11	3.422

*Las pruebas de hipótesis dieron valores P<0.05 bajo la hipótesis nula convencional para pruebas de sesgo y kurtosis.

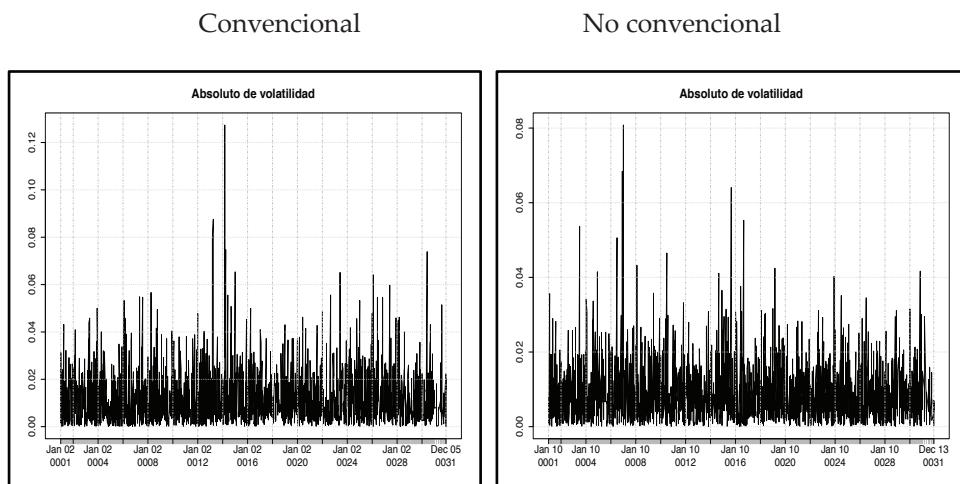
Fuente: elaboración propia.

Gráfica 9
Distribución de rendimientos



Fuente: elaboración propia.

Gráfica 10
Comportamiento de la volatilidad



Fuente: elaboración propia.

En cuanto al modelo econométrico implementado, el cambio visible es alrededor de la interacción de los rezagos observados, donde el ARIMA(0,0,0) presentó el mejor ajuste a los datos. Mientras que la dependencia de las observaciones a casi un mes en el pasado se hizo relevante en el periodo de política no convencional.

Tabla 13
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,0) + GARCH(1 1)
periodo convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
intercepto	0.05	2.63
alfa1	.5657	2.352

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 14
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,29) + GARCH(1,1)
periodo no convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
ma 4	-0.054	-2.264
ma 29	0.078	3.245
intercepto	0.0006	2.415
alfa 1	0.0087	2.64
beta1	0.9796	2.68

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Por su parte el estadístico *p* de la prueba de Kolmogrov-Smirnov es 0.87% por lo que la hipótesis nula se acepta. En este caso se considera que, a pesar del cambio de comportamiento en el crecimiento del sector en la economía, la distribución de los rendimientos no sufrió cambios estadísticamente significativos.

Industrial

En el caso del sector industria el comportamiento del portafolio tiene un cambio significativo en una de las estadísticas más representativas de las series financieras donde es usual encontrar un sesgo negativo. Durante el periodo de política no convencional el sesgo fue positivo, mientras que el rendimiento diario promedio aumentó y la desviación estándar se redujo. Tales cambios pueden deberse en parte a la inversión directa vivida en México durante estos periodos. Adicionalmente las depreciaciones del peso frente al dólar volvieron más competitivas las exportaciones mexicanas; sector que comprende gran parte de la industria nacional. Tal factor se ve reflejado en las series económicas donde el crecimiento promedio trimestral se vió favorecido en el segundo periodo estudiado.

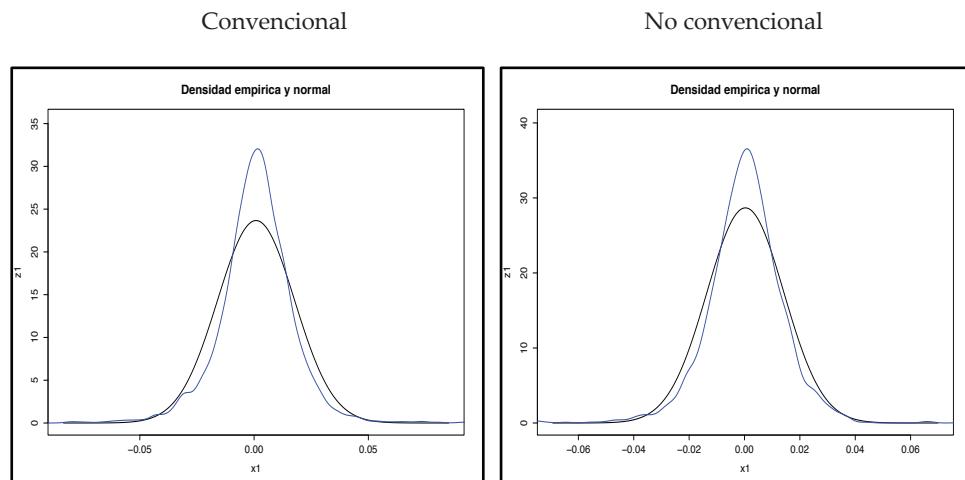
Tabla 15
Estadística de industria

Estadística	Convencional	No convencional
mínimo	-0.2	-0.077
máximo	0.098	0.1319
media	.08%	0.3%
desviación estándar	1.68%	1.39%
sesgo*	-0.9488	.104
kurtosis*	14.5	7.73

*Las pruebas de hipótesis dieron valores $P<0.05$ bajo la hipótesis nula convencional para pruebas de sesgo y kurtosis.

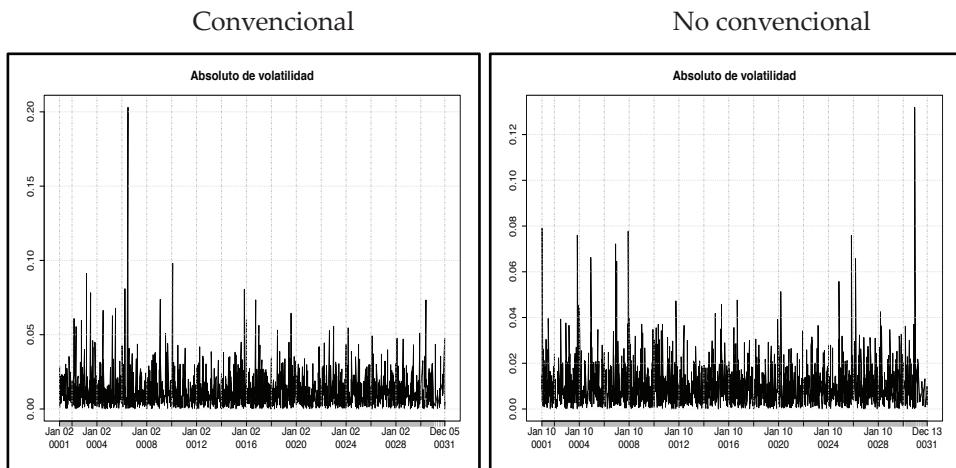
Fuente: elaboración propia.

Gráfica 11
Distribución de rendimientos



Fuente: elaboración propia.

Gráfica 12
Comportamiento de la volatilidad



Fuente: elaboración propia.

En la tabla 16 y 17 se observa el ajuste de acuerdo al modelo econométrico correspondiente, resaltando que la dependencia en los rendimientos para el periodo no convencional se reduce, una posible explicación se debe a que la tasa de interés sirve para llevar a cabo los planes presupuestarios y como medio para descontar flujos derivados de los proyectos, por lo que la pérdida de dependencia de la volatilidad de los periodos anteriores implicaría una preferencia por el aumento en las expectativas de crecimiento del sector más que una mera especulación accionaria.

Tabla 16
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,11) + GARCH(2,1)
periodo convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
ma 11	0.054	2.816
intercepto	0.00083	2.088
beta1	.999	3.39

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 17
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,0) + GARCH(1,1)
periodo no convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
beta1	0.8153	11.534

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

El valor *p* es de 0.054% para la prueba Kolmogorov-Smirnov por lo que se acepta la hipótesis nula; donde la distribución es igual en ambos períodos. En este caso se encuentra en el límite de la zona de aceptación, por lo que ajustando a un nivel de significancia del 10% podría llegar a hablarse de una diferencia significativa. Una desagregación de este sector para su estudio individual puede realizarse en futuros trabajos.

Materiales

En torno a los estadísticos mostrados, es posible notar que las observaciones de los períodos de política no convencional redujeron su rendimiento diario esperado al igual que su desviación estándar. Éste es un caso inverso a lo observado en la serie de industria donde por ser bienes intermedios empleados principalmente en la construcción, la desaceleración económica redujo el dinamismo del sector. Factor que pudo traducirse en la reducción de expectativas de las acciones; lo que finalmente afectó al rendimiento. Sin embargo, es menester hacer notar que las diferencias son marginales y pueden no haber sido afectadas en absoluto.

Tabla 18
Estadística de materiales

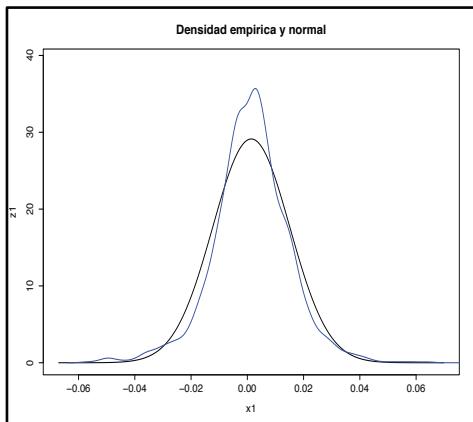
Estadística	Convencional	No convencional
mínimo	-0.057	-0.059
máximo	0.083	0.055
media	0.14%	0.03%
desviación estándar	1.3%	1.13%
sesgo*	-0.028	-0.111
kurtosis*	2.32	1.937

*Las pruebas de hipótesis dieron valores $P<0.05$ bajo la hipótesis nula convencional para pruebas de sesgo y kurtosis.

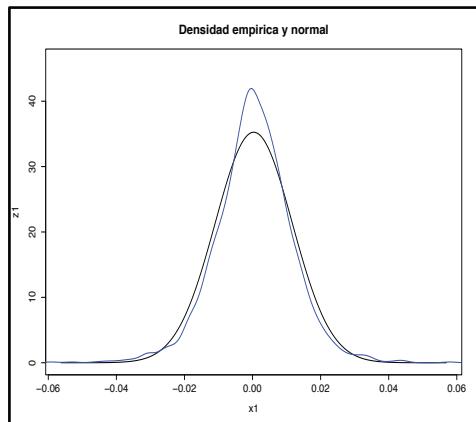
Fuente: elaboración propia.

Gráfica 13
Distribución de rendimientos

Convencional



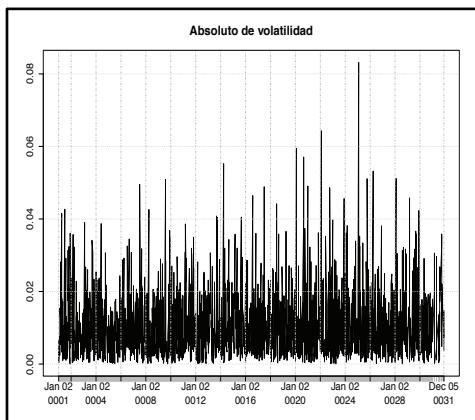
No convencional



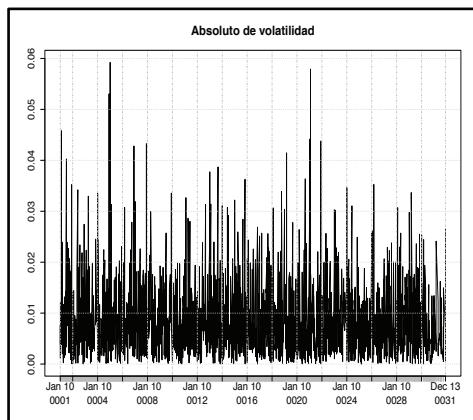
Fuente: elaboración propia.

Gráfica 14
Comportamiento de la volatilidad

Convencional



No convencional



Fuente: elaboración propia.

Para estas series, los modelos econométricos no mostraron tener grandes diferencias en cuanto sus formas estructurales. En ambos casos dependen de factores anteriores con el mismo comportamiento en la volatilidad.

Tabla 19
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,15) + GARCH(1,1)
periodo convencional

Variable	Coeficiente	Valor de t
ma 6	-0.0509	-2.176
ma 15	-0.0723	-3.634
intercepto	0.05	4.438
beta1	.998	7.59

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 20
Coeficientes del modelo ARIMA(0,0,29) + GARCH(1,1)
periodo no convencional

Variable	Coeficiente	Valor de <i>t</i>
ma 4	-0.051	-2.137
ma 5	0.0778	3.236
ma 8	-0.074	-3.039
beta1	0.855	9.57

Nota: se omitieron los coeficientes de las variables cuyos valores $|t| < 2$ al no rechazar la hipótesis nula de coeficientes igual a cero.

Fuente: elaboración propia.

El *p* value corresponde a 0.029% por lo que se rechaza la hipótesis nula del criterio Kolmogrov-Smirnov; por lo que estadísticamente las distribuciones son distintas. Tal diferencia puede apreciarse de forma gráfica en las distribuciones empíricas. De modo que, aunque marginales, las diferencias se muestran significativas.

5. Conclusiones

El presente trabajo partió de la pregunta si las decisiones de política monetaria no convencional implementadas a finales de 2008 hasta mediados de 2016 habían tenido un impacto significativo en el rendimiento de las acciones en México. A partir de la teoría de valuación de activos y los modelos económicos de preferencia por la liquidez se plantearon dos posibles respuestas. Por un lado, una reducción en las tasas de interés equivale a aumentar el factor de descuento de los flujos futuros de los activos. Tal fenómeno aumentaría el precio y por ende el rendimiento. Por otro lado, ya que la existencia y volumen de los flujos futuros depende del desempeño de las empresas; lo que se traduce como las expectativas de los inversionistas, una desaceleración económica eventualmente reduciría el precio de todos los activos bursátiles.

Mediante un análisis macroeconómico se determinó que los impactos fueron visibles en el llamado sector real de la economía. El consumo mantuvo

un crecimiento trimestral promedio de 0.8% aproximadamente, a su vez en el portafolio de consumo frecuente no se mostraron diferencias estadísticamente significativas entre las series de ambos periodos. Este resultado es congruente con el fundamento teórico de los bienes inelásticos de primera necesidad, donde estos productos no sufren cambios en su demanda por impactos externos. Tal comportamiento parece ser percibido por el mercado a través de la falta de alteración en el comportamiento y distribución de sus rendimientos. Sin embargo, el consumo no frecuente sufrió un cambio observado en su nivel de kurtosis y reducción de rendimiento promedio.

En torno al sector industria, el cambio de las series económicas se tradujo en un aumento de su rendimiento trimestral promedio que puede explicarse por la relación de exportación que tiene el sector con Estados Unidos y el incremento en el tipo de cambio. También se vio reflejado en una reducción de la desviación estándar e inclusive un cambio en el signo del sesgo. Comportamiento opuesto el experimentado por el sector de telecomunicaciones, donde el sentido de ambas series tuvo un deterioro en su desempeño al reducir su rendimiento diario esperado, adicionalmente la prueba de Kolmogorov-Smirnov mostró que la distribución tuvo un cambio que podría deberse a la implementación de la política no convencional.

Un fenómeno similar, pero en mayor grado se observó en la serie de construcción, que en términos económicos se redujo a la mitad en su tasa de crecimiento, mientras que el rendimiento esperado del portafolio tuvo un cambio más que proporcional en una periodicidad diaria.

Finalmente es posible notar que los efectos predominantes en el comportamiento de los rendimientos de los portafolios por sector en México se encuentran más ligados al desempeño económico que a los impactos de política monetaria. En general los impactos son diferenciados y en caso de haber un traspaso de los cambios en tasas de interés pueden deberse a efectos de segundo grado; donde variables como inflación o tipo de cambio tienen un papel más relevante. Este trabajo se presenta como un análisis previo a estudios más generales donde las implementaciones de modelos de equilibrio general necesitan del estudio de la interacción entre la economía real y su contraparte bursátil.

Referencias

- Arce, Rafael (1998). *Introducción a los modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional (ARCH)*. Programa de Doctorado en Modelización Económica del Instituto LR Klein.
- Berger, Travis J. y Cao Guangye (2014). "Global Effects of US Monetary Policy: Is Unconventional Policy Different?". *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Blanchard, Oliver; Dell'Arccia Giovanni y Mauro Paolo (2010). *Rethink Macroeconomic Policy*. IMF Staff Position Note.
- Bollerslev, Tim (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.
- Boubaker, Sabri; Dimitrios, Gounopoulos; Nguyen, Duc Khong y Nikos Paltalidis (2017). "Assessing the effects of unconventional monetary policy and low interest rates on pension fund risk incentives". *Journal of Banking and Finance* 77, pp. 35-52.
- Cochrane, John H. (2000). *Asset Pricing*. Graduate School of Business. University of Chicago. Cap. I pp. 15, Cap. I.
- Chen Shiu-Sheng (2005). "Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns?" *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39. No. 2-3.
- Durré, Alain & Giot Pierre (2007). "An International Analysis of Earnings, stock prices and bond yields". *Journal of Business Finance & Accounting*, 34, pp. 613-641.
- Ekelund, Robert y Herbert Robert (2005). *Historia de la teoría económica y de su método*. McGraw Hill Interamericana. 3er., ed. Cap. xix-xx.
- Engle, Robert (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, vol. 50 Issue 4, pp. 987-1008.
- Eser, Fabian & Schwaab Bernd (2016). "Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme". *Journal of Financial Economics*, 119. pp. 147-167.
- Gallo, Lindsay A.; Hann Rebecca N., Li Congcong (2016). "Aggregate earnings surprises, monetary policy, and stock returns". *Journal of Accounting and Economics* 62, pp. 103-120.
- Hsing Yu (2013). "Effects of Fiscal Policy and Monetary Policy on the Stock Market in Poland". *Economies*, pp. 19-25.
- Kurihara Yutaka (2015). "Asset Price and Monetary Policy": The Japanese Case. *Journal of Applied Finance & Banking*, vol. 5, No. 4, pp. 1-9

- Maillard, Sébastien; Roncalli Thierry & Teiletche Jerome (2009). "On the properties of equally-weighted risk contribution portfolios". *The Journal of Portfolio Management*, vol. 36, pp. 60-70.
- Markowitz, H. M. (1952). "Portfolio Selection". *Journal of Finance*, vol. 7, pp. 77-91.
- Muth, John (1961). "Rational Expectations an the Theory of Price Movements". *Econometrica, The Journal of the Econometric Society*, vol. 29, pp. 315-335.
- Ricard, Torres (2015). "Coeficientes de aversión al riesgo". *Economía Financiera*. ITAM.
- Rigobon, Roberto y Sack Brian (2004). The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 1553-1575.
- Romer, David (1996). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill Advanced Series in Economics, 4th, ed., Cap. V.
- Shibamoto Masahiko y Tachibana Minoru (2014). "Individual Stock Returns And Monetary Policy: Evidence From Japanese Data." *The Japanese Economic Review. The Journal of the Japanese Economic Association*, vol. 65, No. 3.
- Varian, Hall R. (1992). *Microeconomic Analysis*. W. W. Norton & Company Inc. International Student Edition. 3rd. ed., Cap. XIII & XVII.
- William, Schwert (1989). Why does stock market volatility chance over time?. *The Journal of Finance*, vol. XLIV, No. 5, pp. 1115-1153.
- Wu, Wenbin (2016). "Are financial markets less responsive to monetary policy shocks at the zero lower bound?" *Economic Letters*, 145, pp. 258-261.