

Fernando González Vigil (editor)

25

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani

Sebastián Armas

Violeta Cortéz Díos

Marah Melany Díaz Bauer

Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri

Brian Esparza

Daniilo Gallardo Morveli

Luis Gonzalo Grajeda Tristán

Samantha Valeria Guillén Luna

Luis Fernando Leyva Morillas

María Fe Mendoza Segura

Jean Pool Nieto Córdova

Daniela Orrego

Rodrigo Peña

Aníbal Fernando Torres Gonzales

Kilder Urrutia Martínez

Bruno Sebastián Valladares Meneses

Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación
Económica 2021

Néstor Iván Apaza Mamani
Sebastián Armas
Violeta Cortéz Dios
Marah Melany Díaz Bauer
Tatiana Alejandra Elorrieta Echarri
Brian Esparza
Danilo Gallardo Morveli
Luis Gonzalo Grajeda Tristán
Samantha Valeria Guillén Luna
Luis Fernando Leyva Morillas
María Fe Mendoza Segura
Jean Pool Nieto Córdova
Daniela Orrego
Rodrigo Peña
Aníbal Fernando Torres Gonzales
Kilder Urrutia Martínez
Bruno Sebastián Valladares Meneses
Josselin Andrea Yauri Condor

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Análisis de eficiencia de mercado del índice general de la Bolsa de Valores de Lima e índices sectoriales: enfoque econométrico de cointegración (2001-2020)¹

Luis Gonzalo Grajeda Tristán

Introducción

La literatura especializada define la eficiencia de mercado en tres sentidos: fuerte, cuando los precios reflejan toda la información disponible, tanto la histórica como la nueva hecha pública y la privada también; semifuerte, cuando no reflejan la información privada; y débil, cuando solamente reflejan la histórica. De estos, la presente investigación aborda dos sentidos: el semifuerte e, implícitamente, el débil. Y los aborda teniendo como objetivo central determinar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y variables fundamentales (utilidades por acción ponderadas, y otras variables subyacentes).

A fin de corroborar la existencia de esos equilibrios de largo plazo, esta investigación adopta un enfoque multivectorial de cointegración, aplicando dos ajustes para robustecer los resultados: la determinación de los órdenes de integración mediante una metodología secuencial (Dolado, Jenkinson, & Sosvilla-Rivero, 1990), y la corrección no paramétrica a la prueba de la traza debido a la cantidad de observaciones (Johansen, 2002).

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio de 2021. Su autor agradece de manera muy especial al profesor Renzo Mini por su asesoría durante la investigación; a los profesores Víctor Torres y Guillermo Runciman por sus aleccionadores comentarios como jurados del trabajo; y al economista Vicente Tuesta por su valioso apoyo.

El análisis empírico toma como representativo del «mercado» (cuya eficiencia busca evaluar) al índice general de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL). Este índice es ponderado por liquidez, y las empresas que lo componen son, en gran proporción, *market makers* en el mercado peruano. Y los resultados son desagregados en tres índices sectoriales para realizar comparaciones mediante funciones impulso-respuesta: financiero/bancos, industrial y minero.

La principal variable fundamental aquí planteada es un indicador agregado de las utilidades por acción de las empresas que componen cada índice analizado, cuya construcción semestral replica las composiciones y ponderaciones de los índices. El análisis de la relación de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y esas utilidades por acción ponderadas también considera a las otras variables fundamentales siguientes: expectativas de la actividad económica (*forward-looking*), variables sistémicas y variables macroeconómicas (según sean corroboradas por el modelamiento utilizado). La especificación aplicada responde a modelos teóricos de *asset pricing* y a estudios empíricos en Latinoamérica.

La hipótesis es comprobar la eficiencia de mercado semifuerte; es decir, que las cotizaciones analizadas reflejan tanto los fundamentos como las expectativas. Ello implica comprobar la existencia de por lo menos una relación de equilibrio de largo plazo y de coeficientes significativos (con signos de ajuste correctos) en el modelo de corrección de errores. Este último es importante debido a que permite esbozar la velocidad de ajuste de las cotizaciones bursátiles hacia sus *fair values*. En un mercado eficiente puede haber desviaciones respecto al valor fundamental, pero la eficiencia prevalecerá si se corrigen y mantienen una relación estable.

La relevancia de analizar la eficiencia del mercado de capitales se debe a que su principal función es brindar señales a través de las cotizaciones que permitan la asignación adecuada de capitales (Fama, 1969). Un mercado eficiente refleja correctamente los precios, permitiendo así una acertada comparación de rentabilidades entre los activos cotizados. Si dicho mercado es eficiente y facilita un correcto ajuste de las valorizaciones, los inversionistas podrán calibrar su tolerancia al riesgo de manera racional según la información disponible, y los gestores de portafolios podrán desarrollar estrategias de inversión basadas en fundamentos (variables macroeconómicas, de mercados o sectores, de política monetaria, entre otros).

Así, en un contexto de fundamentos débiles y posible *bear market*, deberían asumirse niveles moderados de riesgo, ya que las cotizaciones reflejan la información presente e histórica. Ello es muy útil cuando las estrategias de

inversión se basan en factores (*factor investing*), o cuando se toman posiciones según las etapas del ciclo económico determinadas por datos macroeconómicos e indicadores como los índices de gestores de compras (PMI) o de condiciones financieras o los *surprise indexes*, entre otros.

1. Revisión de la literatura

1.1 Literatura teórica

1.1.1 *Eficiencia de mercado*

Un mercado de capitales se considera eficiente si refleja correcta y completamente la información relevante para la determinación de las cotizaciones. Ello supone que la revelación de otro *set* de información (φ) no alterará las valorizaciones, porque estas ya reflejan toda la información relevante (Malkiel, 1989). La eficiencia de mercado no implica que los precios de mercado sean en todo momento iguales a los respectivos valores *fair value*, sino que sus eventuales perturbaciones sean aleatorias. Esta condición implica una igual probabilidad de que una acción esté sub- o sobrevaluada en algún momento. Este análisis de eficiencia de mercado considera el comportamiento del inversionista promedio.

La teoría interpreta la eficiencia de mercado de dos maneras. En el sentido de Pareto, implica una correcta asignación de recursos. En el sentido informacional, implica una igualdad de condiciones bajo la cual un mercado bursátil es considerado como un «*fair game*» dada la equidad de información entre los agentes (Fama, 1991). En tal sentido, la liquidez y racionalidad de los agentes ante nueva información es una condición necesaria. Para que un mercado sea eficiente en el sentido de Pareto, es necesario que la eficiencia informacional se cumpla.

Roberts (1967) plantea una taxonomía sobre la eficiencia de mercado según los niveles de información que son reflejados en las cotizaciones de mercado. Si los precios reflejan toda la información histórica disponible, se cumple el sentido débil de eficiencia. Si reflejan la información histórica y los datos públicos, se cumple el sentido semifuerte. Mientras que, si reflejan también la información privada (*inside information*), se cumple el sentido fuerte.

1.1.2 *Desvíos del valor fundamental*

La literatura distingue cuatro tipos de desvíos de las cotizaciones de su valor fundamental: racionales, intrínsecos, especulativos y conductuales. Es impor-

tante distinguirlos, pues de ello depende la metodología econométrica por utilizar.

Los desvíos racionales responden a variables no relacionadas con fundamentos de mercado. Un comportamiento racional no implica, necesariamente, una situación de equilibrio entre el precio y los fundamentos, ya que los agentes pueden tomar decisiones racionales desviándose del valor fundamental debido a las expectativas (Blanchard & Watson, 1982). Por ejemplo, desvíos racionales pueden ocurrir por expectativas de excesos de retornos por parte de los agentes ante incrementos de las cotizaciones a una tasa (velocidad) alta (Craine, 1993).

Por otro lado, los desvíos intrínsecos se explican por la variabilidad de fundamentos económicos, tales como los dividendos o algunas variables macroeconómicas relevantes. La volatilidad de los precios está en función, no necesariamente lineal, de estas variables fundamentales y, por ello, su sub- o sobrevaloración tendrá el mismo efecto sobre las cotizaciones (Froot & Obstfeld, 1989). Así, en el mercado de renta variable se observa una alta correlación entre dividendos y determinadas variables macroeconómicas con las cotizaciones, lo que permite capturar sub- o sobrereacciones en las cotizaciones basándose exclusivamente en esos fundamentos.

Por su parte, las desviaciones especulativas se basan en modelos de expectativas heterogéneas. Los agentes están dispuestos a pagar un precio que exceda la valoración fundamental cuando esperan encontrar en el futuro un comprador dispuesto a pagar un precio mayor (Scheinkman & Xiong, 2003). El subyacente exceso de confianza de estos agentes especuladores puede generar (sub- o sobre-) estimaciones de los dividendos futuros. Al estilo de un *Keynesian beauty contest*, la especulación busca anticipar la aparentemente conocida opinión promedio del mercado (West, 1987).

Por último, los comportamientos irracionales de agentes serían el motivo de las desviaciones, según teorías desarrolladas por las finanzas conductuales. Agentes impulsados por sentimientos de codicia y/o miedo toman decisiones irracionales que desvían el mercado (Lau, 2005). Los agentes en el mercado pueden comportarse guiados por espíritus animales, excesos de confianza, tendencias y sesgos psicológicos individuales o grupales que generan decisiones irracionales. Por ejemplo, los procesos de intensificación de expectativas alcistas (*intensified bullish expectations*) implican que los precios de activos varían en función de la psicología de masas.

1.2 Literatura empírica

1.2.1 Metodologías alternativas

La comprobación de la eficiencia semifuerte en los mercados bursátiles puede realizarse mediante distintos enfoques econométricos dependiendo del tipo de desvío analizado (Gurkaynak, 2008). Ejemplos de tales enfoques alternativos son:

- a) Los tests de *asset pricing* están basados principalmente en la relación entre el precio, la suma descontada de dividendos, y un componente de desvío, que refleja una posible ineficiencia en el mercado:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\alpha} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i}) + \text{Desvío}_t$$

- b) El *two-step test* de West (1987) es un modelamiento en dos etapas. En la primera, se estima la relación de precios de mercado y dividendos. Ello implica la estimación de una tasa de descuento mediante la ecuación de Euler usando variables instrumentales, y el modelamiento de los dividendos como procesos autorregresivos (AR). La segunda etapa implica una regresión empírica entre cotizaciones y dividendos. Así, la eficiencia de mercado será comprobada si la relación construida (primera etapa) y la estimada (segunda etapa) no difieren estadísticamente en resultados ni conclusiones.
- c) Para las pruebas de cointegración e integración (Diba & Grossman, 1988), se establece una estructura teórica entre cotizaciones y variables fundamentales. La eficiencia de mercado se corrobora mediante la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo y los correspondientes coeficientes de ajuste.
- d) Y las pruebas de raíces unitarias y autocorrelación serial permiten corroborar la eficiencia débil de mercado, al comprobar la no predictibilidad de las cotizaciones con base en los datos históricos (*random walks*).

1.2.2 Análisis de eficiencia de mercado: caso peruano

A continuación, se presenta el par de estudios con enfoque de cointegración aplicados al caso peruano:

Delgado y Humala (1997) realizan un análisis de eficiencia mediante pruebas de autocorrelación serial, estacionariedad, análisis de volatilidad, *tests* de rendimientos medios (para determinar estacionariedad), y relaciones

de cointegración entre la BVL y otros mercados bursátiles (para determinar predictibilidad conjunta) en el período 1982-1996. Sus principales hallazgos fueron la estacionariedad en diferencias del IGBVL, la elevada correlación con rentabilidades pasadas, y la causalidad entre la volatilidad del mercado y la inestabilidad de la economía.

Sánchez (2013) determina, mediante pruebas de estacionariedad, que existe un nivel mínimo de eficiencia (sentido débil). Y, mediante un análisis de cointegración para el período 2002-2012, corrobora que el índice minero tiene poca predictibilidad respecto al comportamiento de otros índices sectoriales (servicios, agro, bancos e industrial). Esto indica que en el mercado bursátil peruano hay retrasos en la asimilación de información.

De lo anterior se deduce que la presente investigación es una de las primeras aproximaciones empíricas aplicadas al caso peruano que analiza rigurosamente los desvíos del valor fundamental. Se diferencia de aquellos dos estudios previos en varios aspectos importantes: la especificación para estimar el modelo de cointegración, con una variable fundamental principal (utilidades por acción) que permite hacer menos supuestos en el planteamiento teórico y capturar de forma más precisa el efecto buscado; la inclusión de expectativas de la actividad económica, que añaden una perspectiva *forward-looking* al modelo, la desagregación a índices sectoriales, y un modelo de corrección de errores para analizar la velocidad de ajuste. Todo lo cual nos permite obtener resultados versátiles, cuya robustez econométrica verificamos con pruebas de estacionariedad secuenciales y aplicando una corrección no paramétrica a la prueba de la traza.

2. Marco analítico y metodología

2.1 Marco teórico

Los modelos de *asset pricing* en finanzas parten de una optimización del consumidor asumiendo agentes y expectativas racionales, así como no arbitraje (no se puede obtener rentabilidades producto de desbalances entre índices y mercados). En esa línea, el modelo teórico que inspira la presente investigación evalúa el efecto de variables fundamentales en cotizaciones bursátiles². El problema de maximización es el siguiente:

$$\text{Max } E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}) \right\} \quad \text{s.a.} \quad c_{t+i} = y_{t+i} + (P_{t+i} - P_{t+i+1}) + d_{t+i}$$

² Tal modelo está basado en Gurkaynak (2008) y Diba y Grossman (1988).

Donde c_t es el nivel de consumo de un agente, β es la tasa de descuento, y_t corresponde a la dotación de riqueza, P_t supone el precio del activo después del pago de dividendos (cotización) y d_t es el pago recibido por el activo (dividendos). Las condiciones de primer orden de dicho problema están en función de:

$$E_t\{\beta u'(c_{t+i})[P_{t+i} + d_{t+i}]\} = E_t\{u'(c_{t+i-1})P_{t+i-1}\}$$

Los supuestos necesarios para el problema de optimización son: consumidor/inversor neutral al riesgo con utilidad lineal y ausencia de asimetría de información. Asumiendo una utilidad marginal constante, las condiciones de primer orden quedan representadas así:

$$\beta E_t(P_{t+i} + d_{t+i}) = E_t(P_{t+i-1})$$

Asumiendo una tasa de descuento r :

$$E_t(P_{t+i-1}) = \frac{1}{1+r} E_t(P_{t+i} + d_{t+i})$$

Mediante iteraciones sucesivas es posible obtener una solución al problema de optimización, de modo tal que se evidencie la relación entre el precio de mercado y la variable fundamental.

$$p_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i} | \Omega_t)$$

El precio para un agente debiera ser la suma descontada de la rentabilidad que obtiene a resultas del desempeño de cada empresa, sujeto a un *set* de información pública. Sin embargo, este precio «fundamental» puede diferir del precio de mercado.

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i} | \Omega_t) + desvíot$$

$$p_t = p_t^* + desvíot$$

De no cumplirse la hipótesis de eficiencia de mercado semifuerte, el precio de mercado de cada cotización estará compuesto por los dividendos esperados y una perturbación.

El propósito del presente modelo es microfundamentar la relación existente entre el precio de mercado de un activo y la variable fundamental que la sub-

yace. Y, ya que las volatilidades en las cotizaciones también están influenciadas por factores sistémicos, macroeconómicos y expectativas, estos serán incluidos en el planteamiento empírico para obtener conclusiones más precisas.

Parte de la literatura revisada propone como variable fundamental a los dividendos pagados. Pero asumir dicha variable implica considerar una tasa de descuento, lo que no es posible mediante el enfoque de cointegración aquí planteado (rendimientos requeridos agregados). Motivo por el cual, se considera como variable fundamental principal (por ser intrínseca al enfoque de *asset pricing*) a la utilidad por acción (EPS) reportada en el estado de pérdidas y ganancias. Esta EPS, al no estar en unidades monetarias efectivas (*realized gains*), no requiere de supuestos sobre la tasa de descuento. Y también permite extraer el efecto de la heterogeneidad en las políticas de dividendos de las empresas (reinversión o reparto), aspecto que podría alterar los resultados de la estimación (Ohlson & Juettner-Nauroth, 2005).

2.2 Eficiencia informacional

La hipótesis teórica de eficiencia informacional tiene una implicancia paradójica, en tanto implica que los agentes no estarían incentivados a asumir el costo de estar bien informados porque los precios reflejarían de por sí toda la información disponible incluyendo la privada (Grossman & Stiglitz, 1980). Por ello resulta metodológicamente tan difícil corroborar la eficiencia en el sentido fuerte.

Vale aclarar, sin embargo, que la eficiencia de mercado no implica precios no desviados del valor fundamental ni inversionistas incapaces de «vencer» al mercado en algún período de tiempo, pues siempre habrá una probabilidad aleatoria de que ello suceda. Y que la probabilidad de encontrar ineficiencias en un mercado dependerá negativamente de la liquidez y facilidad de negociación, y positivamente de los costos de transacción e información.

Con lo anterior en mente, el enfoque agregado de la presente investigación está diseñado para evitar sesgos por anomalías de mercado. Ante anomalías de calendario como el *days-of-the-week effect*, se utiliza un componente aleatorio sobre el día de la cotización a cierre de trimestre. Además, ya ha sido corroborado que el *january-effect* y el *turn-of-the-month effect* generan alteraciones en las cotizaciones del índice selectivo de la BVL cuantitativamente menores que en otros países latinoamericanos (Winkelried & Iberico, 2007). Y, si bien Lakonishok y Smidt (1988) corroboraron que dichas anomalías tienen un mayor efecto en acciones de pequeña capitalización y bajo precio, la construcción de los índices aquí analizados hace esperar que tal efecto sea menor y

no genere sesgos en la estimación. Asimismo, la ponderación y composición variables de nuestros índices permite esperar resultados sin inconsistencias a causa del *size effect* o del *book-to-market effect*.

2.3 Especificación y construcción del modelo

Esta investigación emplea la especificación más precisa posible. En línea con el modelo de *asset pricing* (antes descrito), la variable fundamental principal (por intrínseca) es un indicador ponderado de las utilidades por acción reportadas en los estados financieros auditados presentados a la Superintendencia del Mercado de Valores. Para capturar los desvíos racionales considerados por la literatura y dar un enfoque *forward-looking* al planteamiento, se incluye la variable de expectativas sobre la actividad económica consistente en el promedio de la encuesta de expectativas macroeconómicas del BCRP y el índice Economic Forecast de Bloomberg que compone las expectativas de bancos de inversión a nivel mundial. Asimismo, se considera como variable sistémica relevante el índice S&P 500, teniendo en cuenta la relación de causalidad y dependencia entre este índice y el mercado bursátil peruano encontrada por Sarmiento, Duarte y Mascareñas (2014). Ambas variables (expectativas, sistémica) tienen así un sustento teórico y empírico (aplicados al caso peruano) que respalda su inclusión en la especificación.

Para completar la especificación, también hay que incluir otras variables públicas que afectan las cotizaciones bursátiles. Con tal fin, en vista de la escasa literatura al respecto aplicada al caso peruano, aquí se corrobora empíricamente la inclusión de alguna potencial variable adicional en el modelo, mediante un enfoque de estimación en dos etapas:

La primera etapa busca obtener la especificación empíricamente probada para el caso peruano y el período analizado. Para ello, primero se realiza un análisis de causalidad a lo Granger entre un *set* de potenciales variables y las cotizaciones de los índices (para evitar relaciones espurias). De corroborarse dicha causalidad, luego se aplican pruebas de cointegración bivariadas bajo el enfoque de Engle y Granger, para determinar relaciones estables de largo plazo e incluir a las correspondientes variables en la especificación «final» del modelo. El *set* de potenciales variables está basado en investigaciones relacionadas aplicadas a otros países (véase el anexo 1).

Para evitar posibles endogeneidades en el modelo, también se consideran los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú. Al respecto, se consideran tres potenciales variables macroeconómicas: inflación (sin alimentos ni energía), tipo de cambio, y oferta de dinero (M2); cuyos respectivos signos

esperados y relaciones teóricas están en el anexo 2. Cabe precisar que, si bien la herramienta de política del BCRP es la tasa de interés de referencia, esta no es considerada como potencial variable *per se* porque incluirla de ese modo podría generar endogeneidad en el modelo debido a que es el instrumento que, a través del mercado interbancario, desencadena los mecanismos de transmisión a las tres variables antes mencionadas. El BCRP regula la liquidez en dicho mercado mediante el comité de operaciones monetarias y cambiarias, buscando que la tasa en el mercado interbancario sea compatible con la tasa de política. Y la variable inflación no genera endogeneidad porque no se considera en niveles sino su efecto en las expectativas sobre la actividad económica según lo descrito en la curva de Phillips. Adicionalmente, se incluyen como potenciales variables el precio del cobre y el Dow Jones Commodity Index (DJCI), en vista del peso de estos sectores en el IGBVL.

Una vez verificada la especificación correcta del modelo, se procede a la estimación de la segunda etapa, cuyo objetivo es corroborar la eficiencia de mercado en el sentido semifuerte, utilizando un modelo de cointegración multivectorial.

2.4 Metodología³

2.4.1 Causalidad: enfoque de Toda y Yamamoto

Para corroborar relaciones de equilibrio, previamente debe probarse la existencia de causalidad empírica a fin de evitar relaciones espurias. La causalidad a lo Granger implica que una variable «x» causa a otra variable «y», si al tomar en consideración los valores pasados de «x» se mejora la predicción de «y», es decir, se genera un menor error cuadrático medio. Pero las pruebas de causalidad solo permiten corroborarla entre dos variables estacionarias. Dado que la presente investigación plantea variables integradas de orden 1, separarlas no es la metodología más adecuada porque se pierde información.

Por ello, para probar la causalidad se utiliza el enfoque alternativo de Toda y Yamamoto (1995), el cual utiliza una prueba de Wald adaptada a vectores autorregresivos (VAR), que tiene como número de rezagos la suma entre su número óptimo según los criterios de información (Akaike o Schwarz) y el orden de integración de las variables.

³ Esta presentación metodológica está inspirada en Enders (2008).

2.4.2 Cointegración de Engle y Granger

Una vez probada la causalidad, se corrobora la existencia de una relación de largo plazo entre las cotizaciones bursátiles y la variable potencial respectiva. Dos variables cointegran si existe por lo menos una combinación lineal de estas con un orden de integración menor. Por ello se plantea la relación de largo plazo como una combinación lineal $\hat{Índice}_t = \alpha Potencial_t^i + Z_t$. Donde Z_t es el error, y el vector de cointegración obtenido será: $[1 \quad -\alpha]$. Este vector contiene los coeficientes que generan una combinación lineal estacionaria. Se comprueba la existencia de cointegración si el error Z_t es estacionario, para lo cual la presente investigación utiliza la prueba de raíz unitaria Augmented Dickey-Fuller (ADF) y los valores críticos tabulados por Phillips y Outlaris (1990), debido a que el error depende también de la estimación del parámetro α . Y las relaciones de largo plazo planteadas son estimadas mediante MCO, aun tratándose de variables integradas de orden 1 porque, teóricamente, la existencia de cointegración entre las variables genera que la estimación según el modelo de corrección de errores (MCE) sea superconsistente.

Corroborada la estacionariedad del error, se estima el MCE que modela las relaciones de corto plazo y el ajuste a las de largo plazo:

$$\Delta \hat{Índice}_t = \sigma_{01} + \sigma_1 \Delta Potencial_t^i + \sigma_2 Z_{t-1} + \varepsilon_t^1$$

$$\Delta Potencial_t^i = \sigma_{02} + \sigma_3 \Delta \hat{Índice}_t + \sigma_4 Z_{t-1} + \varepsilon_t^2$$

donde $Z_{t-1} = \hat{Índice}_{t-1} - \alpha Potencial_{t-1}^i$.

Los coeficientes σ_1 y σ_3 miden la relación de corto plazo entre las variables, y los coeficientes σ_2 y σ_4 capturan el efecto de ajuste a la relación de largo plazo. Para verificar este tipo de cointegración, basta con que al menos un modelo de corrección de errores tenga coeficientes significativos y un ajuste a la relación de largo plazo con signos correctos (dirección de ajuste). Los signos correctos serán los opuestos a los mostrados en el anexo 2.

2.4.3 Cointegración multivectorial: Johansen

Para verificar la hipótesis de la presente investigación, se utiliza un enfoque multivectorial de cointegración, el cual, por tratarse de una estimación de máxima verosimilitud en términos matriciales, implica una especificación más amplia que permite comprobar los desvíos intrínsecos y racionales.

Como se ha dicho antes, un conjunto de variables cointegran si existe alguna combinación lineal entre ellas que genera un orden de integración

menor. Puesto que las variables de la presente investigación son integradas de orden 1: $X_t \sim I(1)$, estas cointegran si existe una combinación lineal $\beta' X_t \sim I(0)$, cuyo vector X contiene la especificación «final» del modelo. La cointegración de las variables determinará la existencia de una relación estable de largo plazo.

El procedimiento parte de una especificación VAR(q):

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-q} + \emptyset D_t + \varepsilon_t$$

donde D_t es un vector de componentes determinísticos que puede contener intercepto y tendencia. Mediante el teorema de representación de Granger, se formula el MCE que plantea relaciones de corto plazo y el ajuste a la relación de largo plazo entre las variables.

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-q} + \emptyset D_t + \varepsilon_t$$

La cointegración multivectorial de Johansen se demuestra determinando el rango de la matriz Π , el cual denota el número de vectores de cointegración; es decir, el número de combinaciones lineales que generan estacionariedad. La determinación del número de vectores propios se realiza mediante la prueba de la traza corregida por el tamaño de muestra. La correcta identificación de esta metodología requiere una óptima determinación de los rezagos del modelo VAR, para que los residuos sean homocedásticos y libres de autocorrelación.

La eficiencia de mercado también es corroborada bajo este enfoque si se encuentra por lo menos un vector de cointegración y coeficientes al mismo tiempo significativos y con el signo correcto para el ajuste a la relación de largo plazo.

La determinación de los grados de integración de las variables a lo largo de la investigación es realizada con la metodología secuencial de Dolado *et al.* (1990). Ello debido a la posible presencia de componentes determinísticos (intercepto y tendencia) en los procesos generadores de datos, causantes de que la prueba de raíz unitaria ADF tenga baja potencia para rechazar las hipótesis nulas.

2.4.4 Corrección por tamaño de muestra a la prueba de la traza

La prueba de la traza permite corroborar el número de vectores de cointegración. Pero su aplicación debe ser corregida según el tamaño de la muestra, pues Johansen (2002) encuentra que las propiedades de la prueba de la traza para muestras reducidas difieren de las propiedades asintóticas, lo que da lugar a un sobrerrechazo de la hipótesis nula. La presente investigación hace esa

corrección, porque se basa en una muestra de solo 76 observaciones obtenidas de datos trimestrales.

La corrección planteada por Johansen (2002) consiste en estimar la expectativa de la ratio de máxima verosimilitud (LR) y un factor de corrección para obtener la misma media que la distribución límite. Esta corrección realiza una división a la distribución asintótica que genera un parámetro corregido y un menor estadístico y, por ello, una menor probabilidad de sobrerrechazo de la H_0 .

La aplicación de tal corrección para la presente investigación usó parámetros y coeficientes estimados que permitieran una mejor calibración del ajuste. Así, los parámetros relevantes para el cálculo del factor de corrección fueron el número de observaciones ($T=76$), de componentes determinísticos ($n_d = 0$ solo con intercepto) y de variables en los respectivos modelos (« n » =3,4). Los resultados obtenidos (tabla 1) también consideran el uso de los parámetros simulados por Johansen (2002) y los coeficientes c_i simulados por Fu y Pagani (2012).

Tabla 1
Corrección por tamaño de muestra

N.º vectores coint.	Factor de corrección	N.º obs.
Ninguno	1,1655	
A lo sumo 1	1,1700	
A lo sumo 2	1,0768	76
A lo sumo 3	1,0549	
A lo sumo 4	1,0549	

Elaboración propia, 2021.

3. Análisis de resultados

3.1 Estrategia empírica

3.1.1 Caracterización estadística

Una primera aproximación estadística es el análisis de las distribuciones de las variables base del modelo (tabla 2 y anexo 3, figura A.3.1). Los niveles de asimetría detectan la presencia de valores extremos que puedan influir en la representatividad de las medidas de tendencia, mientras que el nivel de curtosis determina el grado de concentración del conjunto de datos en relación con la

media aritmética. Gráficamente, se evidencian la no normalidad y evidentes asimetrías en las variables.

Tabla 2
Coeficientes de asimetría y curtosis

	Índice general	EPS general	Índice financiero	EPS financiero
Asimetría	-0,08	0,92	1,43	2,12
Curtosis	0,02	0,11	5,70	3,73

	Índice industrial	EPS industrial	Índice minería	EPS minería
Asimetría	0,11	4,48	0,18	1,22
Curtosis	0,80	22,53	0,19	2,00

Elaboración propia, 2021.

El índice general presenta asimetría negativa, mientras que los índices sectoriales, asimetrías positivas. La variable principal –utilidades por acción (EPS)– evidencia distribuciones muy asimétricas, con coeficientes mayores de 0,6. Según los niveles de curtosis, los índices general e industrial tienen distribuciones aplanadas (platicúrticas); es decir, poco concentradas. Mientras que los otros índices y la variable EPS muestran distribuciones concentradas, gráficamente empinadas (leptocúrticas).

3.1.2 Estimación de órdenes de integración

Los órdenes de integración fueron determinados mediante el enfoque secuencial de Dolado *et al.* (1990), usado porque no se conocía el proceso generador de datos, es decir, la presencia de intercepto o tendencia. Dicho enfoque utiliza la prueba de raíz unitaria ADF (tabla 3).

El proceso secuencial fue desarrollado de la siguiente manera: primero se realizó la prueba de raíz unitaria ADF a la especificación más general, es decir, aquella que contiene tendencia e intercepto:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tabla 3
Pruebas de raíz unitaria ADF

	Intercepto y tendencia		Intercepto		-
	ADF	P-value tendencia	ADF	P-value intercepto	ADF
Índice general	-2,09	0,18	-1,64	0,06	-0,12
Índice financiero	-2,88	0,01			
Índice industrial	-1,67	0,33	-1,83	0,08	-0,57
Índice minero	-2,09	0,24	-1,71	0,06	-0,36
EPS/general	-3,21	0,36	-3,10	0,02	
EPS/financiero	-1,72	0,30	-1,46	0,31	-1,47
EPS/industrial	-3,67	0,41	-3,49	0,04	
EPS/minero	-2,70	0,22	-2,44	0,18	-2,02
Expectativas PBI	-2,15	0,44	-2,16	0,02	
S&P	0,14	0,33	1,34	0,58	2,17
TC	-0,50	0,06	-1,30	0,20	-0,01
IPC	-1,59	0,04			
M2	-1,59	0,30	-1,54	0,03	
DJCI	-1,92	0,19	-2,13	0,03	
Cobre/LMCADY	-2,22	0,39	-2,08	0,03	
Valores críticos					
1%	-4,08		-3,52		-2,59
5%	-3,47		-2,90		-1,95
10%	-3,16		-2,59		-1,61

Elaboración propia, 2021.

El estadístico calculado indicó que las 15 variables son integradas de orden 1. Luego, se examinó la significancia del componente tendencial para cada una de las variables. Los resultados en la tabla 3 muestran que solo el índice financiero y el IPC presentan tendencias significativas. Hasta esta etapa de dicho proceso, entonces, solo podía confirmarse que esas dos variables son integradas de orden 1.

Para las 13 variables restantes, la prueba ADF fue nuevamente aplicada, pero bajo la especificación que solo considera intercepto:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Los estadísticos así calculados sugirieron la existencia de raíz unitaria bajo esta nueva especificación. Pero luego se corroboró la no significancia del intercepto en 6 de las 13 variables restantes: EPS índice general, EPS industrial, expectativas del PBI, M2, DJCI y cotización cobre. Al volver a testear la prueba ADF para este grupo de variables, resultó que presentan *random walks* en su estructura.

Para las siete variables restantes, se utilizó la especificación sin intercepto ni tendencia:

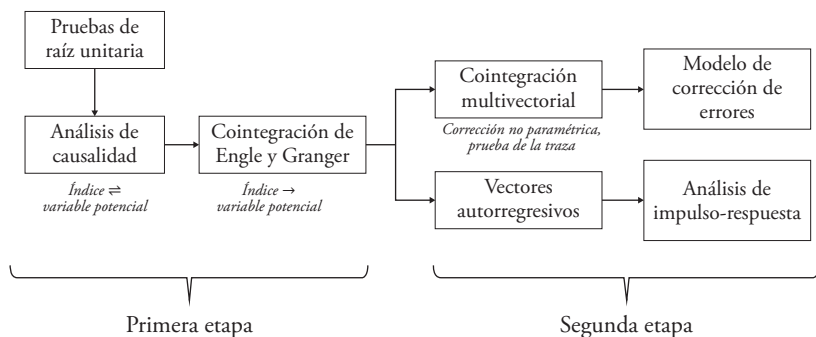
$$\Delta Y_t = \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Y los estadísticos calculados indicaron la no estacionariedad de las variables.

Este conjunto de pruebas así realizadas, al comprobar que todas las variables planteadas son integradas de orden 1, validó la pertinencia de utilizar el enfoque de cointegración antes explicado. Y también indicó que los índices analizados cumplen la hipótesis de eficiencia de mercado en el sentido débil, en línea con lo analizado por Delgado y Humala (1997) y Sánchez (2013).

3.2 Discusión de resultados

El siguiente esquema gráfico de la metodología implementada facilita la comprensión del proceso de obtención y testeo de los resultados presentado a continuación:



3.2.1 Primera etapa: estimación de especificación

Relaciones de causalidad

Se utilizó un enfoque alternativo a la causalidad a lo Granger, debido a la no estacionariedad en media de las variables planteadas. Mediante el método de Toda y Yamamoto (1995), se determinaron los números de rezagos («p») de vectores autorregresivos (VAR) compuestos para cada relación causal por corroborar:

$$\text{Índice}_i \rightleftharpoons \text{Variable Potencial}_j$$

Para ello, se consideraron criterios de información Akaike (AIK) y Schwarz (SC), que indicaron estimar 20 relaciones causales (cinco por cada índice en análisis). El número de rezagos utilizado en las pruebas de causalidad fue la suma del número de rezagos óptimos del VAR («p») y del máximo orden de integración (« d_{max} »). Dado que las relaciones de causalidad fueron estimadas de forma bidireccional, para su comprobación bastaba la existencia de la relación causal en por lo menos una dirección. En cada caso, la hipótesis nula fue:

$$H_0: \text{«Variable X no causa a variable Y»}$$

Tabla 4
Pruebas de causalidad

	General P-value	Financiero P-value	Industrial P-value	Minero P-value
IPC \rightleftharpoons Índice	0,17	0,00*	0,61	0,23
Índice \rightleftharpoons IPC	0,11	0,83	0,11	0,18
TC \rightleftharpoons Índice	0,85	0,95	0,86	0,81
Índice \rightleftharpoons TC	0,94	0,23	0,04*	0,81
M2 \rightleftharpoons Índice	0,95	0,42	0,02*	0,93
Índice \rightleftharpoons M2	0,03*	0,19	0,69	0,02*
LMCAD \rightleftharpoons Índice	0,42	0,87	0,00*	0,61
Índice \rightleftharpoons LMCAD	0,21	0,76	0,72	0,24
DJCI \rightleftharpoons Índice	0,15	0,34	0,00*	0,25
Índice \rightleftharpoons DJCI	0,59	0,47	0,01*	0,64

Nota. El símbolo * indica que se rechaza la hipótesis nula de no causalidad con un nivel de significancia del 5%. Elaboración propia, 2021.

Estos resultados (tabla 4) evidencian siete relaciones causales: de los índices general y minero con la oferta de dinero (M2); del índice financiero con el índice de precios al consumidor (IPC); en tanto que el índice industrial presenta relaciones de causalidad bidireccional con el índice de *commodities* (DJCI), y unidireccional con oferta de dinero (M2), cotización del cobre (LMCAD) y tipo de cambio (TC).

Cointegraciones: índices y variables potenciales

Respecto a esas siete relaciones causales halladas, se buscó corroborar la existencia de relaciones de equilibrio evaluando la estacionariedad de los errores, así como la significancia y dirección de los coeficientes de ajuste. Como se observa en la tabla 5, son superconsistentes los resultados de las respectivas siete estimaciones realizadas con el modelo de corrección de errores (MCE).

Luego se aplicaron pruebas de raíz unitaria ADF a los errores, utilizando los valores críticos tabulados por Phillips y Outlaris (1990), cuyo rechazo de la hipótesis nula determina la estacionariedad; es decir, la existencia del vector de cointegración.

Los resultados (tabla 5, parte superior) indican que el índice industrial no presenta errores estacionarios en las relaciones con la oferta de dinero y tipo de cambio; cuya inclusión en el modelo quedó así descartada. Mientras que los errores sí son estacionarios en las otras cinco relaciones de equilibrio, para las cuales se hizo así necesaria la estimación del MCE bajo la forma:

$$D(\text{Índice}_i) = \text{constante} + \delta_1 d(\text{Potencial}_j) + \delta_2 \text{Error}(-1)$$

Esta comprobación se da cuando el coeficiente del error es significativo y el signo es correcto porque opuesto a la relación teórica. El cumplimiento de esas dos condiciones garantiza el ajuste a la relación de equilibrio, las cuales resultaron satisfechas ambas por tres relaciones de equilibrio: índice general – oferta de dinero (M2), índice industrial – DJCI e índice minero – oferta de dinero (M2); como se observa en la parte inferior de la tabla 5.

Tabla 5
Pruebas de cointegración de Engle y Granger

		Estacionariedad de errores		
Valores críticos		1%	5%	10%
		-4,07	-3,37	-3,03
		Estadísticos calculados		
i.	Índice general – M2	-3,28	***	
ii.	Índice financiero – IPC	-4,00	*	
iii.	Índice industrial – DJCI	-4,62	*	<i>Estacionario</i>
iv.	Índice industrial – LMCADY	-3,25	***	
v.	Índice minero – M2	-3,15	***	
vi.	Índice industrial – M2	-2,91		
vii.	Índice industrial – TC	-2,18		<i>No estacionario</i>
Modelo de corrección de errores (MCE)				
i.		Coef.	P-value	
	C	-279,75	0,35	
	D(M2)	0,55	0,00	
	ERROR(-1)	-0,26	0,00*	<i>Significativo</i> <i>Signo correcto</i>
ii.	C	25,33	0,14	
	D(IPC)	-17,28	0,49	
	ERROR(-1)	-0,20	0,00*	<i>Significativo</i> <i>Signo incorrecto</i>
iii.	C	0,73	0,93	
	D(DJCI)	1,68	0,00	
	ERROR(-1)	-0,17	0,00**	<i>Significativo</i> <i>Signo correcto</i>
iv.	C	-1,8	0,82	
	D(LMCADY)	0,07	0,00	
	ERROR(-1)	-0,07	0,16	<i>No Significativo</i> <i>Signo correcto</i>
v.	C	-64,86	0,38	
	D(LMCADY)	0,12	0,00	
	ERROR(-1)	-0,25	0,00*	<i>Significativo</i> <i>Signo correcto</i>

Nota. Los símbolos *, **, *** indican que se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de nivel de significancia respectivamente.

Elaboración propia, 2021.

3.2.2 Segunda etapa: estimación de la eficiencia de mercado

Cointegración multivectorial: especificaciones de la primera etapa

En una primera aproximación, se buscó corroborar la hipótesis de esta investigación con base en las especificaciones estimadas en la primera etapa, ya que las variables estimadas en esa etapa tienen un respaldo teórico que sustenta la transmisión de sus efectos a las cotizaciones bursátiles. Para ello se aplicó un enfoque de cointegración multivectorial, a fin de determinar la existencia de alguna relación estable de largo plazo, permitiendo afirmar que las cotizaciones en la BVL reflejan la información pública disponible y relevante.

Y se aplicó la prueba de la traza para determinar el número de vectores de cointegración, considerando el factor de corrección planteado por Johansen (2002) para muestras de tamaño reducido. Como se dijo antes, dicho factor divide el estadístico de la traza y así se obtiene un estadístico corregido para la muestra reducida, lo que evita el sobrerrechazo de las hipótesis planteadas. Estas hipótesis se interpretan de manera secuencial; es decir, apenas una de ellas se cumpla, las posteriores también lo harán. Las respectivas hipótesis nulas se aceptarán en la medida en que el estadístico corregido estimado sea mayor que el estadístico crítico, este último calculado en función del número de variables de cada especificación. En caso la prueba de la traza corregida corroborase la existencia de algún vector de cointegración, se estimaría el MCE.

Pero los resultados de la prueba de la traza en la tabla 6 muestran que no se evidencian vectores de cointegración, lo que implica que la hipótesis de esta investigación es rechazada con esta primera aproximación, al indicar que el mercado bursátil peruano es ineficiente porque sus cotizaciones no reflejan la información pública disponible y relevante.

La ineficiencia de dicho mercado proviene de su estructura e iliquidez. En efecto, la alta concentración de la capitalización bursátil en pocos emisores (como las AFP, por ejemplo) genera una sobre-reacción en las cotizaciones ante decisiones particulares de esos *big players* (Chávez, Chicana, & Cuba, 2019). Y la iliquidez del mercado bursátil peruano se manifiesta en su ratio de rotación de acciones, que es bajo comparado con los de sus pares latinoamericanos: 2,3% el año 2019, frente al 6,9% en Colombia y el 21% en Chile. Esta iliquidez relativa impide que las cotizaciones se ajusten eficientemente ante cambios en las variables públicas relevantes.

Tabla 6
Cointegración multivectorial: pruebas de la traza

Especificación índice general				
N.º de vectores de cointegración	Valor propio	Estadístico traza	Estadístico corregido	Valor crítico (0,05)
Ninguno	0,38	70,05	60,11	69,82
A lo sumo 1	0,28	40,65	34,75	47,86
A lo sumo 2	0,21	20,31	18,86	29,80
A lo sumo 3	0,09	5,57	5,28	15,49
A lo sumo 4	0,00	0,00	0,00	3,84
Especificación índice financiero				
Ninguno	0,33	44,76	38,41	47,86
A lo sumo 1	0,09	13,47	11,51	29,80
A lo sumo 2	0,06	5,78	5,37	15,49
A lo sumo 3	0,02	1,19	1,13	3,84
Especificación índice industrial				
Ninguno	0,31	74,91	64,27	69,82
A lo sumo 1	0,23	46,23	39,52	47,86
A lo sumo 2	0,16	26,08	24,22	29,80
A lo sumo 3	0,10	12,54	11,89	15,49
A lo sumo 4	0,06	4,44	4,21	3,84
Especificación índice minero				
Ninguno	0,34	70,80	60,75	69,82
A lo sumo 1	0,27	45,35	38,76	47,86
A lo sumo 2	0,24	25,68	23,85	29,80
A lo sumo 3	0,13	8,85	8,39	15,49
A lo sumo 4	0,00	0,03	0,03	3,84

Elaboración propia, 2021.

Cointegración multivectorial: variable fundamental y expectativas

Dado lo anterior, se hizo una aproximación adicional, buscando corroborar la existencia de una relación de largo plazo entre las cotizaciones y la variable fundamental principal y las expectativas del entorno; especificada como sigue:

$$\text{Índice}_i \Rightarrow \text{Utilidades por acción y Expectativas PBI}$$

Esta especificación alternativa modela la relación de largo plazo y el correspondiente mecanismo de ajuste para capturar desvíos intrínsecos y racionales respecto del valor fundamental de equilibrio. Sin embargo, es pre-

ciso mencionar que la existencia de la relación de equilibrio bajo este modelo alternativo no permitirá extraer conclusiones sobre la eficiencia de mercado, porque las dos variables que utiliza no son las únicas «relevantes» ni teórica ni empíricamente.

Sin mengua de lo anterior, cuando esta alternativa sí evidenció algún vector de cointegración, se estimaron las respectivas funciones impulso-respuesta. Porque estas funciones son informativas empíricamente para modelar, o bien el proceso de convergencia a la relación de largo plazo en caso los coeficientes de ajuste sean significativos y de signo correcto (negativo) según el modelo MCE; o bien la reacción de las cotizaciones ante *shocks* inesperados de las variables planteadas en caso los coeficientes de ajuste sean no significativos o de signo incorrecto.

La tabla 7 presenta los resultados de la estimación alternativa con expectativas, incluyendo los resultados de la corrección por tamaño de muestra. Para el caso de la especificación del índice general, se evidencia un solo vector de cointegración; es decir, se demuestra la existencia de la siguiente relación lineal, donde $CointEq1$ es una variable estacionaria y $\beta = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2]$ es el vector de cointegración hallado:

$$CointEq1 = \beta_0 \text{índice general} + \beta_1 \text{utilidades por acción} + \beta_2 \text{expectativas PBI}$$

Al estimar el MCE para esa especificación del índice general, esperando que las variables del vector de cointegración tengan coeficientes de ajuste a la relación de largo plazo significativos y con signos correctos (negativos), se halló para las utilidades por acción un coeficiente significativo, pero con un valor bajo (0,002) que no da certeza sobre su ajuste a la relación de largo plazo.

Para los casos de los índices financiero e industrial, también se hallaron por lo menos un vector de cointegración y coeficientes significativos, pero con signos incorrectos según el MCE. Por último, para el caso del índice minero no se obtuvo un vector de cointegración.

En suma, los resultados obtenidos en esta segunda etapa permiten afirmar que ninguno de los índices bursátiles analizados refleja eficientemente la información guía de la relación en el largo plazo entre la variable fundamental principal –utilidades por acciones (EPS)– y las expectativas sobre la economía. Esto se evidencia tanto en coeficientes de ajuste bajos (cerca de 0) que indican una lenta convergencia hacia el valor de equilibrio, contraria a la hipótesis de mercados eficientes; como en los incorrectos signos de ajuste a la relación de equilibrio.

Tabla 7
Cointegración multivectorial con expectativas: prueba de la traza y modelo de corrección de errores

Índice general				
N.º de vectores de cointegración	Valor propio	Estadístico traza	Estadístico corregido	Valor crítico (0,05)
Ninguno	0,21	35,48	30,44	29,80
A lo sumo 1*	0,07	8,62	7,36	15,49
A lo sumo 2*	0,04	2,86	2,66	3,84
MCE		D(GENERAL)	D(EPS)	D(EX_PBI)
CointEq1		-0,049 [-1,47]	0,002 [2,55]	0,000 [1,69]
Índice financiero				
Ninguno	0,30	34,82	29,88	29,80
A lo sumo 1*	0,06	5,11	4,36	15,49
A lo sumo 2*	0,00	0,24	0,22	3,84
MCE		D(FINANCIERO)	D(EPS)	D(EX_PBI)
CointEq1		-0,016 [-0,55]	0,056 [4,15]	0,000 [1,85]
Índice industrial				
Ninguno	0,21	34,92	29,96	29,80
A lo sumo 1*	0,14	16,37	13,99	15,49
A lo sumo 2*	0,05	4,13	3,83	3,84
MCE		D(INDUSTRIAL)	D(EPS)	D(EX_PBI)
CointEq1		-0,011 [-1,04]	0,002 [4,17]	0,000 [1,02]
Índice minero				
Ninguno*	0,11	22,31	19,14	29,80
A lo sumo 1*	0,10	12,86	10,99	15,49
A lo sumo 2*	0,06	4,69	4,35	3,84

Nota. El símbolo * indica que se rechaza la hipótesis nula al 1% de nivel de significancia.
Elaboración propia, 2021.

Ambas evidencias se deben a la iliquidez del mercado bursátil peruano. En un mercado líquido se transan activos financieros cercanos a sus valores

fundamentales, de modo que las cotizaciones estén en consonancia con los fundamentos. Dicha iliquidez proviene del tamaño reducido del mercado (primario y secundario), de la baja cantidad de empresas listadas y de acciones disponibles para ser negociadas (*free float*), y de la poca profundidad de un mercado muy concentrado en algunos inversionistas. Todo lo cual denota un mercado de competencia imperfecta.

3.2.3 *Análisis de funciones de impulso-respuesta*

El análisis de funciones impulso-respuesta permite modelar la reacción de las cotizaciones bursátiles ante cambios en las utilidades por acción y expectativas del PBI. El uso de estas dos variables se explica por la antes detectada existencia de cuando menos un vector de cointegración entre ambas variables para los índices general, industrial y financiero (tabla 7). Dichas funciones evidenciarán la temporalidad de las respuestas y el proceso de convergencia de las mencionadas variables, analizadas diferenciadamente debido a que se requiere un modelo de vectores autorregresivos estacionario y libre de autocorrelación (utilizando criterios de información Akaike y Schwarz para los rezagos).

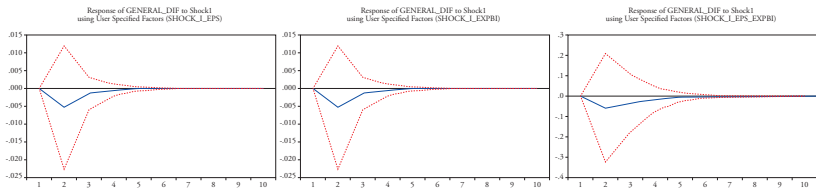
Es preciso aclarar que esa convergencia no implica el ajuste a la relación de largo plazo, pues este último ha sido modelado por los coeficientes del MCE mostrados en la tabla 7 y cuyos resultados negando la existencia de un ajuste eficiente ya fueron discutidos arriba.

En vista de lo cual, las siguientes funciones impulso-respuesta simplemente evidenciarán la reacción y relación dinámica de la variable analizada en el tiempo ante los distintos *shocks* planteados. Específicamente, se analizó el impacto de tres choques: dos choques individuales, uno sobre la variable principal (utilidades por acción o EPS) solamente; otro sobre la variable expectativas de PBI solamente; y un choque afectando ambas variables conjuntamente.

La conclusión gráfica más relevante (figura 1), por encima de la temporalidad y convergencia de los choques, es la amplitud de los intervalos de confianza dada la elevada desviación estándar generada por los choques. Gráficamente, se evidencia una reacción negativa de las cotizaciones del índice general ante choques sobre las variables utilidades por acción y expectativas del PBI. Sin embargo, considerando los intervalos de confianza, se evidencia que las reacciones podrían ser tanto positivas como negativas, aun cuando teóricamente debería esperarse un efecto positivo. Este aspecto es un indicativo relevante, pues sugiere que existen «otros factores», adicionales a las variables planteadas, que afectan las cotizaciones. Estos factores exógenos no son de índole fundamental, intrínseca o macroeconómica.

Figura 1
Choques y funciones impulso-respuesta

Unidades en desviaciones estándar	Vector de choques		
<i>Shock</i>	Índice general	EPS	Ex_PBI
I_EPS	0	1	0
I_EXPBI	0	0	1
I_EPS_EXPBI	0	1	1



Elaboración propia, 2021.

Otro alcance relevante brindado por las funciones impulso-respuesta, que también reafirma la ineficiencia de mercado analizada con la cointegración multivectorial, es el momento en que las cotizaciones reaccionan a los *shocks*. El impacto de los choques planteados se manifiesta a partir del segundo período, lo cual permite afirmar que existen retrasos en la asimilación de información relevante para las utilidades por acción y expectativas. Este nuevo hallazgo reafirma la ineficiencia de mercado, pues en teoría la reacción debiera ser inmediata. Nuevamente, los hechos clave son la iliquidez y competencia imperfecta del mercado bursátil peruano.

También es importante analizar la amplitud de los intervalos de confianza, para evaluar la convergencia ante los choques planteados. La comparación de la amplitud del impacto de los *shocks* se observa gráficamente en la figura A.3.2, cuyos paneles A, B y C muestran que el efecto de un *shock* conjunto es mayor que la suma de los dos *shocks* individuales. Y, al comparar los efectos de los choques individuales (que gráficamente son parecidos), resulta que el *shock* de expectativas tiene efectos sobre los tres índices analizados algo mayores que los del *shock* de EPS, especialmente en el período 2, y le sigue un proceso de convergencia de variables más pronunciado que el observado tras el otro *shock* individual.

Por último, los paneles C, D y E evidencian que, ante *shocks* individuales de utilidades por acción o de expectativas sobre la economía, el índice general reacciona en mayor medida que los índices sectoriales. Mientras que, para *shocks* conjuntos, el índice industrial presenta una mayor reacción.

4. Conclusiones y recomendaciones

La presente investigación buscó corroborar el cumplimiento de la hipótesis de eficiencia de mercado semifuerte. Pero la rigurosa metodología econométrica empleada brindó sólidos indicios sobre la ineficiencia del mercado bursátil peruano, y detectó que las cotizaciones bursátiles analizadas son influenciadas por factores no fundamentales de índole no intrínseca ni macroeconómica. Por lo cual, los resultados de la metodología utilizada invalidan dicha hipótesis.

En efecto, el análisis de las variables evidenció la no normalidad en la distribución de los retornos e indicadores ponderados de utilidades por acción, y sus grados de asimetría y curtosis. Por ello, se testearon las relaciones de causalidad para identificar las variables públicas relevantes en la determinación de las cotizaciones en la BVL, a fin de obtener las especificaciones más precisas posibles del modelo por estimar, el cual fue estimado con un enfoque de cointegración multivectorial, previa verificación de los grados de cointegración entre las variables.

Los resultados de la estimación multivectorial de cointegración rechazan la hipótesis de esta investigación, porque no encuentran una relación de largo plazo entre las variables de las relaciones causales testeadas, indicando así que los índices bursátiles analizados no reflejan eficientemente la información pública relevante. Más indicios de la ineficiencia del mercado bursátil peruano se obtuvieron al estimar la especificación que incluye la variable fundamental (utilidades por acción) y las expectativas sobre la actividad económica (PBI), porque, si bien con esta sí se evidencian relaciones de equilibrio de largo plazo (salvo para el índice minero), los coeficientes no garantizan el ajuste a ellas debido a que no tienen el signo correcto y son muy bajos (cerca de 0).

En vista de ello, mediante funciones impulso-respuesta aplicadas a las especificaciones con por lo menos un vector de cointegración, se analizó la reacción de los índices bursátiles ante *shocks* individuales o conjuntos a las variables utilidades por acción y expectativas de PBI. Este análisis evidenció: (i) que la reacción ocurre con un período de retraso en todos los casos, reveladora de demoras en la asimilación de la información relevante; (ii) una marcada amplitud en los intervalos de confianza, implicando que ambos tipos de choques puedan afectar positiva o negativamente las cotizaciones, al influjo de otras variables o factores exógenos al mercado que generan divergencias en la dirección de los efectos; y (iii) que los *shocks* a ambas variables conjuntamente tienen un impacto mayor que la suma de los *shocks* individuales (a una sola variable), en señal de una retroalimentación o sobrerreacción de las cotizaciones ante *shocks* conjuntos.

La ineficiencia del mercado bursátil peruano resulta principalmente de su iliquidez y estructura. La baja liquidez se evidencia en el bajo ratio de rotación de acciones en dicho mercado peruano, por comparación con los de sus pares latinoamericanos. Y su estructura muy concentrada y poco profunda genera que sus cotizaciones reflejen las estrategias de algunos inversionistas en mayor medida que las variables fundamentales relevantes.

Las medidas de política para mejorar el nivel de eficiencia de ese mercado deben orientarse entonces a aumentar su liquidez y reducir su concentración en pocos inversionistas. Una medida que podría propiciar la participación de más agentes en pro de una mayor profundidad y dinamismo de tal mercado consiste en incrementar el atractivo de ahorro e inversión y rentabilidad bursátil; para lo cual se debería evaluar si los impuestos a las ganancias de capital establecidos desde el año 2010 desincentivan la entrada de nuevos inversionistas. Otra medida, complementaria a la anterior, consiste en propiciar la ampliación de la base de inversionistas minoritarios; para lo cual convendría asimilar las experiencias de Chile y Canadá en la publicación periódica, por parte del regulador, de las transacciones de compra y venta de acciones entre partes vinculadas, a fin de mejorar la transparencia del mercado y proteger a los inversionistas minoritarios (evitando la dilución de las tenencias).

Finalmente, se sugiere que futuras investigaciones modelen y comprueben empíricamente las causas o determinantes de la mencionada iliquidez. También se sugiere investigar si existe un efecto manada (*herding effect*) en el mercado bursátil peruano, dada su alta concentración y poca profundidad.

Referencias

- Blanchard, O., & Watson, M. (1982). *Bubbles, rational expectations and financial markets*. NBER Working Paper w0945. <https://www.nber.org/papers/w0945>
- Chávez, D., Chicana, D., & Cuba, W. (2019). Diagnóstico y propuestas para el desarrollo del mercado de capitales peruano. *Revista Moneda*, 181, 10-16. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Publicaciones/.../moneda-181-02.pdf>
- Craine, R. (1993). Rational bubbles: A test. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(5-6), 829-846. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(93\)90017-M](https://doi.org/10.1016/0165-1889(93)90017-M)
- Delgado, L., & Humala, A. (1997). El mercado bursátil peruano y la hipótesis de mercado eficiente. *Revista Estudios Económicos*, 1, 73-92. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Publicaciones/.../Estudios-Economicos-1-4.pdf>
- Diba, B., & Grossman, H. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices? *American Economic Review*, 78(3), 520-530. <https://www.jstor.org/stable/1809149>
- Dolado, J., Jenkinson, T., & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economics Surveys*, 4(3), 249-273. doi:10.1111/j.1467-6419.1990.tb00088.x

- Enders, W. (2008). Cointegration and error-correction models. En W. Enders. *Applied econometric time series* (cap. 6, pp. 343-405). John Wiley & Sons Inc. <http://pzs.dstu.dp.ua/DataMining/times/bibl/Enders.pdf>
- Fama, E. (1969). Capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. doi:10.2307/2325486
- Fama, E. (1991). Efficient capital markets. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. doi:10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x
- Froot, K., & Obstfeld, M. (1989). *Intrinsic bubbles: The case of stock prices*. NBER Working Paper 3091. <https://www.nber.org/papers/w3091>
- Fu, R., & Pagani, M. (2012). On the cointegration of international stock indices. *Journal of Economics and Finance*, 36(2), 463-480. doi:10.1007/s12197-010-9136-9
- Grossman, S., & Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70(3), 393-408. <https://www.jstor.org/stable/1805228>
- Gurkaynak, R. (2008). Econometrics tests of asset price bubbles: Taking stock. *Journal of Economics Surveys*, 22(1), 166-186. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00530.x
- Johansen, S. (2002). A small sample correction for the test of cointegrating rank in the vector autoregressive model. *Econometrica*, 70(5), 1929-1961. doi:10.1111/1468-0262.00358
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *The Review of Financial Studies*, 1(4), 403-425. doi:10.1093/rfs/1.4.403
- Lau, L. (2005). Assessing pre-crisis fundamentals in selected Asian stock markets. *The Singapore Economic Review*, 50(2), 175-196. doi:10.1142/S0217590805001962
- Malkiel, B. (1989). Efficient market hypothesis. En J. Eatwell, M. Milgate & P. Newman (Eds.). *Finance* (pp. 127-134). Palgrave Macmillan. doi:10.1007/978-1-349-20213-3_13
- Ohlson, J., & Juettner-Nauroth, B. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies*, 10, 349-365. doi:10.1007/s11142-005-1535-3
- Phillips, P., & Outlaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. doi:10.2307/2938339
- Roberts, H. (1967). *Statistical versus clinical prediction of the stock market*. Center for Research in Security Prices. University of Chicago. <https://www.scienceopen.com/document>
- Sánchez, A. (2013). Eficiencia del mercado bursátil peruano y efectos del crecimiento económico sobre el financiamiento del sector privado. Período 2002-2012. En *Encuentro de Economistas 2013*. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Proyeccion-Institucional/.../ee-2013-sanchez.pdf>
- Sarmiento, P., Duarte, B., & Mascareñas, J. (2014). Análisis de causalidad entre mercados bursátiles latinoamericanos y el Standard & Poor's 500. *Revista de Ciencias Sociales*, 20(2), 241-253. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28031815004>

- Scheinkman, J., & Xiong, W. (2003). Overconfidence and speculative bubbles. *Journal of Political Economy*, 111(6), 1193-1220. doi:10.1086/378531
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. doi:10.1016/0304-4076(94)01616-8
- West, K. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 553-580. doi:10.2307/1884217
- Winkelried, D., & Iberico, L. A. (2017). Calendar effects in Latin American stock markets. *Empirical Economics*, 54(3), 1215-1235. doi:10.1007/s00181-017-1257-y

Anexos

Anexo 1 Investigaciones aplicadas utilizando cointegración

Autor	País	Índice	Dividendos	Tasa de interés	Crédito corporativo	Inflación	Tipo de cambio	Producción industrial	Oferta monetaria	Precio petróleo	U.S. 3-month T-bill
PAÍSES DE LA REGIÓN											
Bergoing <i>et al.</i> (2002)	Chile	IPSA	✓	✓	✓						
Existencia de relación de largo plazo en el mercado bursátil. Mediante funciones impulso-respuesta y la velocidad de ajuste del modelo de corrección de errores, demuestran la persistencia de choques.											
Abrugi (2008)	Argentina, Brasil, Chile y México	-		✓			✓	✓	✓		✓
Variables globales tienen una mayor significancia y mejor ajuste que variables locales macroeconómicas.											
OTRAS LATITUDES											
Cooper <i>et al.</i> (2004)	Singapur	ALL-S Equities				✓	✓		✓	✓	✓
Ibrahim (1999)	Malasia	KLSE index		✓			✓	✓	✓	✓	✓
Lu <i>et al.</i> (2001)	Turquía	ISE	✓				✓		✓		

Elaboración propia, 2021.

Anexo 2

Variables planteadas

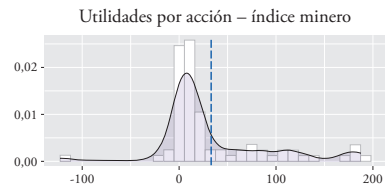
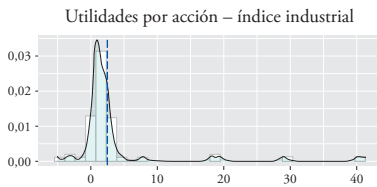
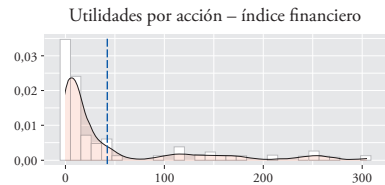
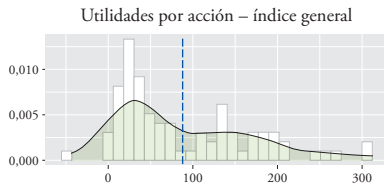
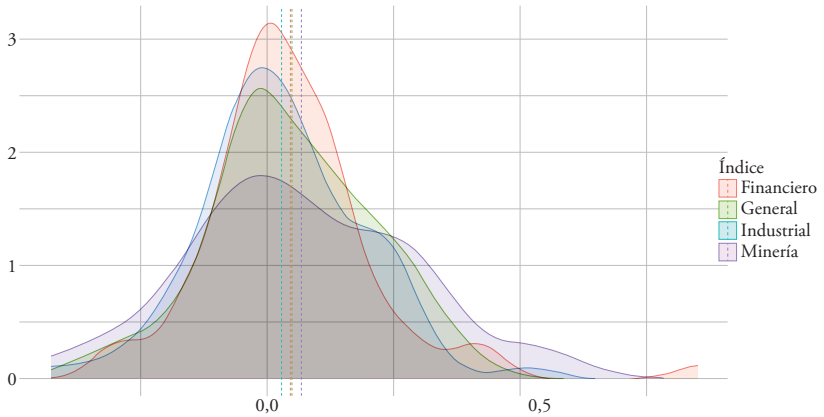
Variable	Signo	Relación teórica
Oferta de dinero (M2: serie de liquidez total BCRP)	+	<p>Se presentan dos mecanismos de transmisión para el caso peruano. En primer lugar, la Q de Tobin sostiene que incrementos en la cantidad de dinero generan un efecto de portafolio sobre agentes económicos. El excedente en la oferta monetaria lleva a un incremento en la demanda de activos financieros, generando así incrementos en valorizaciones.</p> <p>El segundo canal es el tradicional de la tasa de interés: un incremento en la cantidad de dinero reduce la tasa de interés nominal y, dada la rigidez de precios, reduce la tasa de interés real. El efecto se traslada al mercado interbancario reduciendo el costo de financiamiento. Ello genera mejores expectativas y, como consecuencia, mayores cotizaciones.</p>
Inflación, sin alimentos ni energía	-	<p>Movimientos del nivel de inflación por fuera del rango meta del BCRP generarán políticas de estabilización monetaria, cuyo instrumento de política es la tasa de referencia. Por tanto, un incremento de la inflación (producto de choques de mediano y largo plazo) será respondido por el BCRP con una política monetaria contractiva, elevando la tasa de interés de referencia. Mediante la transmisión al mercado interbancario, se elevarán los costos de financiamiento, reduciendo las expectativas de rentabilidad de las empresas y generando entonces una menor cotización bursátil.</p>
Tipo de cambio	+	<p>Apreciaciones del tipo de cambio local atraerán capitales extranjeros y mayores flujos de efectivo a consecuencia del efecto en las exportaciones. La dolarización de la economía también contribuye al efecto.</p>
DJCI y precio cobre	+	<p>Relación rentabilidad y expectativas.</p>

Elaboración propia, 2021.

Anexo 3

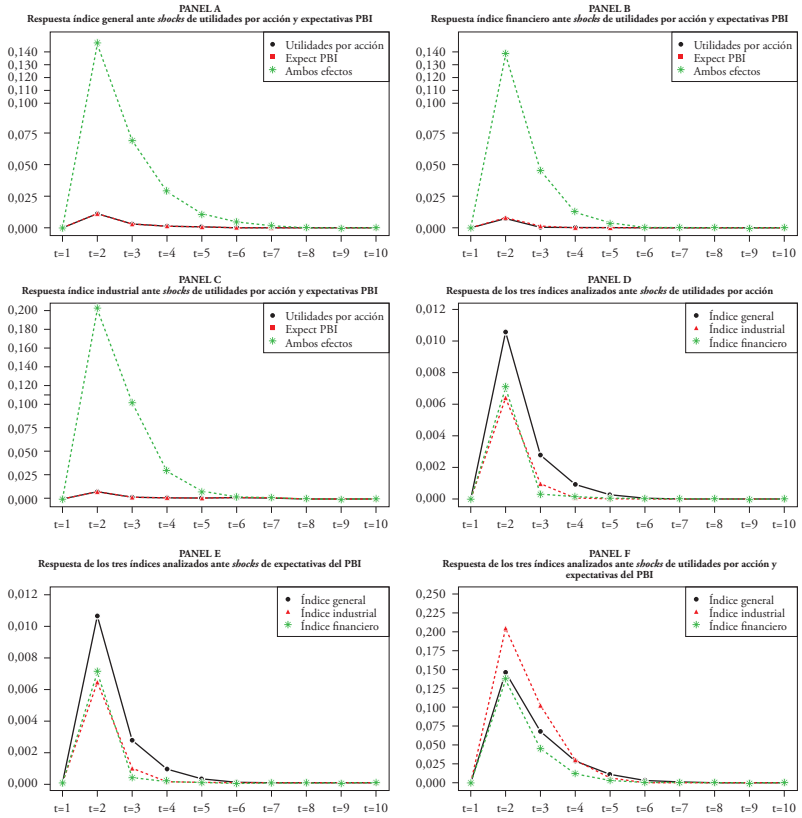
Figuras

Figura A.3.1
Distribuciones de retornos y utilidades por acción ponderadas



Elaboración propia, 2021

Figura A.3.2
Comparación de intervalos de confianza – funciones impulso-respuesta



Elaboración propia, 2021.