



Actividad económica y rentabilidad: aprendizaje de la crisis COVID-19 para empresas de consumo frecuente mexicanas

Economic activity and profitability: learning from the COVID-19 crisis for Mexican frequent consumer companies

Cesar Gurrola Ríos¹*, José Antonio Morales Castro²

¹Universidad Juárez del Estado de Durango, México

²Instituto Politécnico Nacional, México

Recibido el 1 de agosto de 2021; aceptado el 3 de septiembre de 2021

Disponible en Internet el: 7 de septiembre de 2021

Resumen

Se analiza la respuesta de la rentabilidad de empresas del sector de consumo frecuente de la Bolsa Mexicana de Valores ante la dinámica de su nivel de participación en la actividad económica en el periodo comprendido entre 1993T2 y 2020T4, contrastando la influencia de la pandemia COVID-19. Las estimaciones de modelos para datos en panel muestran que la dinámica de la actividad económica produjo cambios en la evolución de la rentabilidad de las empresas y que la pandemia si afectó significativamente esta relación. El periodo COVID-19 ocasionó disminuciones en las variaciones de las rentabilidades del capital accionario (ROE) y de los activos (ROA) y aumentos en las del margen de ganancia neta (MgN), el análisis demuestra que la sensibilidad del indicador del capital accionario fue el doble que la del ROA. Los resultados de nuestro análisis pudieran tener implicaciones importantes en las decisiones empresariales.

* Autor para correspondencia

Correo electrónico: cgurrola@ujed.mx (C. Gurrola Ríos).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2021.3482>

0186- 1042/© 2019 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-SA (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>)

Código JEL: G19, G39, M29, M41

Palabras clave: rentabilidad; Bolsa Mexicana de Valores; PIB; COVID-19

Abstract

The response of the frequent consumer sector of the Mexican Stock Exchange company's financial performance is analyzed in light of the dynamics of their level of participation in economic activity in the period between 1993Q2 and 2020Q4 is analyzed contrasting the influence of the COVID-19 pandemic. The model estimates for panel data show that the dynamics of economic activity produced changes in the evolution of the profitability of companies and that the pandemic did significantly affect this relationship. The COVID-19 period caused decreases in the variations of the returns on equity capital (ROE) and assets (ROA) and increases in the net profit margin (MgN); the analysis shows that the sensitivity of the equity capital indicator was double that of the ROA. The results of our analysis could have important implications for business decisions.

JEL Code: G19, G39, M29, M41

Keywords: profitability; mexican stock Exchange; GDP; COVID-19

Introducción

Uno de los indicadores más utilizados para evaluar el desempeño financiero empresarial, es la rentabilidad, es decir, la capacidad de generar ganancias a partir de los recursos disponibles. En la medida en que dicha rentabilidad sea persistente en el tiempo las empresas ven mejoradas sus probabilidades de supervivencia y crecimiento, especialmente ante la presencia de shocks inesperados. De esta manera, tales empresas pueden ofrecer beneficios a los distintos stakeholders por ejemplo, manteniendo el nivel de empleo, contribuyendo con la hacienda pública mediante el pago los impuestos, cumpliendo en tiempo y forma con los compromisos financieros pactados con proveedores y acreedores y por supuesto, ofreciendo bienes y servicios que satisfacen las necesidades de la sociedad en general (González, 2005), entre otros aspectos.

El entorno y decisiones de los distintos agentes económicos que participan en un mercado doméstico se ven constantemente afectadas, en mayor o menor medida, ante el riesgo sistemático; diversos estudios coinciden en sugerir que el riesgo no diversificable se manifiesta a través de los cambios en las condiciones macroeconómicas que se aprecian en los mercados financieros (López, Venegas y Gurrola, 2013); destacando la importancia de la producción nacional a través del Producto Interno Bruto -PIB-, considerado el indicador que mejor captura el ciclo económico en la economía doméstica (Heath, 2012).

En los albores del 2020 se detecta en Wuhan el virus SARS-COV-2 y, sobre la base de sus efectos nocivos y su elevada capacidad de transmisión, las autoridades sanitarias de la Organización de las Naciones Unidas -ONU- declaran el estado de pandemia en el mes de marzo. La enfermedad por COVID-19 ha originado estragos en el aspecto sanitario (millones de muertos en todo el orbe, saturación de hospitales, desabasto de medicamentos, entre otros) y, por supuesto, en el terreno económico-financiero con desplomes notables en la producción y por consecuencia, en los mercados de capitales de todo el mundo. La crisis originó que los gobiernos de los países implementaran medidas de confinamiento social y reducción en la actividad económica, por lo que cabría esperar que las empresas disminuyeran su actividad, sus ingresos y por consecuencia, el rendimiento que ofrecen a los distintos stakeholders.

El objetivo de este trabajo es estudiar la respuesta de indicadores de rentabilidad propuestos como representantes del desempeño financiero -ROA, ROE y MgN- de un grupo de emisoras que cotizan en sector de bienes de consumo frecuente en la BMV, ante la dinámica del nivel de participación empresarial en la actividad económica, tomando en cuenta el efecto de la crisis COVID-19, durante los trimestres comprendidos del 1993T2 al 2020T4. Partiendo del supuesto que la crisis sanitaria por el virus SARS-COV-2 afectó negativamente la producción en México, se esperaría una relación directa entre la dinámica rentabilidad de las emisoras y su contribución en la actividad económica agregada. Los principales resultados obtenidos mediante el análisis de datos panel sugieren que el desempeño financiero de las emisoras de la muestra fue significativamente afectado por la pandemia; el efecto explicativo de la tasa de crecimiento del nivel de participación empresarial en la actividad económica se percibe en orden de mayor a menor importancia en la variación de la rentabilidad del capital accionario, del margen neto y de los activos. Los resultados del análisis extienden la literatura previa al sugerir que la eficiente administración financiera en cuanto a ROE, MgN y ROA de activos de una empresa puede absorber shocks inesperados.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La segunda sección ofrece una revisión de literatura pertinente; en las secciones tres y cuatro se introducen los aspectos metodológicos del estudio y se presentan los resultados del análisis empírico realizado. En el apartado cinco se presentan las conclusiones de la investigación.

Revisión de literatura

La rentabilidad empresarial es una condición necesaria para la sostenibilidad a lo largo del tiempo, permite alcanzar el crecimiento a mediano y largo plazo en la medida que exista un beneficio suficiente para remunerar a todos stakeholders (Sánchez, 2003). De esta manera la rentabilidad se constituye en un indicador clave del desempeño financiero al reflejar los aspectos relevantes de la actividad de la empresa,

por ejemplo, en la medida que aumentan las ventas de las empresas mejora la eficiencia de producción debido a economías de escala, lo que afecta positivamente la rentabilidad. Por el lado de la estructura de costos sucede algo similar ya que la capacidad productiva -activos fijos- tiene un límite de producción, por lo que a mayor volumen de ventas se logra el uso total de tales activos, reduciendo los costos fijos unitarios y logrando mejores ganancias.

El ritmo de la actividad económica, medido por la dinámica del PIB, se modifica cuando se presenta una crisis, lo que influye en la cantidad de ventas y consecuentemente en la rentabilidad empresarial. En la medida en que se incrementa la actividad económica se ha visto que las empresas mejoran sus niveles de eficiencia y sostenibilidad (Bou y Satorra, 2007). Capturar la relación entre rentabilidad empresarial y actividad económica permite mayor precisión en los planes de inversión de activos reales para que respondan adecuadamente al volumen de ventas de acuerdo a la participación que tiene la empresa en la actividad económica.

Las empresas que compiten dentro de un mercado pueden presentar distintos niveles de rentabilidad en función de la forma en que cada una de ellas responde a los cambios en la actividad económica doméstica (Fernández, Montes y Vázquez; 1996). Por ejemplo, la rentabilidad de los activos responde, además de las estrategias internas de las empresas, a una serie de factores del entorno macroeconómico lo que propicia diferencias importantes entre las empresas que operan en el mercado (Gallizo, Gargallo, Saladríguez y Salvador; 2011)

La actividad económica, capturada a través del producto interno bruto (PIB), mide la demanda agregada, es decir, estima la cantidad que consumieron los agentes que componen una economía – hogares, empresas, gobierno – en bienes y servicios durante un periodo de tiempo; su evolución afecta la operación y decisiones de las empresas (Heath, 2012). Dicho efecto se refleja, en alguna medida, en sus respectivos estados financieros en donde los administradores pueden identificar factores y niveles de sensibilidad críticos con el fin de tomar decisiones alineadas con el objetivo de incrementar el valor de la empresa (Jaramillo, 1983, Krugman, 1999; Ortiz 2005).

Entre los elementos extraíbles de los estados financieros, con el ánimo de analizar la evolución general de las empresas, en términos de su desempeño financiero, destacan las razones financieras. Estudios previos han utilizado esta herramienta aplicándola a diversos fenómenos que van desde el estudio del riesgo de crédito y los procesos de bancarota, valuación de instrumentos, hasta la identificación de aspectos estructurales en las organizaciones, entre otros temas. En términos generales los primeros sostienen que el comportamiento histórico de las razones financieras puede revelar señales de deterioro que permitan la implementación de acciones correctivas para evitar la quiebra (Zmijewski, 1984). Dentro de este grupo de estudios que pretende desarrollar modelos de predicción de quiebras destacan los trabajos pioneros de Fitzpatrick (1931) y Beaver (1966) quienes utilizan análisis univariado, Altman (1968) propone

el modelo Z sobre la base del análisis discriminante múltiple; Kaplan y Urwitz (1979) utiliza mínimos cuadrados ordinarios -MCO- y Ohlson (1980) quien emplea el análisis logit condicional; otros estudios incluyen, además de las razones financieras, factores cualitativos en la evaluación del riesgo crediticio (Lehmann, 2003; Altman, 2005; Benell, Crabbe, Thomas y Gwilym, 2006).

Las razones financieras también se han utilizado para evaluar emisiones de bonos tomando en cuenta su nivel de subordinación, es decir, su grado de exigibilidad y su Beta (Kaplan y Urwitz, 1979); utilizando funciones discriminantes específicas, por industria para predecir ratings de bonos (Perry, Henderson y Cronan, 1984). Altman (2005) introduce un modelo de scoring aplicable a mercados emergentes que a diferencia del modelo original de Altman (1968) integra factores macroeconómicos que reflejan condiciones específicas de tales mercados.

Por otro lado, existen estudios que aseguran que las razones financieras también pueden ser empleadas como factor explicativo de aspectos estructurales en las organizaciones en particular su rentabilidad, los resultados de tales estudios permiten que todos los agentes económico interesados (stakeholders) puedan evaluar el grado de viabilidad económica de las empresas (Burja y Burja, 2006; Hada y Mihálcea, 2020). Algunos ejemplos de la afirmación serían aquellos que proponen la razón de utilidad entre activos para para medir la salud financiera de las empresas (Valaskova, Kliestik, Svabova y Adamko, 2018); que el rendimiento del capital y rendimiento del activo, entre otras, pueden ser un factor explicativo del precio accionario de empresas comerciales de los países pertenecientes a la Asociación de Naciones del Sudeste Asiático, ASEAN² (Jermsittiparsert, Ambarita, Mihardjo y Ghani; 2019); que las razones financieras de margen de utilidad neta y el rendimiento de los activos, entre otras, son factor determinante del incremento de las ganancias en empresas del subsector automotriz y de componentes de Indonesia (Nugraha, Puspitasari y Amalia; 2020).

Estudios previos han analizado la forma en que perturbaciones inesperadas -crisis- han afectado la rentabilidad en las empresas, entre las que destacan la crisis de los mercados asiáticos de los años 90, la crisis subprime del mercado hipotecario en EU y la crisis COVID-19, entre otras. Dentro del primer grupo destaca el estudio de Prasad, Puri y Jain (2015) quienes examinaron el tiempo de recuperación de la rentabilidad de las empresas industriales de Indonesia, Corea y Tailandia ante la crisis, dividiendo el periodo 1994-2004 en cinco subperiodos y tomando como referencia las razones margen neto y el rendimiento de los activos, entre otras; encontrando efectos diferenciados por periodo y entre países.

En cuanto al efecto de la crisis subprime sobre el desempeño financiero se encuentran los estudios de Dencic (2014) quien evalúa el impacto de reducción en la actividad económica ocasionada por la crisis hipotecaria de 2008 sobre la rentabilidad de 108 empresas, encontrando que el ROA aumenta

² Association of Southeast Asian Nations

mediante el crecimiento de las ventas y la eficacia en la administración de los activos. Notta y Vlachvei (2014) encuentran que la rentabilidad y competitividad de las empresas se incrementa en la medida en que tienen una alta participación en el mercado y mantiene su nivel de ventas a través de la fidelidad de sus clientes; Grau y Lassala (2015) cuantifican los efectos de los anuncios de la crisis financiera en empresas españolas entre 2007 y 2009, confirmando rendimientos anormales negativos en cinco de los seis sectores estudiados. Jaramillo y Jaramillo (2016) evaluaron la reacción de los precios y rendimientos accionarios en 87 empresas de la BMV ante la crisis de 2008, los resultados del estudio demuestran que la noticia de quiebra del banco de inversión estadounidense Lehman Brothers provocó rendimientos negativos en el subsector de la construcción de vivienda y descensos importantes en el precio de sus acciones. Kontogeorgos, Pendaraki y Chatzitheodordis (2017) documentan efectos negativos de la crisis subprime en la rentabilidad de empresas griegas como consecuencia directa de la recesión de la economía griega y la disminución de la demanda de bienes de productos alimentarios. Fuertes y Cuellar (2019) analizaron la dinámica de adaptación del crecimiento y la rentabilidad de 2000 empresas españolas del sector manufacturero ante la crisis hipotecaria de EU, demostrando que contexto económico adverso no impide, necesariamente, la reducción de la rentabilidad.

Siqueira y Gottschalk (2020) demostraron que el impacto económico de las crisis gemelas (crisis monetaria y bancaria) afectan la rentabilidad en las empresas en forma diferente; en su estudio separan empresas provenientes de países emergentes y maduros y dividen el tiempo en dos etapas: 1990-2004 y 2005-2014. Los autores aseguran que el efecto de las crisis es mayor en las economías emergentes y que la rentabilidad rezagada tiene un impacto positivo en la rentabilidad de la empresa, independientemente de las condiciones macroeconómicas, incluso si hay una o más crisis que afecten al país.

Con relación a la crisis COVID-19, están los estudios de Blanco, Mayordomo y Menéndez (2020) estudiaron el impacto de la pandemia en la situación financiera de 900 empresas españolas mediante las razones financieras; los resultados del estudio demuestran que la crisis provocó una contracción de la actividad económica y redujo la rentabilidad de una gran cantidad de empresas, con efectos diferenciados por sector de actividad económica. Según la encuesta realizada por Consejo General de Economistas de España (CGE), Consejo General de Colegios Oficiales Graduados e Ingenieros Técnicos Industriales de España (COGITI) (2020) que describen el impacto de la pandemia de salud en el tejido empresarial, en los despachos profesionales de economistas y graduados e ingenieros técnicos industriales de España, la rentabilidad fue afectada en 90.7% del total de las empresas donde los sectores más afectados fueron comercio, construcción, industria y los servicios.

Landier y Thesmar (2020) señalan que las previsiones de los analistas sobre los beneficios de las empresas en el primer semestre de 2020 se redujeron 16% y que se espera un impacto duradero de la crisis, incluso a largo plazo. Además de que el sesgo alcista de los analistas ha disminuido fuertemente

desde la década de 1990, su análisis se basó en 1000 principales empresas por su capitalización bursátil al 31 de diciembre de 2019 de las diferentes bolsas de valores de EU y ocuparon las previsiones promedio de los analistas emitidas hasta mayo de 2020 para el periodo 2020-2024. Spitsin, Ryzhkova, Vukovic y Anokhin (2020) analizaron los factores que afectan la rentabilidad de 6134 empresas de las economías inestables, el caso de Rusia entre 2012 y 2016. Evidenciaron que la eficiencia de la producción y las economías de escala afectan positivamente la rentabilidad. Mientras que la cantidad de inversión en activos fijos y el aumento de las tasas de interés tiene efectos negativos, considerando que éstos dependen de la actividad económica. Los estudios expuestos anteriormente demuestran que a rentabilidad empresarial se deteriora por la inadaptación de las empresas a las diferentes dinámicas de la actividad económica del ambiente macroeconómico.

Los gobiernos de todo el mundo han adoptado una serie de medidas sanitarias y económicas con el fin de enfrentar los efectos negativos derivados de la crisis de salud a causa del virus SARCOV-2, por ejemplo, en EU se otorgaron importantes apoyos económicos a la población. La estrategia del gobierno mexicano incluyó medidas como el pago anticipado a los beneficiarios de los programas sociales de la tercera edad, becas a estudiantes, por mencionar algunas. Se esperaría que al dotar de liquidez a los sectores más vulnerables de la población la economía mexicana enfrentaría de una mejor manera los efectos negativos de las restricciones a la movilidad social y a la actividad económica al mantener, al menos en parte, el consumo.

Variables y aspectos metodológicos

El análisis realizado considera como variables proxy del desempeño financiero las rentabilidades³ respecto a: i) los activos (ROA), ii) capital accionario (ROE), iii) los ingresos netos (MgN), de empresas que cotizan en la BMV. La variable explicativa representa la demanda de la empresa en la dinámica económica nacional y está capturada mediante la tasa de crecimiento de la relación entre las ventas de la emisora y el PIB. La información financiera de las emisoras se obtuvo de la base de datos Economática mientras que la serie del PIB, expresada en pesos constantes base 2013, proviene de los reportes de Banxico. El periodo analizado comprende desde 1993T2 hasta 2020T4, es decir se analizan 1573 observaciones longitudinales. En la Tabla 1 se presentan las 15 emisoras⁴ que cotizan en la BMV dentro del sector de consumo frecuente,

³ Las tres razones financieras (ROA = return on assets; ROE = return on equity, MgN = margen neto) han sido señaladas en la literatura como buenos indicadores del rendimiento empresarial, véase, Fenny y Rogers (1999), Hawawini et al. (2003), Raza et al. (2012), Pervan et al (2012), Kontogeorgos (2017) y Fuertes y Cuellar (2019), por mencionar algunos estudios.

⁴ Se excluyen de la muestra aquellas emisoras con menos de 76 observaciones trimestrales completas disponibles y/o que no coticen hasta el 2020T4.

así como los trimestres en los que existe información financiera disponible, mientras que la Tabla 2 ofrece información importante sobre las variables modeladas.

Tabla 1
Emisoras

No.	Clave	Razón Social	Inicio	Trimestres
1	AC	Arca Continental, S.A.B. de C.V.	1992T1	76
2	BACHOCO	Industrias Bachoco, S.A.B. de C.V.	1996T1	100
3	BAFAR	Grupo Bafar, S.A.B. de C.V.	1996T3	98
4	BIMBO	Grupo Bimbo, S.A.B. de C.V.	1993T2	111
5	CULTIBA	Organización Cultiba, S.A.B. de C.V.	1993T2	111
6	FEMSA	Fomento Económico Mexicano, S.A.B. de C.V.	1996T1	100
7	GIGANTE	Grupo Gigante, S.A.B. de C.V.	1993T2	111
8	GRUMA	Gruma, S.A.B. de C.V.	1993T2	111
9	HERDEZ	Grupo Herdez, S.A.B. de C.V.	1993T2	111
10	INGEAL	Ingeal, S.A.B. de C.V.	1994T2	107
11	KIMBER	Kimberly - Clark de México S.A.B. de C.V.	1993T2	111
12	KOF	Coca-Cola Femsa, S.A.B. de C.V.	1994T1	108
13	MINSA	Grupo Minsa, S.A.B. de C.V.	1997T1	96
14	SORIANA	Organización Soriana, S.A.B. de C.V.	1993T2	111
15	WALMEX	Wal-Mart de México, S.A.B. de C.V.	1993T2	111

Tabla 2
Variables

Nombre	Variable	Fórmula	Descripción
Rentabilidad de los activos	VROA	$ROA = \frac{\text{utilidad neta}}{\text{activo total}}$	Beneficio neto de la inversión en los activos.
Rentabilidad del capital accionario	VROE	$ROE = \frac{\text{utilidad neta}}{\text{capital}}$	Beneficio neto de la inversión de los accionistas.
Margen neto	VMgN	$MgN = \frac{\text{utilidad neta}}{\text{ingresos}}$	Margen de utilidad neta.
Cambios en la participación *	TCVTA/PIB	ventas/PIB	Demanda de la emisora en relación con la actividad económica.

* Cambios en la participación, por emisora, en el PIB.

Con la finalidad de capturar el dinamismo del desempeño financiero los tres indicadores de rentabilidad presentados en la Tabla 2 se integran en el modelado en términos de sus respectivas variaciones, por ejemplo, la variación del ROA se calcula de la siguiente manera:

$$\text{VROA} = \text{ROA}_{i,t} - \text{ROA}_{i,t-1} \quad (1)$$

La variable dependiente se obtiene a partir del indicador ventas-PIB que muestra la relación de las ventas de una empresa con la actividad económica, su evolución -tasa de variación- permite conocer el grado de elasticidad de los ingresos empresariales ante cambios en el producto. El espíritu de este indicador se ha utilizado, por ejemplo, para evaluar el desempeño de las 500 empresas más importantes de América Latina durante el periodo 1995-2011, encontrándose una relación significativa entre las ventas y la dinámica del PIB de la región (Alarco, 2015). Al igual que con las variables dependientes se busca capturar la dinámica de la variable explicativa a través de su correspondiente tasa de crecimiento mediante la siguiente dinámica:

$$0 < Z_{i,t} = \frac{\text{VTA}}{\text{PIB}} = \frac{\text{venta}_{i,t}}{\text{PIB}_t} < 1 \quad (2)$$

$$\infty < \Delta Z_{i,t} = Z_{i,t} - Z_{i,t-1} \leq 1 \quad (3)$$

$$g = \frac{\Delta Z_{i,t}}{Z_{i,t-1}} = \text{tasa de crecimiento de } Z_{i,t} = \text{TCVTA/PIB} \quad (4)$$

El análisis de la manera en que el desempeño financiero de las emisoras responde a la tasa de crecimiento de la participación económica de cada emisora en el PIB se realiza mediante la técnica de datos panel, lo que permite considerar un aspecto fundamental sobre el proceso que genera los datos, es decir, la heterogeneidad no observable entre las unidades de corte transversal y a través del tiempo. Así, para la variable y_{it} se tienen $i = 1, \dots, N$ observaciones de corte transversal y $t = 1, \dots, N$ observaciones de series de tiempo. En este caso i representa las 15 emisoras de la BMV y t se refiere al número de observaciones comprendidas entre el segundo trimestre de 1993 y el cuarto trimestre del 2020. El modelo general se aprecia en la ecuación 5:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (5)$$

y_{it} alternativamente, ROA, ROE o MgN de la emisora i en el tiempo t ; α = el intercepto; x_{it} es un vector de $k \times 1$, que contiene a la variable independiente: la tasa de crecimiento de la demanda de la emisora en la dinámica del PIB; β = el vector de parámetros a estimar para capturar el efecto de la tasa de crecimiento de la participación empresarial en el PIB sobre el desempeño financiero de las emisoras; u_i = es el término de perturbación aleatoria o ruido blanco.

Debido a la heterogeneidad en las características específicas de cada una de las empresas de la muestra, como las consecuencias de las decisiones que pudieran adoptar ante un mismo escenario de la actividad económica del país, se pueden presentar sesgos en el modelo. Una manera de incorporar esa perturbación aleatoria atribuible a la empresa es incluir en la especificación un intercepto para cada unidad de corte transversal. En lugar del intercepto general como en la ecuación (5) ahora se permite que éste cambie de empresa a empresa, manteniéndose constante los valores de los parámetros de la pendiente β . Si se considera que el efecto ocasionado por la empresa es no aleatorio, se tiene el modelo de efectos fijos:

$$\begin{aligned}y_{it} &= \alpha_i + X'_{it}\beta + u_{it} \\ \alpha_i &= \alpha + \mu_i\end{aligned}\tag{6}$$

Si se considera que el efecto individual es de naturaleza aleatoria se tiene el modelo de efectos aleatorios:

$$\begin{aligned}y_{it} &= \alpha_i + X'_{it}\beta + u_{it} \\ u_{it} &= v_i + \varepsilon_{it}\end{aligned}\tag{7}$$

Análisis empírico

La figura 1 muestra el comportamiento de la actividad económica en México; en el panel (a) se aprecia la evolución de los niveles del PIB mientras que en el panel (b) sus respectivas tasas de crecimiento. Como se puede observar la actividad económica, salvo las caídas que atienden a la crisis de la devaluación del peso mexicano en 1994 y la crisis subprime de 2008, tiene incrementos continuos hasta 2019. En el primer trimestre de 2020, periodo que corresponde a la irrupción de la pandemia por COVID-19, el producto mexicano presentó una disminución significativa para ubicarse en los niveles de 2009. Como se puede apreciar en ambas secciones de la figura 1 el indicador de la producción fue severamente afectado por la

pandemia al presentar una caída importante en los niveles del PIB y el incremento notable en la volatilidad de su respectiva tasa de crecimiento -panel (b).

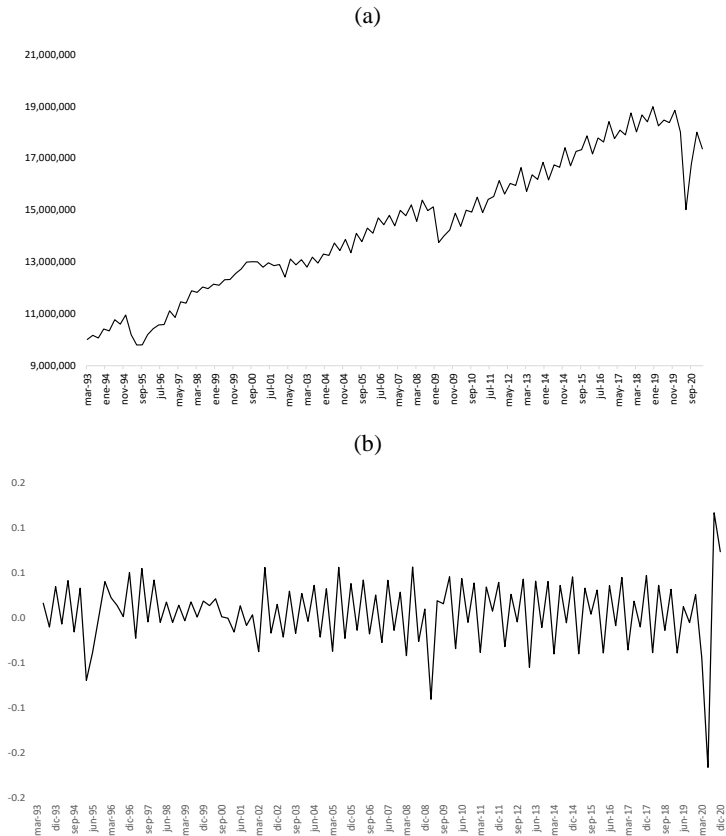


Figura 1. Comportamiento del PIB

Fuente: elaboración propia

La variable independiente del estudio es un indicador que resulta de dividir las ventas de cada emisora entre el PIB, el resultado es una aproximación del nivel de participación de la demanda empresarial en la actividad económica; la respectiva tasa de crecimiento se ofrece en la figura 2.

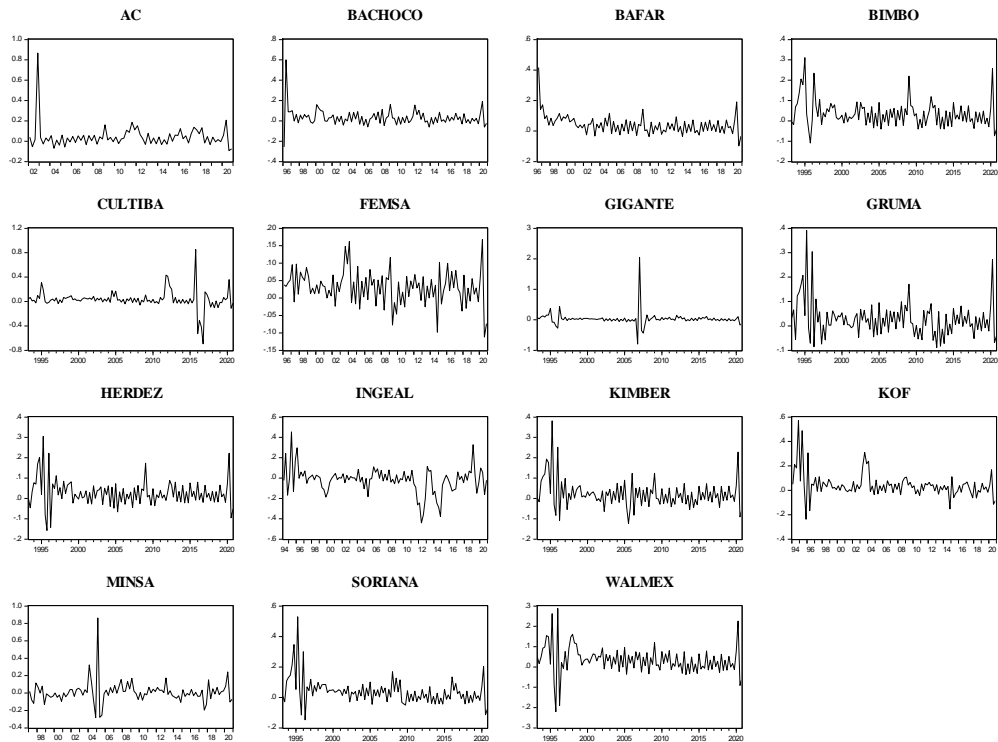


Figura 2. Tasa de crecimiento VTA/PIB

En la figura 3 se aprecia la variación del ROA por emisora⁵, se puede observar en cada uno de los paneles de dicha figura que el comportamiento en el rendimiento de los activos presenta diferencias entre las emisoras de la muestra; no obstante, los distintos patrones sugieren un comportamiento relativamente inelástico.

⁵ Por limitaciones de espacio sólo se incluyen las gráficas del ROA. Sin embargo, la Tabla 3 sí ofrece los estadísticos descriptivos de todas las variables propuestas como *proxy* del desempeño financiero.

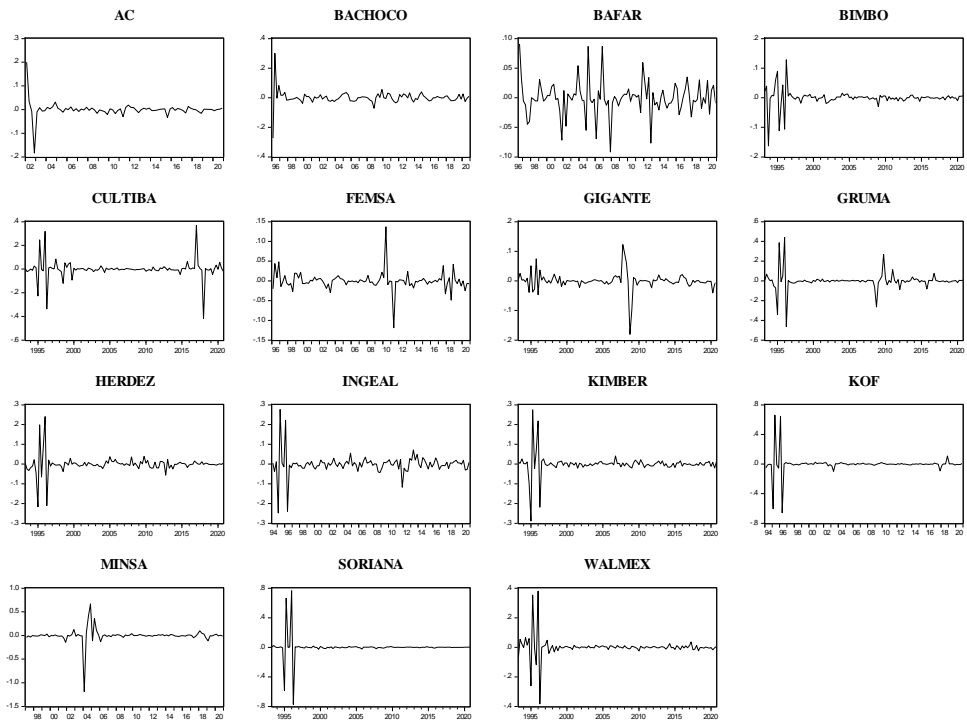


Figura 3. ROA por emisora

Los estadísticos descriptivos de las variables que representan el desempeño financiero de las emisoras de la muestra se pueden apreciar en la Tabla 3.

Tabla 3
 Estadísticos descriptivos

Emisora	ROA			ROE			MgN		
	Media	σ	CV*	Media	σ	CV*	Media	σ	CV*
AC	0.098	0.047	2.080	0.152	0.069	2.199	0.119	0.072	1.650
BACHOCO	0.080	0.057	1.418	0.105	0.072	1.469	0.079	0.071	1.116
BAFAR	0.086	0.052	1.648	0.141	0.076	1.850	0.065	0.034	1.934
BIMBO	0.048	0.034	1.420	0.099	0.050	1.976	0.037	0.025	1.462
CULTIBA	0.061	0.092	0.666	0.084	0.114	0.740	0.113	0.346	0.327
FEMSA	0.070	0.035	2.038	0.125	0.051	2.455	0.086	0.043	1.977
GIGANTE	0.042	0.052	0.821	0.068	0.073	0.928	0.069	0.156	0.444
GRUMA	0.053	0.094	0.563	0.099	0.299	0.329	0.050	0.089	0.555
HERDEZ	0.088	0.049	1.799	0.158	0.085	1.855	0.084	0.035	2.390
INGEAL	-0.033	0.060	-0.553	-0.070	0.128	-0.544	-0.208	0.366	-0.569
KIMBER	0.126	0.045	2.816	0.534	0.478	1.117	0.155	0.067	2.311
KOF	0.073	0.093	0.779	0.139	0.189	0.735	0.077	0.076	1.010
MINSA	-0.017	0.220	-0.079	-0.072	0.529	-0.137	-0.019	0.175	-0.107
SORIANA	0.066	0.104	0.639	0.106	0.133	0.796	0.045	0.066	0.679
WALMEX	0.108	0.056	1.920	0.172	0.081	2.119	0.059	0.032	1.823

$$*CV \text{ (coeficiente de variación)} = \frac{\bar{x}}{\sigma}$$

La Tabla 3 muestra que el rendimiento promedio sobre el capital accionario (ROE) es superior al rendimiento de los activos (ROA) en todas las emisoras de la muestra; lo mismo sucede con la desviación estándar. Vale la pena destacar que las emisoras que “preman” mejor riesgo asumido en el caso del ROA son KIMBER, AC y FEMSA con coeficientes de variación de 2.82%, 2.08% y 20.3%, respectivamente; para ROE son WALMEX, AC y FEMSA con CV de 2.12%, 2.2 y 2.46%, respectivamente, mientras que el indicador para MgN alcanza los valores de 1.98%, 2.31% y 2.4% en FEMSA, KIMBER y HERDEZ, respectivamente.

Con la finalidad de comprobar las diferencias significativas del ROA, ROE y MgN, entre las emisoras que integran la muestra se procedió a correr pruebas de diferencias medias y varianzas cuyos resultados se frecen en la Tabla 4.

Tabla 4
 Diferencias en media μ y varianza σ^2

		μ		σ^2		
		Anova F-test	Welch F-test*	Bartlett	Levene	Brown-Forsythe
VROA	coef.	0.0047	0.0077	1618.7520	10.6293	10.5396
	sig.	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
VROE	coef.	0.0179	0.0261	1808.7690	7.3596	6.9598
	sig.	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
VMgN	coef.	0.0208	0.0080	1038.3100	1.9928	1.9905
	sig.	1.0000	1.0000	0.0000	0.0153	0.0155

* La prueba considera diferencias en varianza

Como se puede apreciar en la Tabla 4 aunque no existe evidencia de diferencia entre las medias, todas las pruebas sugieren diferencias en las varianzas entre las emisoras que integran la muestra, lo que fortalece la propuesta de utilizar una herramienta de análisis que considere las diferencias de corte transversal al analizar la relación entre el desempeño financiero de un grupo de emisoras de la BMV y el nivel de participación empresarial en la actividad económica.

En términos generales, podemos afirmar que los distintos agentes domésticos responden a la dinámica de la actividad económica en México (Heath, 2012); sin embargo, además de tal sustento empírico y teórico se evaluaron los datos en busca de la presencia de raíces unitarias -con la finalidad de evitar la modelación de relaciones espurias-, considerando la estructura longitudinal de los datos, a través de las pruebas Levin, Lin y Chu, Im, Pesaran y Shin, Dickey-Fuller aumentada -ADF- y Phillips-Perron. La primera de ellas considera un proceso común de raíz unitaria y el resto de las pruebas, procesos individuales; la Tabla 5 resume los principales resultados.

Tabla 5
 Pruebas de raíces unitarias

H0		VROA		VROE		VMgN		TCVTA/PIB	
prueba		est.	sig.	est.	sig.	est.	sig.	est.	sig.
Raíz unitaria, asumiendo proceso común	Levin, Lin & Chu	-7.0483	0.0000	-11.7092	0.0000	-5.0160	0.0000	-3.62	0.0001
Raíz unitaria, asumiendo procesos individuales	Im, Pesaran & Shin	-23.33	0.0000	-28.37	0.0000	-23.20	0.0000	-17.14	0.0000
	ADF *	454.17	0.0000	448.37	0.0000	450.78	0.0000	339.92	0.0000
	PP *	331.52	0.0000	394.96	0.0000	446.65	0.0000	734.32	0.0000

Como se puede observar en la Tabla 5 todas las pruebas permiten rechazar la presencia de raíces unitarias y considerar que las series son estacionarias.

Una vez comprobada la estacionariedad de las series se procedió a realizar las estimaciones del modelo de la ecuación (5). Las primeras estimaciones muestran que, no obstante, la elevada significancia estadística de los parámetros β obtenidos, el método agrupado -pooled- no es apropiado ya que las unidades de corte transversal inducen efectos no observables, las pruebas LR y Durbin Watson sugieren que los estimadores de MCO no son eficientes ni consistentes pues los residuos de la regresión son heterocedásticos y autocorrelacionados. Como respuesta a lo anterior se utilizó como método de estimación el modelo de efectos fijos; en el caso de la variación del ROA el coeficiente de la pendiente de la variable explicativa mostró un estadístico t de 5.5163 y un p-value de 0.0000 lo que sugiere que al estimar los parámetros es importante reconocer las diferencias entre las unidades de corte transversal⁶ - las emisoras.

El siguiente paso fue estimar los parámetros mediante el método de efectos aleatorios definido en la ecuación (7) para luego compararlos con los estimadores de efectos fijos, previamente obtenidos⁷. Vale la pena señalar que con la finalidad de analizar el efecto que tuvo la pandemia COVID-19 en la relación modelada, el periodo bajo estudio se dividió en tres secciones: a) todo el horizonte temporal (1993T2-2020T4), b) el periodo previo a la crisis sanitaria (1993T2-2020T1) y c) el periodo de la pandemia por el SARSCOV-2 (2020T2-2020T4). La Tabla 6 resume dichos resultados

Tabla 6
 Modelo de efectos aleatorios y prueba de Hausman

		1993T2-2020T4		1993T2-2020T1		2020T2-2020T4	
Variable dependiente		coef.	p-value	coef.	p-value	coef.	p-value
Variación ROA	Intercepto	-0.0029	0.1458	-0.0030	0.1430	-0.0018	0.4231
	TC VTA/PIB	0.0971	0.0000	0.1014	0.0000	0.0076	0.6630
	Prueba de Hausman*	0.4838	0.4867	0.6058	0.4364	4.2372	0.0395
Variación ROE	Intercepto	-0.0041	0.3815	-0.0034	0.4785	0.0000	0.9993
	TC VTA/PIB	0.1588	0.0001	0.1739	0.0000	-0.0671	0.8372
	Prueba de Hausman*	0.2751	0.6000	0.5265	0.4681	0.0832	0.7730
Variación MgN	Intercepto	-0.0037	0.1988	-0.0030	0.2990	-0.0160	0.3892
	TC VTA/PIB	0.1153	0.0000	0.1121	0.0000	0.1991	0.1666
	Prueba de Hausman*	0.0246	0.8753	0.7755	0.3785	1.0672	0.3016

* Prueba χ^2

La información contenida en la Tabla 6 muestra varios aspectos interesantes. En primer lugar, que los tres indicadores propuestos como variables proxy del desempeño financiero responden directa, lineal y significativamente a la tasa de crecimiento del nivel de participación empresarial en la actividad económica, tomando los dos primeros periodos. Asimismo, el valor χ^2 de la prueba de Hausman no

⁶ Los resultados obtenidos en el ROE y MgN llevan a las mismas conclusiones.

⁷ Tal comparación se realizó mediante la prueba de Hausman que evalúa la hipótesis nula de que no existen diferencias significativas entre los parámetros robustos - efectos fijos- y los consistentes -efectos aleatorios.

permite rechazar la hipótesis nula, sugiriendo que los estimadores consistentes son los más apropiados para capturar dicha relación, es decir, las estimaciones sugieren que no existe correlación significativa entre los efectos individuales de corte transversal y la variable independiente por lo que el modelo más apropiado es el de efectos aleatorios. Por otro lado, los resultados que se presentan en la Tabla 6 muestran que la influencia de la variable explicativa es superior para VROE, seguida de VMgN y por último VROA, por ejemplo, en el periodo previo a la declaración oficial de la pandemia la pendiente adquiere valores de .17, .11 y .10, respectivamente. Otro resultado interesante es que la irrupción de la crisis COVID-19 tuvo un efecto negativo en las variaciones del ROE (8.7%, al pasar de 0.1739 a 0.1588) y ROA (4.2%), mientras que para VMgN el efecto fue contrario, es decir, la respuesta se incrementó en 2.8%. Por último, las dos últimas columnas de la Tabla 6 muestran que la relación modelada no fue significativa durante los trimestres II, III y IV del 2020.

Complementando los resultados anteriores, se integró en la especificación de la ecuación (5) una variable dummy, COVID, que adquiere valores 1 durante los trimestres II, III y IV de 2020 y 0 en los demás casos, según la ecuación (8):

$$y_{it} = x_{it}\beta + \text{COVID} + \eta_i + v_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (8)$$

Los resultados se presentan en la Tabla 7.

Tabla 7
 Modelo de efectos aleatorios, COVID y prueba de Hausman

	VROA		VROE		VMgN	
	coef.	p-value	coef.	p-value	coef.	p-value
Intercepto	-0.0029	0.1534	-0.0029	0.5407	-0.0031	0.2905
TCVTA/PIB	0.0971	0.0000	0.1576	0.0001	0.1147	0.0000
COVID	-0.0004	0.9723	-0.0406	0.1366	-0.0209	0.2136
Prueba de Hausman	0.4833	0.7853	0.2730	0.8724	0.0235	0.9883

* Prueba χ^2

La información mostrada en la Tabla 7 confirma que la pandemia COVID-19 tuvo un efecto negativo sobre las variaciones en ROA, ROE y MgN de las empresas analizadas. Sin embargo, la significancia estadística de dicha influencia asume un nivel de error importante en caso de que se decida rechazar la hipótesis nula. Además del pequeño nivel de significancia estadística de COVID llama la atención que su efecto explicativo, frente a la otra variable independiente, también lo es, por ejemplo, para

VROA tal efecto es -0.0004 vs 0.0971 ; en el caso de VROE la respuesta de COVID apenas rebasa el 4% versus casi el 16% que da cuenta TCVTA/PIB,

Los resultados mostrados en las Tablas 6 y 7 se complementan para sugerir que a la luz de que el efecto COVID parece marginal, estadísticamente hablando, se podría pensar que la tasa de cambio del nivel de participación empresarial en la actividad económica ya lo está capturando.

Resumiendo, el análisis realizado confirma la influencia estadísticamente significativa de la tasa de crecimiento del nivel de participación de las emisoras de la BMV que integran la muestra en la actividad económica en México sobre las variaciones de los indicadores de rentabilidad propuestos como variables proxy del desempeño financiero; la dinámica en dicha relación disminuyó como consecuencia de la pandemia por COVID-19 en las variaciones de ROE y ROA y se incrementó para VMgN.

Los resultados del presente análisis son similares a los hallazgos de Malinić y Milicević (2012) y Grau y Lassala (2015) quienes muestran evidencia de que la rentabilidad empresarial cambia cuando se modifica la actividad económica doméstica. La crisis COVID-19 tuvo poca afectación sobre la variación en la rentabilidad de los activos de las emisoras analizadas, lo que podría sugerir que éstas lograron reaccionar a la disminución de la actividad económica, tal explicación es similar a la encontrada en estudios previos, por ejemplo, Notta y Vlachvei (2014) y Kontogeorgos et al. (2017) quienes aseguran que las empresas ajustan sus estrategias de administración de activos para enfrentar periodos de crisis.

Conclusiones

El estudio ofrece un análisis de la respuesta de los cambios en la rentabilidad de un grupo de emisoras del sector productos de consumo frecuente en la BMV, ante la tasa de crecimiento del nivel de participación empresarial en la actividad económica doméstica durante el periodo comprendido entre 1993T2 y 2020T4, contrastando la influencia de la pandemia COVID-19.

El análisis realizado a través de un estudio de datos panel contribuye a la literatura en varios aspectos. En primer lugar, hasta donde tenemos conocimiento este es el primer estudio que aborda el efecto de la pandemia COVID-19 en la relación entre la participación de las empresas en la producción nacional e indicadores de rentabilidad de un grupo de emisoras de la BMV. En términos generales, los resultados obtenidos muestran que en la relación modelada es importante reconocer la heterogeneidad entre las emisoras y que los efectos atribuibles a sus características particulares no están correlacionados con la variable independiente. La caracterización de la especiación modelada a través de efectos aleatorios pone de manifiesto que a pesar de que las emisoras analizadas forman parte del mismo sector de actividad económica, es necesario tomar en cuenta características específicas atribuibles, por ejemplo, a estrategias financieras internas.

En segundo lugar, los resultados del estudio demuestran que los cambios en las rentabilidades respecto al capital accionario, los ingresos y los activos de la empresa responden directa, lineal y significativamente, como cabría esperar, a la tasa de crecimiento del nivel de participación empresarial en la actividad económica; lo que además de confirmar hallazgos previos demuestra la importancia de la participación en el mercado de las empresas en especial, en periodos de crisis. En tercer lugar, las estimaciones realizadas revelan que de las tres dimensiones de la rentabilidad que se abordaron, la relativa a las variaciones en el capital accionario (ROE) no sólo fue la más importante, tomando en cuenta la pendiente de la función, sino que dicha relación alcanza el mayor nivel de significancia; seguida de las variaciones del MgN mientras que la variación del rendimiento de los activos mostró la menor respuesta. Lo anterior implica que la dinámica en la rentabilidad del capital accionario fue más sensible ante la crisis COVID que el beneficio generado por los ingresos de las empresas y la inversión en activos reales. Finalmente, los resultados ofrecidos demuestran que la crisis originada por el virus SAR-COV-2 ocasionó cambios estadísticamente significativos en la respuesta de la rentabilidad ante la variable independiente. Las variaciones de ROE y ROA disminuyeron ante la irrupción de la pandemia, mientras que la variación en el MgN se incrementó; una posible explicación es que las empresas al responder a las demandas de la crisis -medidas de control sanitario- enfrentaron gastos extraordinarios que probablemente se financiaron con alguna partida del capital. Por otro lado, a pesar de la disminución del PIB el incremento en la dinámica de MgN podría deberse a que las emisoras de la muestra incrementaron su participación en la actividad económica y/o su eficiencia operativa, mediante los apoyos gubernamentales implementados para enfrentar los efectos de la crisis y economías de escala, respectivamente.

En resumen, los resultados del presente estudio se podrían explicar por la reducida elasticidad del sector económico de bienes de consumo frecuente ante la pandemia por lo que a pesar de las políticas restrictivas sobre la movilidad social y la actividad económica, siguió operando de manera más o menos de manera similar a como lo venía haciendo antes de la irrupción del virus SARS-COV-2. Por otro lado, los niveles de significancia de las funciones modeladas podrían sugerir que las decisiones adoptadas por el gobierno de México, particularmente el apoyo económico a la población más vulnerable como respuesta a la pandemia, fueron apropiadas en la medida en que permitieron mantener, al menos en parte, el consumo.

La evidencia empírica obtenida pudiera tener implicaciones en las decisiones de diversos agentes económicos puesto que la estrategia respecto a la participación de mercado y la eficiente administración financiera en términos de ROE, MgN y ROA pueden absorber shocks inesperados. Finalmente, los resultados pueden orientar las políticas de financiamiento y dividendos, de cambios en la oferta/demanda de la empresa, de administración de activos reales, así como en la respuesta del sector analizado ante episodios de crisis e incluso en la elaboración de portafolios, entre otros aspectos.

Por supuesto que el efecto de episodios de crisis sobre el desempeño financiero es un tema que aún deja muchos caminos por explorar. En futuros esfuerzos sería interesante comparar nuestros resultados con los de otros sectores de actividad económica. Por otro lado, resultaría importante evaluar el efecto diferenciado de distintos tipos de crisis -sanitaria, económica, financiera, entre otros-, sobre la rentabilidad; asimismo, sería interesante integrar al análisis otras dimensiones de la administración financiera como liquidez, apalancamiento, etc., pero por el momento diferimos tales esfuerzos para el futuro.

Referencias

- Alarco, G. (2015) Análisis del desempeño de las grandes empresas latinoamericanas y el crecimiento económico regional. *Análisis económico*, 30 (75), pp. 45-68.
- Altman, E. (1968) Financial Ratios, Discriminant Analysis, & the Prediction of Corporate Bankruptcy, *Journal of Finance*, 23, (4), pp. 589-609. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x>
- Altman, E. (2005) An emerging market credit scoring system of corporate bonds. *Emerging Markets Review*. 6, pp. 311-323. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2005.09.007>
- Beaver, W. (1966) Financial Ratios as Predictors of Failure, *Journal of Accounting Research*, Vol. 4, Empirical Research in Accounting: Selected Studies, 4, pp. 71-111. <https://doi.org/10.2307/2490171>
- Benell, J., Crabbe, D., Thomas, S. & Gwilym, O. (2006) Modelling sovereign credit ratings: Neural networks versus ordered probit. *Expert Systems with Applications*, 30 (3), pp. 415-425. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2005.10.002>
- Blanco, R., Mayordomo, S., Menéndez, A. (2020) El impacto de la crisis del COVID-19 sobre la situación financiera de las empresas no financieras en 2020: evidencia basada en la central de balances, *Boletín Económico del Banco de España*, 4/2020, pp. 1-21. <https://repositorio.bde.es/bitstream/123456789/14241/1/be2004-art39.pdf>
- Bou, J. y Satorra, A. (2007). The persistence of abnormal returns at industry and firm levels: evidence from Spain. *Strategic Management Journal*, 28 (7), pp. 707-722. <https://doi.org/10.1002/smj.586>
- Burja, C. y Burja, V. (2009). Analysis of companies' economic performance using the profitability rates. *European Research Studies*, 12 (2), pp. 99-110. <https://doi.org/10.35808/ersj/223>
- Consejo General de Economistas de España (CGE), Consejo General de Colegios Oficiales Graduados e Ingenieros Técnicos Industriales de España (COGITI) (2020). Impacto económico de la

- COVID-19 sobre la empresa, *Estudios de CGE y COGITI*, pp. 1-73.
[http://faedpyme.upct.es/article/impacto-economico-de-la-covid-19-sobre-la-em presa/128](http://faedpyme.upct.es/article/impacto-economico-de-la-covid-19-sobre-la-em-presa/128)
- Dencic-Mihajlov, K. (2014) Profitability during the financial crisis evidence from the regulated capital market in Serbia, South-Eastern Europe, *Journal of Economics*, 1, pp. 7-33.
- Fernández, E., Montes, J. y Vázquez, C. (1996) Caracterización económico financiera de la gran empresa industrial española según su rentabilidad. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 25, (87), pp. 343-359. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=44210>
- Fitzpatrick, P. J. (1932). A Comparison of the Ratios of Successful Industrial Enterprises with Those of Failed Companies. *Certified Public Account*, 6, pp. 727-731.
https://books.google.com.mx/books/about/A_Comparison_of_the_Ratios_of_Successful.html?id=hs3LmgEACAAJ&redir_esc=y
- Fuentes-Callen, Y. y Cuellar-Fernández, B. (2019) Inter-relationship between firm growth and profitability in a context economic crisis, *Journal of Business Economics and Management*, 20 (1), pp. 86-106. <https://doi.org/10.3846/jbem.2019.6928>
- Gallizo, J., Gargallo, P., Saladrígues, R. y Salvador, M. (2011) La persistencia en el resultado del ratio de rentabilidad económica: efecto industria y efecto empresa. Congreso Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas AECA Disponible en: <https://www.researchgate.net/publication/268348322>
- González, H. (2005). *Economía y empresa*. Semestre Económico, 8 (15), pp. 117-135.
<https://revistas.udem.edu.co/index.php/economico/article/view/1124>
- Grau, A. y Lassala, C. (2015) Relaciones entre gestión corporativa y crisis financiera en el mercado de capitales, *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 24, pp. 76-91.
<https://doi.org/10.1016/j.redee.2014.07.002>
- Hada, I. y Mihalcea, M. (2020). The importance of profitability indicators in assessing the financial performance of economic entities. *Annals of Faculty of Economics, University of Oradea, Faculty of Economics*, 1 (1), pp. 219-228.
- Heath, J. (2012). Lo que indican los indicadores. Cómo utilizar la información estados para entender la realidad económica de México. México: Instituto Nacional de Estadística y Geografía, pp. 419.
<http://www.economia.unam.mx/academia/iniae/pdf/iniae4/u3l3.pdf>
- Jaramillo, A. (1983). Reflexiones sobre la política económica. *Revista Universidad EAFIT*, 52, pp. 17-25.
- Jaramillo, A. y Jaramillo, M. (2016) Crisis financiera del 2008: efecto en las empresas listadas en la Bolsa Mexicana de Valores, *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 11 (3), pp. 161-177.
<https://doi.org/10.21919/remef.v11i3.26>

- Jermisittiparsert, K., Ambarita, D. E., Mihardjo, L. W., & Ghani, E. K. (2019). Risk-return through financial ratios as determinants of stock price: a study from Asean region. *Journal of Security and Sustainability*, 9 (1), 199-210.
- Kaplan, R. & Urwitz, G. (1979) Statistical Models of Bond Ratings: A Methodological Inquiry. *Journal of Business*, 52 (2), pp. 231-261. <https://doi.org/10.1086/296045>
- Kontogeorgos, A., Pendaraki, K., y Chatzitheodoridis, F. (2017). Economic crisis and firms' performance: empirical evidence for the Greek cheese industry, *Revista Galega de Economía*, 26 (1), pp. 73-82. <https://doi.org/10.15304/rge.26.1.4454>
- Krugman, P. (1999). Balance Sheets, the transfer and financial crisis problem, and financial crises. *International Tax and Public Finance*, 6, pp. 459-472. https://doi.org/10.1007/978-94-011-4004-1_2
- Landier, A. y Thesmar, D. (2020) Earnings expectations in the Covid crisis, *The review of Asset Pricing Studies*, 10 (4), pp. 598-617. <https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa016>
- Lau, A. (1987) A Five-State Financial Distress Prediction Model. *Journal of Accounting Research*, 25 (1), pp. 127-138. <https://doi.org/10.2307/2491262>
- Lehmann, B. (2003) *Is It Worth the While? The Relevance of Qualitative Information in Credit Rating*. The European Financial Management & Marketing Association; Working Paper Series.
- López-Herrera, F., Venegas, F. y Gurrola, C. (2013) EMBI+ y su relación dinámica con otros factores de riesgo sistemático: 1997-2011. *Estudios Económicos*, 28 (2), pp. 193-216. <https://www.redalyc.org/pdf/597/59728813001.pdf>
- Notta, O. y Vlachvei, A. (2014) The impact of financial crisis on firm performance in case of Greek food manufacturing firms, *Procedia Economics and Finance*, 14, pp. 454-460. [https://doi.org/10.1016/s2212-5671\(14\)00734-5](https://doi.org/10.1016/s2212-5671(14)00734-5)
- Nugraha, N, M., Puspitasari, D, M., y Amalia, S. (2020). The effect of financial ratio factors on the percentage of income increasing of automotive companies in Indonesia. *International Journal of Psychosocial Rehabilitation*, 24 (01), 2539-2545. <https://www.psychosocial.com/article/PR200366/25254/>
- Ohlson, J. (1980) Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18 (1), pp. 109-131. <https://doi.org/10.2307/2490395>
- Ortiz, J. (2005). Empresa y entorno económico, experiencia del Grupo de Estudios de Economía y Empresa de la Universidad EAFIT. *Revista Universidad EAFIT*, 41 (137), pp. 19-35. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2498305>

- Perry, L., Henderson, G. y Cronan, T. (1984) Multivariate Analysis of Corporate Bond Ratings & Industry Classifications. *The Journal of Financial Research*, 7 (1), pp. 27-36. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1984.tb00351.x>
- Prasad, D., Puri, Y. y Jain, R. (2015) Return to profitability after a financial crisis. *The International Journal of Business and Finance Research*. 9, (1), pp. 89-101. <https://ideas.repec.org/a/ibf/ijbfre/v9y2015i1p89-101.html>
- Sánchez, J. (2003). Influencia del tamaño y la antigüedad de la empresa sobre la rentabilidad: un estudio empírico. *Revista de Contabilidad*, 6 (12), pp. 169-206. <https://revistas.um.es/rccsar/article/view/386851>
- Siqueira, Alexandre and Gottschalk, Sylvia, Combined Crises and Their Implications for Firm Profitability (2020). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3652034>. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3652034>
- Spitsin, V., Ryzhkova, M., Vukovic, D. y Anokhin, S. (2020) Companies profitability under economic instability: evidence from the manufacturing industry in Russia, *Journal of Economic Structures*, 9 (9), pp. 1-20. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-0184-9>
- Valaskova, K., Kliestik, T., Svabova, L., & Adamko, P. (2018). Financial risk measurement and prediction modelling for sustainable development of business entities using regression analysis. *Sustainability*, 10 (7), 2144. <https://doi.org/10.3390/su10072144>
- Zmijewski, M. (1984) Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. *Journal of Accounting Research*, 22, pp. 59-89. <https://doi.org/10.2307/2490859>