

Respuesta del mercado bursátil peruano al impacto de noticias de crisis bancaria americana 2023

Response of The Peruvian Stock Market to the Impact of the News of the American Banking Crisis 2023

Resposta do mercado de ações peruano ao impacto das notícias sobre a crise bancária dos EUA 2023

Pedro Pablo Chambi Condori¹ & Miriam Chambi Vásquez²

Autores

¹Universidad Nacional Jorge Basadre Grohmann, Perú. E-mail: pchambic@unjbg.edu.pe, Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-8628-6825>

²Universidad Nacional Mayor de San Marcos. E-mail: miriamchambivasquez@gmail.com, Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-5501-6438>

Corresponding author: Pedro Pablo Chambi Condori, Universidad Nacional Jorge Basadre Grohmann, Perú. E-mail: pchambic@unjbg.edu.pe

Copyright: © 2022 Revista Dimensión Empresarial / Vol. 20 No. 4 (2022) / e-ISSN: 2322-956X

Tipo de artículo: Artículo de investigación / **Recibido:** 13/07/2022 **Aceptado:** 11/12/2022

JEL Classification: C58 G01 G14 G15

Cómo citar:

Chambi Condori, P. & Chambi Vásquez, M. (2022). Respuesta del mercado bursátil peruano al impacto de noticias de crisis bancaria americana 2023. *Revista Dimensión Empresarial*, 20(4), 1-17 DOI: 10.15665/dem.v20i4.3287

Resumen

El objetivo de la presente investigación fue el encontrar evidencias de respuesta que experimentó el mercado bursátil peruano ante el impacto de las noticias de crisis bancaria americana en primer trimestre de 2023 y el tiempo que se tomó para la respuesta y así mismo identificar la causalidad. Para el estudio se seleccionó la serie histórica diaria de precios de las acciones de los bancos que entraron en crisis en el primer trimestre del año 2023 y del índice general de la Bolsa de Valores de Lima. Como resultados se obtuvieron respuesta rápida con caída en el índice bursátil peruano.

Palabras clave: volatilidad, mercado bursátil, causalidad, contagio financiero.

Abstract

The objective of the present investigation was to find evidence of the response that the Peruvian

stock market experienced to the impact of the news of the American banking crisis in the first quarter of 2023 and the time it took for the response and likewise to identify the causality. For the study, the daily historical series of prices of the shares of the banks that entered into crisis in the first quarter of 2023 and the general index of the Lima Stock Exchange were selected. A quick response was obtained with a fall in the Peruvian stock index.

Keywords: volatility, stock markets, causality, financial contagion.

Resumo

O objetivo desta pesquisa foi encontrar evidências da resposta do mercado de ações peruano ao impacto das notícias da crise bancária americana no primeiro trimestre de 2023 e o tempo que levou para a resposta, bem como identificar a causalidade. Para o estudo, selecionamos a série histórica diária dos

preços das ações dos bancos que entraram em crise no primeiro trimestre de 2023 e o índice geral da Bolsa de Valores de Lima. Os resultados mostraram uma resposta rápida

com uma queda no índice do mercado de ações peruano.

Palavras-chave: volatilidade, mercado de ações, causalidade, contágio financeiro.

1. Introducción

En la historia de las finanzas bancarias son numerosas las historias de crisis y quiebras de bancos en diferentes partes del mundo y su impacto negativo en los mercados bursátiles, como la crisis ocurrida en Filipinas en 1981-1987 con un saldo de cierre de más de 128 bancos, la crisis bancaria de Japón de 1990 que impactó en el índice bursátil Nikkei con una caída de 24.606 respecto al año 1989, la crisis bancaria de Noruega de 1991 con efectos en la caída del índice de precios de las acciones bancarias de 150 en 1990 a 30 en 1992, desde luego es conocida el efecto hacia la baja que provoca las crisis bancarias en los mercados bursátiles.

Las noticias de crisis bancarias se diseminan por los mercados financieros muy rápidamente con efectos de aumento en volatilidad en los mercados financieros, encontrando en la literatura que el impacto de las noticias positivas o negativas en las estimaciones de la volatilidad financiera fueron estudiados por Engle y Ng (1993) en el caso de rendimientos bursátiles japoneses diarios de 1980 a 1988, encontrando que los choques negativos introducían más volatilidad que los choques positivos que demuestran la asimetría de la respuesta de volatilidad a las noticias. Por otro

lado, Ross (1989) analizó el efecto de la información sobre los precios y la volatilidad de los precios bajo el enfoque estocástico sin arbitraje sobre el caso de la crisis fiscal ocurrida en 1975 a la ciudad de New York y el impacto de innovación analizada por Sims (1980).

Las crisis bancarias pueden tener efectos negativos significativos en el desempeño del sector real de la economía. Impiden el buen funcionamiento de los mercados financieros y en particular repercuten sobre los precios de acciones y bienes raíces, lo que afecta las decisiones de inversión y ahorro de los agentes. (Del Villar, Backal y Treviño, 1997, p.3).

La crisis bancaria americana se inició con la quiebra de Silicon Valley Bank, en los primeros días del mes de marzo 2023, luego esta situación, en transcurso de los próximos días se agravó con el colapso de Signature Bank, First Republic Bank y de la caída en más de 40% del precio de las acciones de Credit Suisse Bank, como efecto de causas internas y externas, como la política monetaria contractiva implementada por el Banco Central Norteamericano, entre otros factores.

Las noticias de quiebras y colapsos de bancos tienen impacto en los mercados de capitales tal cual ocurrida en Japón en 1990 y éstos esgrimen respuestas, tal cual ha ocurrido en el mercado de valores del Perú, hechos que merecen ser analizadas desde la perspectiva de contagio financiero, utilizando modelos cuantitativos que permitan caracterizar las interacciones simultáneas entre grupos de variables.

Por la pretensión expresada en líneas arriba, es que se ha procedido analizar estudios de contagio financiero realizados con el modelo VAR y Causalidad de Granger (1969), en esa perspectiva se ubica el estudio de Chávez et al. (2021) que utilizaron el modelo de vectores autoregresivos (VAR) para el análisis de los factores externos determinantes del crecimiento de la economía peruana en el periodo 2000 a 2019, caracterizando la respuesta de economía peruana ante los impulsos de la economía de China y de los términos de intercambio comercial entre Perú y China, de manera similar el estudio de Kaufman (1994) acerca de impulso y respuesta dada la volatilidad en el mercado bancario.

Ghedira y Nakhli (2023) estudiaron con el modelo VAR impulso y respuesta, causalidad de Granger (1969), Granger (1980) y Granger(1988) el impacto de la volatilidad en el precio de petróleo crudo sobre el índice bursátil de mercado de valores en el periodo 1995 a 2021 para países importadores y exportadores, evidenciando el efecto del precio del pe-

tróleo en el mercado de valores, siendo el más relevante para el país importador de petróleo que para el exportador y los resultados mostraron que los períodos causales ocurrieron principalmente durante los periodos de crisis económicas y financieras.

Giudici et al. (2021) estudiaron el fenómeno de contagio financiero con el modelo VAR resaltando la capacidad del modelo en desligar el riesgo “sistemático”, debido a factores comunes del mercado, del “idiosincrático”, resultante de interconexiones directas entre instituciones. En sus conclusiones resaltan los canales de transmisión de contagio vía mercado de valores y mercado bancario. Por otro lado, Bazdresch y Werner (2000), utilizaron el modelo VAR para el estudio de contagio financiero sufrido por México frente a las crisis financieras gestadas en Asia, Rusia y Brasil en el periodo 1997 a 1999, con el argumento de que el modelo utilizado tiene ventajas sobre los modelos correlacionales porque permite considerar efectos rezagados y contemporáneos de un mercado sobre otro y la cuantificación de la magnitud del impacto.

Martínez et al. (2004) estudiaron la volatilidad del índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores en función de otros portafolios de mercado utilizando el modelo VAR para el pronóstico de contagio financiero en el periodo de 1997 a 1998. Además, Ronderos (2016), en su trabajo propone la metodología para identificar el problema

de contagio financiero durante la crisis asiática de 1997 utilizando la prueba de causalidad de Granger (1969). En otro extremo, Boutabba (2019) analizó el contagio financiero provocada por la crisis del mercado cambiario de julio 1997 de Tailandia utilizando el modelo VAR.

Cheung et al. (2010), examinaron el impacto de la crisis financiera del periodo 2007 a 2009 en las relaciones entre mercados bursátiles globales. Para el examen utilizaron el modelo VAR para evaluar impulso respuesta, la prueba de causalidad de Granger y la cointegración del modelo vectorial de corrección de errores (VECM). Kilic y Ulusoy (2015), estudiaron la dinámica de contagio financiero transfronterizo en los mercados de divisas y en los mercados bursátiles, utilizando el modelo de heteroscedasticidad condicional autoregresiva generalizada autoregresiva multivariante vectorial (VAR-MGARCH), que es una combinación del modelo causal y correlacional.

Chevapatrakut y Tee (2014) realizaron seguimiento entre 2007 a 2009 a las noticias procedentes tanto de Reino Unido como de Estados Unidos, observando que los eventos noticiosos relacionados con los rescates de bancos individuales mostraron un efecto de contagio a lo largo del periodo de la crisis financiera desatada en Estados Unidos en 2007 y que tuvieron impacto en el comportamiento de los inversores de los mercados financieros. Por otro lado, Cerchiello y Nicola (2018) estudiaron con la causalidad de Granger el impacto de las noticias publi-

cadadas en Reuters y Bloomberg en la dinámica temporal en el contagio financiero.

Boubaker et al. (2016) estudiaron el contagio financiero entre el mercado accionario americano y mercados accionarios emergentes en el periodo 2005 a 2014, utilizando el análisis de impulso respuesta como resultado de la aplicación de análisis por VAR y el test de causalidad de Granger, encontrando evidencias significativas del impacto de contagio de mercados de valores desarrollados sobre los mercados emergentes. Tabash et al. (2022) realizaron una investigación exploratoria del vínculo entre el tipo de cambio y los precios del petróleo mediante el modelo VAR sin restricciones. Piffaut y Rey (2016) realizaron el estudio de contagio financiero con modelo VAR entre los principales índices bursátiles a nivel de los mercados de Estados Unidos, Europa y Asia.

Según Fisher (1977) los modelos VAR resultan siendo muy convenientes para resumir las regularidades empíricas y la identificación de canales de transmisión de contagio, así mismo Zivot y Wang (2006) puntualizan que los modelos VAR son flexibles y simples de utilizar en el análisis de series de tiempo dinámicas y a la vez multivariadas, siendo útil en la descripción del fenómeno de contagio y así mismo para el pronóstico del mismo. Por otro lado, Londoño (2005) remarca que la sola evidencia de correlación entre las variables no necesariamente es una relación de causa/efecto, por tanto, el modelo VAR permite observar el impulso

respuesta y el test de Granger permite analizar la causalidad de las interacciones entre las variables.

El objetivo de la investigación se centra en encontrar evidencias de respuesta que experimentó el mercado bursátil peruano ante el impacto de las noticias de crisis bancaria americana de marzo 2023 y el tiempo que tomó para la respuesta y así mismo identificar la causalidad gestada desde el ámbito bancario y su impacto en el mercado bursátil peruano.

2. Materiales y método

La presente investigación es del tipo cuantitativa, explicativa y deductiva. Las noticias de crisis financiera de los bancos se han difundida a través de canales de comunicación de diversos matices, hecho que toma cuerpo en los precios de las acciones de los bancos aludidos en el transcurso de los días de los meses de enero a marzo 2023. Por esta consideración, se han seleccionado las cotizaciones diarias de las acciones de las tres instituciones financieras que registraron situaciones de crisis financiera en el periodo de 3 de enero 2023 hasta 9 de marzo de 2023, a saber: First Republic Bank (FRB), Silicon Valley Bank (SVB), Credit Suisse Bank (CSB). Por otro lado, la evolución histórica de los índices bursátiles: S&P500 de Estados Unidos, Nikkei_225 de Japón, Bovespa de Brasil, IPSA de Chile y IGBVL de Perú, en razón de la necesidad de conocer la reacción que tuvieron los mercados bursátiles en diversas latitudes del mundo.

El estudio del impacto de las noticias en los mercados bursátiles ha sido abordado desde la perspectiva del análisis de volatilidad de las series de tiempo autoregresivos de heterocedasticidad condicionada (TARCH), al decir de Glosten et al. (1993) y el análisis de paseo aleatorio de Bhattacharya y Waymire (2021), modelo que no facilita la explicación de las fuentes de variación y tiende a sobrevalorar el pronóstico de la volatilidad porque responde lentamente a fuertes choques aislados, a diferencia del modelo VAR que mediante impulso y respuesta posibilita identificar la procedencia de los impactos y la respuesta de los afectados y el tiempo en que ocurre dicha respuesta.

Para la expresión de la respuesta del mercado bursátil peruano debido a los impulsos ocasionados por la crisis financiera de las instituciones financieras de Estados Unidos en el periodo de enero a marzo de 2023, se utiliza el modelo de vectores autoregresivos (VAR), que según Novales (2017) y Londoño (2005), la expresión de las relaciones entre las variables se ve materializada en el modelo siguiente:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t$$

Ecuación (1)

en donde las variables de la forma que denota a un vector de variables consideradas en el modelo, indica que el valor de la variable i corresponde a periodos precedentes, la variable c es un vector

de constantes que sirve como intersección del modelo. denota una matriz de parámetros ($k \times k$) invariante en el tiempo, es un vector k que denota el error del modelo.

En las series de tiempo, previa a la aplicación del modelamiento se ejecuta el análisis de estacionariedad a primeras diferencias con la prueba de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentada (Loria, 2007). Seguidamente, una vez generado el modelo VAR, se procedió al análisis de las funciones de impulso respuesta de la lista de variables considerados en el estudio, aquellas que mostraron los efectos de choques en la trayectoria de ajuste de las variables. Una función de impulso-respuesta delinea la respuesta de las variables endógenas ante un choque de una desviación estándar en una de las variables del sistema de ecuaciones. Este choque posee la medida de una desviación estándar, lo que posibilita que se analice como un choque representativo de cualquier otro choque característico en cualquier periodo de la muestra.

Paso seguido, en otro extremo se procedió a realizar el test de causalidad en el sentido de Granger (1969) y Sims (1980), teniendo en cuenta que este tipo de análisis busca identificar si las observaciones pasadas de una variable de series de tiempo posibilitan pronosticar a otra, para decidir la dirección de la causalidad entre dos variables relacionadas y también si se está produciendo retroalimentación o no. Según Rosales et al. (2013) indica, en acorde al comportamiento de los datos, si una

variable causa a otra. Asimismo, sirve para determinar la presencia del fenómeno de exogeneidad en el modelo, lo que es similarmente igual a decir que no existe. El test permite analizar si A causa a B o si B causa a A y dar respuesta a la pregunta si A causa a B, es para ver cuánto del actual B puede ser explicado por los valores pasados de B, y luego para ver si agregando valores residuales de A puede mejorar la explicación de B.

Novalés (2017) y Brooks (2014) formulan que para probar si los coeficientes residuales de A son estadísticamente significativos se utiliza el estadístico F, tal cual expresada en la ecuación siguiente.

$$F = \frac{\frac{(SCE_R - SCE_{NR})}{r}}{\frac{SCE_{NR}}{(N-K)}}$$

Ecuación (2)

en donde:

N: número total de observaciones

K: número de parámetros del modelo no restringido.

r : es el número de rezagos

SCE_R : suma de cuadrados del error obtenido con modelo restringido

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t + \sum_{i=1}^p \lambda_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ecuación (3)

SCE_{NR} : Suma de cuadrados del error del modelo no restringido se obtiene con la ecuación siguiente:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i Y_{t-i} + \mu_t$$

Ecuación (4)

El procedimiento seguido para la aplicación del test de causalidad de Granger se han considerado los siguientes aspectos:

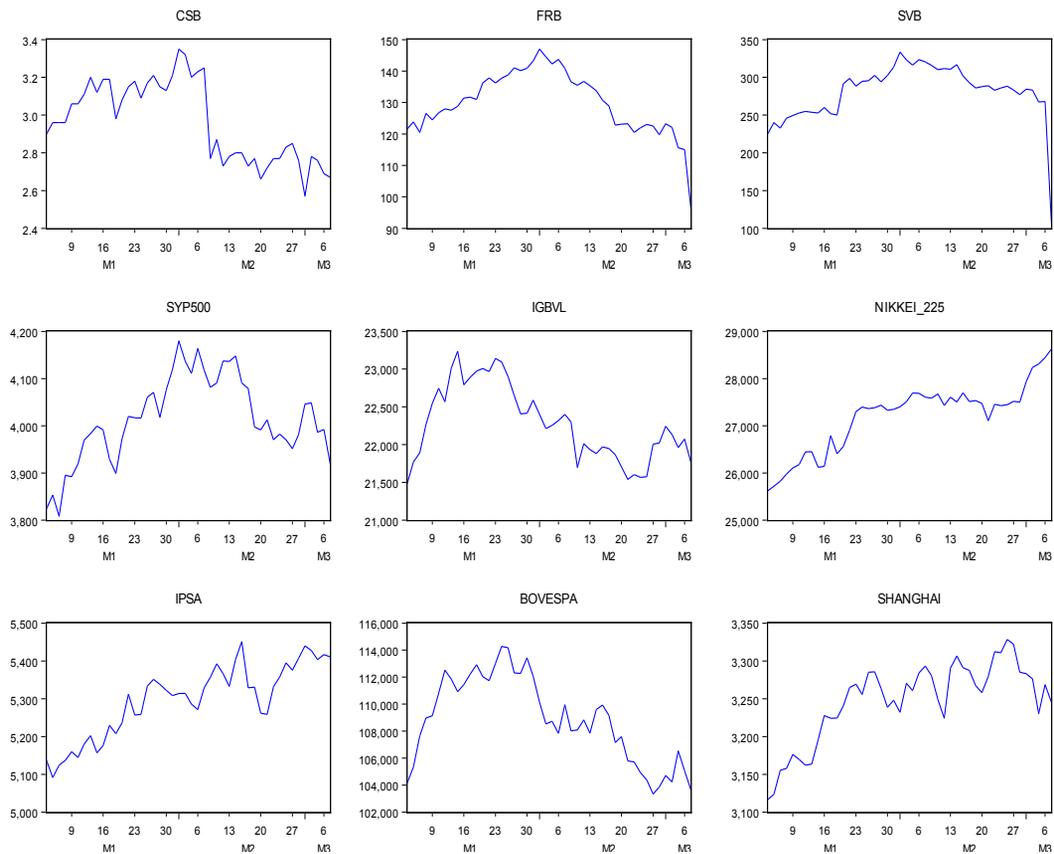
1. En primer lugar, estimar la ecuación (2) aplicando el método de regresión lineal para obtener la suma de cuadrados de error del modelo restringido.
2. En segundo lugar, estimar la ecuación (3) mediante la aplicación de regresión lineal para calcular la suma de cuadrados de error del modelo no restringido.
3. En tercer lugar, realizar una prueba de hipótesis con la siguiente expresión:

4. , hipótesis nula que busca demostrar que X no causa a Y.
5. , hipótesis alternativa, en este caso la expresión consiste en que X causa a Y.
6. Para obtener las conclusiones sobre las hipótesis, se utiliza el estadístico de la prueba F y se concluye bajo las condiciones de regla de decisión que se aplica ante la presencia de F calculada.
7. Y finalmente para concluir se compara el valor de F calculada con el P-valor calculado para estimar la presencia de causalidad.

Resultados

Figura 1

Evolución de la cotización de acciones de bancos y de índices bursátiles



Fuente: elaboración propia con datos de índices bursátiles y cotización de acciones de bancos

De la figura 1 se puede apreciar a las series de tiempo de CSB y de FRB describir una tendencia bajista que los índices SyP500, IGBVL y BOVESPA, comportamiento de las curvas que configuran el impacto bajista en los tres mercados

bursátiles provocado por la difusión de las noticias de caída en los precios de las acciones de los Bancos CSB y FRB, por otro lado, se observa una leve afectación a los mercados bursátiles de Japón, Chile y China.

Tabla 1

Coeficiente de correlación no condicionada de cotización de acciones de instituciones financieras en crisis

	IGBVL	SYP500	BOVESPA	NIKKEI 225	IPSA	SHANGHAI	FRB	CSB	SVB
IGBVL	1	0.0555	0.8051	-0.2895	-0.3384	-0.1963	0.4650	0.6830	0.0635
SYP500	0.0555	1	0.2190	0.5928	0.5642	0.5852	0.6538	0.1785	0.7658
BOVESPA	0.8051	0.2190	1	-0.2877	-0.3178	-0.1670	0.6657	0.6967	0.2544
NIKKEI_225	-0.2895	0.5928	-0.2877	1	0.9102	0.7613	-0.0619	-0.3587	0.2731
IPSA	-0.3384	0.5642	-0.3178	0.9102	1	0.8007	-0.0558	-0.4370	0.3300
SHANGHAI	-0.1963	0.5852	-0.1670	0.7613	0.8007	1	0.1453	-0.2461	0.5106
FRB	0.4650	0.6538	0.6657	-0.0619	-0.0558	0.1453	1	0.6961	0.7803
CSB	0.6830	0.1785	0.6967	-0.3587	-0.4370	-0.2461	0.6961	1	0.2326
SVB	0.0635	0.7658	0.2544	0.2731	0.3300	0.5106	0.7803	0.2326	1

Fuente: elaboración propia con datos de índices bursátiles y precio de acciones de bancos.

En la tabla 1 se aprecia correlación alta del índice general de la Bolsa de Valores de Lima con la cotización de acciones de First Republic Bank y Credit Suisse Banck, casi nula relación con la cotización de acciones de SVB y relación muy leve con los índices bursátiles, siendo el más importante el coeficiente de corre-

lación que exhibe el IGBVL con el índice bursátil de Brasil con 0.8051. Por el lado del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) se observa reacción en sentido contrario por parte de los índices bursátiles de IPSA Chile, Shanghai de China y Nikkei_225 de Japón.

Tabla 2

Resultados de modelo VAR

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/28/23 Time: 14:26

Sample (adjusted): 1/05/2023 3/07/2023

Included observations: 44 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	IGBVL	FRB	CSB	SVB
IGBVL(-1)	0.711290 (0.16540) [4.30041]	-0.001271 (0.00342) [-0.37217]	-1.31E-05 (8.2E-05) [-0.15950]	-0.001556 (0.02313) [-0.06729]
IGBVL(-2)	-0.002160 (0.14491) [-0.01491]	0.000887 (0.00299) [0.29622]	3.14E-05 (7.2E-05) [0.43563]	-0.006416 (0.02026) [-0.31663]
FRB(-1)	14.27964 (18.8802) [0.75633]	0.962634 (0.38993) [2.46871]	0.022248 (0.00939) [2.36906]	1.851672 (2.64035) [0.70130]
FRB(-2)	-1.477783 (18.7872) [-0.07866]	0.444971 (0.38801) [1.14680]	-0.015697 (0.00934) [-1.67974]	2.340201 (2.62734) [0.89071]
CSB(-1)	766.3292 (297.531) [2.57562]	-3.224169 (6.14492) [-0.52469]	0.442472 (0.14799) [2.98980]	-27.96708 (41.6090) [-0.67214]
CSB(-2)	-603.4435 (332.350) [-1.81569]	-0.133654 (6.86402) [-0.01947]	0.203867 (0.16531) [1.23322]	-35.11509 (46.4782) [-0.75552]
SVB(-1)	-8.066415 (5.10399) [-1.58041]	-0.069284 (0.10541) [-0.65727]	0.000322 (0.00254) [0.12694]	0.149203 (0.71378) [0.20903]
SVB(-2)	1.829523 (4.76615) [0.38386]	-0.049270 (0.09844) [-0.50054]	-0.002000 (0.00237) [-0.84364]	-0.040867 (0.66653) [-0.06131]
C	6115.812 (1818.75) [3.36265]	-1.617335 (37.5626) [-0.04306]	0.259982 (0.90466) [0.28738]	68.38382 (254.347) [0.26886]
R-squared	0.883788	0.882262	0.855043	0.607084
Adj. R-squared	0.857225	0.855351	0.821910	0.517275
Sum sq. resids	1180364.	503.4800	0.292037	23084.71
S.E. equation	183.6428	3.792775	0.091345	25.68196
F-statistic	33.27159	32.78393	25.80635	6.759694
Log likelihood	-286.7705	-116.0551	47.89814	-200.2135
Akaike AIC	13.44411	5.684322	-1.768097	9.509704
Schwarz SC	13.80906	6.049270	-1.403149	9.874652
Mean dependent	22305.95	130.2918	2.968864	282.9448
S.D. dependent	486.0126	9.972394	0.216454	36.96392
Determinant resid covariance (dof adj.)		497545.7		
Determinant resid covariance		199202.3		
Log likelihood		-518.1789		
Akaike information criterion		25.18995		
Schwarz criterion		26.64974		

Fuente: elaboración propia con los datos de la muestra.

El modelo VAR para el IGBVL en interacción con la cotización de acciones de First Republic Bank (FRB), Silicon Valley Bank (SVB) y Credit Suisse Bank (CSB) son las que se presentan a continuación:

$$\begin{aligned} \text{IGBVL} = & C(1,1)*\text{IGBVL}(-1) + C(1,2)*\text{IGBVL}(-2) + C(1,3)*\text{FRB}(-1) + C(1,4)*\text{FRB}(-2) \\ & + C(1,5)*\text{CSB}(-1) + C(1,6)*\text{CSB}(-2) + C(1,7)*\text{SVB}(-1) + C(1,8)*\text{SVB}(-2) + C(1,9) \end{aligned}$$

ecuación (5)

$$\begin{aligned} \text{FRB} = & C(2,1)*\text{IGBVL}(-1) + C(2,2)*\text{IGBVL}(-2) + C(2,3)*\text{FRB}(-1) + C(2,4)*\text{FRB}(-2) \\ & + C(2,5)*\text{CSB}(-1) + C(2,6)*\text{CSB}(-2) + C(2,7)*\text{SVB}(-1) + C(2,8)*\text{SVB}(-2) + C(2,9) \end{aligned}$$

ecuación (6)

$$\begin{aligned} \text{CSB} = & C(3,1)*\text{IGBVL}(-1) + C(3,2)*\text{IGBVL}(-2) + C(3,3)*\text{FRB}(-1) + C(3,4)*\text{FRB}(-2) \\ & + C(3,5)*\text{CSB}(-1) + C(3,6)*\text{CSB}(-2) + C(3,7)*\text{SVB}(-1) + C(3,8)*\text{SVB}(-2) + C(3,9) \end{aligned}$$

ecuación (7)

$$\begin{aligned} \text{SVB} = & C(4,1)*\text{IGBVL}(-1) + C(4,2)*\text{IGBVL}(-2) + C(4,3)*\text{FRB}(-1) + C(4,4)*\text{FRB}(-2) \\ & + C(4,5)*\text{CSB}(-1) + C(4,6)*\text{CSB}(-2) + C(4,7)*\text{SVB}(-1) + C(4,8)*\text{SVB}(-2) + C(4,9) \end{aligned}$$

ecuación (8)

Luego el modelo VAR expresado con los coeficientes expuestos en la tabla 2 se expresan a continuación:

$$\begin{aligned} \text{IGBVL} = & 0.711290428634*\text{IGBVL}(-1) - 0.00216031588963*\text{IGBVL}(-2) + \\ & 14.2796378694*\text{FRB}(-1) - 1.47778269628* \\ & \text{FRB}(-2) + 766.329202825*\text{CSB}(-1) - \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{B}(-1) - 603.44350723*\text{CSB}(-2) - 8.06641494019*\text{SVB}(-1) + \\ & 1.82952310669*\text{SVB}(-2) + 6115.81197996 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{FRB} = & - 0.00127134068296*\text{IGBVL}(-1) + 0.000886523048016*\text{IGBVL}(-2) + 0.962633872297*\text{FRB}(-1) \\ & + 0.444971245502*\text{FRB}(-2) - 3.2241687271*\text{CSB}(-1) - 0.133654473429*\text{CSB}(-2) - 0.0692842542936*\text{SVB}(-1) \\ & - 0.049270399984*\text{SVB}(-2) - 1.61733513648 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{CSB} = & - 1.31223860313e-05*\text{IGBVL}(-1) + 3.13990963072e-05*\text{IGBVL}(-2) + 0.0222481237057*\text{FRB}(-1) - 0.0156969129053*\text{FRB}(-2) \\ & + 0.442471712702*\text{CSB}(-1) + 0.203867289965*\text{CSB}(-2) + 0.000322281657181*\text{SVB}(-1) - 0.00200001709769*\text{SVB}(-2) + 0.259982109252 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{SVB} = & -0.0015563754272*\text{IGBVL}(-1) - 0.0064164388413*\text{IGBVL}(-2) + 1.85167249213*\text{FRB}(-1) + 2.34020090931*\text{FRB}(-2) \\ & - 27.9670766348*\text{CSB}(-1) - 35.1150878452*\text{CSB}(-2) + 0.14920257335*\text{SVB}(-1) - 0.0408671475651*\text{SVB}(-2) + 68.3838188575 \end{aligned}$$

En las ecuaciones presentadas en líneas arriba, examinando los coeficientes para IGBVL, el impulso de la caída en los precios de las acciones de CSB es la que

tiene un fuerte impacto en el IGBVL, seguido de FRB y muy levemente con SVB, lo que significa que las noticias de crisis financiera de los Bancos CSB y de FRB son los que han impactado hacia la baja al mercado bursátil peruano, lo que es lo

mismo decir, la respuesta del mercado bursátil peruano ha sido hacia la baja de manera dinámica a los impulsos bajistas de las noticias difundidas de la crisis bancaria de CSB y de FRB, sin embargo no ha sido tan notoria la afectación de SVB.

Tabla 3
Nivel óptimo de rezagos en el modelo VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: IGBVL CSB FRB SVB
Exogenous variables: C
Date: 04/30/23 Time: 17:59
Sample: 1/03/2023 3/07/2023
Included observations: 42

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-615.6338	NA	76660610	29.50637	29.67186	29.56703
1	-505.4431	194.1454*	868159.9*	25.02110*	25.84856*	25.32440*
2	-492.4335	20.44372	1023745.	25.16350	26.65293	25.70944
3	-484.6753	10.71368	1604653.	25.55597	27.70737	26.34454
4	-471.8535	15.26409	2089324.	25.70731	28.52068	26.73852

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

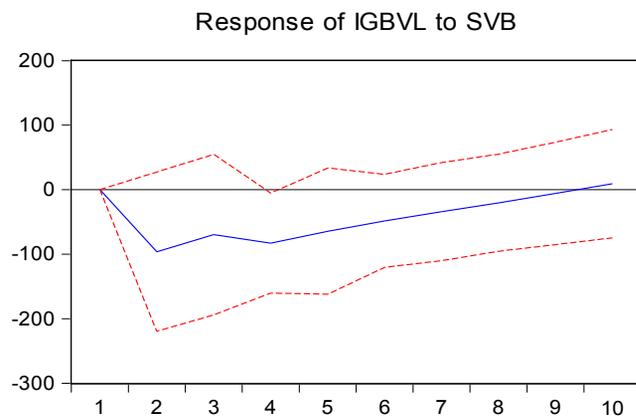
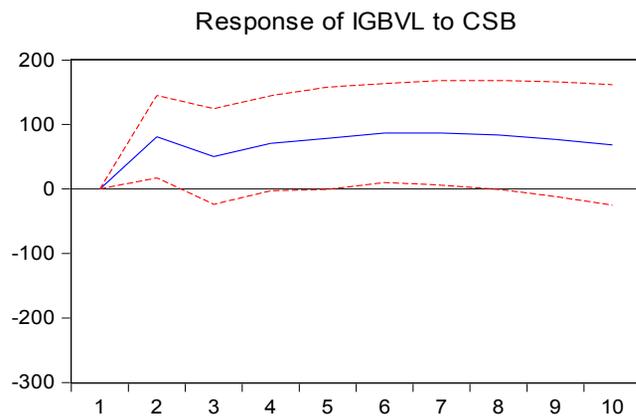
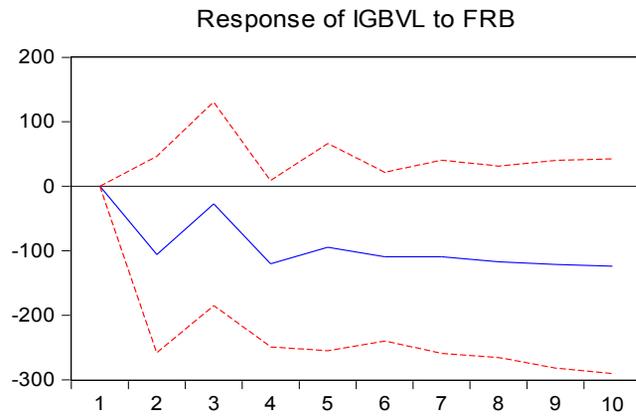
Fuente: elaboración propia con los datos IGBVL y precios de acciones bancarias

Los resultados de la tabla 3 muestra que el nivel óptimo de rezago que se produce en el modelamiento VAR ocurre en el nivel 1, en donde se logra la minimización de los índices de Schwarz y Akaike.

Figura 2

Respuesta del IGBVL a impulsos a noticias de crisis bancaria americana

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fuente: elaboración propia con los datos de la muestra

Los resultados expuestos en la tabla 2 y la ilustración de impulso respuesta presentado en la figura 2, son los resultados obtenidos después de haber aplicado el modelo VAR y la implicancia de la respuesta del IGBVL e impulso ejercitado por los precios de las acciones de los bancos FRB, CSB y SVB, como evidencias de la respuesta del mercado bursátil peruano a las noticias de crisis financiera de los bancos. En la figura 2 se aprecia el efecto shock de los precios de las acciones del FRB al mercado bursátil peruano que es inmediata y creciente hacia la baja, que según Sims (1980) es una expresión de respuesta rápida y dinámica ante un choque inesperado.

La respuesta del mercado bursátil peruano frente al accionar de los precios de las acciones de CSB es dinámica ha-

cia la baja y posterior leve recuperación manteniéndose una tendencia casi horizontal, descripción de la estabilización en el transcurso del tiempo. Por otro lado, la respuesta de la Bolsa de Valores de Lima frente al accionar de las acciones de SVB, reacción dinámica hacia la baja y recuperación rápida con tendencia alcista en el tiempo. A la luz de los resultados, se constata como evidencia empírica el comportamiento bajista del IGBVL como resultado de una afectación hacia la baja a los precios de los activos financieros de renta variable, en especial a los inversionistas de fondos mutuos que tienen carteras de inversión organizadas con activos de renta variable y a los fondos previsionales que mantienen inversiones en mercados de renta variable.

Tabla 4

Causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/28/23 Time: 14:52

Sample: 1/03/2023 3/07/2023

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CSB does not Granger Cause FRB	44	1.37685	0.2644
FRB does not Granger Cause CSB		10.6948	0.0002
SVB does not Granger Cause FRB	44	4.20949	0.0221
FRB does not Granger Cause SVB		3.74404	0.0326
IGBVL does not Granger Cause FRB	44	1.11102	0.3394
FRB does not Granger Cause IGBVL		0.49231	0.6150
SVB does not Granger Cause CSB	44	8.06751	0.0012
CSB does not Granger Cause SVB		1.29897	0.2844
IGBVL does not Granger Cause CSB	44	1.35911	0.2688
CSB does not Granger Cause IGBVL		4.70063	0.0148
IGBVL does not Granger Cause SVB	44	0.62906	0.5384
SVB does not Granger Cause IGBVL		3.09359	0.0566

Fuente: elaboración propia con los datos de la muestra.

Además de los indicadores de correlación, de impulso y respuesta se requiere identificar y analizar la relación causal desde los otros mercados bursátiles hacia el mercado bursátil peruano, análisis que se ha realizado con los resultados obtenidos con la prueba de causalidad de Granger (1969), Granger (1980) y Granger (1988), como resultante de la aplicación de las ecuaciones (1) y (2), se obtienen los estadísticos F, ver la tabla 4, que de acuerdo a cada uno de ellos resultan siendo mayor a Pvalor calculada con nivel de significancia estadística de 95%, por tanto, de acuerdo a las precisiones que hace Granger (1988), el efecto a diferentes niveles de rezagos, los movimientos ocurridos en el mercado bursátil con los precios de las acciones de FRB, CSB y SVB han impactado significativamente en el mercado bursátil peruano, experiencia similar ocurrida en 1990 con la crisis bancaria de Japón.

3. Conclusiones y discusión

Esta investigación centró su atención en analizar el impacto que ejercitaron las noticias de crisis bancaria americana 2023 al mercado bursátil peruano, específicamente como efecto de la caída de los precios de las acciones en los mercados bursátiles de los bancos: FRB, SVB y CSB. Para identificar el grado de impacto causado se utilizó el modelo de Vectores Autoregresivos (VAR) y la prueba de causalidad de Granger (1969), evidenciando impactos hacia la disminución en el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima,

hecho que ha impactado negativamente en la rentabilidad de los portafolios de inversión de renta variable que se negocian en el mercado bursátil peruano, particularmente a las inversiones administradas por las administradoras de fondos colectivos como son los gestores de fondos mutuos y de los fondos previsionales. Al respecto de las evidencias identificadas en el mercado bursátil peruano, Londoño (2005) precisa que el modelo VAR permite evaluar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias que ocurren en los mercados financieros, por otro lado, Novales (2017) afirma que el modelo no se estima para realizar inferencia de los coeficientes de las variables de manera individual, se estima para identificar el impulso y respuesta que existen entre las variables que interactúan en los mercados. En ese sentido, las respuestas que ha imprimido el mercado bursátil peruano han sido de reacción inmediata ante los choques procedentes de la crisis bancaria de Estados Unidos, noticias de la crisis de algunos bancos, que en todas las afectaciones al mercado bursátil peruano hacia la baja y en el tiempo mostrando tendencia a estabilizarse.

Se hicieron uso de la prueba de causalidad de Granger (1969) con el objetivo de individualizar la procedencia de afectación dinámica al mercado bursátil peruano, es decir, ubicar a los actores que han provocado movimientos estadísticamente significativos en el mercado bursátil peruano. Al respecto se identifi-

caron que las noticias de crisis financiera del CSB es el que ha afectado con mayor fuerza a la baja al Índice General de la Bolsa de Valores de Lima y en segundo lugar el comportamiento de las acciones de FRB.

Las evidencias de respuesta expresadas por el mercado bursátil peruano ante el impulso de volatilidad procedente del ámbito bancario han sido de manera dinámica en el periodo de inicio de la afectación y con un periodo de estabilización, tal cual evidenciaron también los estudios de Bazdresch & Werner (2000) en el análisis de contagio financiero sufrido por México en el periodo 1997 a 1999, estudios de Martínez et al. (2004), de Ronderos (2016) y de Boutabba (2019), utilizando el modelo VAR.

Dado que las noticias de las crisis financieras desatadas en ciertos escenarios se transmiten rápidamente hacia otros mercados financieros, y que esta transmisión desata problemas de contagio financiero, de donde las evidencias de impulso y respuesta expuesta en el trabajo es de suma utilidad para la política monetaria en el Perú, la fijación de precios en el mercado bursátil peruano, para las estrategias de gestión de portafolios de inversión en activos financieros de renta variable, para los inversionistas que operan en los mercados bursátiles: en sus decisiones de entrada, salida y coberturas ante la presencia de perturbaciones significativas, en el Perú, especialmente para los

gestores de fondos colectivos, que son algo más del 90% de actores que operan en los mercados de activos financieros.

En lo referente a futuras líneas de investigación referidas al estudio de la volatilidad y su transmisión, es pertinente abordar la incorporación del componente conductual o emocional en el modelamiento de riesgos financieros.

4. Referencias

- Bazdresch, S. & Werner, A. (2000). Contagio de las Crisis Financieras Internacionales: El caso de México. Banco de México. https://www.researchgate.net/publication/346432036_Contagio_de_las_crisis_financieras_internacionales_El_caso_de_Mexico
- Bhattacharya, R., Waymire, E.C. (2021). Martingales: Definitions and Examples. In: Random Walk, Brownian Motion, and Martingales. Graduate Texts in Mathematics, vol 292. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-78939-8_10
- Boubaker, S., Jouini, J. & Lahiani, A. (2016). Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: The case of the subprime crisis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. V.61,2016,P.14-28. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.11.001>.
- Boutabba, I. (2019). An Empirical Validation of Financial Contagion by A Multivariate VAR Model. *International Journal of Business and Economics, School of Management Development*,

- Fen Chia University, Taiwan, 18(2), p. 221-244.
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. United Kingdom, Cambridge University Press, pp. 328-352.
- Cerchiello, P. & Nicola, G. (2018). Assessing News in Finance. *Econometrics 2018*, 6(1) 5: <https://doi.org/10.3390/econometrics6010005>
- Chavez Lazo, Iraida Betty, & Burgos Zavaleta, Víctor Fernando Jesús. (2021). Factores económicos externos en el crecimiento de la economía peruana: Un modelo vector autorregresivo (VAR). *Quipukamayoc*, 29(61), 37-46. Epub 29 de diciembre de 2021. <https://dx.doi.org/10.15381/quipu.v29i61.21628>
- Cheung, W., Fung, S. & Tsai, S. (2010). Global capital market interdependence and spillover effect of credit risk: evidence from the 2007–2009 global financial crisis, *Applied Financial Economics*. <https://doi.org/10.1080/09603100903262962>
- Chevapatrakul, T. & Tee, K. (2014). The effects of news events on market contagion: Evidence from the 2007–2009 financial crisis. *Research in International Business and Finance*, V(32). <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.03.003>.
- Del Villar, R., Backal D. & Treviño, J. (1997). *Experiencia Internacional en la Resolución de Crisis Bancarias*. Documento de Investigación No. 9708 Dirección General de Investigación Económica BANCO DE MÉXICO. <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/documentos-de-investigacion-del-banco-de-mexico/%7B6EEB5D15-1024-9E0F-B9BE-45FFEA3>
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778. <https://doi.org/10.2307/2329066>
- Fischer, S. (1977), "Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 85, núm. 1, febrero, pp.191-205.
- Ghedira, A. and Nakhli, M.S. (2023), "Dynamic causality between oil prices and stock market indexes in Russia and China: does US financial instability matter?", *International Journal of Emerging Markets*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-06-2022-1018>
- Giudici, P., Ahelegbey, D. & Gambieh, S. (2021). Network VAR models to measure financial contagion. *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 55. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101318>.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D. (1993) On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1801. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econo-*

- metrica: Journal of the Econometric Society, 424- 438.
- Granger, C.W.J., 1980, Testing for causality: A personal viewpoint, *Journal of Economic Dynamic Control* 2, 329-352.
- Granger, C. W. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39(1), 199-211.
- Kaufman, G. (1994). Bank contagion: A Review of the Theory and Evidence. *Journal of Financial Services Research*. <https://doi.org/10.1007/BF01053812>
- Kilic, U. & Ulusoy, V. (2015). Evidence for Financial Contagion in Endogenous Volatile Periods, <https://doi.org/10.1111/rode.12126>
- Londoño, G. (2005). Modelos de Ecuaciones Múltiples: Modelos VAR y Cointegración. Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. <https://core.ac.uk/download/pdf/47236804.pdf>
- Loria, E. (2007). Econometría con Aplicaciones. México DF. Pearson, pp. 271-287.
- Martínez, C., Hernández, A. & Allier, H. (2004). Un modelo de pronóstico de contagio. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 3(3), pp. 261-275 261.
- Novales, A. (2017). Modelos vectoriales autoregresivos (VAR). Universidad Complutense, España. <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>.
- Perdomo, J. A., Morales, J.A., Rosales, R.A. & Urrego, J.A. (2013). Fundamentos de Econometría Intermedia. (primera edición). Universidad de los Andes, Facultad de Economía, Bogotá, Colombia.
- Piffaut, P. & Rey, D. (2016). Integración, contagio financiero y riesgo bursátil: ¿Qué nos dice la evidencia empírica para el periodo 1995-2016?. Cuadernos de Economía, Volume 39. <https://doi.org/10.1016/j.cesjef.2016.09.003>.
- Ronderos, N. (2016). Una visión unificada del contagio en mercados financieros: un enfoque causal en el dominio de la frecuencia. Pontificia Universidad Javeriana. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.10554.19460>
- Ross, S. A. (1989). Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy. *The Journal of Finance*, 44(1), 1-17. <https://doi.org/10.2307/2328272>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Tabash, M., Asad, M., Khan, A. Sheikh, U. & Babar, Z. (2022). Role of 2008 financial contagion in effecting the mediating role of stock market indices between the exchange rates and oil prices: Application of the unrestricted VAR, *Cogent Economics & Finance*, 10(1), <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2139884>.
- Zivot, E. & Wang, J. (2006). Modeling Financial Time Series with S-PLUS. p. 385-429, <https://link.springer.com/book/10.1007/978-0-387-32348-0>