

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



Modelo multifactorial APT para analizar el impacto de factores macroeconómicos en el rendimiento de portafolios de acciones representativos de las bolsas MILA durante el periodo 2002-2022.

Trabajo de investigación para obtener el grado académico de Bachiller en Ciencias Sociales con mención en Finanzas presentado por:

Canales Pérez, José Luis

Asesor:

Collazos Tamariz, Paul Larú

Lima, 2022

RESUMEN

En respuesta a los esfuerzos de integración de los mercados MILA, se hace importante conocer hasta qué punto es factible la convergencia a largo plazo. Una mayor divergencia ante estímulos macroeconómicos supone retos a asumir en la integración de las bolsas y la coordinación en materia monetaria y fiscal. El conocimiento del impacto de factores macroeconómicos en las bolsas MILA y su significancia, pueden contribuir a la predictibilidad de sus activos. Los antecedentes empíricos apuntan a que variables macroeconómicas como el rendimiento del mercado, la tasa de interés, la depreciación cambiaria, la cotización internacional del cobre y crudo, y los niveles de producción, influyen en los rendimientos bursátiles. En base a esto, la presente investigación emplea el modelo multifactorial APT para medir su impacto, y qué semejanzas y diferencias se pueden encontrar en el MILA. La hipótesis a analizar plantea si las variables influyen de manera similar en las bolsas integrantes, efectuando este análisis mediante la realización de modelos de mínimos cuadrados ordinarios en cada caso. En función de los resultados obtenidos se concluyó que los retornos del mercado MILA están influenciados por variables macroeconómicas, en especial el tipo de cambio, que fue significativo para los cuatro mercados. Asimismo, las diferencias en los productos de exportación preponderantes aperturan posibilidades de diversificación. Para un inversionista, el invertir en un portafolio común que incorpore acciones tanto de los mercados andinos como México le aportará una menor dependencia y comovimiento respecto a la inversión en un solo mercado.

Palabras clave: mercado integrado latinoamericano, diversificación, mercado financiero, modelo apt.

ÍNDICE DE CONTENIDOS:

1. INTRODUCCIÓN.....	1
2. LITERATURA.....	2
2.1. Marco teórico	2
2.2. Marco empírico	5
3. HECHOS ESTILIZADOS.....	8
4. METODOLOGÍA Y DATOS.....	12
4.1. Hipótesis de trabajo.....	12
4.2. Modelo APT.....	12
5. ANÁLISIS DE RESULTADOS EMPÍRICOS.....	13
5.1. Estimación de los coeficientes betas.....	13
5.2. Contraste de resultados con antecedentes empíricos.....	15
6. CONCLUSIONES.....	17
7. BIBLIOGRAFÍA.....	19
8. ANEXOS.....	21



ÍNDICE DE FIGURAS

1. FIGURA 1. Literatura teórica.....	2
2. FIGURA 2. Literatura empírica.....	5
3. FIGURA 3. Portafolios representativos de bolsas MILA.....	8
4. FIGURA 4. Distribución del portafolio representativo de la BVL.....	8
5. FIGURA 5. Distribución del portafolio representativo de la BCS	9
6. FIGURA 6. Distribución del portafolio representativo de la BVC	10
7. FIGURA 7. Distribución del portafolio representativo de la BMV	10
8. FIGURA 8. Coeficientes de estimación MCO.....	13



1. INTRODUCCIÓN

En la presente investigación se busca conocer el impacto de factores macroeconómicos en el rendimiento de los activos de las bolsas MILA, enfocándose en el periodo comprendido entre 2001-2021. Para tal fin, se emplea el modelo de fijación de precios de arbitraje APT, buscando establecer una combinación lineal de factores esperados exógenos que expliquen el rendimiento de las bolsas MILA con un nivel de significancia estadística comprobada.

Se recurre a antecedentes en la literatura teórica, con trabajos como los de Ross(1976), Stiglitz(1980), Bernard(1987) y Fama & French(1993), en los que se plantean fundamentos de los modelos de valorización de activos, se cuestionan supuestos fundamentales como la eficiencia del mercado, y se describen herramientas matemáticas para la comprensión de las implicancias del equilibrio financiero en mercados completos, con activos que presentan un precio único de equilibrio, sin posibilidad de ganancias por arbitraje. A su vez, se analizan las herramientas para el manejo de hipótesis estadísticas en tópicos de regresión lineal. Por otro lado, en base a literatura empírica fue posible sustentar aquellos factores macroeconómicos empleados en el análisis estadístico dada la evidencia de respaldo previa en cuanto a su significancia como variables explicativas del rendimiento de los mercados bursátiles.

En respuesta a los esfuerzos de integración de los mercados MILA en la última década, se hace importante conocer hasta qué punto es factible la convergencia a largo plazo entre las bolsas integrantes. De encontrarse una mayor divergencia ante estímulos macroeconómicos, esto supone mayores retos a asumir en la integración de las bolsas, y en la búsqueda de convergencia respecto a los precios, costos de transacción y la coordinación en materia monetaria y fiscal. Como también, conocer el impacto de factores macroeconómicos en las bolsas y sus niveles de significancia, pueden contribuir al entendimiento de que esperar a futuro para los activos de cada mercado y contribuir a la predictibilidad, factor importante para la atracción de inversionistas al bloque regional y el fomento de una mayor competitividad interna.

Entre las preguntas a responder en la investigación, se incluyen las siguientes:
¿Usando el modelo multifactorial APT es posible medir el impacto en las bolsas de factores macro como el rendimiento del mercado MILA, la tasa de interés, la depreciación cambiaria, los precios del cobre y el crudo y los niveles de producción?
¿Qué semejanzas y diferencias se pueden encontrar respecto al impacto y los niveles de representatividad de los factores analizados para cada mercado MILA integrante?

Para responder a las interrogantes planteadas, se buscó respuestas en la estimación de los coeficientes betas y su significancia. El análisis comparativo de los resultados para las bolsas de cada país analizado, brindará un mayor entendimiento de los mercados MILA y la viabilidad de los esfuerzos de integración emprendidos.

2. LITERATURA

2.1. MARCO TEÓRICO

A continuación, en el cuadro 2.1 se muestra la literatura abordada en relación a los fundamentos teóricos que subyacen el modelo de investigación a desarrollar y las herramientas matemáticas para el análisis de series de tiempo:

Figura 1. Literatura teórica

Marco teórico	Autores	Año
The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing	Stephen A. Ross	1976
On the Impossibility of Informationally Efficient Markets	Sanford J. Grossman y Joseph E. Stiglitz	1980
Economic Forces and the Stock Market	Chen, Roll & Ross	1986
Testing Structural Strain Theories	Thomas J. Bernard	1987
Common risk factors in the returns on stocks and bonds	Fama & French	1993
The Efficient Market Hypothesis and Its Critics	Malkiel B.	2003

Fuente: Elaboración propia

En el artículo de investigación *“The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”* publicado en la revista *Journal of Economic Theory* por los economistas Richard Roll y Stephen A. Ross (1976), se explica cómo el rendimiento de un activo financiero puede explicarse por una combinación lineal de factores esperados y sistemáticos en función a variables macroeconómicas, como también, por factores no esperados o no sistemáticos que son diversificables.

A diferencia del modelo de valoración de activos CAPM, que centra su interés en el riesgo del portafolio de mercado para explicar el retorno de un activo, el modelo de fijación de precios de arbitraje APT alberga más factores de riesgo explicativos de la rentabilidad. A través del análisis de los coeficientes de estos factores en su relación lineal con los retornos esperados, es posible conocer la sensibilidad ante las variaciones de cada factor. De este modo, el modelo APT describe la siguiente relación:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i1} * R_{p1} + \beta_{i2} * R_{p2} + \dots + \beta_{ki} * R_{pi} + e$$

Donde $E(r_i)$ es el retorno del activo, r_f es la tasa libre de riesgo, β la sensibilidad de los factores analizados, e es el componente idiosincrático, y, finalmente, R_{pi} es la prima por riesgo de cada factor. En caso de ausencia de eventos inesperados al ajustarse la realidad a las expectativas de los inversionistas, los retornos esperados en cada factor y en el componente idiosincrático presentarían un valor de cero. Por lo tanto, $E(R_{pi})=E(e)=0$ (No correlacionados).

Para que se cumpla el modelo APT, es necesario que se cumplan requisitos previos como el cumplimiento de la condición de no arbitraje para mercados competitivos que especifica que dos activos con similares características y niveles de riesgos, deben valer el mismo precio. En mercados eficientes, con libre comercio, sin costos de transacción, con competidores precio aceptantes y una transferencia completa y simétrica de información, cualquier disparidad en los precios de dos activos semejantes, u oportunidad de arbitraje, se eliminará al alcanzar el equilibrio de mercado. Sin embargo, la hipótesis de eficiencia del mercado en finanzas ha recibido cuestionamientos respecto a la factibilidad de supuestos como la eficiencia informacional y el que los precios sean la mejor representación de los valores fundamentales. En el artículo *“On the Impossibility of Informationally Efficient Markets”* publicado por Sanford J. Grossman y Joseph E. Stiglitz (1980), se discute como en aquellos mercados eficientes e informacionalmente perfectos, predominará una falta de incentivos para adquirir información, dado que brindará un beneficio nulo a los agentes del mercado ejecutar sus transacciones. Sin posibilidades de vencer al mercado, con precios que reflejan toda la información disponible, no sería necesario asumir los gastos de recopilación de información y, por lo tanto, los inversionistas activos saldrían del mercado y este colapsaría. De este modo, no sería posible alcanzar una eficiencia perfecta en los mercados financieros. Tanto los inversionistas activos como los pasivos se requieren unos a otros, siendo necesaria la inversión activa para mover los precios cerca de su valor intrínseco asumiendo ineficiencias en el mercado, y la inversión pasiva para evitar una excesiva volatilidad.

A pesar de los cuestionamientos a la hipótesis de eficiencia de mercado que subyace a los modelos teóricos de valorización, también se ha argumentado respecto a su vigencia en artículos como *“The Efficient Market Hypothesis and Its Critics”* de Burton G. Malkiel (2003). Primeramente, se diferencia entre la eficiencia de mercado y la perfecta fijación de precios, la cual no se llega a dar en un corto plazo dado la existencia de errores de valorización que los inversionistas no pueden conocer. Si bien en un corto plazo, pueden darse patrones o irracionalidades en los precios de activos individuales en el mercado, como aquellas reacciones exageradas de los inversionistas a algunos eventos y sus reacciones insuficientes a otros estudiadas por las finanzas conductuales, estas han demostrado no perdurar en el tiempo y los inversionistas no podrán obtener retornos extraordinarios consistentes. Toda anomalía particular en los precios que viole los supuestos de eficiencia, perderá su

capacidad predictiva al ser descubierta y no lograra alcanzar ser cierta en un análisis de largo plazo.

En relación a la capacidad predictiva a partir de los retornos de los factores analizados en el modelo APT, el economista Thomas J. Bernard (1987) en "Testing Structural Strain Theories" plantea como un análisis de factores agregados pueden llevar a conclusiones distintas respecto al análisis de un activo individualmente, cuestionando la naturaleza de los test de validación empírica. Como ejemplo, se plantea el caso de la criminología desde la perspectiva de Merton, en las que si bien desde un punto de vista agregado, es posible explicar los índices de crimen en función de la frustración social por las condiciones de vida material, desde un punto de vista individual esto es insuficiente para predecir a un criminal. Hay muchas otras variables explicativas que influyen en cada modelo y sus resultados, debiendo considerar en el análisis de los retornos factores como la correlación, que de estar presente entre los retornos individuales indica una covarianza distinta de cero, y, debido a ello, los resultados distributivos presentados no son aplicables. Si bien el modelo APT asume una relación lineal entre cada factor y la rentabilidad, esto no se cumple necesariamente de haber correlación entre los factores.

Entre los principales complementos al modelo APT se encuentran los aportes de Chen, Roll & Ross (1986), y Fama & French (1993). En particular, en *Economic Forces and the Stock Market* (1986), se consideraron cinco factores representativos del rendimiento de los activos entre los que se encuentran la variación en la producción industrial, cambios en los niveles de inflación esperados y no esperados, el exceso en el retorno de bonos corporativos de largo plazo respecto a bonos gubernamentales de largo plazo y, el exceso en el retorno de bonos gubernamentales de largo plazo respecto a bonos gubernamentales de corto plazo. Estas variables presentaron un impacto en la tasa de ocupación, las políticas de la Reserva Federal, la magnitud de la prima de riesgo en el mercado y posibles inversiones en la curva de rendimiento, influyendo en los retornos del mercado. En especial, se encontraron significativos factores como los niveles de producción industrial, cambios en la prima de mercado e inversiones de la curva de rendimiento. Sin embargo, en *Common risk factors in the returns on stocks and bonds* (1993), se modificaron los factores representativos, concentrándose en el análisis del retorno en exceso del mercado ($R_m - R_f$), el tamaño (SMB) y el valor (HML), concluyendo que estos serían suficientemente explicativos para el modelo multifactorial respecto a recurrir a un modelo de cinco o más factores.

A pesar de las modificaciones efectuadas con el tiempo al modelo APT, subyacen siempre principios como la ley del precio único de equilibrio, el cual se alcanza al desaparecer las oportunidades de arbitraje y ser posible establecer una relación lineal entre el rendimiento de los activos y diversos factores explicativos. La aplicación del modelo, eventualmente, llevara mediante regresiones basadas en series de tiempo a la obtención del valor apropiado para los activos.

2.2. MARCO EMPÍRICO

En el cuadro 2.2 se muestra la literatura empírica relacionada a la aplicación del modelo APT y la significancia de factores macroeconómicos exógenos en los rendimientos bursátiles respectivos:

Figura 2. Literatura empírica

Variables macroeconómicas	Estudios previos
PBI	Chan, Chen y Hsieh (1985) Abedallat y Shabib (2012)
Tasa de interés	Erdin Altay(2003), Humpe and Macmillan (2007), Alam y Uddin (2009), R. Bissoon et al (2016)
Tipo de cambio	Kathleen Reese (1993) Assagaf et al (2019)
Inflación	Chan, Chen y Hsieh (1985), Kathleen Reese (1993), Erdin Altay(2003), Assagaf et al (2019)
Precio del oro	Kathleen Reese (1993)
Precio del cobre	Estrada y Osorio (2013)
Precio del petroleo	Jebran et al (2017) Joo y Park (2017)

Fuente: Elaboración propia

La racionalidad económica subyacente a la influencia del nivel de producción en los retornos de los activos indica que ante un crecimiento en el nivel de actividad económica, se dará un crecimiento en los niveles de precios y los retornos de las compañías se verán beneficiados ante una época de bonanza. Por ello, el mercado bursátil experimentaría un crecimiento por igual. En relación a la investigación empírica entre el producto bruto interno y su impacto en los retornos del mercado bursátil, Chan, Chen y Hsieh (1985) en su trabajo sobre la influencia de factores macroeconómicos en las rentabilidades de diversos activos, demostraron la significancia del factor producción y la idoneidad de los modelos multifactoriales. A su vez, Abedallat y Shabib (2012) estudiaron su impacto en el índice de la Bolsa de Valores de Amman, siendo una exógena para el período de datos 1990-2009. Se llegó a encontrar que la inversión y el nivel de producción mostraron ser estadísticamente significativos y se encontró una influencia en el movimiento del índice bursátil. Siendo los cambios en la inversión en particular un factor de alta importancia.

La tasa de interés, que constituye el costo del dinero, es una herramienta de política monetaria importante para controlar los niveles de inflación, la inversión y el empleo. Disminuir el costo del endeudamiento con descensos en la tasa de interés conduciría a un incremento de la inversión y los niveles de producción, favoreciendo el crecimiento de los retornos de los activos en el mercado bursátil. Respecto a este factor, se han encontrado diversos resultados. Para Erdin Altay(2003), se encontró una relación estadísticamente significativa con los activos del mercado bursátil alemán, sin embargo, no se obtuvieron resultados concluyentes para el caso turco. Alam y Uddin (2009) hallaron una relación negativa significativa del factor con los precios de las acciones de 15 países desarrollados y en desarrollo, para el periodo entre los años 1988 y 2003. Mientras tanto, Humpe y Macmillan (2007) concluyeron una correlación negativa entre los precios de las bolsas y la tasa de interés a largo plazo para los mercados de EE.UU y Japón. Finalmente, R. Bissoon et al. (2016) encontraron que la tasa de interés de la política monetaria fue un factor significativo durante el periodo de la crisis financiera del año 2008, en un estudio para mercados tanto desarrollados como emergentes.

Debido a que las variaciones en el mercado cambiario originan cambios en los costos que asumen las compañías para importar y los precios a los que exportan sus productos, una mayor incertidumbre respecto a futuras fluctuaciones puede derivar en mayores expectativas de movimientos no previstos en los precios de las acciones. Desde una perspectiva, la depreciación cambiaria abarata los costes de las exportaciones, favorece la competitividad de las compañías en el mercado internacional y un crecimiento en los precios. Al respecto, Kathleen Reese (1993) encontró que el riesgo cambiario fue un factor significativo en explicar los rendimientos de la Bolsa de Johannesburgo, mientras que Assagaf et al. (2019) concluye que para el mercado bursátil indonesio, un aumento del valor del tipo de cambio de moneda extranjera tendrá un impacto negativo al disminuir el precio de las acciones en la bolsa, sugiriendo mayores límites regulatorios a la exposición al riesgo cambiario. Esta correlación negativa podría explicarse a partir de la relación de reemplazo entre los mercados cambiarios y bursátiles, dado que constituyen mercados sustitutos para los inversionistas. En esta misma línea, a partir de la condición de paridad de capital descubierta (UEP) descrita en Hau y Rey (2006), es posible argumentar una correlación negativa entre el rendimiento de las acciones del mercado y la evolución del tipo de cambio. Dado que los inversionistas necesitan cubrir su exposición cambiaria cuando los rendimientos de un mercado foráneo superen los rendimientos locales, se debe recurrir a la venta de acciones extranjeras para reducir el riesgo cambiario. Las ventas efectuadas en moneda extranjera presentarán un impacto negativo en el tipo de cambio, produciendo una depreciación que se desarrollará paralelamente al crecimiento en el rendimientos de las acciones.

Con respecto a la inflación, es materia de debate qué efecto potencial podría presentar en los mercados bursátiles. Por un lado, se argumenta que un crecimiento en los niveles de precios incrementa el retorno esperado por los inversionistas,

dándose una relación positiva. Sin embargo, se ha encontrado a su vez evidencias de una relación negativa que podría deberse a la pérdida del poder adquisitivo y el crecimiento del costo de endeudamiento de las compañías. La evidencia empírica sugiere resultados contradictorios. En primer lugar, en Chan, Chen y Hsieh (1985) se encuentra una correlación positiva, en Kathleen Reese (1993) se concluye que para la Bolsa de Johannesburgo se da un efecto positivo y significativo, en particular para el portafolio de acciones pertenecientes al sector industrial. De igual manera en Assagaf et al. (2019), se encuentra que para el mercado bursátil indonesio se cumple que la inflación impulsó un crecimiento en los precios de la compañía. Sin embargo, en Erdin Altay(2003), la inflación no resultó ser un factor estadísticamente significativo respecto al rendimiento de la bolsa turca.

Los cambios en los precios de metales preciosos como el oro y el cobre presentan un impacto en los ingresos y la cotización de las acciones, en particular de los sectores mineros e industriales. Esto es más pronunciado en aquellos mercados en los cuales las compañías mineras representan un mayor porcentaje de la capitalización bursátil total. Para el caso sudafricano, país líder en la exportación de oro y diversos metales preciosos, Kathleen Reese (1993) encuentra un impacto positivo y estadísticamente significativo en el retorno de los activos de compañías de diversos sectores, tanto en los sectores mineros como en el resto de la economía que se ve influida mediante los estímulos de creación de demanda que trae consigo los crecimientos en las ventas y la atracción de capital extranjero. Con respecto al cobre, mercados bursátiles como la Bolsa de Valores de Lima se ven fuertemente influidos por sus niveles de cotización. Según Estrada y Osorio (2013), las variables estructurales del mercado del cobre representan el 30% de la variabilidad de los retornos del mercado accionario peruano, validando la explicación tradicional de que un mayor rendimiento de los índices bursátiles peruanos se relaciona a un incremento en la cotización del cobre para los casos de shocks de demanda. Otros metales como el zinc no mostraron alcanzar el mismo nivel de relevancia para el caso de la BVL.

El petróleo y las fluctuaciones en sus precios cumple un rol crucial en diversos cambios macroeconómicos que podrían terminar impactando en los retornos de las bolsas. Al respecto, Joo y Park (2017) encontraron evidencia que para los rendimientos de los mercados bursátiles de EE. UU., Japón, Corea del Sur y Hong Kong, incrementos en el precio del petróleo presentaron un impacto negativo y estadísticamente significativo para determinados subperíodos comprendidos entre los años 1996 y 2015. De igual manera, en Jebran et al. (2017) concluyeron que para el mercado bursátil de Pakistán entre los años 2000 y 2014, los cambios en la cotización del petróleo mostraron tener un efecto asimétrico en los retornos, siendo negativo para el periodo anterior a la crisis financiera del 2007, y, posteriormente, pasando a ser positivo para el periodo post crisis.

3. HECHOS ESTILIZADOS

En referencia a los índices de las bolsas integrantes del MILA que serán empleados en la investigación, estos se pueden apreciar en el siguiente cuadro:

Figura 3. Portafolios representativos de bolsas

Endógenas	# Compañías	Fuente
S&P/BVL Peru General TR PEN Index (Peru)	29	Bloomberg
MSCI COLCAP Index (Colombia)	25	Bloomberg
S&P/CLX IGPA CLP TR (Chile)	57	Bloomberg
S&P/BMV IPC (Mexico)	35	Bloomberg

Fuente: Bloomberg

Los portafolios albergan acciones de las compañías más grandes y representativas de cada sector dentro de los mercados bursátiles locales. En el anexo se adjunta una lista pormenorizada de las compañías que integran los portafolios para cada país. Al tomar tales referencias como benchmark del mercado accionario de las bolsas MILA, es factible analizar qué factores macroeconómicos serán relevantes para explicar las variaciones en los precios y retornos esperados. Para alcanzar una mayor comprensión de ello, el estudio en mayor profundidad de las compañías y los sectores importantes en cada portafolio, considerando el peso de su capitalización bursátil, conduce a la formación de ciertas premisas que pueden ser validadas o no por la evidencia empírica posterior.

A continuación, se muestran los gráficos de distribución de las bolsas integrantes del MILA de acuerdo al peso de capitalización bursátil:

Figura 4. Distribución del portafolio representativo de la Bolsa de Valores de Lima

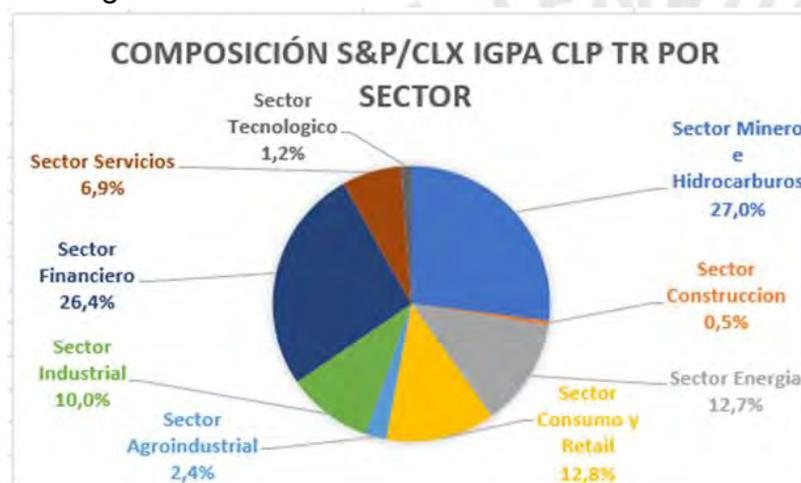


Fuente: Bloomberg

Para el caso del portafolio S&P/BVL Peru General Total Return PEN Index, se presenta una distribución multisectorial importante. Para las 29 compañías

analizadas, la distribución por sector económico de desempeño refleja un predominio del sector minero e hidrocarburos con un 47,1%, mientras que los sectores industriales y financieros concentran el 24,6% y el 16% respectivamente. Dado ello, las fluctuaciones en los precios de metales preciosos como el oro y el cobre, tendrían un peso considerable al explicar los rendimientos de la bolsa peruana. Con respecto a la tasa de interés de la política monetaria, esta tendría un impacto directo en los costos de endeudamiento de las compañías y los niveles de inversión en el mercado. Por ello, es de esperar que el sector financiero se vea directamente influido con los cambios en el coste del crédito de sus carteras de clientes, mientras que variaciones en el dinamismo del consumo y los niveles de producción impactarían significativamente en el sector industrial y retail.

Figura 5. Distribución del portafolio representativo de la Bolsa de Comercio de Santiago



Fuente: Bloomberg

Para el portafolio S&P/CLX IGPA CLP, respecto a las 57 compañías analizadas se puede apreciar una amplia distribución, con el sector minero e hidrocarburos como preponderante dado su peso de 27% del total de capitalización bursátil de la bolsa. Seguidamente, se encuentran los sectores financiero, consumo y retail y energético, con 26,4%, 12,8% y 12,7% respectivamente. Dada estas características, factores como los precios de metales preciosos, al igual que en la bolsa peruana, tendría una alta relevancia explicativa en los retornos. Mientras que factores como el tipo de cambio y la tasa de interés tendrían un impacto en los costos de las compañías y el consumo en general, abarcando la demanda de créditos financieros y la capacidad de compra retail de los chilenos. Con respecto al sector energía, que comprende compañías de transmisión y distribución eléctrica, su peso en el mercado chileno podría dar luces respecto a la importancia explicativa de los indicadores de consumo de energía secundaria en Chile.

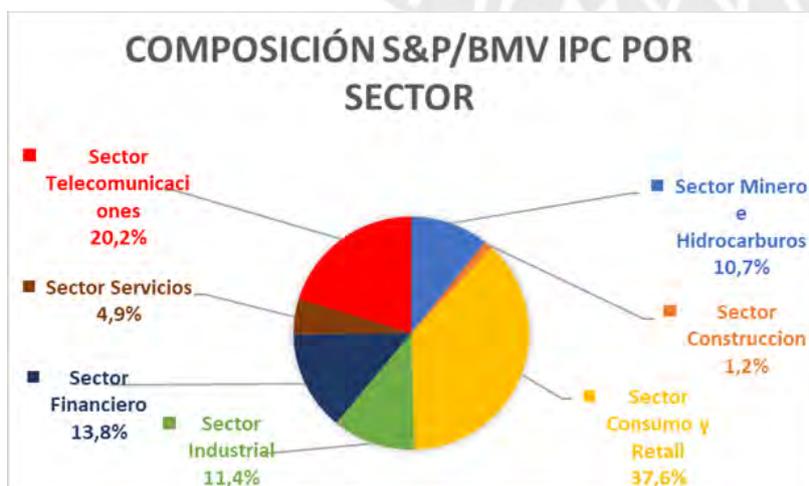
Figura 6. Distribución del portafolio representativo de la Bolsa de Valores de Colombia



Fuente: Bloomberg

En el portafolio MSCI COLCAP Index, en las 25 compañías analizadas se puede apreciar una distribución centralizada, con el sector financiero como preponderante con un peso del 43,8% del mercado bursátil. Seguidamente, se encuentran los sectores minero e hidrocarburos y el sector industrial, con 31,8% y 13,2% respectivamente. El predominio de las grandes compañías financieras colombianas es más pronunciado respecto al caso chileno y peruano, por tanto la apuesta por la bolsa colombiana podría ser más focalizada en el largo plazo y en el análisis de los fundamentos para el sector financiero, evitando una elevada volatilidad. Dado tal predominio, cambios que generan incertidumbre a largo plazo como el crecimiento del riesgo país o fluctuaciones importantes en el mercado cambiario serían significativos para la bolsa. Con respecto al sector minero e hidrocarburos, el predominio de compañías del sector de crudo y gas, y no del sector minero como en el caso peruano y chileno, puede indicar que factores como los precios internacionales del petróleo y del gas LP serían más significativos en la explicación de los retornos de la bolsa, con respecto a la cotización de los metales preciosos.

Figura 7. Distribución del portafolio representativo de la BMV



Fuente: Bloomberg

En el portafolio S&P/BMV IPC, de las 35 compañías analizadas se puede apreciar una preponderancia en el peso del sector consumo retail con un peso del 37,6% del mercado bursátil. A su vez, se encuentran importantes los sectores telecomunicaciones, financieros, industriales y de hidrocarburos, con 20,2%, 13,8%, 11,4% y 10,7% respectivamente. Además de la importancia de las grandes compañías retail del mercado mexicano y los factores que impactan en el consumo en general, es importante resaltar la fortaleza mexicana en el sector telecomunicaciones en comparación con el resto de mercados MILA. Esto puede indicar que factores como la evolución de los accesos de banda ancha fija por tecnología en el país o el índice de conectividad, pueden relacionarse a la evolución de los rendimientos en la bolsa mexicana. A semejanza del mercado colombiano, las compañías dedicadas a la distribución, refinamiento y venta del crudo y Gas LP, y no las pertenecientes al sector minero, presentan un peso significativo del total de capitalización bursátil, y, por lo tanto, con ello se incrementaría la significancia de la cotización del petróleo y gas a nivel internacional en los retornos de los activos.



4. METODOLOGÍA Y DATOS

4.1. HIPÓTESIS DE TRABAJO

Entre las hipótesis de trabajo de la investigación se encuentran la hipótesis nula y la hipótesis alternativa. En primer lugar, en la hipótesis nula se plantea que factores tales como el rendimiento del mercado MILA, la tasa de interés, la depreciación cambiaria, los precios del cobre y crudo, y los niveles de producción, influyen de manera similar en las bolsas MILA. En contraposición, la hipótesis alternativa buscará ratificar que los factores del modelo APT influyen de manera diferenciada en las bolsas MILA, encontrándose diferencias para cada mercado.

4.2. MODELO APT

Con respecto a la metodología empleada en la presente investigación, se empleó como referencia la evidencia empírica previa respecto a los factores macroeconómicos que explican el rendimiento de los activos en los mercados bursátiles a través de la aplicación del modelo APT, considerando a su vez el rendimiento del mercado MILA como indicador del rendimiento del mercado para las bolsas de valores que lo integran. El periodo de análisis transcurre entre los años 2002 y 2022, empleando datos con frecuencia mensual y modelos de mínimos cuadrados ordinarios para los cuatro mercados integrantes. En esta sección, se presenta la ecuación econométrica siguiente:

$$R_{cit} - R_{ft} = \alpha + \beta_1(R_m - R_{ft}) + \beta_2 T_{it} + \beta_3 T_{Cit} + \beta_4 C_{Ut} + \beta_5 O_{ILt} + \beta_6 GDP_{it} + e_t$$

Donde: R_{cit} es el rendimiento del portafolio de acciones representativas de la bolsa para el país i en el mes t , R_{ft} es la rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes t en base al rendimiento de las tasas de interés de los bonos del tesoro de los EEUU a 10 años, R_m es el rendimiento del mercado MILA en base a un portafolio construido a partir del ajuste por capitalización bursátil de los benchmark de cada país, T_{it} es la tasa de interés de política monetaria para el país i en el mes t , T_{Cit} es la tasa de depreciación cambiaria respecto al dólar de las monedas locales de cada país i en el mes t , C_{Ut} es la cotización del precio internacional del cobre en el mes t , O_{ILt} es la cotización del precio internacional del petróleo Brent en el mes t , GDP_{it} es el producto bruto interno de cada país i en el mes t , $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ son los coeficientes de regresión y, finalmente, e_t es el término del error.

5. ANÁLISIS DE RESULTADOS EMPÍRICOS

5.1. ESTIMACIÓN DE LOS COEFICIENTES BETAS

Con respecto al análisis estadístico, se empleó las series financieras en base logaritmo, para mejorar la visualización gráfica y la practicidad para describir la relación entre las variables analizadas. Al efectuar las regresiones para los mercados MILA en base al método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en busca de obtener los mejores estimadores lineales insesgados, se obtuvo heterogeneidad en los resultados en función de cada mercado. Para los factores exógenos macroeconómicos, se analizó la estacionariedad de las series de retornos empleadas en función del test de prueba Augmented Dickey-Fuller, buscando el rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria con un nivel de significancia del 5%, y, por lo tanto, afirmar la estacionariedad de las series a regresionar. Dado el empleo de series de retornos mensuales, no se presentaron problemas de no estacionariedad, estando los resultados de los test estadísticos adjuntos en el anexo. A su vez, se analizó la presencia de cointegración en las series a través del test de cointegración de Johansen, rechazando la hipótesis nula asociada a la no existencia de cointegración, siendo posible establecer una relación de convergencia a largo plazo en los modelos. En el desarrollo de las regresiones MCO, se fueron eliminando aquellas variables que resultaron ser no representativas para mejorar la precisión en cada modelo, resolver problemas de colinealidad, y mejorar la significancia estadística de las variables en estudio. De ello, se obtuvieron los siguientes resultados:

Figura 8. Coeficientes de estimación MCO

Estadísticas para los portafolios MILA				
	Perú	Chile	México	Colombia
R. del mercado MILA	0.97(10.32)***	0.55(0.42)***	1.08(78.36)***	0.64(7.60)***
Tipo de cambio	-0.72(-2.73)***	-0.13(-1.79)*	0.03(1.72)*	-0.31(-3.23)***
Precio del Cobre	2.45(1.95)*	-	-	-3.68(-2.99)***
Precio del Petroleo	-3.20(-1.90)*	-	0.04(2.81)***	2.27(1.70)*
(*) Significativo al nivel del 10 %, (**) Significativo al nivel del 5 %, (***) Significativo al nivel del 1 %				

Fuente: Elaboración propia

Para el caso de los rendimientos del portafolio representativo de la Bolsa de Comercio de Santiago, mediante el modelo MCO se encontraron estadísticamente significativos los factores rendimiento del mercado MILA y la depreciación cambiaria mensual del peso chileno frente al dólar. El crecimiento del mercado presento un coeficiente beta positivo, lo cual indica que a cada unidad de incremento en el rendimiento del mercado MILA, habrá un impacto positivo en los retornos de los activos del mercado chileno en función de la magnitud del coeficiente 0.55. La

depreciación cambiaria, por otro lado, impactara negativamente con un coeficiente de -0.13. El estadístico Durbin-Watson fue de 2.090, un valor cercano a 2, lo cual indica que no hay problemas de autocorrelación en la regresión empleada, y los residuos no presentan un patrón de correlación y, por ello, se puede satisfacer las propiedades de mínima varianza.

En los rendimientos del portafolio de la Bolsa de Valores de Colombia, mediante el modelo MCO se encontraron estadísticamente significativos los factores rendimiento del mercado MILA, la depreciación cambiaria, el crecimiento del precio internacional del cobre y, finalmente, el crecimiento del precio internacional del petróleo Brent. Tanto el rendimiento del mercado MILA como el crecimiento de la cotización del petróleo presentaron coeficientes betas positivos, lo cual indica que a cada unidad de incremento en estos factores, habrá un impacto positivo en los retornos de los activos del mercado colombiano, con magnitud de 0.64 y 2.27 respectivamente. Por otro lado, el crecimiento del precio internacional del cobre y la depreciación cambiaria del peso colombiano presentaron coeficientes betas negativos, y, debido a ello, constituyen factores que afectarán negativamente los retornos del mercado, con magnitud -3.68 y -0.31 en cada caso. El estadístico Durbin-Watson fue de 1.929, un valor cercano a 2, lo cual indica ausencia de problemas de autocorrelación en los residuos en beneficio del modelo predictivo.

En base a los rendimientos del portafolio representativo de la Bolsa Mexicana de Valores, a través del modelo MCO se encontraron estadísticamente significativos los factores rendimiento del mercado MILA, la depreciación cambiaria y el crecimiento de la cotización del petróleo Brent. Todos los factores significativos presentaron coeficientes betas positivos, siendo de 1.07, 0.04 y 0.03 en cada caso, y, dada estas magnitudes, habrá un impacto positivo en los retornos de los activos del mercado mexicano ante unidades adicionales en cada factor. Dado un estadístico Durbin-Watson de 2.395, se puede afirmar que no hay problemas de autocorrelación en los residuos de la regresión empleada.

Finalmente, en el caso de la BVL, dado el modelo MCO se encontraron estadísticamente significativos los factores rendimiento del mercado MILA, el crecimiento del precio internacional del cobre, la depreciación cambiaria y, a su vez, el crecimiento del precio internacional del petróleo Brent. En el caso del rendimiento del mercado MILA y el crecimiento de la cotización del cobre, presentaron coeficientes betas positivos de magnitud 0.98 y 2.45, incrementando cada unidad adicional de estos factores positivamente los retornos del mercado bursátil peruano. Para el caso del crecimiento del precio internacional del petróleo y la depreciación cambiaria del sol peruano, ambos factores presentaron coeficientes betas negativos, y, afectan negativamente los retornos del mercado, con magnitud -3.20 y -0.72 en cada caso. El estadístico Durbin-Watson fue de 2.178, lo cual indica ausencia de problemas de autocorrelación en los residuos en beneficio del modelo predictivo.

5.2. CONTRASTE DE RESULTADOS CON ANTECEDENTES EMPÍRICOS

Dado los antecedentes empíricos previamente descritos, es posible efectuar un análisis comparativo con las variables halladas representativas en el modelo de regresión efectuado y, de este modo, profundizar en la sustentación de los resultados obtenidos. Para los rendimientos bursátiles de los portafolios de los cuatro países integrantes del mercado, fue posible encontrar que el rendimiento del mercado MILA tuvo una influencia positiva y significativa para cada caso. Esto indica que cada bolsa local se verá favorecida ante el crecimiento del mercado regional, incentivando la atracción de inversionistas en conjunto. En este punto, es importante resaltar el peso de la Bolsa Mexicana de Valores, que presenta una capitalización bursátil superior a la de sus pares andinos, y, por tanto, será la más representativa de la dirección que tome el rendimiento del mercado MILA. Esto se puede apreciar en el alto nivel de ajuste del R-squared (0.9734), para la regresión del modelo predictivo del mercado mexicano.

La depreciación cambiaria para los mercados bursátiles del Perú, Colombia y Chile, presentó un impacto negativo en los retornos de los activos, siendo estadísticamente significativo en cada caso. Estos resultados coinciden con Hau y Rey (2006) y Assagaf et al (2019), quienes concluyen que un aumento del valor del tipo de cambio de moneda extranjera tendrá un impacto negativo al disminuir el precio de las acciones en las bolsas. Sin embargo, para el mercado mexicano se presentó un impacto positivo y significativo, lo cual se relaciona a lo hallado por Kathleen Reese (1993) y en cómo la depreciación cambiaria y los menores costes de las exportaciones favorecen la competitividad y cotización de los precios del mercado. La divergencia en los resultados obtenidos en los mercados de los países andinos respecto al mercado mexicano puede estar asociado a características propias del mercado mexicano ante un dólar fuerte, que dado su cercanía a los EEUU, su mercado principal, se ve más favorecido por el abaratamiento de sus exportaciones de mayor valor agregado y el aumentó de su atractivo para atraer inversiones, siendo el peso mexicano la moneda más líquida entre los mercados emergentes. Para los mercados andinos, por otro lado, los efectos del rebalanceo de portafolios y la presión inflacionaria del encarecimiento de las importaciones, como para el caso del mercado indonesio en Assagaf et al (2019), impactaran negativamente en las bolsas y se requieren mayores límites regulatorios a la exposición al riesgo cambiario.

El crecimiento en los niveles de producción agregados de los países integrantes del MILA resultaron presentar un impacto positivo en los rendimientos bursátiles locales, sin embargo, los estimadores no fueron estadísticamente significativos. El hallar un indicador de actividad económica representativo se relaciona con lo hallado en investigaciones como Chan, Chen y Hsieh (1985) y Abedallat y Shabib (2012), que ratificaron la significancia de la inversión y del factor producción, tanto para mercados emergentes como desarrollados. Sin embargo, para los mercados de Chile, Colombia, México y Perú no fue posible corroborar tal

correlación. La sustentación del impacto diferenciado del PBI en cada mercado de valores radica en que, mientras el inversionista en las bolsas paga por un activo en función de expectativas futuras, los indicadores económicos describen una realidad ya desarrollada. Por lo tanto, es factible discrepancias entre el crecimiento económico de un país y las expectativas que tienen los inversionistas respecto a su comprensión de los ciclos económicos de cada país y su periodicidad.

Seguidamente, las variaciones en la cotización del petróleo Brent presentó un impacto negativo y estadísticamente significativo en el mercado bursátil peruano, lo cual, se relaciona a lo hallado en Joo y Park (2017) para los mercados de EE. UU., Japón, Corea del Sur y Hong Kong. Un incremento en los precios del petróleo encarece los costos de transporte, impulsa la inflación y afecta negativamente los retornos de las compañías. Sin embargo, se resalta el hecho de que estos mercados forman parte de los principales importadores de petróleo del mundo, estando por tanto expuestos al riesgo asociado al encarecimiento de su cotización. Por otro lado, para los mercados de Colombia y México, países exportadores que cuentan con un sector bursátil ligado a la industria petrolera importante, se hallaron coeficientes positivos y significativos. Esta relación también se encuentra en Jebran et al (2017), describiendo como mercados próximos al golfo pérsico y a los principales exportadores globales de este producto se ven beneficiados cíclicamente por periodos de expansión dado la mayor cotización por barril. En países exportadores, los periodos de crecimiento significarán mayor recaudación fiscal y mayores niveles de inversión y crecimiento en las compañías. De este modo, el precio del petróleo presenta un impacto diferenciado en países importadores como Chile y Perú, en contraste con países exportadores como Colombia y México.

Para el mercado peruano, los crecimientos en los precios del cobre presentan un impacto positivo y significativo en los retornos de los activos. Esto se explica por su importancia en el peso de las exportaciones totales del Perú, que se aproxima al 50% de los envíos de minerales totales. Estos resultados coinciden con lo hallado por Estrada y Osorio (2013), en cuanto a la importancia de este mineral en la variabilidad de los retornos del mercado accionario peruano. Con respecto al mercado chileno, si bien se obtuvo un impacto positivo, este no fue estadísticamente significativo, a pesar de ser el principal mercado exportador de cobre en el mundo. A partir del gráfico de distribución del peso por sectores de la Bolsa de Comercio de Santiago descrito en los hechos estilizados, se puede concluir que a pesar de la importancia del sector minero, esta bolsa presenta una concentración menor en tal sector con respecto a la Bolsa de Valores de Lima, presentando una mayor diversificación y menor dependencia de los precios de los metales. Para el caso del mercado colombiano, ante el limitado desarrollo del sector minero y el escaso peso en el mercado bursátil colombiano, no es posible asociar un impacto realmente representativo de estas fluctuaciones más allá del impacto indirecto en las bolsas vecinas con mayor exposición.

6. CONCLUSIONES

Entre las conclusiones que se pueden extraer en la presente investigación se encuentra la ratificación del impacto significativo en los precios de los activos para el mercado MILA de variaciones inesperadas en factores macroeconómicos, en línea con los fundamentos teóricos del modelo de equilibrio APT. Mediante la estimación de los coeficientes beta de los factores derivados para el periodo de análisis comprendido entre los años 2002-2022, se encontraron estadísticamente significativas las variables de depreciación cambiaria, rendimiento del mercado MILA, los crecimientos en la cotización internacional del petróleo Brent y el cobre y, a su vez, el crecimiento del PBI, dependiendo de cada mercado.

Para el entendimiento del porqué un mismo factor es recompensado en forma distinta para cada mercado, se recurrió a los hallazgos obtenidos en los antecedentes empíricos, y a las características intrínsecas de cada bolsa, en base a la descripción efectuada en los hechos estilizados y las economías locales. En base a ello, se concluye como para los mercados colombiano y mexicano, países exportadores de petróleo con un sector petrolero importante, se hallaron coeficientes positivos y significativos, mientras que en contraste, los mercados chileno y peruano, con economías importadoras, los retornos de los activos se verán afectados en los ciclos de expansión de la cotización por barril. Con respecto al crecimiento de la cotización del cobre, el otro commodity analizado, demostró ser positivo y significativo para las bolsas de Chile y Perú, siendo solo significativo para este último. A pesar de ser ambos mercados los principales exportadores mundiales de cobre, los hechos estilizados muestran como la mayor diversificación y menor dependencia de los precios de los metales de la Bolsa de Comercio de Santiago explican el contraste entre ambos mercados. Mientras tanto el rendimiento de la bolsa MILA fue positivo y significativo para las cuatro bolsas integrantes, de lo que se puede describir como un crecimiento del mercado regional será favorable para cada bolsa local, y su capacidad de crecimiento y atracción de inversionistas en conjunto.

La distinta naturaleza en los niveles de liquidez y volatilidad en los mercados cambiarios de cada país también configuraron diferencias en cuanto al impacto esperado para el factor depreciación cambiaria. Por un lado, para el mercado cambiario mexicano, la devaluación del peso mexicano supondrá el abaratamiento de sus exportaciones a EEUU, y el aumento de su atractivo para atraer inversiones, además de la particularidad de ser la moneda más líquida entre los mercados emergentes. De ello, a pesar de que el debilitamiento de las monedas locales afectará negativamente los rendimientos de los activos de las bolsas andinas, esto no sucederá para el mercado mexicano, incrementando el atractivo de la bolsa mexicana como alternativa de inversión.

En contraposición a aquellos antecedentes empíricos que describen como el PBI guarda una relación positiva con los rendimientos de las bolsas, la investigación no pudo identificar tal relación en forma significativa para los activos del mercado MILA. Dado los resultados obtenidos, se rechaza la hipótesis nula relacionada a que factores tales como el rendimiento del mercado MILA, la tasa de interés, la

depreciación cambiaria, la tasa de inflación y los niveles de producción, influyen de manera similar en las bolsas MILA. Fue posible identificar un efecto diferenciado para cada uno de estos factores dependiendo de cada mercado analizado. Estos resultados si bien indican desafíos en la integración bursátil regional, también fue posible hallar coincidencias significativas.

Debido a que los retornos del mercado están influenciados por factores macroeconómicos, y, en especial, el tipo de cambio, se hace importante la coordinación en la política monetaria de los bancos centrales para impulsar la predictibilidad en las inversiones. De ello, un reto común a efectuar para el caso de los mercados andinos es el velar por el desarrollo y cumplimiento de mecanismos eficaces para mitigar la exposición al riesgo cambiario. A su vez, dada la divergencia entre mercados, futuros trabajos pueden evaluar el impacto de mayores esfuerzos en homologación normativa y coordinación en materia regulatoria como medio para viabilizar la integración. Si bien medidas como la uniformización en materia tributaria podrían reducir costos y aumentar el atractivo del bloque regional para inversionistas locales y foráneos como lo plantean Rodríguez y Urueña (2019) en su estudio de las posibles dinámicas transfronterizas del MILA (pp.31-32), atrayendo flujos de capitales y evitando fugas de liquidez, es necesario una mayor evidencia empírica que respalde tales afirmaciones.

El mercado mexicano constituye la plaza más importante del MILA, lo cual se corrobora con la elevada magnitud de los coeficientes betas. Un portafolio común que incorpore a los mercados andinos aportará a los inversionistas menor dependencia y comovimiento respecto a la inversión en un solo mercado. El crecimiento del bloque regional impulsará la expansión de los cuatro mercados integrantes en su conjunto, brindando a su vez la integración un mayor flujo de información y eficiencia en la formación de precios. Adicionalmente respecto a la diversificación, las diferencias en cuanto a los principales productos de exportación e importación de materias primas para las compañías del MILA, aperturará mayores posibilidades de mitigar los riesgos de exposición a cada mercado.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Al-Abedallat, A. (2012) Impact of the investment and gross domestic product on the Amman Stock Exchange index. *Investment Management and Financial Innovations*, 9(3), 130-136.
- Altay, E. (2003). The Effect of Macroeconomic Factors on Asset Returns: A Comparative Analysis of the German and the Turkish Stock Markets in an APT Framework. *Research Papers in Economics*, (23), 217-237.
- Arango, P. A., y Upegi, V. (2012). El impacto en la Bolsa de Valores de Colombia del Mercado Integrado Latinoamericano y de la calificación de grado de inversión. [Trabajo de grado para optar al título de Ingenieros Administradores, Escuela de Ingeniería de Antioquia]. Repositorio Institucional EIA. <https://repository.eia.edu.co/handle/11190/354?show=full>
- Assagaf, A. , Murwaningsari, E. , Gunawan, J. , y Mayangsari, S. (2019). The Effect of Macro Economic Variables on Stock Return of Companies That Listed in Stock Exchange: Empirical Evidence from Indonesia. *International Journal of Business and Management*, 14(8), 108-116.
- Bernard, T. J. (1987). Testing Structural Strain Theories, *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 24(4), 262 - 280.
- Bissoon, R. , Seetana, B. , Bhattu-Babajee, R. , Gopy-Ramdhany, N. y Seetah, K. (2016). Monetary Policy Impact on Stock Return: Evidence from Growing Stock Markets. *Theoretical Economics Letters*, 6(5), 1186-1195.
- Burton, G. M. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, 17(1), 59-82.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., y MacKinlay, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets*. Princeton University Press.
- Chan, K.C., Chen, N.F., y Hsieh, D.A. (1985). An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451-471.
- Chen, N., Roll, R., y Ross, R. (1986). Economic forces and the stock market. *The journal of business*, 59(5), 383-403.
- Estrada Mendoza, G., y Ramos Osorio, L. (2013). Impacto de shocks en la cotización del cobre sobre el rendimiento del mercado accionario peruano. *Sinergia e Innovación*, 1(1), 96-117.

- Fama, E. y French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Grossman, S. y Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Hau, H. y Rey H. (2006). Exchange rates, equity prices, and capital flows, *Review of Financial Studies*, 19(1), 273 – 317.
- Humpe, A. y Macmillan, P. (2007). Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan. Centre For Dynamic Macroeconomic Analysis Working Paper Series, Documento de trabajo No.07.
- Jebran, K., Chen, S., Saeed, G. y Zeb, A. (2017). Dynamics of oil price shocks and stock market behavior in Pakistan: evidence from the 2007 financial crisis period. *Financial Innovation*, 3(2), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s40854-017-0052-2>
- Joo, Y. C. y Park, S. Y. (2017). Oil prices and stock markets: does the effect of uncertainty change over time? *Energy Economics*, 61, 42–51.
- Kathleen Reese, B. (1993). The Arbitrage Pricing Theory in South Africa: An empirical study of the effect of pre-specified risk factors on share prices on the Johannesburg Stock Exchange. [Tesis de maestría, University of Natal]. ResearchSpace. <https://researchspace.ukzn.ac.za/xmlui/handle/10413/5812>
- Mahmudul, A. y Uddin, G. (2009). Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *International Journal of Business and Management*, 4(3), 43-51.
- Malkiel, B. (1992). Efficient Market Hypothesis. *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, McMillan.
- Rodriguez, L.M., y Urueña, S.A. (2019). El Mercado Integrado Latinoamericano (MILA): Una manifestación de la prestación transfronteriza de servicios financieros. [Trabajo de grado para optar al título de Abogado, Pontificia Universidad Javeriana]. Repositorio Institucional - Pontificia Universidad Javeriana <https://repository.javeriana.edu.co/handle/10554/45025>
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.

8. ANEXO

8.1. Compañías enlistadas en el portafolio S&P/BVL Peru General Total Return PEN Index:

S&P/BVL Peru General Total Return PEN Index		
CORAREC1	PE	Corp Aceros Arequipa SA
GBVLAC1	PE	Bolsa de Valores de Lima SAA
UNACEMC1	PE	Union Andina de Cementos SAA
NEXAPEC1	PE	Nexa Resources Peru SAA
ENGEPEC1	PE	Enel Generacion Peru SAA
VOLCABC1	PE	Volcan Cia Minera SAA
PML	PE	Panoro Minerals Ltd
SCCO	PE	Southern Copper Corp
ALICORC1	PE	Alicorp SAA
CORAREI1	PE	Corp Aceros Arequipa SA
CASAGRC1	PE	Casa Grande SAA
BBVAC1	PE	Banco BBVA Peru SA
BACKUSI1	PE	Union de Cervecerías Peruanas Backus y J
AENZAC1	PE	Aenza SAA
FERREYC1	PE	Ferreycorp SAA
INRETC1	PE	InRetail Peru Corp
IFS	PE	Intercorp Financial Services Inc
CVERDEC1	PE	Sociedad Minera Cerro Verde SAA
ENGIEC1	PE	Engie Energia Peru SA
SIDERC1	PE	Empresa Siderurgica del Peru SAA
INVCENC1	PE	Inversiones Centenario
TV	PE	Trevali Mining Corp
CPACASC1	PE	Cementos Pacasmayo SAA
RIMSEGC1	PE	Rimac Seguros y Reaseguros
MINSURI1	PE	Minsur SA
BAP	PE	Credicorp Ltd
ENDISPC1	PE	Enel Distribucion Peru SAA
BROCALC1	PE	Sociedad Minera el Brocal SAA
BUENAVC1	PE	Buenaventura

8.2. Compañías enlistadas en el portafolio MSCI COLCAP Index (Colombia):

MSCI COLCAP Index (Colombia)		
PFBCOLO	CB	Bancolombia SA
ECOPETL	CB	Ecopetrol SA
BCOLO	CB	Bancolombia SA
ISA	CB	Interconexion Electrica SA ESP
GEB	CB	Grupo Energia Bogota SA ESP
NUTRESA	CB	Grupo Nutresa SA
GRUPOARG	CB	Grupo Argos SA/Colombia
GRUPOSUR	CB	Grupo de Inversiones Suramericana SA
PFDVVND	CB	Banco Davivienda SA
PFAVAL	CB	Grupo Aval Acciones y Valores SA
CORFICOL	CB	Corp Financiera Colombiana SA
CEMARGOS	CB	Cementos Argos SA
PFGROUPSU	CB	Grupo de Inversiones Suramericana SA
CELSIA	CB	Celsia SA ESP
PFGRUPOA	CB	Grupo Argos SA/Colombia
GRUPOBOL	CB	Grupo Bolívar SA
CNEC	CB	Canacol Energy Ltd
BOGOTA	CB	Banco de Bogota SA
PROMIG	CB	Promigas SA ESP
PFCEMARG	CB	Cementos Argos SA
PFCORCOL	CB	Corp Financiera Colombiana SA
MINEROS	CB	Mineros SA
TERPEL	CB	Organizacion Terpel SA
BVC	CB	Bolsa de Valores de Colombia
ETB	CB	Empresa de Telecomunicaciones de Bogota

8.3. Compañías enlistadas en el portafolio S&P/CLX IGPA CLP TR (Chile):

S&P/CLX IGPA CLP TR (Chile)		
BESALCO	CC	Besalco SA
CRISTAL	CC	Cristalerías de Chile SA
RIPLEY	CC	Ripley Corp SA
ECL	CC	Engie Energia Chile SA
IAM	CC	Inversiones Aguas Metropolitanas SA
FALAB	CC	Falabella SA
QUINENC	CC	Quinenco SA
ENELCHIL	CC	Enel Chile SA
HITES	CI	Empresas Hites SA
MALLPLAZ	CC	Plaza SA
CHILE	CC	Banco de Chile
CMPC	CC	Empresas CMPC SA
COLBUN	CC	Colbun SA
COPEC	CC	Empresas Copec SA
ENTEL	CC	Empresa Nacional de Telecomunicaciones S
ENELGXCH	CC	Enel Generacion Chile SA
ANDINAA	CC	Embotelladora Andina SA
ANDINAB	CC	Embotelladora Andina SA
MULTIX	CC	Multiexport Foods SA
SOCOVELSA	CI	Socovesa SA
BLUMAR	CC	Blumar SA
CONCHA	CC	Vina Concha y Toro SA
SALFACOR	CC	Salfacorp SA
CAP	CC	CAP SA
ITAUCORP	CC	Itau CorpBanca Chile SA
BSAN	CC	Banco Santander Chile
ANTAR	CC	AntarChile SA
FORUS	CC	Forus SA
HF	CI	Hortifrut SA
SONDA	CC	SONDA SA
SALMOCAM	CC	Salmones Camanchaca SA
CAMANCHA	CC	Camanchaca SA
EMBONOB	CC	Coca-Cola Embonor SA
SK	CC	Sigdo Koppers SA
OROB	CC	Sociedad de Inversiones Oro Blanco SA
PAZ	CC	PAZ Corp SA
INDISA	CC	Instituto de Diagnostico SA
SECUR	CC	Grupo Security SA
BCI	CC	Banco de Credito e Inversiones SA
ALMEN	CC	Almendral SA
SMSAAM	CC	Sociedad Matriz SAAM SA
VAPORES	CC	Cia Sud Americana de Vapores SA
AGUAS/A	CC	Aguas Andinas SA
INVERC	CC	Invercap SA
PARAUCO	CC	Parque Arauco SA
NORTEG	CC	Norte Grande SA
CENCOSUD	CC	Cencosud SA
NUEVAPOL	CC	Empresas La Polar SA
TRICOT	CC	Empresas Tricot SA
CENCOSHO	CC	Cencosud Shopping SA
MASISA	CC	Masisa SA
SMU	CC	SMU SA
ILC	CC	Inversiones La Construccion SA
CCU	CC	Cia Cervecerias Unidas SA
INGEVEC	CC	Ingevec SA
SQM/B	CC	Sociedad Quimica y Minera de Chile SA
ENELAM	CC	Enel Americas SA



8.4. Compañías enlistadas en el portafolio S&P/BMV IPC (Mexico):

S&P/BMV IPC (Mexico)			
KIMBERA	MF	Kimberly-Clark de Mexico SAB de CV	87
GAPB	MF	Grupo Aeroportuario del Pacifico SAB de CV	88
CEMEXCPO	MF	Cemex SAB de CV	89
ASURB	MF	Grupo Aeroportuario del Sureste SAB de CV	90
GFNORTEO	MF	Grupo Financiero Banorte SAB de CV	91
KOFUBL	MF	Coca-Cola Femsa SAB de CV	92
AC*	MF	Arca Continental SAB de CV	93
VOLARA	MF	Controladora Vuela Cia de Aviacion SA	94
LABB	MF	Genomma Lab Internacional SAB de CV	95
FEMSAUBD	MF	Fomento Economico Mexicano SAB de CV	96
OMAB	MF	Grupo Aeroportuario del Centro Norte SAB de CV	97
GFINBURO	MF	Grupo Financiero Inbursa SAB de CV	98
AMXL	MF	America Movil SAB de CV	99
ALSEA*	MF	Alea SAB de CV	100
ORBIA*	MF	Orbia Advance Corp SAB de CV	101
PE&OLES*	MF	Industrias Penoles SAB de CV	102
GRUMAB	MF	Gruma SAB de CV	103
RA	MF	Regional SAB de CV	104
WALMEX*	MF	Wal-Mart de Mexico SAB de CV	105
BOLSAA	MF	Bolsa Mexicana de Valores SAB de CV	106
LIVEPOLC	MF	El Puerto de Liverpool SAB de CV	107
CUERVO*	MF	Becle SAB de CV	108
ELEKTRA*	MF	Grupo Elektra SAB DE CV	109
BBAJIOO	MF	Banco del Bajío SA	110
SITES1	MF	Operadora de Sites Mexicanos SA de CV	111
MEGACPO	MF	Megacable Holdings SAB de CV	112
Q*	MF	Qualitas Controladora SAB de CV	113
GCC*	MF	GCC SAB de CV	114
BIMBOA	MF	Grupo Bimbo SAB de CV	115
GMEXICOB	MF	Grupo Mexico SAB de CV	116
GCARSOA1	MF	Grupo Carso SAB de CV	117
TLEVICPO	MF	Grupo Televisa SAB	118
VESTA*	MF	Corp Inmobiliaria Vesta SAB de CV	119
ALFAA	MF	Alfa SAB de CV	120
PINFRA*	MF	PINFRA	121

8.5. Test de análisis de estacionariedad

8.5.1) Chile

Rendimiento del mercado

Null Hypothesis: CRM has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.95538	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CRM)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 20:39
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRM(-1)	-0.891364	0.063872	-13.95538	0.0000
C	-1.805773	0.315218	-5.728639	0.0000
R-squared	0.451075	Mean dependent var		0.046652
Adjusted R-squared	0.448759	S.D. dependent var		5.953240
S.E. of regression	4.420021	Akaike info criterion		5.818499
Sum squared resid	4630.170	Schwarz criterion		5.847591
Log likelihood	-693.3106	Hannan-Quinn criter.		5.830222
F-statistic	194.7527	Durbin-Watson stat		2.027643
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tipo de cambio

Null Hypothesis: RTC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.23296	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTC)
Method: Least Squares
Date: 07/26/22 Time: 01:10
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RTC(-1)	-1.051461	0.064773	-16.23296	0.0000
C	0.082158	0.227883	0.360526	0.7188
R-squared	0.526482	Mean dependent var		-0.032640
Adjusted R-squared	0.524484	S.D. dependent var		5.106443
S.E. of regression	3.521283	Akaike info criterion		5.363861
Sum squared resid	2938.666	Schwarz criterion		5.392953
Log likelihood	-638.9814	Hannan-Quinn criter.		5.375584
F-statistic	263.5091	Durbin-Watson stat		1.995626
Prob(F-statistic)	0.000000			

8.5.2) Perú

Rendimiento del mercado

Null Hypothesis: CRM has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.95538	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CRM)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 20:53
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRM(-1)	-0.891364	0.063872	-13.95538	0.0000
C	-1.805773	0.315218	-5.728639	0.0000
R-squared	0.451075	Mean dependent var	0.046652	
Adjusted R-squared	0.448759	S.D. dependent var	5.953240	
S.E. of regression	4.420021	Akaike info criterion	5.818499	
Sum squared resid	4630.170	Schwarz criterion	5.847591	
Log likelihood	-693.3106	Hannan-Quinn criter.	5.830222	
F-statistic	194.7527	Durbin-Watson stat	2.027643	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tipo de cambio

Null Hypothesis: RTC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.35927	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTC)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 20:59
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RTC(-1)	-1.004802	0.065420	-15.35927	0.0000
C	0.024028	0.103043	0.233189	0.8158
R-squared	0.498845	Mean dependent var	-0.020359	
Adjusted R-squared	0.496730	S.D. dependent var	2.244632	
S.E. of regression	1.592376	Akaike info criterion	3.776665	
Sum squared resid	600.9521	Schwarz criterion	3.805757	
Log likelihood	-449.3115	Hannan-Quinn criter.	3.788388	
F-statistic	235.9072	Durbin-Watson stat	1.985457	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Precio del cobre

Null Hypothesis: LCU has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.890424	0.0480
Test critical values:		
1% level	-3.457747	
5% level	-2.873492	
10% level	-2.573215	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LCU)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:01
Sample (adjusted): 2002M08 2022M05
Included observations: 238 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCU(-1)	-0.030461	0.010539	-2.890424	0.0042
D(LCU(-1))	0.095827	0.062909	1.523260	0.1290
D(LCU(-2))	0.180596	0.063116	2.861338	0.0046
C	0.174541	0.058610	2.978015	0.0032
R-squared	0.075730	Mean dependent var	0.007739	
Adjusted R-squared	0.063881	S.D. dependent var	0.077125	
S.E. of regression	0.074621	Akaike info criterion	-2.336114	
Sum squared resid	1.302996	Schwarz criterion	-2.277757	
Log likelihood	281.9976	Hannan-Quinn criter.	-2.312595	
F-statistic	6.390954	Durbin-Watson stat	2.000177	
Prob(F-statistic)	0.000352			

Precio del petróleo

Null Hypothesis: LOIL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.624875	0.0893
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOIL)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:03
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOIL(-1)	-0.041110	0.015662	-2.624875	0.0092
D(LOIL(-1))	0.223115	0.063179	3.531487	0.0005
C	0.176278	0.065488	2.691745	0.0076
R-squared	0.070042	Mean dependent var	0.006565	
Adjusted R-squared	0.062161	S.D. dependent var	0.105785	
S.E. of regression	0.102444	Akaike info criterion	-1.706525	
Sum squared resid	2.476774	Schwarz criterion	-1.662887	
Log likelihood	206.9297	Hannan-Quinn criter.	-1.688940	
F-statistic	8.887436	Durbin-Watson stat	1.965339	
Prob(F-statistic)	0.000190			

8.5.3) Colombia

Rendimiento del mercado

Null Hypothesis: CRM has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.95538	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CRM)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:08
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRM(-1)	-0.891364	0.063872	-13.95538	0.0000
C	-1.805773	0.315218	-5.728639	0.0000
R-squared	0.451075	Mean dependent var	0.046652	
Adjusted R-squared	0.448759	S.D. dependent var	5.953240	
S.E. of regression	4.420021	Akaike info criterion	5.818499	
Sum squared resid	4630.170	Schwarz criterion	5.847591	
Log likelihood	-693.3106	Hannan-Quinn criter.	5.830222	
F-statistic	194.7527	Durbin-Watson stat	2.027643	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tipo de cambio

Null Hypothesis: RTC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.30063	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTC)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:11
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RTC(-1)	-0.995811	0.065083	-15.30063	0.0000
C	0.187510	0.253084	0.740902	0.4595
R-squared	0.496932	Mean dependent var	-0.035717	
Adjusted R-squared	0.494809	S.D. dependent var	5.495574	
S.E. of regression	3.906076	Akaike info criterion	5.571277	
Sum squared resid	3616.010	Schwarz criterion	5.600368	
Log likelihood	-663.7675	Hannan-Quinn criter.	5.583000	
F-statistic	234.1093	Durbin-Watson stat	1.988749	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Precio del cobre

Null Hypothesis: LCU has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.890424	0.0480
Test critical values:		
1% level	-3.457747	
5% level	-2.873492	
10% level	-2.573215	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LCU)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:13
Sample (adjusted): 2002M08 2022M05
Included observations: 238 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCU(-1)	-0.030461	0.010539	-2.890424	0.0042
D(LCU(-1))	0.095827	0.062909	1.523260	0.1290
D(LCU(-2))	0.180596	0.063116	2.861338	0.0046
C	0.174541	0.058610	2.978015	0.0032
R-squared	0.075730	Mean dependent var	0.007739	
Adjusted R-squared	0.063881	S.D. dependent var	0.077125	
S.E. of regression	0.074621	Akaike info criterion	-2.336114	
Sum squared resid	1.302996	Schwarz criterion	-2.277757	
Log likelihood	281.9976	Hannan-Quinn criter.	-2.312595	
F-statistic	6.390954	Durbin-Watson stat	2.000177	
Prob(F-statistic)	0.000352			

Precio del petróleo

Null Hypothesis: LOIL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.624875	0.0893
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOIL)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:14
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOIL(-1)	-0.041110	0.015662	-2.624875	0.0092
D(LOIL(-1))	0.223115	0.063179	3.531487	0.0005
C	0.176278	0.065488	2.691745	0.0076
R-squared	0.070042	Mean dependent var	0.006565	
Adjusted R-squared	0.062161	S.D. dependent var	0.105785	
S.E. of regression	0.102444	Akaike info criterion	-1.706525	
Sum squared resid	2.476774	Schwarz criterion	-1.662887	
Log likelihood	206.9297	Hannan-Quinn criter.	-1.688940	
F-statistic	8.887436	Durbin-Watson stat	1.965339	
Prob(F-statistic)	0.000190			

8.5.4) México

Rendimiento del mercado

Null Hypothesis: CRM has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.95538	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CRM)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:22
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRM(-1)	-0.891364	0.063872	-13.95538	0.0000
C	-1.805773	0.315218	-5.728639	0.0000
R-squared	0.451075	Mean dependent var		0.046652
Adjusted R-squared	0.448759	S.D. dependent var		5.953240
S.E. of regression	4.420021	Akaike info criterion		5.818499
Sum squared resid	4630.170	Schwarz criterion		5.847591
Log likelihood	-693.3106	Hannan-Quinn criter.		5.830222
F-statistic	194.7527	Durbin-Watson stat		2.027643
Prob(F-statistic)	0.000000			

Precio del petróleo

Null Hypothesis: LOIL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.624875	0.0893
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOIL)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:24
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOIL(-1)	-0.041110	0.015662	-2.624875	0.0092
D(LOIL(-1))	0.223115	0.063179	3.531487	0.0005
C	0.176278	0.065488	2.691745	0.0076
R-squared	0.070042	Mean dependent var		0.006565
Adjusted R-squared	0.062161	S.D. dependent var		0.105785
S.E. of regression	0.102444	Akaike info criterion		-1.706525
Sum squared resid	2.476774	Schwarz criterion		-1.662887
Log likelihood	206.9297	Hannan-Quinn criter.		-1.688940
F-statistic	8.887436	Durbin-Watson stat		1.965339
Prob(F-statistic)	0.000190			

Tipo de cambio

Null Hypothesis: RTC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.69110	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.457630	
5% level	-2.873440	
10% level	-2.573187	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTC)
Method: Least Squares
Date: 06/27/22 Time: 21:26
Sample (adjusted): 2002M07 2022M05
Included observations: 239 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RTC(-1)	-0.955024	0.065007	-14.69110	0.0000
C	0.270906	0.217780	1.243940	0.2148
R-squared	0.476623	Mean dependent var		-0.028974
Adjusted R-squared	0.474415	S.D. dependent var		4.623597
S.E. of regression	3.351982	Akaike info criterion		5.265313
Sum squared resid	2662.880	Schwarz criterion		5.294405
Log likelihood	-627.2050	Hannan-Quinn criter.		5.277037
F-statistic	215.8284	Durbin-Watson stat		1.984215
Prob(F-statistic)	0.000000			

8.6. Test de cointegración de Johansen

Colombia

Date: 06/27/22 Time: 23:52
 Sample (adjusted): 2003M10 2022M05
 Included observations: 224 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: CRPRICE CRM RTC LCU LOIL
 Lags interval (in first differences): 1 to 15

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.186316	93.93851	69.81889	0.0002
At most 1	0.095789	47.75357	47.85613	0.0511
At most 2	0.062878	25.19845	29.79707	0.1545
At most 3	0.027600	10.65143	15.49471	0.2339
At most 4 *	0.019373	4.382026	3.841466	0.0363

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.186316	46.18494	33.87687	0.0011
At most 1	0.095789	22.55512	27.58434	0.1933
At most 2	0.062878	14.54703	21.13162	0.3219
At most 3	0.027600	6.269400	14.26460	0.5789
At most 4 *	0.019373	4.382026	3.841466	0.0363

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

México

Date: 06/28/22 Time: 00:29
 Sample (adjusted): 2004M06 2022M05
 Included observations: 216 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: CRPRICE CRM LOIL RTC
 Lags interval (in first differences): 1 to 23

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.104940	48.45436	47.85613	0.0439
At most 1	0.054463	24.50761	29.79707	0.1798
At most 2	0.034700	12.41104	15.49471	0.1383
At most 3 *	0.021899	4.782740	3.841466	0.0287

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.104940	23.94675	27.58434	0.1366
At most 1	0.054463	12.09657	21.13162	0.5381
At most 2	0.034700	7.628299	14.26460	0.4178
At most 3 *	0.021899	4.782740	3.841466	0.0287

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Chile

Date: 06/28/22 Time: 00:37
 Sample (adjusted): 2002M09 2020M12
 Included observations: 40 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: CRPRICE CRM LGDP
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.462383	42.76999	29.79707	0.0010
At most 1 *	0.306686	17.94567	15.49471	0.0209
At most 2	0.079068	3.294772	3.841466	0.0695

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.462383	24.82433	21.13162	0.0144
At most 1 *	0.306686	14.65089	14.26460	0.0434
At most 2	0.079068	3.294772	3.841466	0.0695

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Perú

Date: 06/28/22 Time: 00:41
 Sample (adjusted): 2004M03 2022M05
 Included observations: 219 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: CRPRICE CRM RTC LCU LOIL
 Lags interval (in first differences): 1 to 20

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.196836	95.25762	69.81889	0.0001
At most 1	0.098600	47.25352	47.85613	0.0569
At most 2	0.044096	24.52001	29.79707	0.1793
At most 3	0.039498	14.64354	15.49471	0.0669
At most 4 *	0.026216	5.817973	3.841466	0.0159

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.196836	48.00410	33.87687	0.0006
At most 1	0.098600	22.73351	27.58434	0.1851
At most 2	0.044096	9.876471	21.13162	0.7562
At most 3	0.039498	8.825563	14.26460	0.3010
At most 4 *	0.026216	5.817973	3.841466	0.0159

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

8.7. Estimación MCO

Chile (S&P/CLX)

Dependent Variable: CRPRICE
 Method: Least Squares
 Date: 07/02/22 Time: 22:04
 Sample (adjusted): 2002M06 2022M05
 Included observations: 240 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.039276	0.260342	-3.991958	0.0001
CRM	0.549105	0.058274	9.422744	0.0000
RTC	-0.132709	0.074048	-1.792205	0.0744
R-squared	0.362760	Mean dependent var	-2.190720	
Adjusted R-squared	0.357383	S.D. dependent var	4.486386	
S.E. of regression	3.596440	Akaike info criterion	5.410187	
Sum squared resid	3065.449	Schwarz criterion	5.453695	
Log likelihood	-646.2225	Hannan-Quinn criter.	5.427718	
F-statistic	67.45821	Durbin-Watson stat	2.090171	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Colombia (MSCI COLCAP)

Dependent Variable: CRPRICE
 Method: Least Squares
 Date: 06/26/22 Time: 00:24
 Sample (adjusted): 2002M06 2022M05
 Included observations: 240 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.44131	3.823984	2.730481	0.0068
CRM	0.641080	0.084337	7.601425	0.0000
RTC	-0.309439	0.095668	-3.234518	0.0014
LCU	-3.676913	1.226582	-2.997691	0.0030
LOIL	2.274259	1.340073	1.697115	0.0910
R-squared	0.359588	Mean dependent var	-1.855024	
Adjusted R-squared	0.348688	S.D. dependent var	6.107451	
S.E. of regression	4.928953	Akaike info criterion	6.048743	
Sum squared resid	5709.225	Schwarz criterion	6.121257	
Log likelihood	-720.8492	Hannan-Quinn criter.	6.077961	
F-statistic	32.98786	Durbin-Watson stat	1.929087	
Prob(F-statistic)	0.000000			

México (S&P/BMV)

Dependent Variable: CRPRICE
 Method: Least Squares
 Date: 06/26/22 Time: 03:00
 Sample (adjusted): 2002M06 2022M05
 Included observations: 240 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRM	1.076427	0.013737	78.36200	0.0000
LOIL	0.038424	0.013689	2.807046	0.0054
RTC	0.031627	0.018350	1.723550	0.0861
R-squared	0.973424	Mean dependent var	-2.068503	
Adjusted R-squared	0.973200	S.D. dependent var	4.822818	
S.E. of regression	0.789534	Akaike info criterion	2.377675	
Sum squared resid	147.7374	Schwarz criterion	2.421183	
Log likelihood	-282.3210	Hannan-Quinn criter.	2.395205	
Durbin-Watson stat	2.115311			

Perú (S&P/BVL)

Dependent Variable: CRPRICE
 Method: Least Squares
 Date: 06/25/22 Time: 23:18
 Sample (adjusted): 2002M06 2022M05
 Included observations: 240 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRM	0.977389	0.094686	10.32238	0.0000
RTC	-0.721912	0.264410	-2.730275	0.0068
LCU	2.453175	1.259363	1.947948	0.0526
LOIL	-3.197532	1.679937	-1.903365	0.0582
R-squared	0.400172	Mean dependent var	-1.727081	
Adjusted R-squared	0.392547	S.D. dependent var	7.939590	
S.E. of regression	6.188058	Akaike info criterion	6.499646	
Sum squared resid	9036.927	Schwarz criterion	6.557657	
Log likelihood	-775.9575	Hannan-Quinn criter.	6.523020	
Durbin-Watson stat	2.177795			