



**UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO**

**Escuela de
Postgrado**

**“RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y LOS PRECIOS
BURSÁTILES PERUANOS: PERIODO 2011-2021”**

**Trabajo de investigación presentado
para optar al Grado Académico de
Magíster en Economía**

Presentado por:

Piero Alonso La Rosa Gonzales

Asesor: Ph.D. Antonio Cusato Novelli

[0000-0002-2864-9085](tel:0000-0002-2864-9085)

Lima, enero de 2024

REPORTE DE EVALUACIÓN DEL SISTEMA ANTIPLAGIO

A través del presente, Antonio Cusato Novelli deja constancia que el trabajo de investigación titulado “RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y LOS PRECIOS BURSÁTILES PERUANOS: PERIODO 2011-2021” presentado por don Piero La Rosa Gonzales de acuerdo con el D.N.I. 74695018 para optar al Grado de Magister en Economía fue sometido al análisis del sistema antiplagio Turnitin el 6 de marzo de 2024 dando el siguiente resultado:

The screenshot displays the Turnitin interface for a document submission. The document title is "RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y LOS PRECIOS BURSÁTILES PERUANOS: PERIODO 2011-2021". The author is Piero Alonso La Rosa Gonzales. The report shows a similarity score of 11%. A sidebar on the right lists the sources of similarity, including various websites and PDF documents, each contributing a percentage to the total score.

Rank	Source	Similarity Percentage
1	hol.hardnet	1 %
2	prhu.upeu.edu.pe	<1 %
3	www.bcrp.gob.pe	<1 %
4	Estudios regionales s...	<1 %
5	vinculotopics.com.mx	<1 %
6	www.cidecham.com	<1 %
7	www.coaschero.com	<1 %
8	repositorio.bcrp.gov...	<1 %
9	yasa.me	<1 %

Resumen Ejecutivo

El objetivo principal de esta investigación es analizar la relación entre el tipo de cambio sol/dólar y el índice de precios bursátiles de la Bolsa de Valores de Lima. Para lograrlo, se considera la interacción rezagada entre ambas variables, así como la inclusión de las principales variables macroeconómicas que han demostrado tener efectos significativos en ellas. Se reconoce la importancia de incorporar efectos heterogéneos ante eventos sociales, políticos o económicos que puedan incrementar la volatilidad del mercado peruano. Además, se examina el papel de las restricciones de inversión en el extranjero de las AFP en los resultados obtenidos. En este estudio, se utilizan los rezagos de las variables de interés, así como la tasa de interés interbancaria del BCRP, como indicadores propios de la economía peruana. También se emplean los rezagos de los precios de los *commodities*, el spread entre la tasa de interés a largo plazo y la de corto plazo en dólares, y los rezagos del S&P 500 como variables exógenas al mercado de capitales peruano. Los resultados sugieren la existencia de causalidad de *Granger* desde el tipo de cambio hacia los precios bursátiles, con efectos heterogéneos. Además, se encuentra poca evidencia que respalde la causalidad de corto plazo del mercado de capitales sobre el tipo de cambio, y la información respecto a los cambios en la regulación de las AFP a lo largo de la década es inconclusa. Para fortalecer la validez de nuestro modelo, también realizamos una prueba de robustez. En esta prueba, incluimos el comportamiento del rendimiento del bono soberano peruano en soles como una variable adicional en la especificación del modelo. Los resultados de esta prueba refuerzan aún más la relación entre el tipo de cambio y los precios bursátiles, subrayando la influencia del tipo de cambio en los movimientos del mercado accionario en comparación con la causalidad inversa, es decir, la influencia de los precios bursátiles en el tipo de cambio.

Índice de contenido

Índice de tablas	v
Índice de Gráficos	vi
Índice de Anexos	vii
Capítulo I. Introducción	1
1. Evidencia Empírica	5
2. Literatura relacionada.....	10
3. Esquema.....	11
Capítulo II. El modelo	12
Capítulo III. Análisis cuantitativo	16
Conclusiones	24
Bibliografía	26
Anexos	28

Índice de tablas

Tabla 1:	Pruebas de multicolinealidad.....	16
Tabla 2:	Pruebas de Raíz Unitaria	17
Tabla 3:	Modelo de <i>Traditional Approach</i> – Muestra Completa	18
Tabla 4:	Modelo de <i>Portfolio Approach</i> – Muestra Completa	19
Tabla 5:	Modelo de <i>Traditional Approach</i> – Muestra Separada.....	21
Tabla 6:	Modelo de <i>Traditional Approach</i> – Inclusión de bonos.....	22
Tabla 7:	Modelo de <i>Portfolio Approach</i> - Inclusión de bonos.....	23

Índice de Gráficos

Figura 1: Depreciación frente al dólar de las monedas de las principales economías latinoamericanas (normalizado).....	1
Figura 2: Porcentaje del portafolio de las AFP invertido en el exterior.....	2
Figura 2: Tipo de cambio soles por dólar (2011-2021)	5
Figura 3: Índice de la bolsa peruana (en miles)	6
Figura 4: Índice peruano y tipo de cambio, normalizados al 1 de enero de 2020.....	6

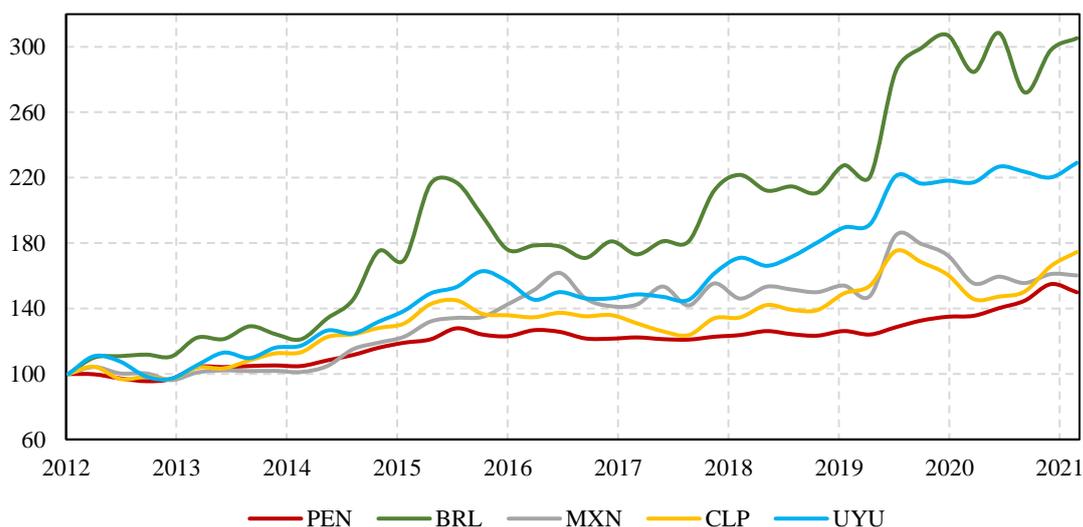
Índice de Anexos

Anexo 1.- Eventos causantes de incertidumbre política, económica y social en Perú.....28

Capítulo I. Introducción

Desde la década de los 90, el Perú se ha ido convirtiendo de manera consistente en una de las economías emergentes más importantes en Latinoamérica. Dentro de esta discusión, se puede mencionar el rol importante que el mercado de capitales ha estado desempeñando en el país. De la misma manera, el sol peruano se ha desempeñado en la historia reciente como la moneda más fuerte de la región, siendo la que menor depreciación frente al dólar ha sufrido durante los últimos 10 años.

Figura 1: Depreciación frente al dólar de las monedas de las principales economías latinoamericanas (normalizado)¹



Fuente: Elaboración Propia

A su vez, las restricciones de inversión en el exterior por parte de las AFPs han cambiado a lo largo de la década. Es el mismo BCRP el encargado de definir dichos límites. En la siguiente tabla, se puede apreciar que, en los últimos 10 años, este incrementó de 30% a 50%; con una respuesta por parte de las organizaciones financieras encargadas de los fondos privados. La importancia de las AFP radica en la gran concentración que estas tienen en la tenencia de valores de la bolsa local²: un cambio en su comportamiento tendrá efectos significativos en el comportamiento que sigan los índices peruanos.

¹ Las monedas comparadas son el sol peruano (PEN), el real brasileño (BRL), el peso mexicano (MXN), el peso chileno (CLP) y el peso uruguayo (UYU). Las 5 series tienen un valor inicial de 100 el 31/12/2011. Datos obtenidos de Bloomberg.

² Macroconsult (abril 2021)

Figura 2: Porcentaje del portafolio de las AFP invertido en el exterior



Fuente: BCRP

El objetivo de esta investigación radica en entender la relación, tanto de largo como de corto plazo, entre el comportamiento en los mercados de capitales y de divisas peruanos; así como los cambios que pueda haber en aquella interacción ante la ocurrencia de sucesos políticos, económicos o sociales. Por ejemplo, los disturbios sociales por la vacancia del expresidente Martín Vizcarra en noviembre de 2020 y las más recientes elecciones peruanas de 2021 son claros ejemplos de eventos que acaparan, al menos de manera temporal, gran parte de los movimientos en estas variables.

En la literatura, se ha propuesto dos enfoques que expliquen tanto la relación, como la dirección de la causalidad entre ambas series. Por un lado, tenemos el *portfolio approach*, el cual sostiene que los precios bursátiles generan cambios en el tipo de cambio con una correlación negativa. Y por otro, tenemos el *traditional approach*, con el que la causalidad parte de los mercados de divisas hacia los mercados bursátiles. En el caso de las economías emergentes, no existe alguna regla universal para definir bajo qué sistema se rigen los mercados en cada país. No obstante, la tendencia se inclina un poco más al *portfolio approach*: un evento con consecuencias negativas en los precios bursátiles conllevará a una situación adversa en lo que respecta al movimiento de capitales. Ello generará al final una depreciación de la moneda local.

En otras palabras, dicho evento provocaría una venta mucho mayor de lo usual de los instrumentos locales. De hecho, el mercado peruano presenta una liquidez muy baja, lo que significa que es más difícil encontrar una contrapartida compradora de aquellas acciones que se deseen vender. En un evento así de adverso, estos activos son readquiridos por las empresas a un precio *bid* mucho más bajo de aquel anterior a la ocurrencia de los eventos negativos. Una vez vendidas las acciones locales cotizadas en soles, normalmente los inversionistas preferirán reducir su

exposición en el mercado local e incrementarlo en el exterior, en donde invertir se vuelve relativamente más seguro. Esto llevaría a una compra de acciones que coticen en moneda extranjera, comúnmente en dólares. En consecuencia, se genera un incremento en la demanda de divisas extranjeras que ejercerían una presión hacia la depreciación de la moneda local.

La mecánica del *traditional approach* funciona de la siguiente manera: una apreciación del sol incrementará el valor de las acciones cotizadas en soles, incluso si el mismo precio en soles no cambia, el precio en dólares sí lo hará. Esto normalmente ocurre en el corto plazo.

Por su parte, los efectos los eventos políticos, sociales o económicos sobre los mercados de capital no tienen un signo predeterminado. Es decir, dependerá del tipo de evento y las consecuencias particulares que este tenga desde el punto de vista de los inversionistas. Sin embargo, lo que la literatura sí ofrece son conclusiones que indican que dichos eventos relevantes tienen injerencia sobre la varianza en dichos mercados, volviéndolos más volátiles mientras los efectos de dicho evento duren.

Por otro lado, es esencial reconocer la importancia de incluir los precios de los bonos peruanos en nuestro modelo de análisis. Estos bonos representan activos financieros líquidos en el mercado local y sus fluctuaciones de precio pueden ejercer un impacto significativo tanto en el tipo de cambio como en las acciones locales. Al considerar la interacción entre el mercado de bonos y el mercado de divisas, podemos obtener una comprensión más holística de la dinámica financiera en Perú. Esta inclusión nos permitirá mejorar la precisión de nuestras predicciones y recomendaciones, así como identificar posibles oportunidades o riesgos en el mercado. Por lo tanto, la incorporación de los precios de los bonos peruanos en nuestro modelo es crucial para una evaluación más completa y precisa de la relación entre el tipo de cambio y los precios bursátiles en el contexto peruano.

En lo que respecta al aporte general de este estudio, no solo contribuirá al avance del conocimiento en economía y finanzas, sino que también tendrá un impacto significativo en la toma de decisiones económicas y financieras tanto a nivel empresarial como gubernamental. Por ejemplo, las empresas podrían utilizar esta información para gestionar mejor sus riesgos financieros o para tomar decisiones de inversión más informadas respecto a las divisas y acciones locales. Del mismo modo, los responsables políticos podrían utilizar estos hallazgos para tomar en cuenta los cambios en el tipo de cambio sobre el sector financiero peruano.

Los resultados de esta investigación tendrán implicaciones importantes para una variedad de actores del mercado financiero. Por un lado, tiene el potencial de proporcionar a las empresas una comprensión más profunda de los riesgos financieros y les permitirán tomar decisiones de inversión más informadas. Por otro lado, los resultados serán de interés para los inversores, analistas financieros y otros profesionales del mercado, ayudándoles a desarrollar estrategias de inversión más efectivas y a gestionar mejor los riesgos.

Además, al enfocarse en el contexto específico de Perú, esta investigación ofrecerá información valiosa y relevante para los stakeholders locales. Dado que los factores y dinámicas que afectan al mercado peruano pueden diferir de los de otras regiones, los hallazgos de este estudio serán especialmente pertinentes y aplicables en el contexto local.

En resumen, esta investigación tiene el potencial de generar un impacto significativo tanto en la academia como en la práctica del mercado financiero peruano, proporcionando una mejor comprensión de la relación entre el tipo de cambio y los precios bursátiles y sus implicaciones para una variedad de actores del mercado

1. Evidencia Empírica

En línea con los objetivos de la presente investigación, es importante observar el comportamiento de las principales variables de interés durante el período de estudio. En la Figura 2, se puede apreciar la serie del tipo de cambio sol/dólar durante el período 2011-2021. En ella, lo primero que llama la atención es la tendencia creciente, con ciertos períodos de estabilidad alrededor de una media estable.

Por otro lado, hay dos períodos en los que la pendiente se incrementa de manera considerable. El primero corresponde a los años 2014-2015, en los que se registró una depreciación del 6.43% y 14.3% respectivamente. Los motivos detrás de esta subida abrupta en el precio del dólar son el declive en los precios de los *commodities* y la elevación de la tasa de interés de referencia de la FED en la segunda mitad del año 2015 (Gestión, 2015). El segundo, se dio a partir del año 2020 hasta finales de 2021. En este caso, la incertidumbre provocada por la pandemia del COVID-19, lo que llevó a una reducción en las tasas de interés en Estados Unidos; junto a los resultados de las últimas elecciones presidenciales de abril y junio de 2021.

Figura 3: Tipo de cambio soles por dólar (2011-2021)



Fuente: Bloomberg

A diferencia de la serie del tipo de cambio, la evolución de la bolsa peruana no ha seguido una tendencia marcada en la última década. Ello se puede revisar con mayor detalle en la Figura 3. Dentro de este período, se puede apreciar la tendencia negativa que se dio en los años 2014 y 2015, producto de la caída en los precios de los *commodities*, los cuales representan un factor muy importante en rendimiento de las empresas grandes del mercado peruano (Zevallos et al., 2017).

De hecho, haciendo especial énfasis en los últimos dos años de pandemia, podremos observar con mayor detenimiento los cambios en nuestras dos variables de interés. En especial, el

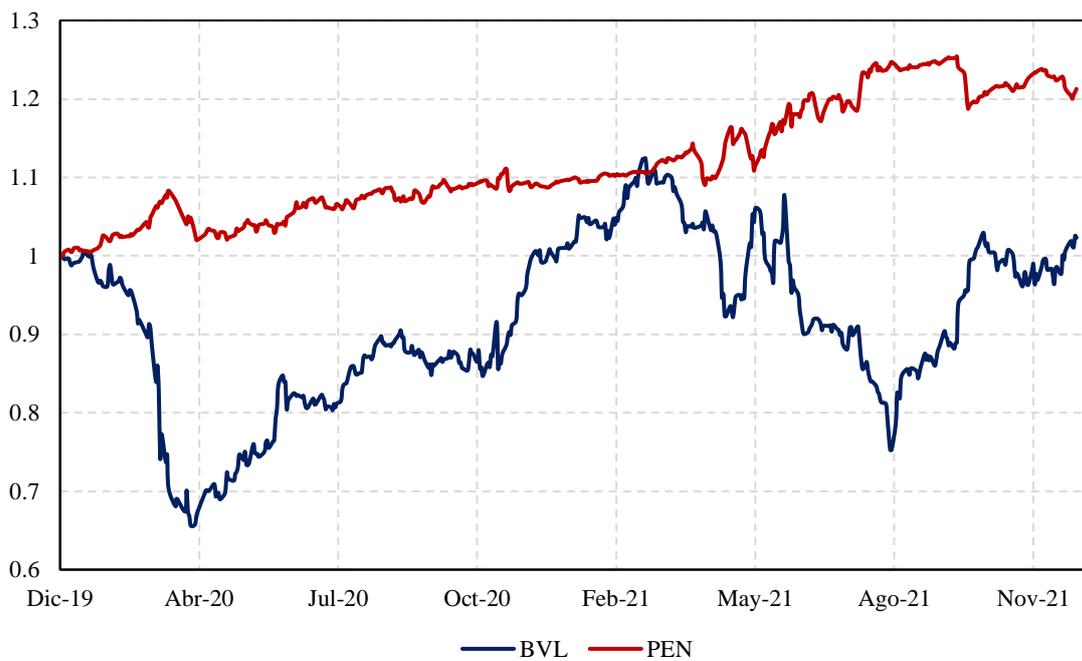
comportamiento que tienen durante este período de crisis es parecido a un espejo; no tanto en magnitud, pero en dirección. Tal y como se muestra en la Figura 4, tanto el inicio de la pandemia

Figura 4: Índice de la bolsa peruana (en miles)



Fuente: Bloomberg

Figura 5: Índice peruano y tipo de cambio, normalizados al 1 de enero de 2020



Fuente: Elaboración Propia

en marzo de 2020 como los eventos durante y después de las elecciones presidenciales de 2021 marcan un movimiento casi opuesto de las dos series. En línea con el estudio de Aggarwal et al. (1999), aquellos eventos que generen un panorama económico desfavorable para una economía emergente incrementarán la volatilidad y el riesgo en los mercados de capitales asociados.

Para llevar a cabo el ejercicio del presente estudio, se ha tomado en cuenta el período comprendido entre 2011-2021. Toda la información utilizada proviene de Bloomberg. El modelo base que busca probar el *traditional approach* es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 BVL_t = & \phi + \gamma^{(d)} BVL_{t-1}^{(d)} + \gamma^{(w)} BVL_{t-1}^{(w)} + \beta^{(d)} TC_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)} TC_{t-1}^{(w)} + \alpha^{(d)} SPX_{t-1}^{(d)} \\
 & + \alpha^{(w)} SPX_{t-1}^{(w)} + \delta Spread_{t-1} + \eta tasaPEN + \theta^{(d)} gold_{t-1}^{(d)} + \theta^{(w)} gold_{t-1}^{(w)} \\
 & + \lambda^{(d)} silver_{t-1}^{(d)} + \lambda^{(w)} silver_{t-1}^{(w)} + \omega^{(d)} copper_{t-1}^{(d)} + \omega^{(w)} copper_{t-1}^{(w)} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Donde BVL_t es el índice bursátil peruano, TC_t corresponde al tipo de cambio. SPX representa al índice S&P 500, el cual da una imagen precisa del movimiento del mercado de Estados Unidos en el corto plazo, con frecuencia diaria. Por otro lado, $Spread$ representa justamente la diferencia entre la tasa de largo plazo de Estados Unidos menos su tasa de corto plazo³. La inclusión de la variable $Spread$ se debe a los efectos *spillover* de la política monetaria de Estados Unidos en algunas economías de Latinoamérica, particularmente sobre el tipo de cambio en Perú (Carrera & Ramírez, 2019). Por otro lado, la variable $tasaPEN$ se refiere a la tasa de interés interbancaria del BCRP. La adición de dicha variable radica en la importancia de estos movimientos del tipo de cambio y en las decisiones de inversión de las empresas locales. Adicionalmente, estas presentan información de alta frecuencia, por lo que facilita su adición al análisis. Y, por último, $gold$, $silver$ y $copper$ son los precios del oro, la plata y el cobre, respectivamente. El motivo detrás de la inclusión de estas variables de control es la relevancia del mercado de capitales norteamericano en los mercados emergentes (Grima & Caruana, 2017); así como la importancia de los precios de los metales en las empresas peruanas que cotizan en bolsa (Zevallos et al., 2017).

Los supra índices de las variables independientes corresponden a la información recopilada por cada variable. Por ejemplo, $TC_{t-1}^{(d)}$ corresponde al tipo de cambio del último día útil y $TC_{t-1}^{(w)}$ representa al promedio de los últimos 5 días útiles de la variable, como *proxy* de la data de la última semana. Esta notación fue empleada por Corsi (2009) con el fin de simplificar el número de regresores: resulta más conveniente en términos de la parsimonia del modelo.

³ Se trata del rendimiento del *Treasury Note* de 10 años de EE.UU. menos el rendimiento del *Treasury Bill* de 3 meses.

Por otro lado, con la finalidad de probar el *portfolio approach*, utilizaremos el siguiente modelo:

$$TC_t = \phi + \alpha^{(d)} TC_{t-1}^{(d)} + \alpha^{(w)} TC_{t-1}^{(w)} + \beta^{(d)} BVL_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)} BVL_{t-1}^{(w)} + \delta Spread_{t-1} + \eta tasaPEN + \eta_t$$

No se incluye las demás variables de control que sí son incluidas en la ecuación anterior, por ser de menor relevancia para la determinación del tipo de cambio en comparación a los precios bursátiles peruanos, tal y como se hace en los estudios de Abdalla & Murinde (1997) y Akdogy & Birkan (2016).

En el análisis del presente estudio, se toma tanto el S&P 500 como a los precios de los *commodities* por ser variables que se desplazan de manera exógena a la economía peruana; así como por su frecuencia diaria, lo que les da mayor variabilidad a las variables independientes del modelo. De la misma manera, nuestras variables de interés facilitan este análisis de corto plazo, pues estas son de alta frecuencia.

Para el caso del tipo de cambio, se trata de una variable que depende de otras variables macroeconómicas que influyen de forma relevante sus movimientos a lo largo del tiempo, por lo que debe tenerse claro la idea de que esta se trata de una variable que se determina de manera endógena por la interacción de estas. Para efectos de este estudio, en la ecuación vinculada al *traditional approach*, se le trata como una variable “independiente” en el corto plazo, pues una apreciación de la moneda local respecto al dólar hace que los instrumentos financieros que cotizan en soles (para el caso peruano) suban su valor de manera inmediata. Esto puede ocurrir independientemente de la ocurrencia de eventos que incrementen o disminuyan el valor intrínseco de la acción. Asimismo, por la endogeneidad acarreada por el tipo de cambio es que se toman los valores rezagados de dicha variable, pues el tipo de cambio del día anterior ya se encuentra dado al día siguiente. También se incluye la información referente a las tasas de interés por su relevancia en las decisiones de inversión de las empresas, como ya se comentó anteriormente.

Adicionalmente, las demás variables macroeconómicas vinculadas al tipo de cambio, tales como la inflación, la producción, los términos de intercambio, el grado de apertura de la economía y el gasto fiscal (Ferreira & Herrada, 2003), suelen ser reportadas de manera mensual o trimestral, lo que dificulta su inclusión dentro de un modelo que pretende analizar las relaciones de corto plazo entre estas variables. Es por este motivo que el estudio se limita a la inclusión de las tasas de interés como variables macroeconómicas de control.

En línea con ello, los datos utilizados son de frecuencia diaria, pues el uso de una frecuencia mensual podría no recoger de forma adecuada los efectos de movimientos de capital (Tabak, 2006). Además, algunas perturbaciones en el mercado de capitales no podrían capturarse con una frecuencia mensual. Por ejemplo, en el caso de las elecciones presidenciales, los movimientos

tanto en el tipo de cambio como en la bolsa se llevaron a cabo en cuestión de días. Una base de datos con frecuencia mensual no podría recoger a detalle dicho movimiento.

Es crucial reconocer la importancia de los bonos peruanos en el análisis realizado en este estudio, ya que son activos financieros líquidos que se correlacionan tanto con el tipo de cambio como con los precios bursátiles. De la misma manera que las acciones, los bonos peruanos exhiben una relación estrecha con el tipo de cambio, mientras que los movimientos de capitales generados por rebalances en los portafolios impactan en los precios de ambos tipos de activos.

Por esta razón, hemos incluido la variable "Bono peruano" en nuestro modelo, que representa los movimientos en el rendimiento del bono soberano peruano en soles. Hemos seleccionado el rendimiento del bono a 10 años como variable, debido a su disponibilidad de datos en frecuencia diaria y su cobertura a lo largo de todo el período de análisis, convirtiéndolo en el mejor indicador del comportamiento de los bonos en soles peruanos. Estos bonos son una parte significativa del portafolio orientado a activos locales y su incorporación en nuestro análisis mejora la comprensión de las relaciones entre el tipo de cambio y los precios bursátiles.

2. Literatura relacionada

El presente trabajo de investigación se basa en replicar estudios pasados que determinaron la relación entre el tipo de cambio y los índices bursátiles de mercados emergentes. El aporte novedoso por parte de la metodología a presentar es la inclusión de un factor que diferencie períodos de relativa estabilidad económica, política y social; y períodos posteriores a eventos que causen un panorama económico negativo para el país. Dicho análisis se da con la finalidad de determinar efectos heterogéneos ante shocks exógenos de volatilidad en el mercado local. De la misma manera, se incluye los controles en la primera ecuación para no sobreestimar la magnitud de los efectos del *traditional approach*. Además, otro ejercicio que diferencia este estudio con la literatura pasada es la inclusión de un análisis de dos subconjuntos de la muestra: una de ellas con un límite de inversión en el exterior de las AFP relativamente bajo y otro con dicho límite relativamente alto, con el fin de verificar si esta relajación progresiva en las AFP cambia los resultados del modelo original.

El modelo sin dichas inclusiones es presentado por diversos autores, y no todos han llegado a las mismas conclusiones. Por ejemplo, Dimitrova (2005) estudia los casos de Estados Unidos y el Reino Unido entre los años 1990 y 2004. Para ello, emplea un modelo multivariado, de economía abierta y de corto plazo con el que llegó a la conclusión de que una depreciación de la moneda contribuye a la depreciación del mercado bursátil: una caída de 1% en el valor de la moneda genera como respuesta una caída de menos del 1% en el mercado de capitales.

Por otro lado, también hay estudios enfocados en los mercados emergentes. Arshad & Yahya (2016), Aydemir & Demirhan (2009), Erdoğan et al. (2020), Lin (2012), Najaf & Najaf (2016) y Walid et al. (2011) son unos ejemplos de las investigaciones realizadas en los mercados emergentes del continente asiático. Lo que se ha encontrado en estos estudios, es que no existe una regla universal en lo que respecta a la causalidad entre ambas series. Sin embargo, en la mayoría de los resultados, se ha revelado la existencia de causalidad a la Granger desde los mercados de capital al tipo de cambio. Adicionalmente, se revela que, en escenarios posteriores a un período de crisis, como la crisis de 2008 en Estados Unidos, las relaciones entre ambas series se fortalecen en los mercados emergentes.

Reboredo et al. (2016) explica mejor la dinámica causal del mercado bursátil al tipo de cambio. Ante un escenario favorable en las acciones domésticas, el panorama financiero se torna más atractivo en favor de la economía en cuestión ante los ojos de los inversionistas. La mayor entrada de capitales favorece a la apreciación de la moneda local, pues la inversión extranjera demandará tener un porcentaje de su portafolio en instrumentos que se coticen con dicha moneda. Por el contrario, una caída en el mercado de valores de una economía emergente conllevará a una salida de capitales del mercado bursátil. Dicha salida se vería trasladada en una menor demanda de la moneda local por parte de los inversionistas, quienes querrán trasladar su exposición del mercado local al exterior, en acciones, bonos u otros instrumentos que coticen en divisa extranjera, lo que

incrementará la demanda por dichas monedas. Ello tiene como consecuencia la depreciación de esta moneda respecto a las divisas extranjeras.

En lo que respecta a un ejemplo de período de crisis, Topcu & Gulal (2020) y Villarreal-Samaniego (2021) abordan el impacto de la pandemia del COVID-19 en los mercados de capitales de los mercados emergentes. Los estudios indican que el impacto de la pandemia recién se dio a mediados de marzo de 2020, con el inicio de las cuarentenas en América. No obstante, dicho impacto negativo duró tan solo hasta mediados de abril. A partir de entonces, los precios bursátiles empezaron a regresar a sus niveles prepandemia. Debido a la ocurrencia de eventos con una corta duración, se sacrifica la inclusión de más variables macroeconómicas al análisis a cambio de tener más información resultante de una mayor frecuencia de datos.

3. Esquema

El resto de la investigación está organizada de la siguiente manera: en el capítulo II, se aborda el modelo teórico, así como las ecuaciones que definirán la ruta del estudio; en el capítulo III, se presenta los resultados y, al final, se concluye.

Capítulo II. El modelo

La causalidad a la Granger es un concepto empleado para evaluar la capacidad predictiva de una variable sobre otra. Formalmente, considérese un modelo bivariado $VAR(p)$ estacionario:

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_j y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$y_t = c_0 + \sum_{j=1}^p c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_j y_{t-j} + \eta_t$$

Se dice que, según la definición de causalidad, y_t causa x_t si y solo si algún b_j es diferente de cero. De forma similar, x_t causa y_t si y solo si existe un c_j diferente de cero (Granger, 1969).

No obstante, la prueba de no-causalidad solo puede llevarse a cabo con variables estacionarias. Es decir, todas las variables deben de ser integradas de orden 0. Por ello, es necesario determinar si las series a emplear son estacionarias. Con este fin, se debe llevar a cabo una prueba que determine la presencia o no de una raíz unitaria en los datos. La prueba de Dickey-Fuller se detalla a continuación:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

El coeficiente de interés es δ_1 , pues si este es igual a cero, entonces la serie probará tener una raíz unitaria. La distribución que sigue el parámetro δ_1 es diferente a una normal o a una distribución *t-student*. En realidad, Dickey y Fuller calcularon los valores críticos para diferentes especificaciones del modelo. Su estadístico se conoce como τ .

Por su parte, Perron (1998) demostró que el estadístico τ , definido por Dicke y Fuller, no es capaz de diferenciar un proceso estacionario alrededor de una tendencia lineal:

$$y: t = \sum_{j=0}^d \beta_j t^j + \Phi(L)a_t$$

De un proceso con constante y raíz unitaria:

$$y_t = \theta_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t = y_0 + t\theta_0 + \sum_{i=0}^t \varepsilon_{t-i}$$

Una prueba para diferenciar ambos procesos es la que emplea la siguiente ecuación:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Y, con ella, realizar la prueba estadística que nos indique la presencia de raíz unitaria.

Una vez que se tiene claro qué variables son $I(1)$ e $I(0)$, se procede a tomar primeras diferencias de todas las variables que sean de orden superior a cero. Posteriormente, se debe llevar a cabo las regresiones mostradas en el capítulo anterior, para toda la muestra. La ecuación que señala la validez del *traditional approach* en el contexto peruano es:

$$\begin{aligned} BVL_t = & \phi + \gamma^{(d)} BVL_{t-1}^{(d)} + \gamma^{(w)} BVL_{t-1}^{(w)} + \beta^{(d)} TC_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)} TC_{t-1}^{(w)} + \alpha^{(d)} SPX_{t-1}^{(d)} \\ & + \alpha^{(w)} SPX_{t-1}^{(w)} + \delta Spread_{t-1} + \eta tasaPEN + \theta^{(d)} gold_{t-1}^{(d)} + \theta^{(w)} gold_{t-1}^{(w)} \\ & + \lambda^{(d)} silver_{t-1}^{(d)} + \lambda^{(w)} silver_{t-1}^{(w)} + \omega^{(d)} copper_{t-1}^{(d)} + \omega^{(w)} copper_{t-1}^{(w)} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Mientras que la ecuación que aplicada al *portfolio approach* es:

$$TC_t = \phi + \alpha^{(d)} TC_{t-1}^{(d)} + \alpha^{(w)} TC_{t-1}^{(w)} + \beta^{(d)} BVL_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)} BVL_{t-1}^{(w)} + \eta_t$$

Hasta este punto, se concluye el ejercicio de réplica de estudios pasados aplicados al contexto peruano. La parte innovadora de la presente investigación radica en los efectos heterogéneos ante la presencia de eventos generadores de perturbación en la economía peruana. Estos eventos se recogen en una nueva variable *dummy* que toma el valor de 1 ante eventos considerados causantes de perturbación económica en Perú. Dichos eventos se pueden visualizar en el Anexo 1. En total, se tiene 86 días de incertidumbre económica.

En línea con la búsqueda de efectos heterogéneos, se debe definir las ecuaciones que se emplearán para determinar la causalidad a la Granger. La primera, la ecuación vinculada al *traditional approach*, tiene la siguiente forma:

$$\begin{aligned} BVL_t = & \phi + \gamma^{(d)} BVL_{t-1}^{(d)} + \gamma^{(w)} BVL_{t-1}^{(w)} + \beta^{(d)} TC_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)} TC_{t-1}^{(w)} + \delta D_t \\ & + \delta^{(d)} D_t \times TC_{t-1}^{(d)} + \delta^{(w)} D_t \times TC_{t-1}^{(w)} + \alpha^{(d)} SPX_{t-1}^{(d)} + \alpha^{(w)} SPX_{t-1}^{(w)} \\ & + \delta Spread_{t-1} + \eta tasaPEN + \theta^{(d)} gold_{t-1}^{(d)} + \theta^{(w)} gold_{t-1}^{(w)} + \lambda^{(d)} silver_{t-1}^{(d)} \\ & + \lambda^{(w)} silver_{t-1}^{(w)} + \omega^{(d)} copper_{t-1}^{(d)} + \omega^{(w)} copper_{t-1}^{(w)} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Donde D_t es la variable *dummy* mencionada anteriormente. La variable binaria solo multiplica al tipo de cambio, pues las demás variables corresponden al mercado de Estados Unidos, en el caso de la serie del S&P 500, y al mercado internacional, como es el caso de los precios de los *commodities*. Además, la tasa de interés local no debería de responder a eventos de dicha índole de corta duración. Por este motivo, los efectos de dichas variables no deberían de cambiar ante períodos de incertidumbre económica, política y social en el mercado peruano.

Por otro lado, la segunda ecuación, correspondiente al *portfolio approach*, presentará los efectos heterogéneos de la siguiente manera:

$$TC_t = \phi + \alpha^{(d)} TC_{t-1}^{(d)} + \alpha^{(w)} TC_{t-1}^{(w)} + \beta^{(d)} BVL_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)} BVL_{t-1}^{(w)} + \delta Spread_{t-1} \\ + \eta tasaPEN + \delta D_t + \delta^{(d)} D_t \times BVL_{t-1}^{(d)} + \delta^{(w)} D_t \times BVL_{t-1}^{(w)} + \eta_t$$

Una vez realizado dicho ejercicio, este debe replicarse tomando en cuenta un par de consideraciones. La primera, es que las empresas mineras representan cerca del 50% de la capitalización bursátil de la Bolsa de Valores de Lima (Macroconsult, 2021). Y la segunda es que no todas las empresas que conforman el índice de la BVL cotizan en soles. Es por este motivo que, para efectos del presente ejercicio, es importante replicar el análisis con estas dos variables.

Para la primera observación, se tomó la composición del índice EPU US EQUITY, ETF que sigue el comportamiento del mercado peruano⁴, y se construyó otro índice con las empresas dedicadas a todos los sectores excluyendo el minero. Con respecto a la segunda, se tomó el mismo ETF y se prosiguió a trabajar con aquellas compañías que coticen en soles en la BVL.

Adicionalmente, se pretenderá evaluar el impacto de las reformas de las AFP en los resultados de la investigación. Como se explicó en la primera sección del presente trabajo, el BCRP incrementó de manera progresiva los límites de inversión en el exterior por parte de estas instituciones financieras. Por ello, se procedió a realizar un corte en la muestra a finales de diciembre de 2013, en donde el límite comenzó a subir de 36% (BCRP, 2018). Con dichas submuestras, se ejecutarán las mismas ecuaciones que el modelo original propuesto, pero sin la inclusión de los efectos heterogéneos, pues la escasez de datos correspondientes a eventos políticos y sociales adversos en la primera submuestra nos podría dar resultados sesgados.

Lo que se esperaría del ejercicio es que la relajación de dichos límites proporcione mayor flexibilidad a las AFP para reducir su exposición en el mercado bursátil local en caso lo consideren necesario. Por ende, los efectos del *traditional approach* deberían de ser más fuertes en la segunda submuestra que en la primera, pues las AFP tendrían mayor flexibilidad de ajustar su exposición al mercado exterior ante una caída de los precios bursátiles locales provocados por el efecto moneda.

Finalmente, llevaremos a cabo un análisis adicional que incluirá la variable correspondiente a los bonos peruanos, con el objetivo de poner a prueba la robustez de los resultados obtenidos en las especificaciones anteriores. Se espera que la incorporación de esta variable rezagada tenga efectos significativos en los precios bursátiles, dado el impacto que la redistribución de los portafolios puede tener ante cambios en los precios.

En cuanto al tipo de cambio, se anticipa que el aumento en el rendimiento del bono soberano peruano resultará atractivo para los inversores, lo que podría generar un flujo de capitales desde bonos denominados en otras divisas hacia los bonos peruanos en soles. Este fenómeno debería

⁴ Se utilizó la descomposición de dicho índice por la falta de información disponible respecto al índice de la BVL. Además, su composición es muy parecida.

traducirse en una mayor demanda de la moneda local, lo que eventualmente podría llevar a una apreciación del sol frente al dólar. Se espera que los resultados obtenidos en los análisis previos se mantengan incluso con la inclusión de esta variable adicional.

Los resultados del ejercicio empírico se presentan en el capítulo III.

Capítulo III. Análisis cuantitativo

Al trabajar con series de *commodities*, necesitamos descartar el problema de multicolinealidad, pues el mercado de valores peruano está muy concentrado en el sector minero. Por este motivo, primero realizamos tres pruebas de multicolinealidad, una para cada una de las series de la bolsa peruana. Estas se encuentran a continuación:

Tabla 1: Pruebas de multicolinealidad

	BVL	TC	S&P 500	Cobre	Oro	Plata
BVL	1.0000	0.0246	0.4316	0.3910	0.2071	0.2694
TC	0.0246	1.0000	0.0006	0.0288	0.0155	0.0127
S&P 500	0.4316	0.0006	1.0000	0.3279	-0.0022	0.1270
Cobre	0.3910	0.0288	0.3279	1.0000	0.2520	0.3755
Oro	0.2071	0.0155	-0.0022	0.2520	1.0000	0.8047
Plata	0.2694	0.0127	0.1270	0.3755	0.8047	1.0000

	Índice ex-Minas	TC	S&P 500	Cobre	Oro	Plata
Índice ex-Minas	1.0000	0.0162	0.3757	0.1482	0.0650	0.0942
TC	0.0162	1.0000	0.0006	0.0288	0.0155	0.0245
S&P 500	0.3757	0.0006	1.0000	0.3279	-0.0022	0.0828
Cobre	0.1482	0.0288	0.3279	1.0000	0.2520	0.1972
Oro	0.0650	0.0155	-0.0022	0.2520	1.0000	0.3296
Plata	0.0942	0.0245	0.0828	0.1972	0.3296	1.0000

	Índice Soles	TC	S&P 500	Cobre	Oro	Plata
Índice Soles	1.0000	-0.0039	0.2616	0.2304	0.0817	0.1376
TC	-0.0039	1.0000	0.0006	0.0288	0.0155	0.0127
S&P 500	0.2616	0.0006	1.0000	0.3279	-0.0022	0.1270
Cobre	0.2304	0.0288	0.3279	1.0000	0.2520	0.3755
Oro	0.0817	0.0155	-0.0022	0.2520	1.0000	0.8047
Plata	0.1376	0.0127	0.1270	0.3755	0.8047	1.0000

Como se puede observar, tanto en el primer bloque como en el tercero, tenemos una alta correlación entre el movimiento del precio del oro y de la plata. Asimismo, el precio de la plata correlaciona más con el índice que el oro en cada uno de los bloques. En consecuencia, el análisis se llevará a cabo sin la inclusión del precio del oro.

A continuación, se debe realizar las pruebas de raíz unitaria para todas las series no macroeconómicas empleadas en el ejercicio.

Tabla 2: Pruebas de Raíz Unitaria

	Dickey Fuller		Phillips Perron	
	Tau	p-value	Tau	p-value
BVL	-1.218	0.6656	-1.309	0.6248
S&P 500	1.341	0.9968	1.73	0.9982
Cobre	-1.67	0.4466	-1.626	0.4696
Plata	-2.301	0.1718	-2.299	0.1723

Como se puede apreciar en la tabla 1, no se puede rechazar la hipótesis nula, la cual sostiene que las series tienen raíz unitaria. En otras palabras, siguen un *random walk*. Por este motivo, no se puede trabajar con las series en niveles, pues tendríamos como resultado una regresión espuria, con resultados sesgados al valor real de los parámetros. En consecuencia, se procedió a trabajar con las series de diferencias de logaritmos, con el fin de tomar en consideración series $I(0)$.

Para determinar la causalidad a la Granger, hay que revisar los coeficientes relacionados a ambos enfoques de la literatura. En primer lugar, tenemos los resultados del *traditional approach* enfocado en el índice original de la BVL, el índice ex-Minas y el índice en soles, los cuales se presentan en la tabla 3.

Siguiendo los resultados del modelo propuesto, se puede observar varias características interesantes. La primera, es que para el caso del índice ex-Minas y el índice en soles tienen efectos significativos por parte de su componente $AR(1)$. En lo que respecta tanto al índice original y al índice en soles, tenemos un impacto negativo de muy corto plazo por parte del tipo de cambio, lo cual da evidencia del cumplimiento del *traditional approach* en el contexto peruano, el cual sustenta que una depreciación de la moneda (un incremento de la variable TC) conllevaría a una caída en los precios bursátiles, tal y como se observa en la literatura. Adicionalmente, el efecto semanal del tipo de cambio conlleva al retroceso del choque original. Como podría esperarse, los precios de los metales no tienen efecto relevante para el índice ex-Minas, pero sí existe un impacto del precio del cobre en el índice en soles.

Tabla 3: Modelo de *Traditional Approach* – Muestra Completa

Variables	Índice de la BVL				Índice ex-minas				Índice soles			
	Modelo Original		Sin <i>commodities</i>		Modelo Original		Sin <i>commodities</i>		Modelo Original		Sin <i>commodities</i>	
	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy
Índice (d)	0.0290 (0.0277)	0.0282 (0.0279)	0.0201 (0.0262)	0.0194 (0.0264)	-0.0589*** (0.0228)	-0.0600*** (0.0228)	-0.0589*** (0.0226)	-0.0599*** (0.0226)	0.109*** (0.0240)	0.116*** (0.0243)	0.107*** (0.0237)	0.113*** (0.0240)
Índice (w)	0.0333 (0.0594)	0.0226 (0.0598)	0.0569 (0.0553)	0.0446 (0.0558)	-0.0687 (0.0550)	-0.0659 (0.0551)	-0.0699 (0.0544)	-0.0671 (0.0545)	-0.0411 (0.0506)	-0.0459 (0.0509)	-0.0178 (0.0498)	-0.0234 (0.0502)
TC (d)	-0.0495** (0.0199)	-0.0498** (0.0219)	-0.0494** (0.0197)	-0.0495** (0.0216)	-0.0191 (0.0216)	-0.0181 (0.0240)	-0.0202 (0.0213)	-0.0189 (0.0236)	-0.0411* (0.0212)	-0.0570** (0.0232)	-0.0391* (0.0210)	-0.0545** (0.0229)
TC (w)	0.0511** (0.0199)	0.0517** (0.0219)	0.0510*** (0.0197)	0.0514** (0.0217)	0.0201 (0.0216)	0.0190 (0.0240)	0.0212 (0.0213)	0.0199 (0.0236)	0.0416* (0.0212)	0.0576** (0.0232)	0.0397* (0.0210)	0.0552** (0.0229)
S&P 500 (d)	0.0150 (0.0294)	0.0144 (0.0295)	0.0121 (0.0289)	0.0117 (0.0290)	0.0666** (0.0324)	0.0677** (0.0324)	0.0557* (0.0311)	0.0569* (0.0312)	0.000577 (0.0296)	-0.00295 (0.0297)	-0.0131 (0.0286)	-0.0170 (0.0287)
S&P 500 (w)	-0.0802 (0.0758)	-0.0689 (0.0761)	-0.0663 (0.0738)	-0.0562 (0.0741)	0.113 (0.0866)	0.110 (0.0867)	0.145* (0.0823)	0.142* (0.0824)	-0.0200 (0.0779)	-0.0197 (0.0782)	0.0223 (0.0739)	0.0195 (0.0741)
Spread	0.000169 (0.000376)	0.000307 (0.000385)	0.000173 (0.000376)	0.000311 (0.000385)	-0.000356 (0.000412)	-0.000390 (0.000421)	-0.000348 (0.000411)	-0.000374 (0.000421)	0.000347 (0.000395)	0.000434 (0.000404)	0.000370 (0.000396)	0.000462 (0.000404)
Tasa PEN	0.000324 (0.000283)	0.000280 (0.000285)	0.000313 (0.000282)	0.000270 (0.000284)	0.000270 (0.000308)	0.000313 (0.000311)	0.000262 (0.000307)	0.000302 (0.000311)	2.58e-05 (0.000296)	-2.52e-05 (0.000299)	1.89e-05 (0.000296)	-3.08e-05 (0.000299)
Plata (d)	-0.0154 (0.0160)	-0.0155 (0.0160)			0.0139 (0.0173)	0.0143 (0.0174)			-0.0109 (0.0166)	-0.0109 (0.0166)		
Plata (w)	0.0156 (0.0372)	0.0145 (0.0372)			-0.0167 (0.0405)	-0.0173 (0.0406)			-0.0539 (0.0387)	-0.0559 (0.0388)		
Cobre (d)	-0.00943 (0.0242)	-0.00883 (0.0243)			-0.0345 (0.0258)	-0.0343 (0.0259)			-0.0312 (0.0250)	-0.0331 (0.0250)		
Cobre (w)	0.0437 (0.0578)	0.0401 (0.0578)			0.0790 (0.0604)	0.0793 (0.0606)			0.162*** (0.0589)	0.158*** (0.0589)		
Dummy		-0.00337 (0.00387)		-0.00353 (0.00386)		-0.00571 (0.00423)		-0.00582 (0.00422)		3.29e-05 (0.00406)		-0.000151 (0.00407)
Dummy x TC (d)		0.00309 (0.0503)		0.00285 (0.0501)		0.00342 (0.0546)		0.00260 (0.0545)		0.0871 (0.0531)		0.0870 (0.0530)
Dummy x TC (w)		-0.00293 (0.0502)		-0.00265 (0.0500)		-0.00176 (0.0545)		-0.000945 (0.0544)		-0.0875* (0.0530)		-0.0874* (0.0529)
Constante	-0.00579 (0.00409)	-0.00684* (0.00414)	-0.00580 (0.00409)	-0.00687* (0.00413)	-0.00301 (0.00446)	-0.00279 (0.00450)	-0.00313 (0.00446)	-0.00297 (0.00450)	-0.00170 (0.00429)	-0.00208 (0.00433)	-0.00211 (0.00429)	-0.00251 (0.00433)
Observaciones	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962
R-cuadrado	0.009	0.011	0.008	0.010	0.011	0.012	0.010	0.011	0.023	0.024	0.018	0.019

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Con respecto a los efectos heterogéneos, estos solo se encuentran presentes en el efecto semanal del tipo de cambio: un signo negativo significa que, en períodos de crisis política o social, los efectos inmediatos de una depreciación en el tipo de cambio se disiparían de forma más lenta, pues el rebote del impacto inmediato, capturado por el efecto semanal, se vería reducido.

Curiosamente, la tasa de interés peruana y el *spread* norteamericano no presentan impactos en ninguna de las series bursátiles. A pesar de que, teóricamente, un incremento de las tasas de interés debería de tener un impacto negativo en los precios de las bolsas debido a un costo de inversión más alto, no parece darse ese efecto en el corto plazo. En realidad, dichas caídas en precios se dan una vez se tiene la noticia de que un ciclo de alza en las tasas de interés se llevará a cabo, mas no al momento en el que las mismas suben, pues para ese momento, dicho incremento ya se ve reflejado en los precios de mercado.

A continuación, se presentan los resultados del *portfolio approach*:

Tabla 4: Modelo de *Portfolio Approach* – Muestra Completa

Variables	Variable dependiente: Tipo de Cambio					
	Índice de la BVL		Índice ex-minas		Índice soles	
	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy
TC (d)	0.992*** (0.0182)	0.990*** (0.0182)	1.003*** (0.0179)	1.002*** (0.0180)	0.997*** (0.0184)	0.996*** (0.0186)
TC (w)	0.00553 (0.0182)	0.00762 (0.0183)	-0.00571 (0.0180)	-0.00485 (0.0180)	0.000346 (0.0184)	0.000824 (0.0186)
Índice (d)	-0.00331 (0.0222)	0.00919 (0.0251)	-0.0170 (0.0178)	-0.0146 (0.0180)	-0.0148 (0.0203)	-0.00397 (0.0241)
Índice (w)	-0.115** (0.0466)	-0.117** (0.0490)	0.00273 (0.0412)	0.0115 (0.0421)	-0.0380 (0.0419)	-0.0470 (0.0440)
Spread	-0.000252 (0.000350)	-0.000235 (0.000357)	-0.000246 (0.000351)	-0.000251 (0.000358)	-0.000256 (0.000351)	-0.000246 (0.000358)
Tasa PEN	-0.000730*** (0.000260)	-0.000732*** (0.000262)	-0.000750*** (0.000260)	-0.000785*** (0.000263)	-0.000733*** (0.000261)	-0.000736*** (0.000262)
Dummy		-0.000880 (0.00151)		0.000423 (0.00144)		-0.000140 (0.00154)
Dummy x índice (d)		-0.0475 (0.0543)		-0.118 (0.114)		-0.0394 (0.0463)
Dummy x índice (w)		-0.0774 (0.171)		-0.191 (0.207)		0.0539 (0.154)
Constante	0.0113*** (0.00379)	0.0112*** (0.00382)	0.0118*** (0.00379)	0.0121*** (0.00382)	0.0117*** (0.00379)	0.0116*** (0.00383)
Observaciones	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962
R-cuadrado	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En este cuadro, hay varias cosas que llaman la atención. La primera es la significancia del componente *AR(1)* del tipo de cambio en cada una de las ecuaciones. La segunda, es el impacto negativo de la tasa de interés en soles para la variable *TC*. Esto quiere decir que un incremento de

la tasa de interés conllevará a una apreciación del tipo de cambio, pues se genera mayor demanda de moneda local. En lo que respecta al efecto de los índices, solo el índice original de la BVL parece tener un efecto de corto plazo en el tipo de cambio: una caída en los precios bursátiles conlleva a una depreciación de la moneda, siguiendo la lógica expuesta en la sección anterior.

Por último, en el caso del *portfolio approach*, no parece haber efectos heterogéneos. Aparentemente, la ocurrencia de eventos de perturbación política y social no modifican el coeficiente asociado a los índices ni presentan un efecto propio sobre la serie del tipo de cambio.

Para evaluar de manera superficial el impacto de las restricciones de las AFP en el modelo, se presenta en la tabla 5 el *traditional approach* aplicado a este caso. En casi todos los casos, el componente $AR(1)$ es significativo. Sin embargo, vale la pena mencionar lo ocurrido con los efectos de corto plazo del tipo de cambio en los tres índices. En primer lugar, se puede apreciar que, para el índice en soles, no existe significancia en ninguna de las submuestras para el tipo de cambio. Por otro lado, el efecto de corto plazo del tipo de cambio en el índice ex-minas pierde significancia en la segunda submuestra. No obstante, dicho impacto gana mucha significancia en el índice original de la BVL.

En cuanto a los metales, se puede apreciar mayor significancia de corto plazo para el índice en soles. Particularmente, el efecto del cambio en el precio de la plata se ve más rezagado. En el caso del índice ex-minas, solo se pierde la significancia del impacto inmediato del precio del cobre. No obstante, no se registra ningún coeficiente estadísticamente distinto al cero para el caso del índice original.

Finalmente, incorporamos al modelo la variable del bono soberano peruano. Los resultados en el *traditional approach* aparecen en la tabla 6, mientras que los resultados del *portfolio approach* se encuentran en la tabla 7. En el caso del *traditional approach*, se puede observar que la ecuación correspondiente al índice de la BVL ha perdido la significancia en casi todos sus coeficientes. Sin embargo, los índices ex-minas y de las acciones cotizadas en soles aún mantienen cierta significancia con las variaciones del tipo de cambio en el corto y mediano plazo, sin efectos significativos correspondientes a la variable del bono soberano peruano.

En el caso del *portfolio approach*, se puede observar que los índices no tienen efectos significativos con el tipo de cambio. Sin embargo, la relevancia de la tasa interbancaria se mantiene, indicando que el tipo de cambio es una variable que se rige más por los movimientos de las variables macroeconómicas y no debido a los cambios en los precios bursátiles locales. De la misma manera que en el *traditional approach*, el bono soberano no presenta significancia en su coeficiente.

Tabla 5: Modelo de *Traditional Approach* – Muestra Separada

Variables	Índice de la BVL				Índice ex-minas				Índice soles			
	Modelo Original		Sin <i>commodities</i>		Modelo Original		Sin <i>commodities</i>		Modelo Original		Sin <i>commodities</i>	
	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después
Índice (d)	0.112** (0.0541)	-0.0269 (0.0329)	0.0927* (0.0518)	-0.0229 (0.0311)	-0.108** (0.0502)	-0.0484* (0.0259)	-0.114** (0.0500)	-0.0481* (0.0255)	0.0695 (0.0488)	0.148*** (0.0277)	0.0670 (0.0485)	0.153*** (0.0274)
Índice (w)	-0.147 (0.117)	0.153** (0.0702)	-0.0860 (0.111)	0.149** (0.0648)	-0.195 (0.124)	-0.0560 (0.0628)	-0.185 (0.123)	-0.0542 (0.0617)	-0.221* (0.118)	0.0265 (0.0542)	-0.182 (0.116)	0.0389 (0.0533)
TC (d)	-0.0429 (0.0922)	-0.0478** (0.0189)	-0.0239 (0.0906)	-0.0468** (0.0186)	-0.145** (0.0722)	-0.00390 (0.0233)	-0.124* (0.0705)	-0.00831 (0.0228)	-0.0154 (0.0976)	-0.0270 (0.0200)	-0.00808 (0.0959)	-0.0258 (0.0197)
TC (w)	0.0513 (0.0928)	0.0495*** (0.0189)	0.0311 (0.0913)	0.0485*** (0.0186)	0.145** (0.0726)	0.00591 (0.0233)	0.123* (0.0711)	0.0104 (0.0228)	0.0159 (0.0981)	0.0288 (0.0200)	0.00750 (0.0966)	0.0279 (0.0197)
S&P 500 (d)	-0.0716 (0.0764)	0.0487 (0.0306)	-0.0856 (0.0716)	0.0494 (0.0304)	0.127** (0.0601)	0.0480 (0.0385)	0.0779 (0.0545)	0.0442 (0.0376)	-0.0977 (0.0799)	0.0282 (0.0300)	-0.103 (0.0732)	0.0199 (0.0294)
S&P 500 (w)	-0.0464 (0.200)	-0.0900 (0.0795)	0.00794 (0.179)	-0.0953 (0.0782)	-0.0416 (0.162)	0.162 (0.104)	0.0110 (0.140)	0.193* (0.101)	0.0537 (0.214)	-0.0201 (0.0792)	0.135 (0.189)	0.00353 (0.0760)
Spread	0.000709 (0.00223)	-0.000197 (0.000396)	0.000916 (0.00220)	-0.000173 (0.000395)	-0.000675 (0.00177)	-0.000153 (0.000492)	-0.000529 (0.00175)	-0.000162 (0.000490)	0.000477 (0.00238)	0.000141 (0.000408)	0.000580 (0.00235)	0.000196 (0.000408)
Tasa PEN	0.00171 (0.00350)	0.000354 (0.000267)	0.00164 (0.00347)	0.000361 (0.000266)	0.00229 (0.00281)	0.000312 (0.000330)	0.00227 (0.00278)	0.000295 (0.000329)	9.17e-05 (0.00374)	0.000128 (0.000275)	0.000320 (0.00371)	0.000115 (0.000275)
Plata (d)	-0.0496 (0.0357)	0.00344 (0.0178)			0.00590 (0.0282)	0.0216 (0.0219)			-0.0785** (0.0378)	0.0197 (0.0181)		
Plata (w)	0.0784 (0.0839)	-0.0364 (0.0426)			0.00556 (0.0663)	-0.0171 (0.0529)			0.0140 (0.0892)	-0.0941** (0.0436)		
Cobre (d)	-0.0164 (0.0626)	0.00606 (0.0254)			-0.0892* (0.0490)	-0.0187 (0.0308)			0.0330 (0.0661)	-0.0320 (0.0257)		
Cobre (w)	0.0734 (0.158)	0.0201 (0.0607)			0.0785 (0.123)	0.0955 (0.0713)			0.127 (0.169)	0.181*** (0.0598)		
Constante	-0.0309 (0.0348)	-0.00577 (0.00478)	-0.0278 (0.0346)	-0.00607 (0.00476)	-0.00663 (0.0277)	-0.00686 (0.00592)	-0.00414 (0.0276)	-0.00697 (0.00590)	-0.00159 (0.0372)	-0.00651 (0.00493)	-9.86e-05 (0.0372)	-0.00722 (0.00493)
Observaciones	474	1,488	474	1,488	474	1,488	474	1,488	474	1,488	474	1,488
R-cuadrado	0.020	0.016	0.013	0.015	0.045	0.010	0.037	0.009	0.021	0.050	0.009	0.043

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 6: Modelo de *Traditional Approach* – Inclusión de bonos

Variables	Índice de la BVL				Índice ex-minas				Índice soles			
	Modelo Original		Sin commodities		Modelo Original		Sin commodities		Modelo Original		Sin commodities	
	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy
Índice (d)	0.04761 (0.0263)	0.04974 (0.0265)	0.04783 (0.0252)	0.04961* (0.0253)	-0.02364 (0.0238)	-0.02361 (0.0238)	-0.01632 (0.0237)	-0.01629 (0.0237)	0.09756*** (0.0242)	0.1045*** (0.0245)	0.09811*** (0.0240)	0.1048*** (0.0243)
Índice (w)	0.04516 (0.0562)	0.03940 (0.0565)	0.06718 (0.0529)	0.06038 (0.0532)	-0.15168** (0.0564)	-0.15226** (0.0565)	-0.16446** (0.0560)	-0.16515** (0.0561)	-0.03658 (0.0509)	-0.03651 (0.0511)	-0.02310 (0.0505)	-0.02348 (0.0507)
TC (d)	-0.02702 (0.0808)	-0.04654 (0.0448)	-0.02501 (0.0799)	-0.04528 (0.0822)	0.04847* (0.0962)	0.04461* (0.0994)	0.02292 (0.0947)	0.01829 (0.0978)	-0.1849* (0.0903)	-0.2205* (0.0923)	-0.16750 (0.0893)	-0.2029* (0.0912)
TC (w)	-0.17980 (0.1792)	-0.19946 (0.0452)	-0.20962 (0.1773)	-0.22963 (0.1800)	-0.54239 (0.2125)	-0.55297 (0.2162)	-0.48610* (0.2086)	-0.49923* (0.2125)	-0.04630 (0.1999)	-0.11070 (0.2029)	-0.10160 (0.1972)	-0.16600 (0.2001)
S&P 500 (d)	0.00337 (0.0275)	0.00091 (0.0276)	0.00392 (0.0270)	0.00123 (0.0271)	0.02164 (0.0326)	0.02131 (0.0327)	0.02143 (0.0314)	0.02097 (0.0315)	-0.03300 (0.0286)	-0.03648 (0.0286)	-0.04153 (0.0276)	-0.04566 (0.0276)
S&P 500 (w)	0.02480 (0.0709)	0.03110 (0.0713)	0.04277 (0.0690)	0.04811 (0.0694)	0.22636* (0.0880)	0.22431* (0.0882)	0.20999* (0.0838)	0.20793* (0.0839)	0.11830 (0.0753)	0.11280 (0.0757)	0.1628* (0.0712)	0.1560* (0.0716)
Spread	-0.00021 (0.0004)	-0.00017 (0.0004)	-0.00020 (0.0004)	-0.00015 (0.0004)	-0.00063 (0.0004)	-0.00062 (0.0004)	-0.00065 (0.0004)	-0.00063 (0.0004)	-0.00023 (0.0004)	-0.00020 (0.0004)	-0.00020 (0.0004)	-0.00018 (0.0004)
Tasa PEN	-0.00010 (0.0002)	-0.00020 (0.0002)	-0.00012 (0.0002)	-0.00022 (0.0002)	-0.00019 (0.0003)	-0.00018 (0.0003)	-0.00019 (0.0003)	-0.00017 (0.0003)	0.00021 (0.0002)	0.00023 (0.0003)	0.00019 (0.0002)	0.00020 (0.0003)
Plata (d)	-0.00791 (0.0147)	-0.00833 (0.0147)			0.04979** (0.0174)	0.04974** (0.0175)			-0.00344 (0.0159)	-0.00423 (0.0159)		
Plata (w)	0.02728 (0.0344)	0.02659 (0.0344)			-0.02521 (0.0409)	-0.02516 (0.0409)			-0.02446 (0.0372)	-0.02378 (0.0372)		
Cobre (d)	0.00767 (0.0224)	0.00688 (0.0225)			-0.01360 (0.0262)	-0.01375 (0.0262)			-0.01828 (0.0240)	-0.01993 (0.0240)		
Cobre (w)	0.03734 (0.0538)	0.03518 (0.0539)			-0.04662 (0.0617)	-0.04617 (0.0618)			0.1286* (0.0570)	0.1258* (0.0571)		
Dummy		0.00319 (0.0111)		0.00366 (0.0111)		-0.00620 (0.0132)		-0.00653 (0.0132)		-0.00154 (0.0121)		-0.00084 (0.0121)
Dummy x TC (d)		0.03802 (0.0448)		0.04081 (0.0446)		0.00810 (0.0529)		0.01030 (0.0529)		0.09130 (0.0491)		0.09357 (0.0489)
Dummy x TC (w)		-0.03938 (0.0452)		-0.04231 (0.0449)		-0.00644 (0.0534)		-0.00854 (0.0534)		-0.09090 (0.0495)		-0.09338 (0.0493)
Bono en soles	0.00021 (0.0003)	0.00026 (0.0003)	0.00019 (0.0003)	0.00025 (0.0003)	0.00061 (0.0004)	0.00060 (0.0004)	0.00064 (0.0004)	0.00063 (0.0004)	0.00000 (0.0003)	-0.00004 (0.0003)	-0.00004 (0.0003)	-0.00008 (0.0003)
Constante	-0.00044 (0.0014)	-0.00046 (0.0014)	-0.00029 (0.0014)	-0.00031 (0.0014)	-0.00173 (0.0017)	-0.00174 (0.0017)	-0.00189 (0.0017)	-0.00189 (0.0017)	-0.00045 (0.0016)	-0.00028 (0.0016)	-0.00020 (0.0016)	-0.00004 (0.0016)
Observaciones	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962	1,962
R-cuadrado	0.010	0.011	0.009	0.010	0.014	0.014	0.010	0.010	0.019	0.020	0.017	0.018

Errores estándar entre paréntesis
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 7: Modelo de *Portfolio Approach* – Inclusión de bonos

Variables	Relación con el Tipo de Cambio					
	Índice de la BVL		Índice ex-minas		Índice soles	
	Base	Dummy	Base	Dummy	Base	Dummy
TC (d)	0.07135** (0.0225)	0.06719** (0.0226)	0.06478** (0.0222)	0.05991** (0.0223)	0.06736** (0.0230)	0.06184** (0.0231)
TC (w)	-0.07887 (0.0497)	-0.07992 (0.0498)	-0.04207 (0.0490)	-0.03632 (0.0490)	-0.05403 (0.0507)	-0.04523 (0.0511)
Índice (d)	0.00225 (0.0066)	0.00541 (0.0072)	-0.00551 (0.0053)	-0.00449 (0.0054)	-0.00214 (0.0062)	0.00281 (0.0070)
Índice (w)	-0.02140 (0.0137)	-0.02436 (0.0143)	0.01204 (0.0120)	0.01170 (0.0122)	0.00053 (0.0127)	-0.00715 (0.0131)
Spread	0.00015 (0.0001)	0.00017 (0.0001)	0.00016 (0.0001)	0.00017 (0.0001)	0.00015 (0.0001)	0.00017 (0.0001)
Tasa PEN	-0.00010 (0.0001)	-0.00014* (0.0001)	-0.00010 (0.0001)	-0.00014* (0.0001)	-0.00010 (0.0001)	-0.00014* (0.0001)
Dummy		-0.00095* (0.0004)		-0.00082* (0.0004)		-0.00063 (0.0004)
Dummy x índice (d)		-0.01642 (0.0167)		-0.05639 (0.0338)		-0.02453 (0.0140)
Dummy x índice (w)		-0.01311 (0.0485)		0.03718 (0.0616)		0.06333 (0.0461)
Bono en soles	-0.00015 (0.0001)	-0.00012 (0.0001)	-0.00015 (0.0001)	-0.00012 (0.0001)	-0.00015 (0.0001)	-0.00012 (0.0001)
Constante	0.00107** (0.0004)	0.00104* (0.0004)	0.00103* (0.0004)	0.00099* (0.0004)	0.00105** (0.0004)	0.00099* (0.0004)
Observaciones	1,488	1,488	1,488	1,488	1,488	1,488
R-cuadrado	0.0083	0.0107	0.0078	0.0104	0.0073	0.0101

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Conclusiones

En la presente investigación se empleó un modelo econométrico aplicado a la economía peruana. Controlando por variables exógenas al Perú, como los precios de los *commodities*, el índice de la bolsa de Estados Unidos y la diferencia entre la tasa de largo y corto plazo de Estados Unidos, se computó la ecuación vinculada al *traditional approach*. De forma similar, se realizó el ejercicio asociado al *portfolio approach*, en línea con la metodología presentada en la literatura.

Existe evidencia de que, en el Perú, se cumple con el *traditional approach* propuesto en la literatura, sobre todo con el índice que recoge los precios de aquellas empresas cotizadas en soles. Ello se explica por el efecto moneda en los instrumentos financieros: una apreciación de la moneda local tendrá un efecto inmediato positivo en aquellas acciones cotizadas en dicha moneda, por el incremento del valor del activo convertido a divisa extranjera. Además, los efectos heterogéneos solo fueron relevantes para el mencionado índice en soles: el rebote semanal del efecto es reducido ante la inclusión de eventos de incertidumbre política y social, lo que sugiere un impacto más prolongado del efecto inmediato del tipo de cambio en los precios.

Por el contrario, los resultados no demuestran que exista un efecto inmediato por parte de los precios bursátiles sobre el tipo de cambio: tan solo se cumple el proceso del *portfolio approach* con el índice completo de la BVL, cuyo efecto se ve después de pasada una semana. Además, no se presenta evidencia de la existencia de efectos heterogéneos: la ocurrencia de eventos políticos y sociales adversos parece no modificar la no significancia de los coeficientes de interés.

Más aún, al añadir la variable del bono soberano peruano, cualquier rezago del *portfolio approach* desaparece. Por este motivo, se puede decir que los precios bursátiles no tienen efectos de causalidad sobre el tipo de cambio, la cual es una variable macroeconómica que responde más a los movimientos de las demás variables macroeconómicas.

En esta línea, el tipo de cambio se explicó más por los movimientos en la tasa de interés local más que por los movimientos de la bolsa peruana, incluso después de la prueba de robustez. En realidad, el tipo de cambio está más expuesto a los movimientos de variables macroeconómicas, las cuales no pudieron ser incluidas en el presente estudio por su baja frecuencia. La adición de variables de frecuencia diaria que recojan información de dichas variables macroeconómicas queda pendiente para futuros estudios.

Esto sí tiene sentido en el ámbito peruano pues, se sabe que el tipo de cambio en el Perú es una variable que es controlada en cierta medida por el BCRP, pues no ejerce una flotación completamente libre. Por el contrario, el BCRP realiza operaciones diarias con el fin de que el precio del dólar no varíe significativamente de un día a otro. Es probable que por este motivo no se haya podido encontrar algún signo de causalidad de los precios bursátiles sobre el tipo de cambio.

Finalmente, en lo que respecta a la relajación de las restricciones de las AFP, se tiene resultados inconsistentes: mientras que, en el caso del índice completo en el *traditional approach*, el tipo de cambio gana significancia; en el índice ex-minas, la pierde en la segunda submuestra. Asimismo, en el caso del índice en soles, no se registró ningún impacto estadísticamente importante. Dichos resultados un poco contradictorios no dan información concluyente acerca de cómo cambian los resultados ante la inclusión de las modificaciones del reglamento de las AFP al modelo. De la misma forma, se puede entrar a mayor detalle respecto a este tema en futuras investigaciones.

Bibliografía

- Abdalla, I. S., & Murinde, V. (1997). Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. *Applied financial economics*, 7(1), 25-35.
- Aggarwal, R., Inclan, C., & Leal, R. (1999). Volatility in emerging stock markets. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 34(1), 33-55.
- Akdogu, S. K., & Birkan, A. O. (2016). Interaction between stock prices and exchange rate in emerging market economies. *Research in World Economy*, 7(1), 80-94.
- Arshad, M. N., & Yahya, M. H. (2016). Relationship Between Stock Market Returns and Exchangerates In Emerging Stock Markets. *Ikonomika: Jurnal Ekonomi dan Bisnis Islam*, 1(2), 131-143.
- Aydemir, O., & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Turkey. *International research journal of finance and economics*, 23(2), 207-215.
- Banco Central de Reserva del Perú (2018, 29 julio). *BCRP eleva el límite de inversión en el exterior de las AFP a 50%*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Transparencia/Notas-Informativas/2018/nota-informativa-2018-07-29.pdf>
- Carrera, C., & Ramírez-Rondán, N. R. (2020). Effects of us quantitative easing on latin american economies. *Macroeconomic Dynamics*, 24(8), 1989-2011.
- Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 7(2), 174-196.
- Diario Gestión. (2015). *Subida del dólar en el 2015 fue la mayor de los últimos 17 años*. Gestión. Recogido en: <https://gestion.pe/economia/mercados/subida-dolar-2015-mayor-ultimos-17-anos-108013-noticia/?ref=gesr>
- Dimitrova, D. (2005). The relationship between exchange rates and stock prices: Studied in a multivariate model. *Issues in political Economy*, 14(1), 3-9.
- Erdoğan, S., Gedikli, A., & Çevik, E. İ. (2020). Volatility spillover effects between Islamic stock markets and exchange rates: Evidence from three emerging countries. *Borsa Istanbul Review*, 20(4), 322-333.
- Ferreira, J., & Herrada, R. (2003). Tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamiento. *Revista Estudios Económicos*, (10).
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

Grima, S., & Caruana, L. (2017, October). The Effect of the Financial Crisis on Emerging Markets. A comparative analysis of the stock market situation before and after. In *DIEM: Dubrovnik International Economic Meeting* (Vol. 3, No. 1, pp. 228-254). Sveučilište u Dubrovniku.

Lin, C. H. (2012). The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics & Finance*, 22(1), 161-172.

Macroconsult. (2021, 6 abril). *Limitantes y retos del mercado de capitales peruano*. Recuperado de: <https://grupomacro.pe/macroconsult/2021/04/06/limitantes-y-retos-del-mercado-de-capitales-peruano/>

Najaf, R., & Najaf, K. (2016). A study of exchange rates movement and stock market volatility. *Asian Journal of Management, Engineering & Computer Sciences*, 1(1), 32-38.

Perron, P. (1988). Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 297-332.

Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Ugolini, A. (2016). Downside and upside risk spillovers between exchange rates and stock prices. *Journal of Banking & Finance*, 62, 76-96.

Tabak, B. M. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence for Brazil. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(08), 1377-1396.

Topcu, M., & Gulal, O. S. (2020). The impact of COVID-19 on emerging stock markets. *Finance Research Letters*, 36, 101691.

Villarreal-Samaniego, D. (2021). The dynamics of oil prices, COVID-19, and exchange rates in five emerging economies in the atypical first quarter of 2020. *Estudios Gerenciales*, 37(158), 17-27.

Zevallos, M., Villarreal, F., Del Carpio, C., & Abbara, O. (2017). Precio internacional de los metales y riesgo de mercado en la Bolsa de Valores de Lima. *Revista Economía*, 40(79), 87-104.

Anexos

Anexo 1.- Eventos causantes de incertidumbre política, económica y social en Perú

Evento	Período
Resultados de segunda vuelta en las elecciones de 2011	01/06/2011 - 20/06/2011
Semana previa a la primera vuelta de las elecciones de 2016	01/04/2016 - 08/04/2016
Revelación del caso Odebrecht	21/12/2016 - 30/12/2016
Vacancia de Martín Vizcarra y protestas	09/11/2020 - 17/11/2020
Primera vuelta de elecciones presidenciales 2021	05/04/2021 - 20/04/2021
Resultados de segunda vuelta en las elecciones de 2021	07/06/2021 - 30/06/2021
Cambio de mando presidencial y designación de Guido Bellido como primer ministro	30/07/2021 - 31/08/2021