

Una aplicación time-varying del modelo de cinco factores de Fama & French para medir el desempeño de los mercados accionarios desarrollados en tiempos del Covid-19

ÁREA: 2
TIPO: Aplicación

AUTORES

Eduardo Sandoval Álamos¹
Programa Institucional de Fomento a la I+D+I, Universidad Tecnológica Metropolitana, Chile
eduardo.sandoval@utem.cl

Claudio Molina Mac-Kay
Universidad Tecnológica Metropolitana, Chile
claudio.molina@utem.cl

1. Autor de contacto:
Facultad de Ingeniería, Universidad Tecnológica Metropolitana, Departamento de Industria: José Pedro Alessandri 1242, Ñuñoa, Región Metropolitana, Chile.

A time-varying application of Fama & French five-factor model to measure the performance of developed stock markets during the Covid-19 crisis
Uma aplicação variável do modelo de cinco fatores da Fama & French para medir o desempenho dos desenvolvidos mercados de ações durante a crise do Covid-19

En este artículo se realiza una aplicación time-varying para medir el desempeño bursátil de los mercados desarrollados en tiempos del Covid-19. Para lo anterior, se utiliza el "Alfa de Jensen", estimado a partir del modelo de Fama & French (2015) con residuos heterocedásticos. Los resultados indican que, durante la crisis, los mercados accionarios desarrollados con mejor desempeño son: Dinamarca, Israel y Holanda, mientras que los de peor desempeño son: Singapur, Bélgica y Alemania. El buen desempeño se asocia a políticas fiscales eficientes y bien focalizadas, representando así los mercados con desempeño superior, alternativas que crean valor a inversionistas globales.

In this article, a time-varying application is made to measure the stock market performance of developed markets during the Covid-19 crisis. For the above, the "Jensen's Alpha" is used, estimated from the model of Fama & French (2015) with heteroscedastic residuals. The results indicate that, during the crisis, the developed stock markets with the best performance are: Denmark, Israel and the Netherlands, while the worst performers are: Singapore, Belgium and Germany. Good performance is associated with efficient and well-focused fiscal policies and therefore stock markets with superior performance are alternatives that create value to global investors.

Neste artigo, é feita uma aplicação variante no tempo do modelo de cinco fatores Fama & French para medir o desempenho dos desenvolvidos mercados de ações durante a crise do Covid-19. Para o exposto, utiliza-se o "Alpha de Jensen", estimado a partir do modelo de Fama & French (2015) com resíduos heterocedásticos. Os resultados indicam que, durante a crise, os mercados de ações com melhor comportamento são: Dinamarca, Israel e Holanda, enquanto os piores são: Cingapura, Bélgica e Alemanha. O bom desempenho está associado a políticas fiscais eficientes e bem direcionadas, representam assim, os mercados com desempenho superior, alternativas que geram valor para os investidores globais.

DOI
10.3232/GCG.2022.V16.N2.03

RECIBIDO
11.02.2022

ACEPTADO
01.03.2022

1. Introducción

Desde que fue declarado el inicio de la pandemia del Covid-19 en la ciudad de Wuhan, China, ya hacia fines del año 2019, la comunidad científica internacional ha desplegado significativos esfuerzos en estudiar sus consecuencias.

En este contexto, algunas empresas han mejorado su desempeño producto de la pandemia, especialmente aquellas vinculadas con la venta de productos y/o servicios destinados a la sanitización y cuidado de la salud como también aquellas que se han reconvertido pasando a ofrecer sus productos o servicios a través de la entrega directa o bien a través de plataformas en la web.

El dispar desempeño económico de las empresas en pandemia se ha visto también reflejado en un dispar desempeño bursátil, sobre todo en periodos de alta volatilidad producto de la crisis sanitaria del Covid-19.

En Finanzas una de las medidas tradicionales utilizada para medir el desempeño bursátil ha sido el "Alfa de Jensen", desarrollada por Jensen (1968). Esta medida captura la diferencia entre el rendimiento accionario observado y el que se espera a partir de algún modelo generador de rendimientos de equilibrio de mercado, entre ellos el modelo de cinco factores de Fama & French (2015), de aquí en adelante FF.

En un contexto dinámico es importante para los inversionistas globales detectar aquellas bolsas con mejor desempeño a objeto de rebalancear sus portafolios internacionales y reorientar sus recursos a aquellas que, ajustadas por riesgos, presenten mejores rendimientos. También se hace relevante para ellos saber si el desempeño bursátil se vincula eventualmente a las políticas monetarias y fiscales implementadas por las autoridades económicas de los países durante la pandemia.

Investigación reciente en econometría financiera indica que los modelos utilizados para generar rendimientos de equilibrio de activos financieros, construidos en base a coeficientes dinámicos, que cambian en el tiempo (time-varying), presentan ventajas significativas en relación a aquellos que asumen por definición coeficientes que son estáticos. Estas ventajas se acentúan cuando se trabajan datos con frecuencia diaria, dada la presencia de leptocurtosis y agrupamientos de volatilidad en las series financieras.

Dado los anteriores antecedentes, este artículo busca contribuir a la literatura financiera en los siguientes dos aspectos. En primer lugar, se utiliza un modelo generador de rendimientos de equilibrio de mercado basado en una versión dinámica (time-varying) del modelo de FF. Para lo anterior se utiliza una especificación espacio-estado que permite estimar el desempeño bursátil, una vez controlada la sensibilidad dinámica mostrada por los rendimientos accionarios frente a cada uno de los cinco factores de FF. Posterior a la estimación del desempeño para cada uno de los índices bursátiles de los mercados desarrollados, se explora la relación que existe entre el desempeño bursátil promedio mostrado por los índices ya indicados, durante el primer año de la pandemia, y aquellas variables que capturan la política tanto monetaria como fiscal de los países con mercados accionarios desarrollados examinados.

PALABRAS CLAVE
Covid-19,
Desempeño,
heterocedasticidad.
Time-varying.

KEYWORDS
Covid-19,
Performance,
heteroskedasticity.
Time-varying.

PALAVRAS-CHAVE
Covid-19,
Performance,
resíduos
heterocedásticos,
Variante no tempo.

CÓDIGO JEL:
G12, G15

En segundo lugar, el modelo propuesto controla explícita y simultáneamente los agrupamientos de volatilidad (heterocedasticidad) presentes en las series diarias de rendimientos, fenómeno que en general en los modelos espacio-estado se asume por definición de naturaleza homocedástica.

Las innovaciones ya indicadas presentan aspectos econométricos más dinámicos a los presentados en Sandoval, et al. (2021), donde el desempeño bursátil para mercados accionarios desarrollados y emergentes se midió sobre la base del modelo estático de FF, con parámetros fijos y donde se asume un comportamiento homocedástico para los residuos del modelo. Lo anterior es importante indicarlo para que los lectores puedan complementar y comparar los resultados y conclusiones obtenidas en ambos artículos en base a metodologías econométricas alternas.

El resto del artículo es organizado como se indica a continuación. En la siguiente sección se expone la revisión de la literatura, posteriormente se presenta el modelo y método econométrico utilizado, seguido por la muestra y descripción de datos. Finalmente, se exponen los resultados y conclusiones del artículo.

2. Revisión de la Literatura

Estudios que midan el desempeño bursátil, por medio del Alfa de Jensen (1968), tomando al modelo de FF como proceso generador de rendimientos accionarios de equilibrio y no a modelos de mercado con base en el CAPM de Sharpe (1964), si bien se han desarrollado como línea investigativa, la mayor parte de ellos usan regresiones lineales múltiples con parámetros fijos en el tiempo y homocedásticos en cuanto al comportamiento de sus residuos. [Ver entre otros a Chiah, et al. (2016), González & Jareño (2019), Quinteiro, et al. (2020)] y Sandoval, et al. (2021)].

Sin embargo, la principal dificultad econométrica en los artículos previos es que no contemplan: la naturaleza time-varying que pueden tener los coeficientes estimados en los modelos utilizados, la leptocurtosis asociada a los rendimientos de los activos analizados y los agrupamientos de volatilidad característicos de las series financieras, especialmente en periodos de crisis y más aún cuando se trabaja con datos diarios.

Por otra parte, paralelamente al desarrollo de los artículos ya mencionados, la literatura financiera más reciente cuestiona justamente los supuestos que los coeficientes sean fijos o invariantes en el tiempo y que la varianza residual sea constante en el tiempo, tanto para el modelo de mercado como para modelos de valuación de activos financieros alternativos.

Artículos con aplicaciones time varying del modelo de FF y más aún con aplicaciones espacio-estado en el periodo del Covid-19 son realmente escasos.

Racicot, et al. (2019) realizan una aplicación time varying del modelo de FF, aumentado con medidas tradicionales de falta de liquidez. Su muestra consiste de 12 portafolios sectoriales del mercado accionario norteamericano analizados desde enero de 1968 a diciembre de 2016. En este contexto, variable

en el tiempo, encuentran que el factor más significativo es el mercado y los sectores cuyos rendimientos incorporan una prima de falta de liquidez están más expuestos a una restricción de financiación vinculante en tiempos de crisis, lo que conduce al desapalancamiento y a la consiguiente disminución del riesgo sistemático.

Liamukda, et al. (2020) desarrollan una aplicación time varying del modelo de FF utilizando datos mensuales de carteras de Japón (clasificadas por tamaño y valor de mercado) y de sus cinco factores, desde julio de 1990 hasta abril de 2020. Sus resultados muestran un coeficiente que es variable en el tiempo para todos los factores y en todas las carteras, los cuales resultan significativos estadísticamente.

Gribisch, et al. (2020) proponen un modelo espacio-estado haciendo uso de los factores de riesgo observados asumiendo que la matriz de covarianza conjunta integrada latente de los activos y los factores puede ser observada a través de su matriz de covarianza realizada con una densidad de medición de Wishart. Una aplicación empírica a matrices de covarianza realizadas para 60 acciones negociadas en NYSE utilizando los factores FF y los factores específicos del sector representados por los fondos cotizados en bolsa (ETF) muestra que el modelo funciona muy bien dentro y fuera de la muestra.

Horváth & Wang (2021) evalúan el desempeño del modelo time varying de FF en los mercados bursátiles estadounidenses durante eventos seleccionados mediante el estudio del R cuadrado de los modelos. Encuentran que la influencia de la burbuja dot-com en el R cuadrado del modelo de crecimiento es estadísticamente significativa. El R cuadrado de las carteras de crecimiento disminuye rápidamente durante la crisis financiera de 2008 y que la última caída del brote de Covid-19 ha llevado a un aumento sustancial en el R cuadrado durante este evento.

Sin embargo, artículos utilizando la metodología time varying que usen sistemas de ecuaciones espacio-estado para el modelo de FF modelando simultáneamente residuos heterocedásticos, en tiempos de pandemia del Covid-19, no fue posible localizar alguno a la fecha.

Así, este artículo, luego de la implementación del modelo heterocedástico espacio-estado con base en el modelo time-varying de cinco factores de FF, espera contribuir a la literatura financiera, con mediciones más precisas y robustas del desempeño bursátil de los 23 mercados desarrollados a estudiar, para luego explorar su vinculación con las políticas económicas implementadas en pandemia, aportando información que sea útil para inversionistas globales atentos al rebalanceo de sus portafolios en periodos de alta volatilidad asociados a la pandemia del Covid-19.

3. Modelo y Método de Estimación Econométrico

$$R_{jt} - R_{ft} = \beta_{j1t} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{j2t} SMB_t + \beta_{j3t} HML_t + \beta_{j4t} RMW_t + \beta_{j5t} CMA_t + u_{jt} \quad (1)$$

La **ecuación (1)** captura la versión empírica del modelo time-varying de 5 factores de FF, la cual es expresada en términos de datos realizados en vez de su forma ex ante de expectativas. La variable

dependiente $R_{jt} - R_{ft}$ captura el exceso de rendimientos del activo sobre la tasa sin riesgo. El primer factor, $(R_{mt} - R_{ft})$, es el mercado (Market), capturado por medio de los rendimientos de un portafolio, que se aproxime al verdadero, pero no observable portafolio de mercado, por sobre la tasa sin riesgo. Un segundo factor, SMB_t , se relaciona con la diferencia entre los rendimientos de portafolios de empresas de baja y gran capitalización bursátil. Un tercer factor, HML_t , se relaciona con la diferencia entre los rendimientos de portafolios de empresas de alta y baja relación valor libro/valor de mercado de las acciones. Un cuarto factor, RMW_t , se relaciona con la diferencia entre los rendimientos de portafolios de empresas robustas y débiles en rentabilidad. Un quinto factor, CMA_t , se relaciona con la diferencia entre los rendimientos de portafolios de empresas conservadoras y agresivas en su política de inversiones reales.

Para obtener la **ecuación (1)**, es necesario asumir que los mercados accionarios son eficientes en el sentido de un juego justo. Sin embargo, si esta eficiencia no se cumple, y persiste esta situación por algún espacio de tiempo, puede dar origen a un mejor o peor desempeño respecto al asumido implícitamente en el proceso generador de rendimientos accionarios descritos en la **ecuación (1)**. Así, al incorporar lo anterior, por medio del coeficiente time-varying alfa α_{jt} (Alfa de Jensen), la **ecuación (1)** puede ser reescrita como sigue:

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{jt} + \beta_{j1t}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{j2t}SMB_t + \beta_{j3t}HML_t + \beta_{j4t}RMW_t + \beta_{j5t}CMA_t + u_{jt} \quad (2)$$

Desde el punto de vista estadístico, el coeficiente α_{jt} puede ser positivo, negativo o igual a cero. Si es positivo, captura un desempeño superior, si es negativo captura un desempeño inferior respecto a los rendimientos generados a partir de un juego justo basado en el modelo dinámico de 5 factores de FF. Si es cero, solo existiría un desempeño normal.

En línea con la nomenclatura de los modelos espacio-estado, la **ecuación (2)** representa la ecuación observada (ecuación espacio), mientras que las siguientes ecuaciones representan las ecuaciones de evolución del modelo (ecuaciones estado):

$$\alpha_{jt} = \bar{\alpha}_j + \phi_{j0}(\alpha_{j,t-1} - \bar{\alpha}_j) + \rho_{jt} \quad (3)$$

$$\beta_{j1t} = \bar{\beta}_{j1} + \phi_{j1}(\beta_{j1,t-1} - \bar{\beta}_{j1}) + \tau_{j1t} \quad (4)$$

$$\beta_{j2t} = \bar{\beta}_{j2} + \phi_{j2}(\beta_{j2,t-1} - \bar{\beta}_{j2}) + \varphi_{j2t} \quad (5)$$

$$\beta_{j3t} = \bar{\beta}_{j3} + \phi_{j3}(\beta_{j3,t-1} - \bar{\beta}_{j3}) + \psi_{j3t} \quad (6)$$

$$\beta_{j4t} = \bar{\beta}_{j4} + \phi_{j4}(\beta_{j4,t-1} - \bar{\beta}_{j4}) + \partial_{j4t} \quad (7)$$

$$\beta_{j5t} = \bar{\beta}_{j5} + \phi_{j5}(\beta_{j5,t-1} - \bar{\beta}_{j5}) + \vartheta_{j5t} \quad (8)$$

Los residuos de las **ecuaciones estado (3) a (8)** se asumen homocedásticos e independientes entre sí. Sin embargo, los residuos de la **ecuación (2)** en línea con el fenómeno de agrupamientos de volatilidad en periodos de crisis, se asumen heterocedásticos e independientes de los residuos de las ecuaciones estado, con el objeto de controlar la leptocurtosis de la distribución de los residuos y reducir la influencia de observaciones atípicas en los procesos de estimación [Ortas, et al. (2015), Santos, et al. (2019)]. La dinámica de los coeficientes time-varying de las **ecuaciones (3) a (8)** se asume gobernada por un proceso con reversión a la media siguiendo las especificaciones sugeridas por Brooks, et al. (1998), Groenewold & Fraser (1999) y Ortas, et al. (2015), entre otros.

Los parámetros desconocidos del sistema de las **ecuaciones (2) a (8)** son estimados mediante la maximización de la siguiente función de máximo verosimilitud, Harvey (1990).

$$\log L_j(\theta_j) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log f_{j,t}(\theta_j) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{v_{j,t}^2(\theta_j)}{f_{j,t}(\theta_j)} \tag{9}$$

donde $\theta_j = (\bar{\alpha}_j, \bar{\beta}_{j1}, \bar{\beta}_{j2}, \bar{\beta}_{j3}, \bar{\beta}_{j4}, \bar{\beta}_{j5}, \phi_{j0}, \phi_{j1}, \phi_{j2}, \phi_{j3}, \phi_{j4}, \phi_{j5}, \sigma_{\mu,j}^2, \sigma_{\rho,j}^2, \sigma_{\tau,j}^2, \sigma_{\varphi,j}^2, \sigma_{\theta,j}^2, \sigma_{\vartheta,j}^2)$ es el vector de hiper parámetros del modelo mientras que $v_{j,t}(\theta_j)$ son los residuos predictivos y la varianza de estos es estimada usando un algoritmo recursivo de filtro de Kalman. Los valores iniciales para el vector de hiper parámetros es fijado de acuerdo a Wells (1996), en los que se destaca el valor inicial de 0.5 para los coeficientes $\phi_{j0}, \phi_{j1}, \phi_{j2}, \phi_{j3}, \phi_{j4}, \phi_{j5}$, los cuales capturan cuan rápido los coeficientes alfas y betas (time-varying) retornan a su media. Además, se fija un valor inicial de e^{-1} para la varianza de los residuos de las **ecuaciones (2) a (8)**. Al realizar un análisis de sensibilidad de estos valores, los resultados no cambian significativamente.

Por otra parte, en la literatura de econometría financiera, es bien reconocido que las series diarias de los rendimientos de activos financieros riesgosos presentan el fenómeno de agrupamientos de volatilidad, el cual se hace más notorio y significativo en periodos de crisis. Estos fenómenos pueden ser bien capturados por los modelos GARCH, [Bollerslev, et al. (1992)]. Dado lo anterior, a diferencia de los modelos estáticos y aquellos que asumen homocedasticidad para la varianza residual, es más real asumir que los residuos de la ecuación observada, **ecuación (2)**, sigan un comportamiento condicionalmente heterocedástico en conformidad a un proceso GARCH (1,1):

$$u_{j,t} | \{R_{j,1}, \dots, R_{j,t-1}\} \sim N(0, \sigma_{u,j,t}^2) \tag{10}$$

tal que:

$$\sigma_{u,i,t}^2 = \omega_j + \chi_{j,1} \mu_{i,t-1}^2 + \gamma_{j,1} \sigma_{u,i,t-1}^2, \text{ con } \omega_j, \chi_{j,1} \omega_j, \chi_{j,1} \gamma_{j,1} \geq 0, \gamma_{j,1} \geq 0 \text{ y } \chi_{j,1} + \gamma_{j,1} < 1, \gamma_{j,1} < 1 \tag{11}$$

Los parámetros de la **función (9)** son estimados bajo un proceso iterativo que consiste en primero estimar el vector de hiper parámetros asumiendo homocedasticidad, generando luego los residuos predictivos para modelar su varianza condicional de acuerdo a la **ecuación (11)**. Posterior a lo anterior, se incorpora el proceso GARCH (1,1) estimado para la varianza condicional en la ecuación observada, **ecuación (2)**, y se vuelve a reestimar el sistema espacio-estado, generando los resultados de las estimaciones.

.....

4. Muestra y Descripción de Datos

La muestra considera 23 mercados accionarios desarrollados, de acuerdo a la clasificación y datos de índices accionarios IMI disponibles en la página web de MSCI (www.msci.com), a partir de sus correspondientes rendimientos accionarios diarios en USD para el periodo que va desde el 01 de enero de 2020 hasta fines de noviembre de 2021. Este periodo abarca desde los primeros días de anunciado el inicio de la pandemia del Covid-19 y hasta que se dispone de información para los cinco factores de riesgo globales construidos por FF para mercados accionarios desarrollados, sobre una base de datos con frecuencia diaria.

Como tasa libre de riesgo se usa los rendimientos diarios en USD de los bonos del tesoro de corto plazo de Estados Unidos (con vencimiento a 1 mes). En relación a los cinco factores de riesgo de FF, éstos fueron extraídos, con frecuencia diaria, junto a la tasa libre de riesgo, para los mercados desarrollados desde la página web de Keneth French.

https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html:

Tabla 1 - Estadísticas descriptivas

Índice Accionario MSCI IMI	Media	Desviación Estándar	Sesgo	Curtosis	JB	ADF	LB ² (6)
MUNDO	0.0683%	1.3348%	-1.2679	17.9212	4772 ***	-6.14 ***	345.76 ***
AUSTRALIA	0.0328%	1.7555%	-1.1049	11.6472	1660 ***	-10.59 ***	406.32 ***
AUSTRIA	0.0439%	1.8422%	-1.1960	16.6500	4001 ***	-11.88 ***	266.81 ***
BELGICA	0.0010%	1.6432%	-1.8871	20.5380	6705 ***	-13.37 ***	62.35 ***
CANADA	0.0558%	1.7342%	-1.3283	23.5075	8909 ***	-6.71 ***	374.02 ***
DINAMARCA	0.0975%	1.3107%	-0.7737	9.3185	882 ***	-20.99 ***	29.61 ***
FINLANDIA	0.0477%	1.4565%	-0.9615	12.4334	1931 ***	-20.25 ***	77.52 ***
FRANCIA	0.0350%	1.6287%	-1.2528	16.9706	4197 ***	-12.85 ***	110.27 ***
ALEMANIA	0.0283%	1.6009%	-1.1471	18.9650	5420 ***	-12.91 ***	63.65 ***
HONG KONG	0.0005%	1.2944%	-0.6171	6.2428	251 ***	-23.69 ***	171.34 ***
IRLANDA	0.0397%	1.6805%	-0.9714	12.6652	2025 ***	-13.37 ***	226.46 ***
ISRAEL	0.0669%	1.5304%	-0.9672	18.7814	5267 ***	-7.00 ***	243.40 ***
ITALIA	0.0272%	1.7083%	-2.6734	30.9661	16889 ***	-12.98 ***	48.02 ***
JAPON	0.0212%	1.1956%	0.0974	8.1367	550 ***	-20.16 ***	76.23 ***
HOLANDA	0.0916%	1.5141%	-1.0878	11.7738	1702 ***	-13.33 ***	77.42 ***
NUEVA ZELANDIA	0.0106%	1.4396%	-0.0853	11.1887	1398 ***	-20.44 ***	120.63 ***
NORUEGA	0.0396%	1.9114%	-1.2245	11.2095	1529 ***	-13.97 ***	163.47 ***
PORTUGAL	0.0137%	1.6064%	-0.8763	14.6456	2889 ***	-21.41 ***	117.87 ***
SINGAPUR	-0.0106%	1.3120%	-0.3048	11.6358	1561 ***	-13.14 ***	516.99 ***
ESPANA	-0.0065%	1.7073%	-1.4074	18.8579	5404 ***	-12.56 ***	67.40 ***
SUECIA	0.0850%	1.7229%	-1.2311	14.0892	2688 ***	-22.85 ***	54.46 ***
SUIZA	0.0417%	1.1394%	-1.6784	21.1129	7070 ***	-21.64 ***	41.96 ***

REINO UNIDO	-0.0011%	1.6366%	-0.7555	17.1010	4190 ***	-13.84 ***	82.66 ***
ESTADOS UNIDOS	0.0837%	1.6613%	-0.8343	16.9655	4121 ***	-6.11 ***	548.49 ***

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de los excesos de retornos diarios de los 23 índices accionarios en estudio. La columna JB reporta los valores asociados al test de normalidad de Jarque-Bera. La columna ADF reporta los valores del test de raíz unitaria aumentado de Dickey-Fuller. Los rezagos para este test fueron determinados en función del Criterio de Schwarz. La columna LB2 reporta los valores del test de Ljung-Box sobre los excesos de retornos diarios de cada mercado accionario al cuadrado. El número de rezagos para este test fueron determinados en función del logaritmo natural del número de observaciones, $\ln(500)$, de acuerdo a lo sugerido por Tsay (2005).

Fuente: Elaboración propia a partir de los outputs de EViews 12.0.

La **Tabla 1** muestra las estadísticas descriptivas básicas de los excesos de retornos diarios de cada uno de los 23 índices accionarios MSCI IMI en estudio, desde el anuncio de la pandemia (comienzos de enero de 2020) y hasta fines de noviembre del año 2021. El mayor exceso de rendimiento promedio diario lo alcanza el índice MSCI IMI de Dinamarca (0.0975%) seguido por el de Suecia (0.0850%). Por otra parte, los peores excesos de rendimiento promedio diario son alcanzados por Singapur (-0.0106%), España (-0.0065%) y Reino Unido (-0.0011%), respectivamente.

Respecto al riesgo, medido por la desviación estándar de los excesos de rendimientos diarios, el menor riesgo lo alcanza el índice MSCI IMI de Suiza mientras que el mayor riesgo es capturado por el índice MSCI IMI de Noruega.

Todas las series de excesos de retornos diarios asociadas a los índices MSCI IMI reportados en la **Tabla 1** muestran sesgo negativo, es decir, presentan una distribución cargada a los excesos de retornos negativos, a excepción de Japón. Además, exhiben altos niveles de leptocurtosis, esto es, distribuciones más apuntadas y con colas más gruesas en comparación a la distribución normal. Al examinar los resultados del test de Jarque-Bera, se confirma el rechazo de la hipótesis nula de normalidad para todas las series en estudio. El test ADF, por su parte, confirma el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria, siendo así todas las series de excesos de retornos, estacionarias. El test de Ljung-Box finalmente muestra que todas las series son heterocedásticas, lo cual indica que el adecuado control sugerido en este artículo para los residuos de la **ecuación (2)** por medio de su varianza condicional, **ecuación (10)**, es más apropiado que asumir por definición un comportamiento homocedástico tradicional.

5. Resultados

La **Tabla 2** muestra en su segunda columna las estimaciones para el desempeño bursátil capturado en el "Alfa de Jensen" promedio del periodo que va desde el 1 de enero de 2020 al 30 de noviembre del 2021. Esto es, el promedio de los valores diarios arrojados por la **ecuación (3)** en su versión-time-varying para el "Alfa de Jensen", una vez estimado el modelo espacio-estado representado por medio de las **ecuaciones (2) a (8)**, considerando además simultáneamente un proceso Garch (1,1) para la varianza condicional de los residuos de la **ecuación (2)** modelado a través de la **ecuación (11)**. Cabe destacar que

las estimaciones son obtenidas una vez controlados los efectos que tienen los 5 factores de FF en su versión time-varying. La columna 2 de dicha Tabla muestra la desviación estándar del “Alfa de Jensen” y la columna 3 muestra la significancia estadística del test T de diferencia de promedios, cuya hipótesis nula establece que el promedio del “Alfa de Jensen” del periodo es igual a cero.

Tabla 2 - Promedio y desviación estándar para el “Alfa de Jensen” del periodo que abarca del 1 de enero de 2020 hasta el 30 de noviembre de 2021.

<i>Indice Accionario IMI MSCI</i>	<i>Promedio</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Significancia Test T</i>
AUSTRALIA	-0.024%	0.103%	***
AUSTRIA	0.012%	0.047%	***
BELGICA	-0.061%	0.000%	***
CANADA	0.008%	0.000%	***
DINAMARCA	0.036%	0.023%	***
FINLANDIA	-0.005%	0.000%	***
FRANCIA	-0.017%	0.016%	***
ALEMANIA	-0.058%	0.036%	***
HONG KONG	-0.021%	0.000%	***
IRLANDA	-0.002%	0.002%	***
ISRAEL	0.032%	0.047%	***
ITALIA	-0.030%	0.031%	***
JAPON	-0.015%	0.094%	***
HOLANDA	0.018%	0.000%	***
NUEVA ZELANDIA	-0.023%	0.002%	***
NORUEGA	-0.035%	0.021%	***
PORTUGAL	-0.017%	0.018%	***
SINGAPUR	-0.062%	0.035%	***
ESPANA	-0.044%	0.005%	***
SUECIA	-0.005%	0.013%	***
SUIZA	-0.009%	0.000%	***
REINO UNIDO	-0.041%	0.036%	***
ESTADOS UNIDOS	0.007%	0.004%	***

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Tabla 2 muestra el promedio y desviación estándar del “Alfa de Jensen” time-varying. Esto es el promedio y desviación estándar diaria de la ecuación estado (5). La última columna de la Tabla 2 muestra la significancia estadística del test T de diferencia de promedios, donde la hipótesis nula de dicho test establece que el promedio del “Alfa de Jensen” time-varying es igual a cero. El valor del test T se puede obtener con la fórmula $T = (\text{columna 2}) / [(\text{columna 3})^2 / 500]^{0.5}$, donde la columna 2 captura el promedio diario del “Alfa de Jensen” y la columna 3 la desviación estándar, ambos reportados en Tabla 2.

Fuente: Elaboración propia a partir de los outputs de EViews 12.0.

Varios resultados se pueden comentar a partir de la **Tabla 2**. En primer lugar, los tres mercados accionarios con mejor desempeño promedio, significativo estadísticamente al 1%, son: Dinamarca

con un promedio diario de 0.036% (9.07% anualizado), Israel con un promedio diario de 0.032% (8.06% anualizado) y Holanda con un promedio diario de 0.018% (4.54% anualizado). Por otra parte, los tres mercados accionarios con peor desempeño, significativo estadísticamente al 1%, son: Singapur con un promedio diario de -0.062% (-15.62% anualizado), Bélgica con un promedio diario de -0.061% (-15,37% anualizado) y Alemania con un promedio diario de -0.058% (-14.62% anualizado).

En general, se observa que solo 6 mercados accionarios muestran un desempeño superior o positivo: Austria, Canadá, Dinamarca, Israel, Holanda y Estados Unidos, mientras que los 17 restantes muestran un desempeño inferior o negativo, todos estadísticamente significativos al 1% durante el periodo de tiempo analizado.

Es importante también destacar, por una parte, el adecuado control que el modelo espacio-estado ejerce al tratar de reducir la leptocurtosis mostrada en las series de excesos de retorno originales de los mercados accionarios desarrollados. Por otra parte, es relevante confirmar si el proceso Garch (1,1)² captura adecuada y parsimoniosamente la varianza condicional heterocedástica de los residuos del modelo, evitando que aparezca alguna varianza rezagada no identificada y que sea significativa.

En conformidad a los datos mostrados en la **Tabla 3** el modelo espacio-estado estimado controla adecuadamente lo anterior. La distribución de los residuos estandarizados del modelo presenta una curtosis mucho menor en comparación a las series originales de excesos de retornos. Una curtosis promedio para los mercados accionarios desarrollados de tan solo de 3.7 comparada con una de 15.5 de las series originales ya indicadas en **Tabla 1**. Por su parte, el test de Ljung-Box confirma que los residuos estandarizados cuadráticos no presentan procesos de autocorrelación conjunta que sean significativos al 5%, hasta el sexto rezago.

Tabla 3 - Curtosis de la serie de residuos estandarizados de la ecuación (4) del modelo espacio-estado y el valor del test de Ljung-Box para los residuos estandarizados cuadráticos. Periodo 1 de enero de 2020 hasta el 30 de noviembre de 2021.

<i>Mercado Accionario</i>	<i>Curtosis</i>	<i>LB²(6)</i>
AUSTRALIA	3.70	7.05
AUSTRIA	4.13	10.87*
BELGICA	3.97	2.92
CANADA	3.10	3.11
DINAMARCA	3.59	9.42
FINLANDIA	3.66	3.16
FRANCIA	4.09	1.99
ALEMANIA	3.89	3.60
HONG KONG	5.53	2.68
IRLANDA	3.94	3.47
ISRAEL	4.26	6.55
ITALIA	3.60	5.58
JAPON	3.35	9.26
HOLANDA	3.50	6.07
NUEVA ZELANDIA	3.14	2.41

NORUEGA	3.74	8.06
PORTUGAL	3.28	9.62
SINGAPUR	4.37	3.71
ESPAÑA	3.41	9.25
SUECIA	3.36	7.00
SUIZA	3.31	2.58
REINO UNIDO	3.43	5.34
ESTADOS UNIDOS	3.52	1.22

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Tabla 3 muestra estadísticas descriptivas de los residuos estandarizados de la ecuación (4) del modelo espacio-estado. La segunda columna muestra los valores de la curtosis para los residuos estandarizados. La columna LB² reporta los valores del test de Ljung-Box sobre los residuos estandarizados al cuadrado. El número de rezagos para este test fueron determinados en función del logaritmo natural del número de observaciones, $\ln(500)$, de acuerdo a lo sugerido por Tsay (2005).

Fuente: Elaboración propia a partir de los outputs de EViews 12.0.

La siguiente sección de este artículo busca explorar si existe o no algún efecto de las políticas monetarias y fiscales, implementadas por las autoridades económicas de los gobiernos de los países con mercados accionarios desarrollados, en el respectivo desempeño bursátil, a objeto de analizar si dichas políticas fueron efectivas o no en generar, en el agregado, una mayor valorización de las acciones de capital de las compañías que componen los índices accionarios en estudio. Dada la escasa disponibilidad de datos al momento del desarrollo de este artículo, se presenta un análisis para examinar el efecto y ya indicado solo para el primer año luego de anunciado el primer brote de Covid-19.

Tabla 4 - Alfas de Jensen (time-varying) anualizado para el año 2020 (Año siguiente al reconocimiento primer brote de Covid-19 en Wuhan, China) y variables monetarias y fiscales de cada mercado accionario-país.

Mercado Accionario MSCI IMI	Alfa de Jensen	Tasa de Interés 2019	Tasa de Interés 2020	GP/PIB 2019	GP/PIB 2020	Diferencia Tasa Interés	Diferencia GP/PIB
Australia	-6.3%***	1.2%	0.3%	24.5%	27.7%	-0.9%	3.2%
Austria	3.2%***	0.0%	0.0%	48.6%	57.9%	0.0%	9.3%
Bélgica	-15.8%***	0.0%	0.0%	52.1%	60.0%	0.0%	7.9%
Canadá	2.0%***	1.8%	0.5%	41.0%	52.8%	-1.3%	11.8%
Dinamarca	9.6%***	0.1%	0.1%	49.2%	54.0%	0.0%	4.8%
Finlandia	-1.4%***	0.0%	0.0%	53.2%	56.7%	0.0%	3.5%
Francia	-4.5%***	0.0%	0.0%	55.4%	62.1%	0.0%	6.7%
Alemania	-15.2%***	0.0%	0.0%	45.2%	51.1%	0.0%	5.9%
Hong Kong	-5.6%***	2.0%	1.1%	21.0%	33.2%	-1.0%	12.2%
Irlanda	-0.6%***	0.0%	0.0%	24.6%	28.4%	0.0%	3.8%
Israel	8.3%***	0.3%	0.1%	39.8%	46.9%	-0.1%	7.1%
Italia	-7.9%***	0.0%	0.0%	48.6%	57.3%	0.0%	8.7%
Japón	-3.8%***	-0.1%	-0.1%	38.3%	38.7%	0.0%	0.4%
Holanda	4.6%***	0.0%	0.0%	42.0%	48.1%	0.0%	6.1%

Nueva Zelanda	-6.0%***	1.4%	0.4%	38.8%	48.2%	-1.0%	9.4%
Noruega	-9.1%***	1.2%	0.5%	51.5%	58.4%	-0.7%	6.9%
Portugal	-4.4%***	0.0%	0.0%	42.5%	48.4%	0.0%	5.9%
Singapur	-16.0%***	2.5%	1.1%	14.1%	26.5%	-1.5%	12.4%
España	-11.5%***	0.0%	0.0%	42.1%	52.3%	0.0%	10.2%
Suecia	-1.2%***	-0.2%	-0.2%	49.3%	52.9%	0.0%	3.6%
Suiza	-2.5%***	-0.5%	-0.8%	31.5%	36.2%	-0.2%	4.7%
Reino Unido	-10.5%***	0.8%	0.2%	39.1%	52.0%	-0.5%	12.9%
Estados Unidos	1.9%***	2.1%	0.4%	35.7%	44.0%	-1.8%	8.3%

* $p < 0.10$ (significativo al 10%)

** $p < 0.05$ (significativo al 5%)

*** $p < 0.01$ (significativo al 1%)

Fuente: Alfa de Jensen, elaboración propia a partir de los resultados previos. Las variables monetarias y fiscales sus datos fueron obtenidos de los informes reportados por el Fondo Monetario Internacional. World Economic Outlook como de INDICADORES ECONÓMICOS | ES | TRADINGECONOMICS.COM

La **Tabla 4** muestra en su primera columna los 23 mercados accionarios desarrollados de acuerdo a la clasificación de MSCI IMI. La segunda columna muestra los respectivos Alfas de Jensen capitalizados diariamente (time-varying) desde el 1 de enero de 2020 hasta el 31 de diciembre del mismo año.

La tercera y cuarta columna muestran la tasa de interés (promedio anual) de política monetaria implementada por los Bancos Centrales de cada país en los años 2019 y 2020, respectivamente. La quinta y sexta columna muestra el gasto público como porcentaje del PIB como resultado de la política fiscal implementada por los gobiernos de cada país en los años 2019 y 2020, respectivamente. La sexta y séptima columna muestran las diferencias en la tasa de interés promedio anuales y del gasto público (como porcentaje del PIB), respectivamente, entre los años 2019 y 2020. Es importante notar que la tasa de política monetaria para los países que forman parte del euro, se ha mantenido en cero desde antes del inicio de la pandemia del Covid-19. Los restantes países presentan transversalmente alguna disminución de tasas, con el objeto de incentivar el consumo y la inversión productiva durante el primer año luego del primer brote de Covid-19. Por otra parte, la política fiscal, medida como el gasto público sobre el producto interno bruto de cada país, en todos los países presenta algún incremento anual destinado a evitar la ralentización de las economías.

Los datos de la **Tabla 4** muestran la efectividad principalmente de la política fiscal en los casos de los mercados accionarios con desempeño bursátil positivo o superior. El caso de Dinamarca es notable, ya que no muestra reducción de tasas de interés de política monetaria y a pesar de exhibir la menor diferencia al alza en el gasto público sobre el producto interno bruto (4.8 puntos porcentuales) entre los 6 mercados accionarios con buen desempeño en el año 2020, es el mercado que presenta el mejor desempeño bursátil. Luego le sigue Israel con una diferencia marginal a la baja de tasas de interés de política monetaria de 0.1 puntos porcentuales y una diferencia al alza de 7.1 puntos porcentuales en el gasto público sobre el producto interno bruto. En tercer lugar, se encuentra Holanda, sin cambio de tasas de interés de política monetaria y una diferencia al alza de 6.1 puntos porcentuales en el gasto público sobre el producto interno bruto.

Llama la atención que los mercados accionarios con mejor desempeño bursátil sean aquellos que presentan las menores diferencias al alza mostradas por el indicador del gasto público sobre el producto interno bruto. Este resultado está en línea con una mayor eficiencia y focalización en el uso de los recursos fiscales por parte de estas economías en comparación a las restantes del grupo.

Los datos de la **Tabla 4**, por el contrario, también muestran la ineffectividad de la política monetaria y/o fiscal en los casos de los mercados accionarios con desempeño bursátil negativo o inferior. El caso de Singapur es notable, ya que a pesar de mostrar la mayor diferencia a la baja de tasas de interés de política monetaria (1.5 puntos porcentuales) y exhibir uno de las mayores diferencias al alza del gasto público sobre el producto interno bruto (12.4 puntos porcentuales, solo después del Reino Unido con 12.9) entre los 17 mercados accionarios con desempeño negativo o inferior en el año 2020, es el mercado que presenta el peor desempeño bursátil entre todos los mercados accionarios desarrollados. Luego le sigue Bélgica sin disminución de tasas de interés de política monetaria y una diferencia al alza de 7.9 puntos porcentuales en el gasto público sobre el producto interno bruto. En tercer lugar, se encuentra Alemania, sin cambio de tasas de interés de política monetaria y una diferencia al alza de 5.9 puntos porcentuales en el gasto público sobre el producto interno bruto.

Llama la atención que el mercado accionario con peor desempeño bursátil sea aquel que presenta una de las mayores diferencias al alza mostrada por el indicador del gasto público sobre el producto interno bruto. Este resultado nuevamente está en línea con la importancia que tiene una mayor eficiencia y focalización en el uso de los recursos fiscales, en vez de solo pensar que el aumento por sí mismo del nivel de gasto público en relación al PIB generará efectos reactivadores que se traducirán en una mayor valorización de las acciones de las compañías en el mercado bursátil.

6. Conclusiones

En este artículo se evalúa el desempeño bursátil de 23 mercados accionarios desarrollados de acuerdo a la clasificación de MSCI IMI, en el periodo que abarca desde comienzos del año 2020, una vez reconocido el primer brote de Covid-19 en la ciudad de Wuhan, China, y hasta fines de noviembre de 2021, utilizando datos con frecuencia diaria.

Los resultados permiten concluir, por una parte, que el sistema de ecuaciones espacio-estado, al incluir un comportamiento heterocedástico para los residuos de la ecuación de excesos de retorno de cada mercado accionario estudiado, es realmente efectivo en capturar dicha heterocedasticidad, permitiendo controlar así la leptocurtosis original de las series como los agrupamientos de volatilidad en el proceso de estimación del modelo.

Al vincular el desempeño bursátil con políticas económicas, los resultados indican que los mercados accionarios con desempeño positivo o superior, la política fiscal resulta muy efectiva en impulsar el buen desempeño bursátil, a la luz de los efectos que ésta tuvo en el año 2020 en los mercados accionarios de Dinamarca, Israel y Holanda, respectivamente.

No así es el caso de los mercados accionarios con desempeño negativo o inferior, en que las políticas económicas no lograron impulsar un buen desempeño bursátil.

Más aún, se deduce a partir de los resultados que aquellos países que presentan diferencias al alza menos fuertes en el indicador de gasto público sobre el producto interno bruto, entre los años 2019 y 2020, muestran los mejores desempeños bursátiles, dando una señal que el centro de la discusión debe estar en la eficiencia y focalización efectiva de los recursos fiscales en actividades que eviten la ralentización de las economías, y contribuyan así a una mayor valorización del capital accionario de sus correspondientes compañías. Estos mercados accionarios, de mantenerse la situación pandémica, se convierten en lugares atractivos para inversionistas globales, quienes se mantienen atentos al rebalanceo de sus portafolios en periodos de alta volatilidad asociados a la pandemia del Covid-19.

Referencias

- Bollerslev, T.; et al. (1992), "ARCH modelling in finance: A review of the theory and empirical evidence", *Journal of Econometrics*, Vol. 52, Num. 1-2, pp. 5-59. doi:10.1016/0304-4076(92)90064-X
- Brooks, R.; et al. (1998), "Time-varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modelling techniques", *Australian Journal of Management*, Vol. 23, Num. 1, pp. 1-23. doi: 10.1177/031289629802300101
- Chiah, M.; et al. (2016), "Better model? An empirical investigation of the Fama-French five-factor model in Australia", *International Review of Finance*, Vol. 16, Num. 4, pp. 595-538. doi:10.1111/irfi.12099
- Fama, E.; French, K. (2015), "A five-factor asset pricing model", *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, Num. 1, pp. 1-22. doi:10.1016/j.jfineco.2014.10.010
- González, M.; Jareño, F. (2019), "Testing extensions of Fama & French models: A quantile regression approach", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 19, Num. 71, pp. 188-204. doi:10.1016/j.qref.2018.08.004
- Gribisch, B.; et al. (2020), "Factor State-Space Models for High-Dimensional Realized Covariance Matrices of Asset Returns", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 55 (January), pp. 1-20. doi:10.1016/j.jempfin.2019.08.003
- Groenewold, N.; Fraser, P. (1999), "Time-varying estimates of CAPM betas", *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol. 48, Num. 4-6, pp. 531-539. doi:10.1016/S0378-4754(99)00033-6
- Harvey, A. (1990), *Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Horváth, D.; Wang, Y-L. (2021), "The examination of Fama-French Model during the Covid-19", *Finance Research Letters*, Vol. 41 (July), 101848. doi:10.1016/j.frl.2020.101848
- Jensen, M. (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance*. Vol. 23, Num. 2, pp. 389-416. doi:10.2139/ssrn.244153
- Liammukda, A.; et al. (2020), "The Time-Varying Coefficient Fama - French Five Factor Model: A Case Study in the Return of Japan Portfolios", *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*. Vol. 7, Num. 10, pp. 513-521. doi:10.13106/jafeb.2020.vol7.no10.513
- Ortas, E.; et al. (2015), "Improved beta modeling and forecasting: An unobserved component approach with conditional heteroscedastic disturbances", *North American Journal of Economics and Finance*. Vol. 31, pp. 27-51. https://doi.org/10.1016/j.najef.2014.10.006
- Quinteiro, L.; et al. (2020), "Modelo de Cinco-Fatores de Fama e French e o Risco de Incerteza Economica no Mercado Acionario Brasileiro", *Revista de Globalización, Competitividad y Gobernabilidad*, Vol. 14, Num. 1, pp. 116-134. doi:10.3232/GCG.2020.V14.N1.06

Racicot, F.; et al. (2019), "The conditional Fama-French model and endogenous illiquidity: A robust instrumental variables test", *Plos One*, Vol. 14, Num. 9, pp. 1-26. doi:10.1371/journal.pone.0221599

Sandoval, E.; et al. (2021), "Desempeño de los mercados accionarios desarrollados y emergentes un año antes y un año después del primer brote de Covid-19 originado en Wuban, China", *Revista de Globalización, Competitividad y Gobernabilidad*, Vol. 15, Num. 3, pp. 94-108. doi:10.3232/GCG.2021.V15.N3.05

Santos, L.; et al. (2019). "Modelo de precios condicionales con heterocedasticidad: Evaluación de fondos brasileños". *Revista de Administração de Empresas*, Vol. 59, Num. 4, pp. 225-241. doi:10.1590/S0034-759020190402

Sharpe, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 19, Num. 3, pp. 425-442. doi:10.2307/2977928

Tsay, R. (2005). *Analysis of financial time series*. New York: John Wiley.

Wells, C. (1996). *The Kalman Filter in Finance*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Notas

2. Otras especificaciones Garch [Tarch, Egarch, Pargh, Component Garch (1,1)] fueron consideradas. Sin embargo, el uso de estas no cambia significativamente los resultados al momento de ser evaluados de acuerdo a los valores arrojados por los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.
