

Impacto de la política fiscal y la política monetaria en el valor de capitalización bursátil de las empresas*: un enfoque de datos panel autorregresivo (PVAR) para el caso de México

Examining the influence of fiscal and monetary policies on firm market capitalization: a panel vector autoregressive (PVAR) analysis for Mexico

Resumen

En la actualidad existe una gran diversidad de estudios de la relación existente entre la política monetaria y el mercado bursátil; sin embargo, pocos evalúan la incidencia del manejo fiscal en este mercado. Este documento examina en qué medida la política fiscal puede afectar a la capitalización bursátil de la empresa. Utilizando la metodología panel de vectores autorregresivos (PVAR), se encuentra que la capitalización bursátil en el IPC refleja completamente la información disponible sobre los movimientos de las variables relacionadas con la política monetaria; no obstante, el endeudamiento público total ejerce un efecto rezagado y significativo sobre la capitalización bursátil de las empresas mexicanas. Este hallazgo indica que el IPC no refleja completamente la información disponible sobre los movimientos de las variables de política fiscal. Un análisis exhaustivo de las medidas de política fiscal por parte de los inversionistas y los analistas financieros puede incrementar el rendimiento de los mercados bursátiles.

Palabras clave: endeudamiento público, incertidumbre de la política económica, mercado bursátil, hipótesis de mercado eficiente, México.

Clasificación JEL: C23, G1, G32, M4.

Abstract

Several studies have examined the relationship between monetary policy and the stock market. However, few have assessed the impact of fiscal management on this market. This paper examines the extent to which fiscal policy affects a firm's stock market capitalization using the Panel Vector Autoregressive (PVAR) methodology. The study finds that the stock market capitalization in the CPI fully reflects the available information on the movements of variables related to monetary policy. However, total public indebtedness exerts a significant lagged effect on the stock market capitalization of Mexican firms. This finding indicates that the CPI does not fully reflect the available information on the movements of fiscal policy variables. A comprehensive analysis of fiscal policy measures can enhance stock market performance for investors and financial analysts.

Keywords: Government debt, economic policy uncertainty, Stock exchange, efficient market hypothesis, Mexico.

JEL Classification: C23, G1, G32, M4.

Introducción

En México el mercado accionario se encuentra constituido las acciones de las empresas inversionistas a través de la colocación de acciones en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). En este sentido, tanto el riesgo como la incertidumbre son elementos muy presentes en este mercado, motivo por el cual, los inversionistas tendrán en cuenta al menos dos posiciones. Primera, cuando se espera que las empresas no tengan buenos resultados, el inversionista vende acciones, lo que provoca una caída en la capitalización bursátil de las empresas afectadas; por el contrario, si se esperan resultados positivos se compran acciones y mejora la capitalización bursátil de las empresas beneficiadas. Segunda, en la BMV el comportamiento de la capitalización bursátil se recoge en el índice de precios y cotizaciones (IPC), este índice está constituido por las principales empresas cotizadas en la BMV y sirve para medir el desempeño general del mercado de valores en México.

El análisis de la interacción entre el sector real y el comportamiento de los mercados bursátiles ha sido un tema bastante importante para los académicos, los responsables de la política económica y las administradoras de fondos. En los últimos años, el proceso de liberalización de los mercados y los continuos avances tecnológicos han incrementado la interdependencia entre los mercados bursátiles y los mercados monetarios, así mismo, se ha mostrado que los índices bursátiles y los tipos de interés pueden reaccionar rápidamente a cambios en los fundamentales económicos. Es así como los estudios realizados examinan de manera conjunta las variables macroeconómi-

cas, monetarias y reales, puesto que, tanto sus posturas individuales como su interacción desempeñan un papel relevante en la economía y, por ende, influyen en el comportamiento de los mercados bursátiles.

La literatura académica ha estudiado los vínculos entre los mercados bursátiles y una serie de indicadores macroeconómicos como la producción industrial, la inflación, los tipos de interés, el consumo, la oferta monetaria y los precios de las materias primas. Estas relaciones se dan tanto en el contexto de los mercados industrializados (Chen *et al.*, 1986; Bernanke y Kuttner, 2005; Hoshikawa y Yoshimi, 2021) como de economías emergentes (Mello da Silva *et al.*, 2014; Fedorova *et al.*, 2020).

La importancia del mercado bursátil hace necesario analizar el efecto que tienen los instrumentos de la política monetaria y fiscal en este; es decir, estudiar cómo algunas de las variables macroeconómicas relacionadas con la política monetaria y fiscal son capaces de provocar volatilidad en la capitalización bursátil de las empresas. En este sentido, las autoridades responsables de la política monetaria, en un esfuerzo por mantener una inflación baja, influyen principalmente en los tipos de interés de la economía; sin embargo, por lo general se argumenta que las posturas de política monetaria pueden influir en los rendimientos bursátiles a través de cinco posibles canales, a saber: (i) el canal de los tipos de interés, (ii) el canal del crédito, (iii) el efecto riqueza, (iv) el canal del tipo de cambio y (v) el canal monetario (Darrat, 1990).

Por otro lado, la política fiscal puede influir en el comportamiento de los mercados bursátiles,

* Las empresas son las pertenecientes al índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPC-MEXBOL).

^a Universidad de Guayaquil, Guayaquil, Ecuador. Universidad Autónoma Metropolitana, Ciudad de México, México. Correo electrónico: washington.quinterom@ug.edu.ec.

^b Universidad Autónoma Metropolitana, Ciudad de México, México. Correo electrónico: arnava@correo.xoc.uam.mx

^c Universidad Autónoma Metropolitana, Programa de Doctorado en Ciencias Económicas, Ciudad de México, México. Correo electrónico: perezvazquezlilliam@gmail.com

^d Universidad de Guayaquil, Facultad de Ciencias Psicológicas, Guayaquil, Ecuador. Correo electrónico: domenica.leonv@ug.edu.ec

ya que, utilizada desde la perspectiva keynesiana, apoya el impulso de la demanda agregada y potencialmente, puede estimular el incremento en los precios de las acciones, lo que a su vez genera un incremento en la capitalización bursátil de la empresa. En cambio, la teoría económica desde la perspectiva más ortodoxa se centra en los efectos de exclusión de la política fiscal en el mercado de los sectores productivos de la economía. Así pues, la política fiscal podría hacer bajar los precios de las acciones al generar un efecto crowding out que disminuye la inversión privada y la actividad del sector privado. Además, desde una perspectiva ricardiana la política fiscal es impotente y, como tal, no tendrá ningún efecto en los mercados de valores.

Este artículo tiene como objetivo examinar en qué medida los cambios en algunas variables macroeconómicas relacionadas con la política monetaria y la política fiscal afectan el comportamiento de la capitalización bursátil de las empresas que constituyen el IPC en México, utilizando datos trimestrales para el periodo 2013-2019. Este estudio es al menos relevante en tres aspectos. Primero, permite indagar si el mercado de valores en México ofrece un canal significativo para transmitir el impacto de la política fiscal similar al sector real de la economía. Segundo, se examina el papel de la interacción entre la política fiscal y la política monetaria en el desenvolvimiento del mercado de valores empleando como marco de análisis el modelo de datos panel de vectores autorregresivos (VAR). Tercero, se verifica si el mercado de valores es eficiente con respecto a la información sobre la política fiscal, es decir, si en la capitalización bursátil incluye toda la información disponible para los participantes en el mercado, incluidas las noticias sobre la evolución futura de las variables macroeconómicas pertinentes.

La hipótesis de partida indica que la capitalización bursátil de las empresas mexicanas refleja completamente la información disponible sobre la política fiscal, esto es, en el mercado de valo-

res mexicano la capitalización bursátil de las empresas envía las señales precisas a los inversores ayudándoles a tomar las mejores decisiones en materia de asignación de su capital. Es importante destacar que, para las autoridades de política monetaria y económica, conocer el impacto de las variables económicas y financieras en el valor bursátil de las empresas en México se convierte en información valiosa para ajustar las políticas monetarias y fiscales con el fin de reforzar la resistencia del sector financiero. Por consiguiente, esta investigación se desarrolla de la siguiente manera: en la primera sección se muestra brevemente la literatura teórica y empírica, en la segunda se describen los datos y se discute la metodología, en la tercera sección se realiza el análisis de los resultados y en la cuarta se presentan las conclusiones.

I. Revisión de la literatura

En el estudio de la relación entre la evolución de los índices bursátiles y las variables macroeconómicas no puede dejar de mencionarse a Modigliani y Miller (1958), quienes analizan la irrelevancia de las decisiones de financiación para determinar el valor de mercado de la empresa en competencia perfecta y ausencia de impuestos (Bernardo *et al.*, 2018). A partir de las propuestas de Modigliani y Miller (1958, 1963) y Miller (1977) se establecen grandes discusiones con nuevas teorías emergentes con supuestos como los beneficios de ahorro fiscal de la deuda, la información asimétrica y las nuevas oportunidades de mercado.

Las teorías asociadas a estos supuestos son *trade-off*¹, *pecking order*² y *market timing*

-
- 1 Según Myers (2001), la teoría de la compensación justifica unos coeficientes de endeudamiento moderados, esta teoría dice que la empresa se endeudará hasta el punto en que el valor marginal de los escudos fiscales de la deuda adicional se vea compensado por el aumento del valor actual de los posibles costos de las dificultades financieras.
 - 2 Myers y Majluf (1984) supusieron que los directivos actúan en interés de los accionistas existentes y se niegan a emitir acciones

*theory*³ (Bernardo *et al.*, 2018). En la literatura empírica asociada a los *asset pricing models* (APT)⁴ se pueden distinguir dos vertientes: por un lado, los modelos en los cuales los factores utilizados como variables explicativas se desconocen *a priori* (se encuentran mediante metodologías econométricas) y, por otro, los modelos en los que los factores explicativos se definen *a priori* como variables macroeconómicas.

En los APT con variables explicativas desconocidas, varios autores incluyen variables macroeconómicas especificadas como variables explicativas *a priori*. En este sentido, estos modelos plantean que las variables macroeconómicas tienen su impacto en el mercado accionario de forma independiente. Los autores más notables de este tipo de modelos como Fama y Macbeth (1973), Chen *et al.* (1986), Bulmash y Trivoli (1991), Chen (1991) y Priestley (1996) proponen como variables macroeconómicas *a priori* explicativas la producción industrial o producto interno bruto (PIB), la inflación, la prima de riesgo por insol-

vencia, la deuda pública y movimientos inesperados en la tasa de interés y en el tipo de cambio.

Estudiosos como Keim y Stambaugh (1986), Schwert (1989), Bulmash y Trivoli (1991), Fama (1981), Fama y French (1989), Chen (1991), Lamont (1998) y Hodrick *et al.* (1999) recomiendan que para el APT con variables explicativas macroeconómicas *a priori* el análisis con tipo de interés podría también considerar a la diferencia entre el interés o la diferencia entre el interés de la deuda pública de corto y a largo plazo en ambos casos. A su vez, investigadores como Geske y Roll (1983) y Beenstock y Chan (1988) encuentran que al menos existen cuatro variables esenciales que influyen en el valor de mercado bursátil de las empresas en Londres: inflación, oferta monetaria, costos de las *commodities* y estructura de interés.

Autores como Fama (1970), Fama y Schwert (1977), Geske y Roll (1983) y Barnhart y Darrat (1989) sugieren que los grandes déficits presupuestarios que generan altos niveles de endeudamiento externo por parte del gobierno afectan negativamente a la capitalización bursátil y a los precios de los bonos debido al aumento de los tipos de interés que reducen el gasto de capital de las empresas (así como el gasto de consumo) y, en última instancia, disminuyen la actividad económica real. Esto implica que un tipo de interés más alto y una actividad económica más débil pueden deteriorar aún más el desequilibrio fiscal y desencadenar otra ronda de estos efectos negativos, reforzando así el círculo vicioso.

En la medida en que las tasas de interés, la inflación y los tipos de cambio tienen algún efecto en la producción y, en consecuencia, en el empleo, es racional pensar que la política monetaria tiene el potencial de repercutir también en el mercado accionario de un país. A su vez, la política fiscal es otro elemento que forma parte del impacto dentro del mercado accionario con los movimientos en los incrementos de los impuestos afectando el rendimiento de las empresas, así como movimientos en el gasto público (GP) que pue-

infravaloradas a menos que la transferencia de los “antiguos” a los nuevos accionistas esté más que compensada por el valor actual neto de la oportunidad de crecimiento. Esto conduce a un equilibrio de agrupación en el que las empresas pueden emitir acciones, pero solo a un precio reducido. Los precios de las acciones caen no porque la demanda de los inversores de valores de renta variable sea inelástica, sino por la información que los inversores deducen de la decisión de emitir; resulta que las malas noticias (sobre el valor de los activos *in situ*) siempre superan a las buenas.

- 3 La teoría de la sincronización del mercado, que se atribuye a Baker y Wurgler (2002), consiste simplemente en que la estructura de capital evoluciona como resultado acumulado de los intentos anteriores de sincronizar el mercado de acciones. Baker y Wurgler (2002) afirman que el momento del mercado es el determinante de primer orden del uso de la estructura de capital de una empresa de la deuda y el capital; estos autores utilizaron una media histórica del índice mercado-libro como la principal variable independiente para capturar el comportamiento del momento del mercado y explicar el apalancamiento de las empresas. Como principales resultados, Baker y Wurgler (2002) encontraron que los valores de mercado elevados contribuyen a la reducción del endeudamiento a corto plazo, y que los valores de mercado históricos elevados son coherentes con ratios de endeudamiento bajas.
- 4 Las hipótesis de este modelo son las siguientes: (i) un modelo de factores establece los rendimientos de los activos, (ii) el riesgo específico es diversificable y (iii) no hay oportunidades de arbitraje (Magán-Ayuso, 2017).

den influir en el rendimiento de las empresas. Dado que, la política económica tiene por objeto brindar a un país crecimiento y estabilidad económica, en la actualidad existe un interés creciente por identificar la eficacia y el impacto de esta, debido a que los fenómenos económicos, sociales y financieros han generado una economía mundial altamente integrada, con tendencias y volatilidades muy cambiantes.

A. El impacto de la política fiscal y la política monetaria en el rendimiento bursátil

En su enfoque de equilibrio general del sector financiero, Tobin (1969) destacó el papel de los rendimientos de las acciones como vínculo entre los sectores real y financiero de la economía. Es decir, este autor identifica que el crecimiento de la oferta monetaria y los déficits presupuestarios impactan en el rendimiento bursátil de las empresas. En este sentido, Darrat (1990) estudia cómo la política monetaria y fiscal influencia en el mercado de valores canadiense, e identifica como variables que ejercen un impacto estadísticamente significativo en el mercado de valores al déficit presupuestario, al interés de largo plazo, a la volatilidad del tipo de interés y a la producción industrial.

Cheung y Ng (1998) usando información trimestral del mercado de Canadá, Estados Unidos, Italia, Alemania y Japón, encuentran que existe una relación a largo plazo entre los cambios en el índice bursátil y los movimientos del precio del petróleo, la oferta monetaria y el PIB en estos cinco países. Por su parte, Campbell y Perron (1991) y Bernanke y Kuttner (2005) estudian el impacto que tienen las noticias inesperadas en la política monetaria sobre el valor bursátil de las firmas mediante un modelo de VAR, estos autores concluyen que el tipo de interés es el instrumento esencial a través del cual la política monetaria influye en el valor de los activos bursátiles.

En el caso de economías emergentes, Mello da Silva *et al.* (2014) verifican el efecto de la produc-

ción industrial, el PIB y la inflación en el índice bursátil de Brasil (Martins y Tiburcio, 2017). Oguzhan y Nurtac (2016) analizan el impacto del tipo de interés a corto plazo en el precio de las acciones y los tipos de cambio, usando modelos bayesianos de vectores autorregresivos y modelos TVP-VAR para Brasil, Indonesia, México y Turquía; estos autores muestran que la política monetaria medida a través de la tasa de interés de corto plazo en estos países es estadísticamente significativa y puede crear una cantidad considerable de movimientos en el mercado de divisas o en el mercado bursátil tanto en los periodos de estabilidad económica como en periodos de crisis financieras.

Bermúdez *et al.* (2018) mediante el uso de un modelo de VAR con datos mensuales sugieren que existe algún tipo de asociación entre el precio del petróleo, el tipo de cambio y el índice bursátil en la economía mexicana, estos investigadores muestran que el tipo de cambio y los precios del petróleo son estadísticamente significativos. Por su parte, Kalam (2020) analiza principalmente el impacto de las variables macroeconómicas en el rendimiento del mercado de valores. Las variables macroeconómicas usadas por este autor son el PIB, tipo de interés, inflación, tipo de cambio e inversión extranjera directa (IED), se utiliza la técnica ARDL en el coeficiente a largo y corto plazo encontrándose que el hacedor de política económica debería mantener el tipo de interés relativamente bajo para fomentar las actividades económicas, mejorar el entorno económico exterior mediante una política de tipo de cambio basada en normas y evitar medidas discrecionales.

Hoshikawa y Yoshimi (2021) estudian cómo el COVID-19 ha impactado en el mercado de valores y el tipo de cambio en Corea del Sur, y muestran que un nuevo pico de infección aumenta la volatilidad en el precio de las acciones y disminuye las tenencias de los inversionistas extranjeros en acciones nacionales, e indirectamente conduce a la depreciación del won surcoreano.

Así mismo, se observa que la intervención cambiaria del Banco de Corea tuvo un efecto a corto plazo con un impacto limitado.

Para completar esta revisión de la literatura, cabe destacar el trabajo de Mosso-Martínez y López-Herrera (2020), quienes estudian cuáles son los factores de riesgo macroeconómico que afectan a la morosidad de la cartera hipotecaria titulizada en el mercado de valores en México, y evidencian que las variables relevantes en este país son el índice de precios de la vivienda, la tasa de certificados de la tesorería de la federación (Cetes, por sus siglas en inglés) a 28 días, el índice nacional de precios al consumidor, la tasa de desempleo, la base monetaria, el índice de actividad económica global, el tipo de cambio y el precio medio de exportación del petróleo. Mediante la revisión de la literatura presentada, se puede inferir que las variables macroeconómicas relevantes para la evolución de la capitalización bursátil de las firmas en las economías emergentes son:

- a) La actividad económica medida a través del índice de actividad económica global, la producción industrial, el empleo, la IED o el PIB.
- b) La política fiscal medida a través del GP, el déficit o superávit presupuestario, el endeudamiento externo del gobierno, la deuda pública total y la estructura tributaria (impuesto a la renta o impuesto a la ganancia).
- c) La política monetaria medida a través la tasa de Cetes a 28 días, la inflación y el tipo de cambio.

Respecto a las relaciones financieras, Levy y Bustamante (2022) plantean que, en América Latina, las relaciones financieras se complicaron y las grandes empresas se consolidaron durante la fase de globalización. Sin embargo, el mercado de capitales no presentó su proceso de desarrollo al mismo tiempo, debido a que las grandes firmas (sean multinacionales o multilaterales) no realizaron sus operaciones de financiamiento por

medio de instituciones financieras nacionales, sino a través de bonos emitidos por los principales mercados bursátiles internacionales. Estos autores utilizan la técnica de datos de panel para medir el efecto de los flujos de IED y de cartera sobre algunos indicadores, la esfera financiera y la esfera real, para mostrar que las entradas de capital no contribuyen ni al desarrollo del sector financiero ni al crecimiento económico en los países latinoamericanos.

II. Datos y metodología econométrica

En esta sección se elabora la especificación y estimación econométrica de un modelo que muestra el impacto de las variables relacionadas con la política monetaria (tipo de interés, crédito interno [CINT] y encaje legal) y con la política fiscal (GP, deuda pública total, endeudamiento público externo y estructura impositiva) en la capitalización bursátil. Cabe mencionar, que el periodo de análisis elegido se vincula con el periodo de presentación de los estados financieros por parte de los corporativos que forman parte del IPC de la BMV, ya que la participación de cada empresa inicia en diferentes periodos se usaron 24 de las 35 empresas en el periodo 2013-2019.

La variable dependiente es la capitalización bursátil (MC) de 24 empresas que cotizan en el IPC. A partir de la revisión de la literatura se plantean como variables independientes: la tasa de interés de los Cetes a 28 y 92 días (RCETES28 y RCETES92) en términos reales y el CINT, y el coeficiente legal de caja para la banca comercial y la banca de desarrollo como variables aproximadas de la política monetaria, a su vez, el GP, el impuesto sobre la renta de las empresas, el endeudamiento público total (EPT) y el endeudamiento público externo bruto (GEXPUBD) como variables aproximadas de la política fiscal.

Por su parte, debido a la importancia de un grupo de variables respecto a su efecto sobre los ren-

dimientos bursátiles en la literatura, se proponen como variables de control las siguientes: el índice de producción industrial (IIND), la tasa de inflación (INF), el tipo de cambio real (EXCR), el ingreso neto de la empresa (ETINC), la tasa de interés a largo plazo de Estados Unidos (USATI) y la IED (DFI)⁵. Esta investigación utiliza información trimestral, se presenta un panel de datos balanceados que incluye a 24 de las 35 empresas que cotizan en el IPC para el periodo 2013-2019 ($n = 24$, $T = 25$, $N = 600$). Se plantea la siguiente especificación del modelo en logaritmos⁶:

$$\text{LNMC}_{i,t} = \alpha_{it} + \beta_i \sum_{l=1}^K \beta_l x_{li,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Tenemos que $\varepsilon_{i,t}$ es el componente de error aleatorio que representa otros determinantes del comportamiento del mercado de capitales que no fueron incluidos en el modelo, i es el número que corresponde a cada empresa en el estudio (entre 1 y 24), t es el periodo de estudio (entre 2013 y 2019) y β_k son parámetros del modelo.

A. Estimación de la cointegración en panel: enfoque de grupo medio agrupado

1. Prueba de raíz unitaria del panel

Antes de proceder a las técnicas de cointegración, se verifica que todas las variables sean integradas en el mismo orden, para ello se ha utilizado la prueba de segunda generación de la raíz unitaria de panel de Pesaran (2007). Según Croissant y Millo (2019) estas pruebas son menos restrictivas y más potentes que las pruebas de primera

generación, debido a que este autor adopta como enfoque el control por factores comunes (*common correlated effects*), es decir, se aumentan las regresiones auxiliares a través de medias transversales de la respuesta y de los regresores. Para formular una prueba de raíz unitaria de panel con dependencia transversal, Pesaran (2007) considera la siguiente regresión de Dickey Fuller aumentada transversalmente (CADF, por sus siglas en inglés) con el método OLS para la i -ésima sección transversal del panel:

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} = & (\rho - 1)y_{i(t-1)} + \sum_{j=1}^{k_i} \gamma_{ij} \Delta y_{i(t-j)} + \\ & \gamma_{j+1} \Delta \bar{y}_t + \gamma_{j+2} \Delta \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=k_i+3}^{2k_i+2} \gamma_j \Delta \bar{y}_{(t-j)} + \\ & \alpha_{mi}^T d_m \quad (m = 1, 2, 3) \end{aligned} \quad (2)$$

Pesaran (2007) propone la prueba CIPS que se basa en el promedio de las estadísticas CADF individuales como sigue:

$$\text{CIPS} = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^n t_{\rho_i}(N, T) \quad (3)$$

2. Pruebas de cointegración del panel

Una vez definida la estacionariedad de las variables, se aplica la prueba CIPS sobre los residuos de la regresión, considerando la heterogeneidad mediante el uso de parámetros específicos que permiten la variación entre los miembros individuales de la muestra. Cabe indicar que tomar en consideración la heterogeneidad entre los individuos constituye una ventaja, ya que no es realista suponer que los vectores de cointegración son idénticos entre los individuos del panel. La estructura de los residuos estimados se expresa del siguiente modo:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \hat{u}_{it} \quad (4)$$

5 Se utiliza el método de Box-Cox para obtener el tipo de transformación más eficiente para cada variable, ya que se busca estudiar la elasticidad entre la variable regresada con respecto a los regresores. La información macroeconómica se toma de las entidades oficiales: Instituto Nacional de Estadística y Geografía y Banco de México (Banxico), mientras que la información de las empresas se toma de los reportes contables y financieros realizados por las empresas en Economática.

6 Véase Levy y Hennessy (2007), Chipeta y Mbulu (2013) y Mello da Silva et al. (2014).

3. Paneles de vectores autorregresivos

La presencia de paneles largos ($T > n$) plantea la posible presencia de endogeneidad en el modelo que a su vez se puede traducir en la presencia de coeficientes heterogéneos, los modelos de paneles vectoriales autorregresivos se consideran conceptualmente adecuados para enfrentar el problema de endogeneidad por la correlación entre las variables retardadas y los efectos fijos propios de los datos de panel (Lee y Yu, 2010).

En la especificación del modelo paneles de vectores autorregresivos (PVAR) se aplica la transformación de Helmert, la cual mantiene la ortogonalidad entre variables transformadas y regresores retardados para enfrentar el problema de endogeneidad, a partir de la transformación realizada y los retardos se pueden utilizar estos últimos como instrumentos para estimar el modelo con el método generalizado de momentos (Cajas *et al.*, 2022). Abrigo y Love (2016) plantean un PVAR homogéneo de k variables de orden p con efectos fijos específicos representados por el siguiente sistema de variables lineales de orden p :

$$y_{i,t} = y_{i,t-1}A_1 + y_{i,t-2}A_2 + \dots + y_{i,t-p+1}A_{p-1} + y_{i,t-p}A_p + \sum_{l=1}^K \beta_l x_{li,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} LNM C_{i,t} = & LNM C_{i,t-p} A_1 + LNGP_{i,t-p} A_2 + LNR CETES28_{i,t-p} A_3 + LNIIND_{i,t-p} A_4 \\ & + LNEPT_{i,t-p} A_5 + \beta_1 LNETINC_{i,t} + \beta_2 LNGDP_{i,t} + \beta_3 LNR CETES92_{i,t} \\ & + \beta_4 LNDFI_{i,t} + \beta_5 LNINCTX_{i,t} + \beta_6 LNGEXPUBD_{i,t} + \beta_7 LNEXCR_{i,t} \\ & + \beta_8 LNINF_{i,t} + \beta_9 LNSP_{i,t} + \beta_{10} LNCINT_{i,t} + \beta_{11} SP_{i,t} + \beta_{12} LNUSATI_{i,t} + u_i \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} LNGP_{i,t} = & LNM C_{i,t-p} A_1 + LNGP_{i,t-p} A_2 + LNR CETES28_{i,t-p} A_3 + LNIIND_{i,t-p} A_4 \\ & + LNEPT_{i,t-p} A_5 + \beta_1 LNETINC_{i,t} + \beta_2 LNGDP_{i,t} + \beta_3 LNR CETES92_{i,t} \\ & + \beta_4 LNDFI_{i,t} + \beta_5 LNINCTX_{i,t} + \beta_6 LNGEXPUBD_{i,t} + \beta_7 LNEXCR_{i,t} \\ & + \beta_8 LNINF_{i,t} + \beta_9 LNSP_{i,t} + \beta_{10} LNCINT_{i,t} + \beta_{11} SP_{i,t} + \beta_{12} LNUSATI_{i,t} + u_i \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6')$$

Donde $y_{i,t}$ es un vector de variables dependientes que son los 600 valores individuales de la muestra completa de la capitalización bursátil; A_1, A_2, \dots, A_p son los coeficientes estimados; p es la longitud óptima del retardo coherente con la estimación GMM; u_i es un vector de efectos fijos específicos de la variable dependiente, mientras que $\varepsilon_{i,t}$ es un vector de errores idiosincrásicos. Se requiere comprobar que las variables endógenas y exógenas que se incluyen en un PVAR sean estacionarias, con la finalidad de evitar resultados espurios y comportamientos explosivos, esto puede evaluarse con la prueba de estacionariedad individual de Levin-Lin-Chu, la prueba conjunta de los multiplicadores de Lagrange de Hadri, o pruebas de estacionariedad del tipo Fisher (las dos primeras requieren de un panel fuertemente balanceado, las terceras no) (Cajas *et al.*, 2022).

A su vez, se verifica la estabilidad del modelo examinando que los valores propios de la matriz del sistema dinámico (ecuación 5) se encuentren dentro del círculo unitario (raíces menores a la unidad). El modelo planteado en la ecuación (1) puede representarse como un PVAR del siguiente modo (ecuaciones 6 a 6''')

Con los resultados del PVAR, se proponen las funciones impulso-respuesta (FIR) las cuales evalúan

$$\begin{aligned}
LNCETES28_{i,t} &= LNM C_{i,t-p} A_1 + LNGP_{i,t-p} A_2 + LNCETES28_{i,t-p} A_3 + LNIIND_{i,t-p} A_4 \\
&+ LNEPT_{i,t-p} A_5 + \beta_1 LNETINC_{i,t} + \beta_2 LNGDP_{i,t} + \beta_3 LNCETES92_{i,t} \\
&+ \beta_4 LNDFI_{i,t} + \beta_5 LNINCTX_{i,t} + \beta_6 LNGEXPUBD_{i,t} + \beta_7 LNEEXCR_{i,t} \\
&+ \beta_8 LNINF_{i,t} + \beta_9 LNSP_{i,t} + \beta_{10} LNCINT_{i,t} + \beta_{11} SP_{i,t} + \beta_{12} LNUSATI_{i,t} + u_i \\
&+ \varepsilon_{i,t} \tag{6''}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
LNIIND_{i,t} &= LNM C_{i,t-p} A_1 + LNGP_{i,t-p} A_2 + LNCETES28_{i,t-p} A_3 + LNIIND_{i,t-p} A_4 \\
&+ LNEPT_{i,t-p} A_5 + \beta_1 LNETINC_{i,t} + \beta_2 LNGDP_{i,t} + \beta_3 LNCETES92_{i,t} \\
&+ \beta_4 LNDFI_{i,t} + \beta_5 LNINCTX_{i,t} + \beta_6 LNGEXPUBD_{i,t} + \beta_7 LNEEXCR_{i,t} \\
&+ \beta_8 LNINF_{i,t} + \beta_9 SP_{i,t} + \beta_{10} LNCINT_{i,t} + \beta_{11} LNSP_{i,t} + \beta_{12} LNUSATI_{i,t} + u_i \\
&+ \varepsilon_{i,t} \tag{6'''}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
LNEPT_{i,t} &= LNM C_{i,t-p} A_1 + LNGP_{i,t-p} A_2 + LNCETES28_{i,t-p} A_3 + LNIIND_{i,t-p} A_4 \\
&+ LNEPT_{i,t-p} A_5 + \beta_1 LNETINC_{i,t} + \beta_2 LNGDP_{i,t} + \beta_3 LNCETES92_{i,t} \\
&+ \beta_4 LNDFI_{i,t} + \beta_5 LNINCTX_{i,t} + \beta_6 LNGEXPUBD_{i,t} + \beta_7 LNEEXCR_{i,t} \\
&+ \beta_8 LNINF_{i,t} + \beta_9 LNSP_{i,t} + \beta_{10} LNCINT_{i,t} + \beta_{11} SP_{i,t} + \beta_{12} LNUSATI_{i,t} + u_i \\
&+ \varepsilon_{i,t} \tag{6''''}
\end{aligned}$$

el impacto que causa un *shock* exógeno en las variables endógenas en comparación con su valor tendencial, estas funciones se obtienen aplicando la descomposición de Cholesky a la matriz de varianza-covarianza de $\varepsilon_{i,t}$. Así mismo, se obtiene la descomposición de varianza del error de predicción, con la finalidad de analizar en qué porcentaje la volatilidad de la variable endógena se explica por las demás variables endógenas (Cajas et al., 2022).

4. Enfoque de grupo medio *pooled*

El estimador de grupo medio (MG, por sus siglas en inglés) propuesto por Pesaran y Smith (1995) se puede usar para la estimación de modelos de coeficientes aleatorios que permitan capturar la relación dinámica de corto y largo plazo. Este estimador presenta supuestos paramétricos menos restrictivos que los que se proponen en el modelo de Swamy (1970), ya que se asume únicamente la exogeneidad de los regresores y los errores muestrados de forma independiente, la media γ puede estimarse mediante el método más sencillo de MG (Pesaran, 2015):

$$\hat{\beta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{OLS,i} \tag{7}$$

$$\hat{\beta}_{OLS,i} = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' y_i) \tag{7'}$$

Para calcular la varianza del estimador MG, primero hay que tener en cuenta que (Pesaran, 2015):

$$\hat{\beta}_{OLS,i} = \beta + \eta_i + \varepsilon_i \tag{7''}$$

$$\varepsilon_i = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' v_i) \tag{8}$$

$$\hat{\beta}_{MG} = \beta + \bar{\eta} + \bar{\varepsilon} \tag{9}$$

Pesaran y Smith (1995) proponen el modelo dinámico de MG como sigue (Croissant y Millo, 2019):

$$y_{n,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \beta_i' X_{i,t} + v_{i,t} \tag{10}$$

La ecuación (10) a diferencia de las regresiones *pooled* proporciona estimaciones consistentes tanto de los coeficientes como de los errores estándar, considerando el vector de parámetros completo $\Theta_i = (\rho_i, \beta_i)$, los autores observan que mientras que para T fijo el estimador $\hat{\Theta}$ está sesgado en un orden $1/T$, las regresiones individua-

les se convierten en estimadores consistentes de Θ_i a medida que T diverge. Por lo tanto, el estimador MG del vector de parámetros promedio $\bar{\Theta}_i$ es consistente tanto para N como para $T \rightarrow \infty$. Entonces, el estimador de largo plazo se calcula como sigue (Croissant y Millo, 2019):

$$\hat{\beta}_{LP} = \frac{\hat{\beta}_i}{1 - \hat{\rho}_i} \tag{11}$$

Mientras que su varianza viene dada por:

$$V(\hat{\beta}_{MG}) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_{OLS,i} - \hat{\beta}_{MG})(\hat{\beta}_{OLS,i} - \hat{\beta}_{MG})' \tag{12}$$

El estimador del grupo de medias agrupadas agrupa los parámetros a largo plazo y evita el problema de inconsistencia que surge de las relaciones dinámicas heterogéneas a corto plazo (Pesaran *et al.*, 1999).

III. Resultados empíricos

En primer lugar, se exhibe la prueba de raíz unitaria mediante el criterio transversal aumentado

de Im, Pesaran y Shin (IPS) (CIPS) de primera y segunda generación y el test Dickey-Fuller aumentado (ADF) para las variables a utilizar en el modelo (cuadro 1). Se puede indicar que a las variables expresadas como la primera diferencia de su logaritmo, se les aplicaron las pruebas de raíz unitaria de primera y segunda generación (basadas en la prueba ADF), obteniendo que casi en todas se rechazó la hipótesis nula de que los paneles poseen raíz unitaria, excepto en la prueba de segunda generación (CIPS) con la primera diferencia del logaritmo de la IED cual fue necesario filtrar su tendencia temporal para rechazar la hipótesis nula a través de las pruebas Purtest.

Evaluada la estacionariedad de todas las variables del modelo, se realiza el análisis de causalidad de Granger. La prueba de Granger presentada evidencia que la mayoría de las variables consideradas en el modelo son estadísticamente relevantes, a la vez que existen múltiples retroalimentaciones significativas entre las variables endógenas (cuadro 2). La prueba de Granger sugirió con un 95 % de confianza una posible relación causal

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria variables

Variable	Im, Pesaran y Shin (IPS) (CIPS)	Dickey-Fuller (ADF)	Im, Pesaran y Shin (IPS) (Purtest)
DLNMC	CIPS = - 2.0309	DF = - 27.278	Wtbar = - 6.9144
	Valor p = 0.01	Valor p = 0.01	Valor p < 2.926 e-10
DLNDFI	CIPS = - 0.0038175	DF = - 28.745	Wtbar = - 19.407
	Valor p = 0.1	Valor p = 0.01	Valor p < 2.2 e-16
DLNGEXPUBD	CIPS = - 2.5308	DF = - 16.693	Wtbar = - 6.5628
	Valor p = 0.01	Valor p = 0.01	Valor p < 2.64 e-11
DLNIIND	CIPS = - 3.2872	DF = - 16.693	Wtbar = - 31.747
	Valor p = 0.01	Valor p = 0.01	Valor p < 2.2e-16
DLNUSATI	CIPS = 1.9087	DF = - 9.5617	Wtbar = - 13.854
	Valor p = 0.1	Valor p = 0.01	Valor p < 2.2e-16
DLNINCTX	CIPS = - 2.9955	DF = - 8.1409	Wtbar = - 27.06
	Valor p = 0.01	Valor p = 0.01	Valor p < 2.2 e-16
DLNGDP	CIPS = - 11.226	DF = - 10.531	Wtbar = - 11.917
	Valor p = 0.01	Valor p = 0.01	Valor p < 2.2 e-16

(Continúa)

Variable	Im, Pesaran y Shin (IPS) (CIPS)	Dickey-Fuller (ADF)	Im, Pesaran y Shin (IPS) (Purtest)
DLNRCETES28	CIPS = - 3.8343 Valor p = 0.01	DF = - 12.013 Valor p = 0.01	Wtbar = 3.7587 Valor p = 0.999
DLNRCETES92	CIPS = 2.2454 Valor p = 0.1	DF = - 13.054 Valor p = 0.01	Wtbar = 4.5352 Valor p = 1
DSP	CIPS = 2.7197 Valor p = 0.1	DF = - 12.512 Valor p = 0.01	Wtbar = - 10.02 Valor p = 2.2e-16
DLNCINT	CIPS = 2.7197 Valor p = 0.1	DF = - 12.715 Valor p = 0.01	Wtbar = - 13.355 Valor p < 2.2e-16
DLNGP	CIPS = 0.18504 Valor p = 0.1	DF = - 7.2487 Valor p = 0.01	Wtbar = - 534.91 Valor p < 2.2e-16
DLNEPT	CIPS = 0.80926 Valor p = 0.1	DF = - 11.672 Valor p = 0.01	Wtbar = - 12.948 Valor p < 2.2e-16
DLNEXCR	CIPS = - 2.8979 Valor p = 0.01	DF = - 15.285 Valor p = 0.01	Wtbar = - 6.4034 Valor p < 7.597 e-11
DLNINF	CIPS = - 3.1652 Valor p = 0.01	DF = - 8.6185 Valor p = 0.01	Wtbar = - 22.501 Valor p < 2.2 e-16
DLNELB	CIPS = - 5.1965 Valor p = 0.01	DF = - 10.844 Valor p = 0.01	Wtbar = - 28.658 Valor p < 2.2 e-16
DLNETINC	CIPS = - 5.1965 Valor p = 0.01	DF = - 10.844 Valor p = 0.01	Wtbar = - 28.658 Valor p < 2.2 e-16

Nota: H₀: todos los paneles tienen raíz unitaria. H₁: al menos un panel es estacionario. Para casi todos los estadísticos en primeras diferencias se obtuvo un valor p menor a 0.05.

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economía y Banxico.

bidireccional que va de la capitalización bursátil hacia IED, la inflación y el tipo de interés de corto plazo de Estados Unidos.

Con respecto a la tasa de interés de los Cetes, el endeudamiento público externo, el PIB y el CINT del Banxico, no se encuentra una relación de

Cuadro 2. Prueba de causalidad de Granger

Causalidad entre las variables endógenas en el modelo PVAR									
Variable dependiente	Variable excluida	Orden rezago	Z-tilde	Valor P	Variable dependiente	Variable excluida	Orden rezago	Z-tilde	Valor P
DLMC	DLNEPT	6	0.078	0.938	DLNEPT	DLMC	1	- 1.665	0.096
DLMC	DLNGP	4	2.316	0.002	DLNGP	DLMC	1	3.685	0.0002
DLMC	DLNIIND	6	- 0.5682	0.599	DLNIIND	DLMC	1	4.499	6.8e-06
DLMC	DLNRCETES28	6	0.147	0.882	DLNRCETES28	DLMC	6	0.422	0.673

(Continúa)

Causalidad entre variables exógenas en el modelo PVAR									
Variable dependiente	Variable excluida	Orden rezago	Z-tilde	Valor P	Variable dependiente	Variable excluida	Orden rezago	Z-tilde	Valor P
Capitalización bursátil									
DLMC	DLNELB	6	- 1.073	0.283	DLNELB	DLMC	6	2.530	0.011
DLMC	DLNRCETES92	6	- 0.511	0.609	DLNRCETES92	DLMC	6	0.245	0.807
DLMC	DLNUSATILP	3	- 1.905	0.057	DLNUSATILP	DLMC	1	- 1.457	0.145
DLMC	DLNUSATICP	3	1.981	0.048	DLNUSATICP	DLMC	1	- 0.610	0.542
DLMC	DLNCINT	6	- 1.188	0.235	DLNCINT	DLMC	6	1.004	0.310
DLMC	DLNDFI	4	2.142	0.032	DLNDFI	DLMC	2	2.344	0.019
DLMC	DLNINCTX	4	2.929	0.003	DLNINCTX	DLMC	6	- 1.602	0.109
DLMC	DLNGDP	6	- 0.092	0.926	DLNGDP	DLMC	6	- 0.954	0.340
DLMC	DLNEXCR	5	- 1.554	0.120	DLNEXCR	DLMC	3	- 2.092	0.036
DLMC	DLNINF	2	- 1.806	0.071	DLNINF	DLMC	2	- 1.836	0.066
DLMC	DLNGEXPUBD	6	- 0.731	0.465	DLNGEXPUBD	DLMC	6	0.596	0.551
DLMC	DLNETINC	4	1.807	0.071	DLNETINC	DLMC	2	1.496	0.135
Gasto público									
DLNGP	DLNELB	1	9.767	2.2e-16	DLNELB	DLNGP	2	6.641	3.1e-11
DLNGP	DLNRCETES92	2	- 1.970	0.049	DLNRCETES92	DLNGP	2	3.002	0.003
DLNGP	DLNUSATILP	2	- 3.156	0.002	DLNUSATILP	DLNGP	1	- 2.005	0.045
DLNGP	DLNUSATICP	1	40.726	2.2e-16	DLNUSATICP	DLNGP	1	- 2.650	0.008
DLNGP	DLNCINT	1	7.106	1.2e-12	DLNCINT	DLNGP	3	- 2.269	0.023
DLNGP	DLNDFI	1	22.347	2.2e-16	DLNDFI	DLNGP	2	27.172	2.2e-16
DLNGP	DLNINCTX	2	3.605	0.0003	DLNINCTX	DLNGP	2	3.268	0.001
DLNGP	DLNGDP	1	- 2.875	0.004	DLNGDP	DLNGP	1	- 3.165	0.002
DLNGP	DLNEXCR	1	8.304	2.2e-16	DLNEXCR	DLNGP	1	5.428	5.7e-08
DLNGP	DLNINF	1	12.191	2.2e-16	DLNINF	DLNGP	2	9.088	2.2e-16
DLNGP	DLNGEXPUBD	1	- 2.705	0.007	DLNGEXPUBD	DLNGP	1	- 2.917	0.004
DLNGP	DLNETINC	2	2.473	0.013	DLNETINC	DLNGP	2	2.361	0.018
Coficiente legal de caja									
DLNRCETES28DLNELB		1	2.481	0.013	DLNELB	DLNRCETES28	1	- 2.347	0.019
DLNRCETES28 DLNRCETES92		1	- 3.155	0.002	DLNRCETES92	DLNRCETES28	3	- 1.971	0.049
DLNRCETES28 DLNUSATILP		1	- 3.045	0.002	DLNUSATILP	DLNRCETES28	1	- 2.784	0.005
DLNRCETES28 DLNUSATICP		1	12.95	2.2e-16	DLNUSATICP	DLNRCETES28	4	- 3.629	0.0003
DLNRCETES28 DLNCINT		2	- 2.154	0.031	DLNCINT	DLNRCETES28	1	- 3.001	0.003
DLNRCETES28 DLNDFI		1	- 2.794	0.005	DLNDFI	DLNRCETES28	1	- 2.632	0.009
DLNRCETES28 DLNINCTX		1	3.797	0.0001	DLNINCTX	DLNRCETES28	2	- 3.454	0.0006
DLNRCETES28 DLNGDP		1	- 3.1513	0.002	DLNGDP	DLNRCETES28	2	- 3.603	0.0003

(Continúa)

DLNRCETES28	DLNEXCR	1	- 2.994	0.003	DLNEXCR	DLNRCETES28	4	1.972	0.049
DLNRCETES28	DLNINF	1	7.133	9.8e-13	DLNINF	DLNRCETES28	1	- 3.118	0.002
DLNRCETES28	DLNGEXPUBD	1	5.029	4.9e-07	DLNGEXPUBD	DLNRCETES28	3	- 2.719	0.007
DLNRCETES28	DLNETINC	1	4.194	2.7e-05	DLNETINC	DLNRCETES28	1	- 2.220	0.026
Índice de producción industrial									
DLNIIND	DLNELB	3	- 2.884	0.004	DLNELB	DLNIIND	2	- 3.064	0.002
DLNIIND	DLNRCETES92	3	5.383	7.2e-08	DLNRCETES92	DLNIIND	3	- 3.131	0.002
DLNIIND	DLNUSATILP	1	5.556	2.8e-08	DLNUSATILP	DLNIIND	1	- 3.065	0.002
DLNIIND	DLNUSATICP	2	- 1.891	0.059	DLNUSATICP	DLNIIND	1	- 3.082	0.002
DLNIIND	DLNCINT	1	- 3.064	0.002	DLNCINT	DLNIIND	1	- 3.077	0.002
DLNIIND	DLNDFI	1	27.343	2.2e-16	DLNDFI	DLNIIND	1	27.406	2.2e-16
DLNIIND	DLNINCTX	3	15.874	2.2e-16	DLNINCTX	DLNIIND	1	14.191	2.2e-16
DLNIIND	DLNGDP	2	3.321	0.0009	DLNGDP	DLNIIND	1	- 2.097	0.0360
DLNIIND	DLNEXCR	1	14.781	2.2e-16	DLNEXCR	DLNIIND	1	5.960	2.5e-09
DLNIIND	DLNINF	1	3.673	0.0002	DLNINF	DLNIIND	1	3.343	0.0008
DLNIIND	DLNGEXPUBD	1	3.014	0.003	DLNGEXPUBD	DLNIIND	1	- 4.262	2.0e-05
DLNIIND	DLNETINC	3	22.566	2.2e-16	DLNETINC	DLNIIND	1	18.411	2.2e-16
Endeudamiento público total									
DLNEPT	DLNELB	1	- 2.998	0.003	DLNELB	DLNEPT	1	- 3.171	0.002
DLNEPT	DLNRCETES92	1	- 3.075	2.2e-16	DLNRCETES92	DLNEPT	1	- 2.725	0.006
DLNEPT	DLNUSATILP	1	- 2.775	0.006	DLNUSATILP	DLNEPT	2	6.886	5.7e-12
DLNEPT	DLNUSATICP	1	- 2.126	0.033	DLNUSATICP	DLNEPT	1	- 3.075	0.002
DLNEPT	DLNCINT	1	3.412	0.0006	DLNCINT	DLNEPT	1	- 3.175	0.001
DLNEPT	DLNDFI	2	10.540	2.2e-16	DLNDFI	DLNEPT	1	- 3.112	0.002
DLNEPT	DLNINCTX	1	8.691	2.2e-16	DLNINCTX	DLNEPT	2	- 3.105	0.002
DLNEPT	DLNGDP	2	- 2.661	0.008	DLNGDP	DLNEPT	1	6.782	1.2e-11
DLNEPT	DLNEXCR	4	3.078	0.002	DLNEXCR	DLNEPT	2	1.679	0.093
DLNEPT	DLNINF	2	3.599	0.0003	DLNINF	DLNEPT	1	-1.968	0.049
DLNEPT	DLNGEXPUBD	3	- 3.253	0.016	DLNGEXPUBD	DLNEPT	1	-2.056	0.040
DLNEPT	DLNETINC	1	9.786	2.2e-16	DLNETINC	DLNEPT	2	-3.253	0.001

Nota: H0: no existe causalidad en el sentido de Granger para ningún individuo. H1: existe causalidad de Granger para al menos un individuo.

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economía y Banxico.

causalidad. Se observa que para captar los efectos que podrían tener las variables importantes para la presente investigación, el modelo planteado debe partir al menos de dos rezagos, tal como proponen Bermúdez *et al.* (2018) y Singhala *et al.* (2019).

Se propone como especificación un modelo PVAR con efectos fijos con dos rezagos que presenta como variables endógenas a la capitalización, el GP, el EPT, el IIND y la tasa de interés de los certificados del tesoro mexicano a 28 días (Cetes28), a su vez las variables exógenas son el producto

interno bruto (GDP), la INF, el EXCR, el ETINC, la USATI, la IED, el CINT, el coeficiente legal de caja para la banca comercial y el GEXPUBD.

Se destaca que los coeficientes que reflejan los principales instrumentos de política fiscal (GP y EPT) y el principal instrumento de política monetaria (la tasa de interés de los Cetes a 28 días) poseen coeficientes estadísticamente significativos respecto a la capitalización bursátil en los dos periodos rezagados, mientras que el IIND

es estadísticamente significativo respecto a la capitalización bursátil solamente en su segundo rezago; a su vez se observa que las variables exógenas estadísticamente significativas respecto a la capitalización bursátil son el encaje legal, la tasa de interés de los Cetes a 92 días, la IED, la inflación y el endeudamiento público externo son estadísticamente significativos. Es importante indicar que la tasa de interés de Estados Unidos y el tipo de cambio no son estadísticamente significativos (cuadro 3).

Cuadro 3. Parámetros del panel de vectores autorregresivos con efectos fijos

Variables	DMLNMC	DMLNGP	DMLNRCETES28	DMLNEPT	DMLNIIND
DMLNMC _{t-1}	0.814 *** (0.044)	- 0.148 *** (0.039)	- 0.002 ** (0.001)	0.008 * (0.003)	- 0.004 ** (0.001)
DMLNGP _{t-1}	0.152 ** (0.050)	- 0.546 *** (0.044)	0.069 *** (0.001)	- 0.019 *** (0.004)	0.028 *** (0.001)
DMLNRCETES28 _{t-1}	0.505 ** (0.159)	- 1.210 *** (0.140)	- 0.023 *** (0.003)	0.113 *** (0.012)	- 0.093 *** (0.005)
DMLNEPT _{t-1}	- 4.246 *** (0.975)	10.000 *** (0.863)	- 0.776 *** (0.023)	0.251 ** (0.079)	1.057 *** (0.031)
DMLNIIND _{t-1}	- 0.365 (0.659)	2.507 *** (0.584)	0.412 *** (0.015)	0.756 *** (0.053)	0.816 *** (0.021)
DMLNMC _{t-2}	- 0.012 (0.042)	- 0.008 (0.037)	0.001 (0.001)	- 0.001 (0.003)	0.003 ** (0.001)
DMLNGP _{t-2}	0.074 * (0.034)	- 0.314 *** (0.030)	0.039 *** (0.000)	- 0.026 *** (0.002)	- 0.011 *** (0.001)
DMLNRCETES28 _{t-2}	- 1.084 *** (0.212)	2.102 *** (0.188)	- 0.108 *** (0.005)	0.031 (0.017)	0.096 *** (0.006)
DMLNEPT _{t-2}	3.659 *** (0.933)	- 9.839 *** (0.826)	0.681 *** (0.022)	- 0.337 *** (0.075)	- 0.560 *** (0.029)
DMLNIIND _{t-2}	- 2.754 *** (0.812)	6.859 *** (0.719)	- 0.331 *** (0.019)	- 0.033 (0.065)	- 0.098 *** (0.025)
DMLNETINC	0.031 (0.023)	0.745 *** (0.020)	0.005 *** (0.000)	- 0.037 *** (0.001)	0.001 (0.000)
DMLNELB	0.974 *** (0.248)	- 2.196 *** (0.220)	0.227 *** (0.005)	- 0.148 *** (0.020)	0.082 *** (0.007)
DMLNUSATICP	- 0.029 (0.017)	0.136 *** (0.015)	- 0.014 *** (0.000)	- 0.010 *** (0.001)	- 0.020 *** (0.000)

(Continúa)

Variabes	DMLNMC	DMLNGP	DMLNRCETES28	DMLNEPT	DMLNIIND
DMLNRCETES92	0.516 * (0.255)	- 0.971 *** (0.226)	1.251 *** (0.006)	- 0.133 *** (0.020)	0.150 *** (0.008)
DLNCINT	- 0.021 (0.011)	0.041 *** (0.010)	- 0.012 *** (0.000)	0.000 (0.000)	- 0.017 *** (0.000)
DMLNINF	- 0.052 * (0.026)	0.182 *** (0.023)	0.000 (0.000)	0.009 *** (0.002)	0.021 *** (0.000)
DMLNINCTX	- 0.001 (0.002)	- 0.003 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
DMLNUSATILP	0.278 (0.144)	- 0.665 *** (0.128)	- 0.004 (0.003)	- 0.010 (0.011)	- 0.170 *** (0.004)
DMLNEXCR	- 0.141 (0.390)	0.576 (0.345)	- 0.223 *** (0.009)	0.260 *** (0.003)	0.168 *** (0.012)
DMLNDFI	- 0.277 *** (0.065)	0.651 *** (0.057)	- 0.078 *** (0.001)	0.048 *** (0.005)	0.027 *** (0.002)
DMLNGEXPUBD	2.736 *** (0.579)	- 6.003 *** (0.512)	0.338 *** (0.013)	- 0.066 (0.047)	0.352 *** (0.018)
Observaciones	600	600	600	600	600
Número de grupos	24	24	24	24	24

Nota: errores estándar en paréntesis. Significancia *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Las columnas indican los parámetros de cada ecuación del modelo.

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economática y Banxico.

En cuanto a la estabilidad, el modelo con dos rezagos resultó ser estable, pues sus valores propios caen dentro del círculo unitario, ya que sus valores son menores a la unidad (cuadro 4).

Cuadro 4. Estabilidad del modelo

	Valores propios		
	Componente real	Componente imaginario	Módulo < 1
1	- 0.067	0.604i	0.608
2	- 0.067	- 0.604i	0.608
3	0.475	+ 0.000i	0.485
4	- 0.099	+ 0.346i	0.360
5	- 0.099	- 0.346i	0.360
6	0.014	+ 0.000i	0.014

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economática y Banxico.

Para analizar las perturbaciones macroeconómicas que afectan a la capitalización bursátil de las empresas que cotizan en el IPC, especialmente analizando el impacto de las variables relacionadas con la política económica, se procede a implementar el análisis de impulso-respuesta (IFR) generalizada que representa una corrección robusta al análisis IFR ortogonal (figura 1).

Las funciones impulso-respuesta muestran que un *shock* exógeno asociado con un incremento en la variable relacionada con política monetaria (LNCETES28) tiende inicialmente a incrementar la capitalización bursátil para posteriormente al tercer periodo de aplicación de la política, esta tienda a generar un efecto negativo que mantiene sobre la capitalización bursátil de las empresas mexicanas. Por otro lado, respecto al efecto

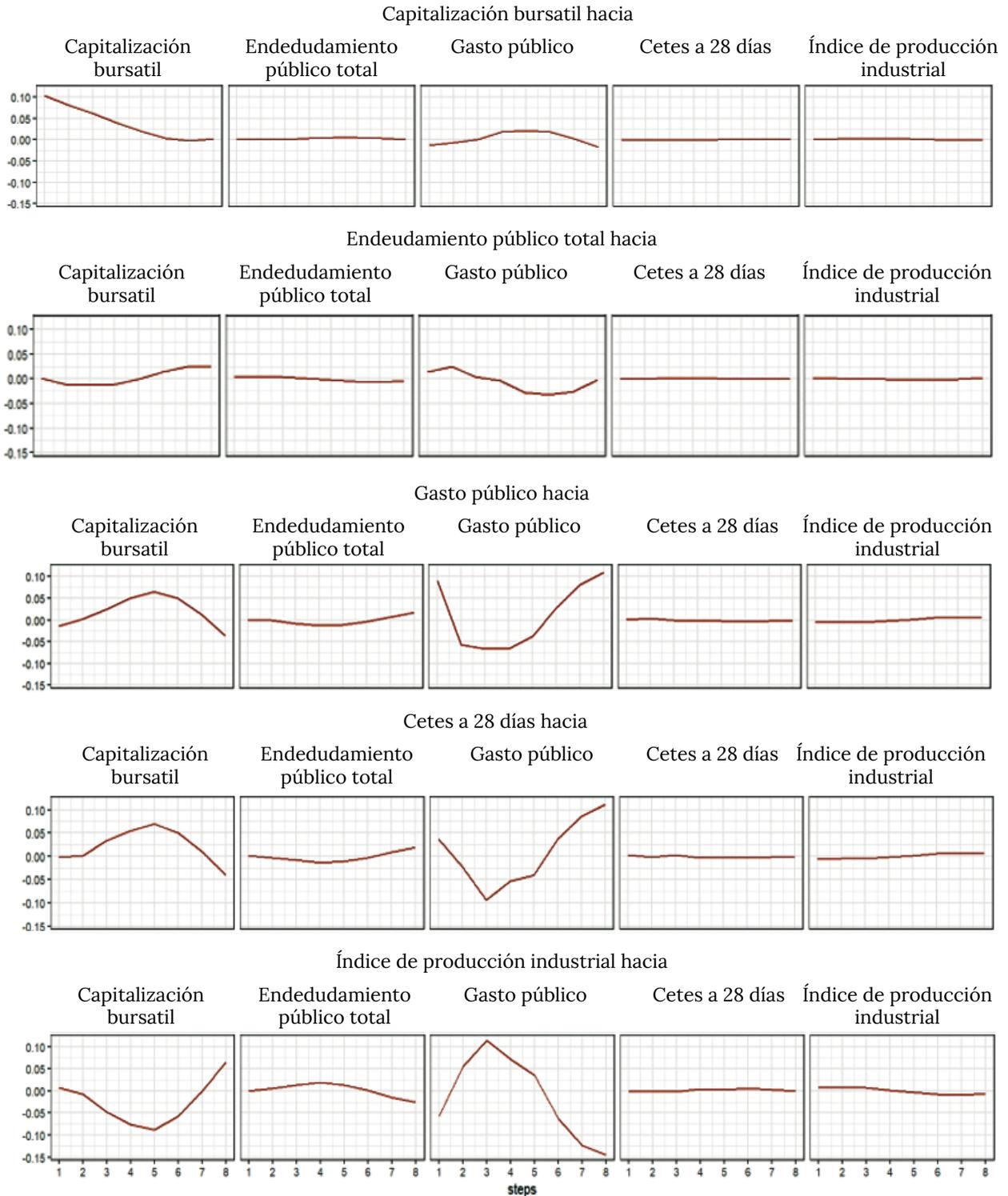


Figura 1. Funciones impulso-respuesta generalizada

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economática y Banxico.

de la política fiscal, un *shock* positivo en el EPT genera inicialmente una caída en la capitalización bursátil de las empresas, que dura aproximadamente dos periodos para luego empezar a tener un efecto positivo. En lo que atañe al GP, inicialmente tiende a incrementar la capitalización bursátil para luego de tres periodos generar un efecto negativo.

Esto quiere decir que, en el sistema financiero mexicano, incluso aunque se tienen en cuenta los efectos de los tipos de interés y su volatilidad, la carga fiscal, la actividad económica, los tipos de cambio, el GP y el endeudamiento público, se sigue generando un impacto rezagado significativo en el valor de mercado de una empresa. Se podría argumentar que la difusión de datos en México es relativamente lenta, por lo que los participantes en el mercado en cada mes pueden no ser plenamente conscientes de, por ejemplo, el nivel de deuda tres meses antes. Por supuesto, es difícil medir los rezagos de publicación en cada país, ya que estos rezagos varían con el tiempo;

sin embargo, los resultados del modelo parecen insensibles a la imposición de rezagos más altos.

Se procede a estimar la descomposición de varianza que indica que el déficit fiscal representado a través de la variable *proxy* de la política fiscal (GP) y la tasa de interés de la política monetaria representada a través de la variable *proxy* RCETES28 (política monetaria) contribuyen en 26.57% y 16.25% de los cambios provenientes en la capitalización bursátil respectivamente. Por su parte, la capitalización bursátil y el GP representan el 3.55% y el 37.18% de los cambios en la tasa de interés de los Cetes a 28 días, respectivamente. En cuanto al GP, se observa que la tasa de interés de los Cetes a 28 días representa el 23.85% en esta variable. Respecto a la actividad económica medida a través del IIND, se puede indicar que el GP representa el 47.56% de la varianza del IIND, mientras que la tasa de interés de los Cetes a 28 días representa un 24.09% de la varianza de esta variable (cuadro 5).

Cuadro 5. Funciones de descomposición de varianza del error

Variable respuesta	Periodo	Variables impulso				
		LNMC	LNGP	LNRCETES28	LNIIND	LNEPT
LNMC	1	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
	2	0.97761	0.01107	0.00076	0.01025	0.00029
	3	0.86230	0.05320	0.02470	0.05946	0.00033
	4	0.69710	0.13905	0.05808	0.10546	0.00031
	5	0.55926	0.22417	0.09693	0.11939	0.00025
	6	0.51082	0.26437	0.11215	0.11229	0.00037
	7	0.50277	0.26371	0.11103	0.12180	0.00068
	8	0.45468	0.26577	0.11623	0.16249	0.00084
LNGP	1	0.01932	0.98068	0.00000	0.00000	0.00000
	2	0.01517	0.86988	1.9e-05	0.11283	0.00210
	3	0.00766	0.60586	2.0e-01	0.18148	0.00112
	4	0.01692	0.62334	1.9e-01	0.16510	0.00093
	5	0.02831	0.61311	2.0e-01	0.15536	0.00152

(Continúa)

Variables impulso						
Variable respuesta	Periodo	LNMC	LNGP	LNRCETES28	LNIIND	LNEPT
	6	0.03241	0.55680	1.9e-01	0.21603	0.00181
	7	0.02326	0.51917	2.0e-01	0.25880	0.00145
	8	0.02094	0.52637	2.1e-01	0.23850	0.00106
LNRCETES28	1	0.00030	0.15971	0.83998	0.00000	0.00000
	2	0.02748	0.46389	0.49809	0.00525	0.00528
	3	0.02265	0.34367	0.62224	0.00443	0.00700
	4	0.02365	0.28982	0.57140	0.11048	0.00465
	5	0.02116	0.31648	0.50510	0.15282	0.00443
	6	0.01842	0.36953	0.45150	0.15724	0.00331
	7	0.02777	0.38473	0.43659	0.14765	0.00326
	8	0.03555	0.37181	0.42176	0.16730	0.00357
LNIIND	1	0.00565	0.38550	0.34633	0.26252	0.00000
	2	0.02271	0.44352	0.26575	0.26787	0.00014
	3	0.03935	0.46473	0.26586	0.22991	0.00016
	4	0.06570	0.46082	0.25682	0.21625	0.00040
	5	0.07675	0.43148	0.24114	0.24982	0.00081
	6	0.06001	0.42633	0.23240	0.28048	0.00077
	7	0.04581	0.45367	0.23687	0.26308	0.00058
	8	0.04720	0.47564	0.24089	0.23558	0.00068
LNEPT	1	7.3e-05	0.02399	0.22397	0.72607	0.02589
	2	9.7e-04	0.02773	0.14890	0.81268	0.00972
	3	4.7e-03	0.29931	0.14151	0.55062	0.00389
	4	1.5e-02	0.40431	0.20911	0.36959	0.00161
	5	3.9e-02	0.45241	0.21862	0.28853	0.00140
	6	6.6e-02	0.43506	0.20808	0.28907	0.002136
	7	6.1e-02	0.39267	0.19275	0.35120	0.00231
	8	3.8e-02	0.41637	0.20441	0.33987	0.00154

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economía y Banxico.

A partir de la regresión de MG dinámicos (cuadro 7) se obtienen los multiplicadores dinámicos acumulados de cada una de las variables, se calculan los coeficientes a largo plazo (que es el cociente del coeficiente de cada variable a uno menos el coeficiente autorregresivo de la capitalización bursátil) y la estimación de su error estándar se utiliza para la aproximación de Taylor por el método delta. Los resultados del cuadro 6 indican la existencia de una fuerte correlación

entre el valor de mercado de las empresas, las variaciones en el tipo de cambio, la tasa de interés de los Cetes a 28 días rezagada, la tasa de interés de largo plazo de los Estados Unidos, la deuda pública total, la deuda externa y la IED en México. Fama y French (1989) mencionan que estas correlaciones implicarían ineficiencia del mercado si los rendimientos esperados de las acciones de equilibrio no varían en el tiempo (Stoian y Iorgulescu, 2020).

Cuadro 6. Multiplicadores dinámicos de grupos medios de largo plazo

Variable	Estadístico	SE	Z	Valor p
LNR CETES28 _{LP(t-1)}	- 0.644	0.233	- 2.759	0.005
LNGP _{LP(t-1)}	- 0.019	0.014	- 1.290	0.197
LNEPT _{LP(t-1)}	1.118	0.382	2.922	0.003
LNIIND _{LP(t-1)}	- 0.697	0.918	- 0.758	0.448
LNINF _{LP}	0.031	0.016	2.406	0.016
LNIIND _{LP}	2.274	0.660	3.445	0.000
LNR CETES92 _{LP}	- 0.462	1.015	- 0.455	0.648
LNR CETES28 _{LP}	1.075	0.949	1.132	0.257
LNGEXPUBD _{LP}	1.274	0.523	2.436	0.014
LNEXCR _{LP}	- 0.198	0.579	- 0.342	0.732
LNGP _{LP}	- 0.087	0.194	- 0.449	0.653
LNEPT _{LP}	- 2.104	0.768	- 2.739	0.006
LNUSATILP _{LP}	- 0.211	0.088	- 2.401	0.016
LNDFI _{LP}	- 0.049	0.029	- 1.676	0.093
LNINCTX _{LP}	- 0.030	0.036	- 0.823	0.410
LNETINC _{LP}	0.088	0.182	0.484	0.628
LNCINT _{LP}	- 0.017	0.007	- 2.349	0.0189

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economía y Banxico.

El impacto significativo de la política fiscal en la capitalización bursátil de las empresas mexicanas proporciona cierto apoyo empírico a los modelos teóricos de Blanchard (1981), los coeficientes que se relacionan con las características fiscales de la política parecen tener signos contradictorios, el EPT, el GP y el rezago de este último tienen signo negativo, mientras que el endeudamiento público externo y el EPT rezagado muestran consistentemente un coeficiente positivo.

Cabe indicar que ni el coeficiente a largo plazo del GP ni su rezago son estadísticamente significativos, lo que sugiere que la parte de la política

fiscal reflejada en los cambios del GP tanto actual como pasado se incluye en los precios bursátiles y, por lo tanto, no ejerce ninguna influencia en el largo plazo. Sin embargo, se observa que la parte de la política fiscal reflejada en el EPT actual y rezagado sí es estadísticamente significativa, siguiendo el trabajo de Darrat (1990), se puede inferir que si en el pasado la política fiscal sigue influyendo en el rendimiento actual del mercado bursátil, esto podría ser una prueba de ineficiencia del mercado y podemos suponer que la información sobre la política fiscal no se ha incorporado plenamente en la capitalización bursátil de las empresas mexicanas.

Respecto a la relación de largo plazo entre la parte de la política monetaria reflejada en el comportamiento del tipo de interés de los Cetes a 28 días a corto plazo y la capitalización bursátil, se observa que existe una correlación positiva y no es estadísticamente significativa, a su vez, la parte de la política monetaria reflejada en el CINT neto tiene un coeficiente negativo y es estadísticamente significativo. Cabe indicar que el tipo de interés de los Cetes a 28 días rezagado tiene un coeficiente negativo y es estadísticamente significativo. En este contexto, se infiere que incrementos en el tipo de interés de los Cetes a 28 días generan una caída en la capitalización bursátil, este resultado respalda el hallado por Li *et al.* (2014) y Bhargava (2014), quienes afirman que la tasa de interés es fundamental para las políticas de inversión de las empresas y la capitalización bursátil, ya que una reducción del tipo de interés de mercado se traduciría en un aumento del rendimiento de las acciones y de las inversiones.

El coeficiente de política monetaria rezagado, al ser estadísticamente significativo, muestra que la información sobre la política monetaria pasada no se ha incluido totalmente en las cotizaciones bursátiles de las acciones de las empresas mexicanas y aún puede influir en su previsibilidad. Esta evidencia no apoya la hipótesis de eficiencia semifuerte del mercado bursátil mexicano a

largo plazo. Por su parte, la inflación y la producción industrial tienen una relación positiva a largo plazo con el mercado de valores, considerando que la INF puede entenderse como el nivel mínimo de rendimiento que aceptaría un inversor racional, se espera que un aumento de esta genere un incremento en la rentabilidad nominal de las acciones y, por ende, un incremento de la capitalización bursátil. Esto último, sugiere que las acciones ordinarias en México parecen ser una buena cobertura contra la inflación.

La correlación positiva entre la producción industrial y el rendimiento bursátil corrobora los resultados presentados por Mello da Silva *et al.* (2014), quienes sugieren que incrementos en la actividad económica conducen a mayores beneficios para las empresas. Por lo tanto, se genera una mayor rentabilidad esperada, que determinará un aumento de la capitalización bursátil. Así mismo, la inflación y la producción industrial a largo plazo ejercen una influencia estadísticamente significativa, lo que implica que la información sobre la actividad económica y sobre los cambios en los precios se incorpora plenamente en la capitalización bursátil de las empresas mexicanas.

Una vez analizadas las implicaciones a largo plazo, en el cuadro 7 se presentan las relaciones a corto plazo entre las variables exógenas y la capitalización bursátil, con el fin de evaluar si la información sobre la política fiscal se refleja eficazmente en los precios de las acciones. Se observa que los cambios contemporáneos en la política fiscal reflejada a través del endeudamiento externo y el endeudamiento total tienen un impacto conjunto negativo y estadísticamente significativo en el rendimiento del mercado bursátil. Por consiguiente, una acción de política fiscal que genere un incremento del 1 por ciento en el EPT como porcentaje del PIB determina una caída de la capitalización bursátil del mercado de valores en 1.77 puntos porcentuales, a su vez si esa misma

acción de política fiscal genera un incremento del 1 por ciento en el endeudamiento público externo como porcentaje del PIB se provoca un incremento en la capitalización bursátil del mercado de valores en 1.07 puntos porcentuales.

Cuadro 7. Multiplicadores dinámicos de grupos medios de corto plazo

Grupos medios: estáticos y dinámicos		
Variable dependiente: LNMC		
Variables	Grupos medios estáticos	Grupos medios dinámicos sin tendencia
CONSTANTE	19.490** (7.664)	11.990** (5.346)
LNETINC	- 0.080 (0.228)	0.074 (0.153)
LNINF	0.027** (0.026)	0.033** (0.013)
LNGP	0.056 (0.235)	- 0.073 (0.163)
LNINCTX	- 0.038 (0.026)	- 0.025 (0.030)
LNIIND	1.809*** (0.483)	1.913*** (0.473)
LNR CETES92	- 1.365** (0.589)	- 0.389 (0.842)
LNR CETES28	1.411** (0.607)	0.904 (0.767)
LNDFI	- 0.034* (0.0177)	- 0.041* (0.024)
LNGEXPUBD	0.988*** (0.323)	1.072 ** (0.390)
LNEXCR	0.691 (0.354)	- 0.166 (0.490)
LNEPT	- 1.496*** (0.576)	- 1.770** (0.580)

(Continúa)

Grupos medios: estáticos y dinámicos		
Variable dependiente: LNMC		
Variables	Grupos medios estáticos	Grupos medios dinámicos sin tendencia
LNUSATILP	- 0.231** (0.099)	- 0.177** (0.076)
LNCONT	- 0.001 (0.005)	- 0.014** (0.006)
LNELB	- 0.231 0.225	
LNGP _(t-1)		- 0.016 (0.011)
LNRCETES28 _(t-1)		- 0.541*** (0.191)
LNEPT _(t-1)		0.941*** (0.311)
LNMC _(t-1)		0.158* (0.083)
LNIIND _(t-1)		- 0.586 (0.764)
Observaciones	600	599
R ²	0.996	0.998

Nota: errores estándar en paréntesis. Significancia *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Las columnas indican los parámetros de cada ecuación del modelo.

Fuente: elaboración propia con bases de datos de la regresión obtenidas de Economática y Banxico.

En lo que se refiere al impacto de la política monetaria, las variaciones pasadas del tipo de interés a corto plazo y las variaciones actuales del CINT tienen una influencia negativa y estadísticamente significativa sobre la rentabilidad bursátil actual. Un aumento de un punto porcentual de la variación contemporánea del CINT a corto plazo provoca una disminución de 0.01487 puntos porcentuales de la rentabilidad bursátil; a su vez, un incremento del 1 por ciento en la variación pasada de la tasa de interés de los Cetes a 28 días genera una caída de 0.54194 pun-

tos porcentuales en la capitalización bursátil. Cabe observar, que los movimientos en la política monetaria de largo plazo de Estados Unidos generan un impacto negativo en la capitalización bursátil en el mercado de valores mexicano.

IV. Conclusiones

Este trabajo es un acercamiento a la relación entre la política económica y el mercado bursátil, la política se interpreta de forma amplia para incluir las acciones monetarias y fiscales principalmente. Parece interesante comprobar si las variables de política están significativamente relacionadas con los componentes predecibles de la capitación bursátil de las empresas mexicanas. Este trabajo es un intento de examinar el vínculo entre la política fiscal y la eficiencia informativa del mercado de valores mexicano. A través de esta investigación, se desea arrojar más luz sobre cómo los inversores perciben e incluyen la información sobre política fiscal en sus decisiones de inversión en una economía emergente latinoamericana.

Los resultados del análisis llevaron a la conclusión de que, a largo plazo, los precios de las acciones no reflejan plena y eficazmente la información sobre la política fiscal pasada proveniente del EPT rezagado; así mismo, se observa que la política monetaria pasada captada a través del tipo de interés de los Cetes a 28 días sigue influyendo en la capitalización bursátil actual del mercado de valores. Así pues, el mercado bursátil mexicano reacciona positivamente a la información que indica una política monetaria más restrictiva porque, a largo plazo, los inversores exigirán una mayor rentabilidad del capital como consecuencia del aumento de los tipos de interés de los Cetes a 28 días. A su vez, la tasa de rendimiento real de los Cetes contemporánea a 28 y 92 días resulta no ser estadísticamente significativa, lo

que implica que la información proveniente de la política monetaria reflejada en la tasa de interés se incluye completamente en la capitalización bursátil.

La evidencia empírica desarrollada en este trabajo muestra que la capitalización bursátil de las empresas mexicanas es sensible a la inflación y al IIND en el corto y en el largo plazo (existe una alta elasticidad respecto al IIND). En cuanto al tipo de cambio, su coeficiente tanto en el corto como en el largo plazo es negativo, aunque no es estadísticamente significativo, lo que implica que la depreciación o apreciación contemporánea de la moneda es una información que se incluye en el rendimiento de las acciones y, por ende, en la capitalización bursátil. Siguiendo a Levy-Orlik (2012) este comportamiento en la economía mexicana puede deberse a un efecto indirecto del tipo de cambio, ya que existe un débil encañamiento productivo, pues las exportaciones tienen un alto contenido de insumos importados, mientras que la demanda depende de fuentes externas.

Finalmente, los coeficientes del impuesto a la renta y el ingreso de la empresa ni en el corto ni en el largo plazo son significativos, es decir, la capitalización bursátil incluye la información del impuesto a la renta y el ingreso de la empresa. Así mismo, la política monetaria de largo plazo de Estados Unidos genera un impacto negativo en la capitalización bursátil de las empresas en el mercado de valores mexicano.

De acuerdo con la hipótesis mantenida, las estimaciones empíricas muestran que la capitalización de mercado parece reflejar plenamente la información contemporánea disponible sobre los movimientos de la política monetaria. Sin embargo, la política fiscal (EPT) ejerce un efecto coyuntural y rezagado significativo sobre la capi-

talización bursátil de las empresas mexicanas. Este resultado puede explicarse por el hecho de que la política monetaria en México tiende a ser coherente, al estar vinculada a su objetivo principal de la estabilidad de precios, mediante el establecimiento de objetivos de inflación, mientras que la política fiscal en México ha estado plagada de incoherencias y cierta falta de previsibilidad. Estos resultados parecen implicar el rechazo de la hipótesis del mercado eficiente con respecto a la información sobre la política fiscal. Se advierte que estos resultados se deben interpretar respecto a la muestra de empresas tomadas, aunque se ha comprobado que los resultados son robustos para una variedad de especificaciones alternativas.

Referencias

1. Abrigo, M., & Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 778-804. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600314>
2. Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 42(1), 1-32. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00414>
3. Barnhart, S., & Darrat, A. (1989). Federal deficits and money growth in the United States: a vector autoregression. *Journal of Banking & Finance*, 13(1), 137-149. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(89\)90024-1](https://doi.org/10.1016/0378-4266(89)90024-1)
4. Beenstock, M., & Chan, K.-F. (1988). Economic forces in the London stock market. *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics*, 50(1), 27-39. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1988.mp50001002.x>
5. Bermúdez, N., Bermúdez, E., & Saucedo, E. (2018). The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: evidence from Mexico. *North American Journal of Economics and Finance*, 45, 266-275. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.03.006>
6. Bernanke, B., & Kuttner, K. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of Finance*, 40(3), 1221-1257. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>

7. Bernardo, C. J., Tatiana, A., & Securato, J. R. (2018). Macroeconomic and institutional factors, debt composition and capital structure of Latin American companies. *Brazilian Business Review*, 15(2), 152-174. <http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2018.15.2.4>
8. Bhargava, A. (2014). Firms' fundamentals, macroeconomic variables and quarterly stock prices in the US. *Journal of Econometrics*, 183(2), 241-250. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.05.014>
9. Blanchard, O. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *The American Economic Review*, 71(1), 132-143. <https://bit.ly/3tAPYwZ>
10. Bulmash, S., & Trivoli, G. (1991). Time-lagged interactions between stocks prices and selected economic variables. *The Journal of Portfolio Management Summer*, 17(4), 61-67. <https://doi.org/10.3905/jpm.1991.409351>
11. Cajas, J., Jácome, H., & Pérez, B. (2022). Mercado laboral y shocks petroleros: un análisis de cohorte y PVAR para Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 41(86), 243-276. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n86.86027>
12. Campbell, J., & Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should. En O. Blanchard & S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1991*. Vol. 6 (pp. 141-220). The MIT Press.
13. Chen, N.-F. (1991). Financial investment opportunities and the macroeconomy. *The Journal of Finance*, 46(2), 529-554. <https://doi.org/10.2307/2328835>
14. Chen, N.-F., Roll, R., & Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-401.
15. Chen, X., Lin, S., & Reed, W. (2009). A Monte Carlo evaluation of the efficiency of the PCSE estimator. *Applied Economics Letters*, 17(1), 7-10.
16. Cheung, Y.-W., & Ng, L. (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity. *Journal of Empirical Finance*, 5(3), 281-296. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00025-X](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00025-X)
17. Chipeta, C., & Mbulu, D. (2013). Firm heterogeneity, macroeconomic conditions and capital structure adjustment speeds: evidence from the JSE. *Investment Analysts Journal*, 42(77), 69-80. <https://doi.org/10.1080/10293523.2013.11082557>
18. Croissant, Y., & Millo, G. (2019). *Panel Data Econometrics with R*. John Wiley & Sons Ltd.
19. Darrat, A. (1990). Stock returns, money, and fiscal deficits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(3), 387-398. <https://doi.org/10.2307/2330703>
20. Fama, E. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
21. Fama, E. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Association*, 71(4), 545-565. <https://bit.ly/3Oop8zs>
22. Fama, E., & French, K. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 23-49. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90095-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90095-0)
23. Fama, E., & French, K. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1), 1-33. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.1.1>
24. Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
25. Fama, E., & Schwert, W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115-146. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90014-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90014-9)
26. Fedorova, E., Musienko, S., & Afanasyev, D. (2020). Impact of the Russian stock market on economic growth. *Finance: Theory and Practice*, 24(3), 161-173. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2020-24-3-161-173>
27. Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38(1), 1-33. <https://doi.org/10.2307/2327635>
28. Hodrick, R., Tat-Chee Ng, D., & Sengmuller, P. (1999). An international dynamic asset pricing model. *International Tax and Public Finance*, 6(4), 597-620. <https://doi.org/10.1023/A:1008713724886>
29. Hoshikawa, T., & Yoshimi, T. (2021). The effect of the Covid-19 pandemic on South Korea's stock market and exchange rate. *The Developing Economies*, 59(2), 206-222. <https://doi.org/10.1111/deve.12276>

30. Kalam, K. (2020). The effects of macroeconomic variables on stock market returns: evidence from Malaysia's stock market return performance. *Journal of World Business*, 55. <https://bit.ly/3V-OgYkQ>
31. Keim, D., & Stambaugh, R. (1986). Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 357-390. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90070-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90070-X)
32. Lamont, O. (1998). Earnings and expected returns. *The Journal of Finance*, 53, 1563-1587. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00065>
33. Lee, L.-f., & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.08.001>
34. Levy, A., & Hennessy, C. (2007). Why does capital structure choice vary with macroeconomic conditions? *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1545-1564. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.04.005>
35. Levy, N., & Bustamante, J. (2022). Flujos de capital y desarrollo financiero: una mirada desde países en desarrollo. *Problemas del Desarrollo*, 53(209), 159-188. <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2022.209.69785>
36. Levy-Orlik, N. (2012). Tasas de interés, demanda efectiva y crecimiento económico. *Economía UNAM*, 9(25), 74-93. <https://bit.ly/3QpKBrr>
37. Li, N., Richardson, S., & Tuna, İ. (2014). Macro to micro: country exposures, firm fundamentals and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 58(1), 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.04.005>
38. Magán-Ayuso, R. (2017). *Relación entre la evolución de índices bursátiles y variables macroeconómicas. ¿Se ha alterado tras la introducción de medidas no convencionales de política monetaria?* Universidad Pontificia de Madrid.
39. Martins, R., & Tiburcio, C. (2017). Theoretical study of relationship: macroeconomy and companies. *Uniabeu*, 10(25), 38-51. <https://bit.ly/3QnBKGN>
40. Mello da Silva, F., Coronel, D., & Mendes-Vieira, K. (2014). Causality and cointegration analysis between macroeconomic variables and the Bovespa. *PLoS ONE*, 2. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0089765>
41. Miller, M. (1977). Debt and taxes. *The Journal of Finance*, 32(2), 261-275. <https://doi.org/10.2307/2326758>
42. Modigliani, F., & Miller, M. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American Economic Review*, 53, 433-443.
43. Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297. <https://bit.ly/3Gpi8h4>
44. Mosso-Martínez, M., & López-Herrera, F. (2020). Causas económicas de morosidad en la cartera hipotecaria titulizada en México. *Análisis Económico*, 35(89), 215-238. <https://www.scielo.org.mx/pdf/ane/v35n89/2448-6655-ane-35-89-215.pdf>
45. Myers, S. (2001). Capital structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81-102.
46. Myers, S., & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
47. Oguzhan, O., & Nurtac, Y. (2016). Impacts of short-term interest rates on stock returns and exchange rates: empirical evidence from EAGLE countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 228-255. <https://doi.org/10.1080/09638199.2016.1232747>
48. Pesaran, H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
49. Pesaran, H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
50. Pesaran, H., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>
51. Pesaran, M. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.
52. Priestley, R. (1996). The arbitrage pricing theory. *Journal of Banking & Finance*, 20(5), 869-890. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(95\)00035-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(95)00035-6)

53. Schwert, W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02647.x>
54. Singhala, S., Sangita, C., & Chandra, P. (2019). Return and volatility linkages among international crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets: evidence from Mexico. *Resources Policy*, 60, 255-261. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.004>
55. Stoian, A., & Iorgulescu, F. (2020). Fiscal policy and stock market efficiency: an ARDL bounds testing approach. *Economic Modelling*, 90, 406-416. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.12.023>
56. Swamy, P. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. https://econpapers.repec.org/article/ecmemetrp/v_3a38_3ay_3a1970_3ai_3a2_3ap_3a311-23.htm
57. Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29. <https://doi.org/10.2307/1991374>