



UNIVERSIDAD
DE PIURA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

**Impacto de las inversiones de las AFP en el
tipo de cambio en el Perú**

Trabajo de Investigación para optar el Grado de
Bachiller en Economía

Andrés Mariano Sándiga Ivazeta
José Alonso Soriano Monteza

Asesor:
PhD. Hugo Yamil Vega de la Cruz

Lima, diciembre de 2020



Resumen

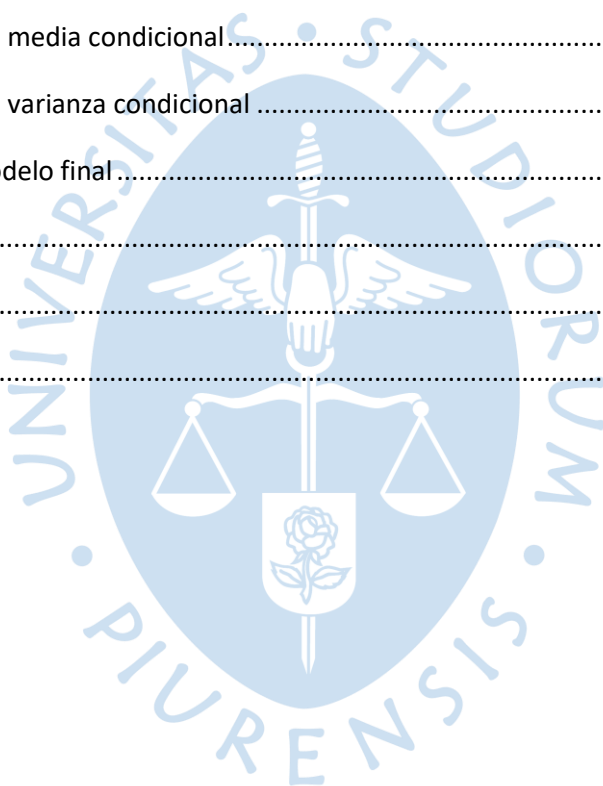
El presente trabajo de investigación busca analizar el impacto que tienen las variaciones de las inversiones de las AFP en el tipo de cambio para el caso peruano, utilizando una base de datos de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP, desde 2003 hasta 2019. La variable de interés es el grado de dolarización de las carteras de las AFP, es decir, el volumen administrado en dólares, dividido entre el volumen administrado total. El trabajo, luego de incorporar la volatilidad de los residuos a través de un modelo GARCH (1,1), llega a la conclusión de que el grado de dolarización de las carteras de las AFP tiene un impacto significativo y positivo en el tipo de cambio USD/PEN.





Tabla de contenido

Introducción	11
Capítulo 1. Revisión de la literatura	15
Capítulo 2. Datos	17
Capítulo 3. Metodología.....	21
3.1 Modelo para la media condicional.....	21
3.2 Modelo para la varianza condicional.....	22
Capítulo 4. Resultados.....	25
4.1 Resultados para la media condicional.....	25
4.2 Resultados para la varianza condicional	26
4.3 Resultados del modelo final	26
Conclusiones.....	29
Referencias.....	31
Anexos.....	33





Lista de tablas

Tabla 1: Estadísticas descriptivas	19
Tabla 2: Efecto del ratio de dolarización en el tipo de cambio	25
Tabla 3: Test ARCH-LM	26
Tabla 4: Criterios de información de los modelos.....	27
Tabla 5: Resultados del modelo final	28





Lista de figuras

Figura 1: Relación entre las variables de interés.....	12
Figura 2: Variación mensual del tipo de cambio	22





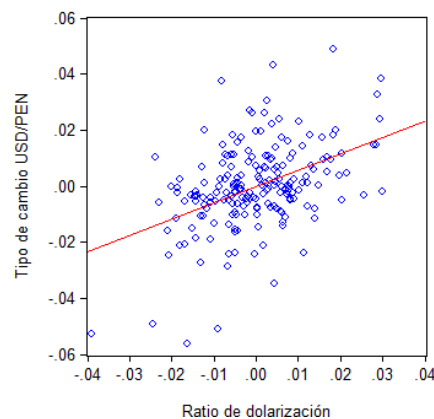
Introducción

El objetivo de nuestra investigación se basa en analizar la relación entre el grado de dolarización de las inversiones de las AFP y el tipo de cambio. Este grado o ratio de dolarización lo definiremos como el volumen administrado en dólares respecto del volumen administrado total por parte de las AFP (en el Anexo 1 se encuentra la evolución del volumen administrado en dólares en los últimos 15 años). Según datos de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP, el volumen administrado en dólares por las AFP ha presentado una tendencia creciente a lo largo de los últimos años, con un crecimiento promedio anual de 16 % desde 2005. Asimismo, el ratio entre el volumen administrado en dólares y el volumen administrado en soles por las AFP ha experimentado, desde el 2005, un crecimiento promedio anual de 5 %.

Es pertinente resaltar la importancia de las Administradoras de Fondos de Pensiones en el mercado de capitales peruano, para ubicar el tema de la presente investigación en el contexto económico y financiero del país. Las AFP iniciaron sus operaciones en 1993, desde entonces, han presentado un crecimiento considerable en términos de número de afiliados y activos administrados, a tal punto de que, en la actualidad, el número de afiliados asciende a 7.7 millones y los activos administrados (*Assets Under Management* como se le conoce en inglés) suman 42.2 mil millones de dólares (aproximadamente el 22 % del PBI), según datos publicados por el ente regulador del sistema. Se han convertido en los inversionistas institucionales más grandes del país, por encima de instituciones como compañías de seguros, bancas privadas, sociedades administradoras de fondos de inversión y *family offices*. Actualmente el sistema privado de pensiones del Perú se compone por cuatro AFP: Integra, Prima, Profuturo y Habitat; y están regulados por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP.

La pregunta de investigación relacionada al objetivo del trabajo es: ¿Cuál es el impacto del grado de dolarización de las inversiones de las AFP en el tipo de cambio? La hipótesis planteada para esta pregunta es que el volumen administrado por las AFP en dólares respecto del total de la cartera - ratio de dolarización- tiene un efecto positivo en el tipo de cambio. Esta hipótesis se basó en el resultado positivo de la correlación (0.45) hallada entre el ratio de dolarización y el tipo de cambio, además de ver fluctuaciones muy parecidas de estas variables a lo largo del tiempo, y considerar el gráfico de dispersión entre las variaciones mensuales de estas variables (Figura 1), que nos indica la fuerte relación de las mismas. La intuición económica detrás de esta correlación positiva es que un incremento del volumen administrado por las AFP en dólares, por ende, un incremento en el ratio dolarización, significaría un aumento de la demanda de dólares en el mercado, lo que originaría una apreciación del dólar respecto del sol, que es, un aumento del tipo de cambio dólar/sol.

Figura 1: Relación entre las variables de interés



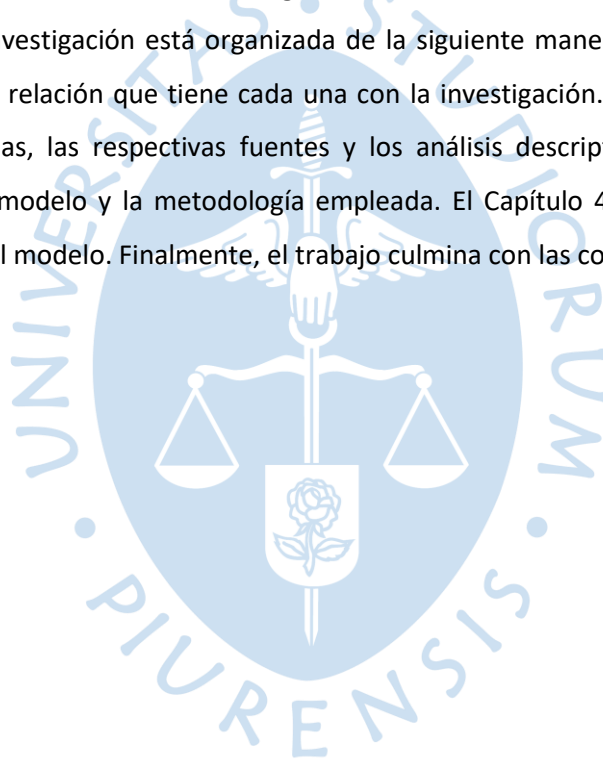
Fuente: SBS. Elaboración propia.

Para responder a la pregunta de investigación utilizamos en primer lugar un modelo de regresión lineal para la media condicional de la variable dependiente: tipo de cambio. En esta parte se presenta el modelo que permita determinar la relación entre la variable endógena y el conjunto de variables exógenas que consideraremos en el estudio, a partir del cual buscaremos encontrar evidencias para la hipótesis planteada. Se estimó un modelo de regresión lineal múltiple a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios. En segundo lugar, considerando que la característica principal de las series de tiempo financieras es la alta volatilidad en varias ventanas de tiempo, debemos tener en cuenta la existencia de heterocedasticidad de los residuos (Birau, 2012), y por eso, empleamos un modelo para la varianza condicional del tipo de cambio, específicamente, utilizamos el Modelo Autorregresivo de Heterocedasticidad Condicional (ARCH), con la finalidad de capturar la estructura heterocedástica de la varianza de los errores de la estimación (Engle, 1982). La versión generalizada de estos modelos son los denominados GARCH que incorporan la varianza de la predicción rezagada y que usualmente permite capturar mejor el comportamiento de la varianza. Para encontrar el orden de los rezagos, efectuamos un correlograma de los residuos del modelo y la prueba ARCH-LM. Luego, para determinar cuál modelo se adecúa mejor a nuestras variables, llevamos a cabo tres criterios de información: Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn; que nos confirman que el mejor modelo a utilizar es un GARCH (1,1).

El modelo final es un modelo lineal, es decir, una estimación de la media condicional del tipo de cambio, pero ya considerando la varianza de los errores, luego de haber implementado las estimaciones pertinentes de los residuos y haber identificado la existencia de una memoria en el proceso. En este trabajo buscamos hallar el impacto del ratio de dolarización de las carteras de las AFP, nuestra única variable de interés, sobre el tipo de cambio. Los resultados obtenidos fueron que dicho ratio de dolarización tiene un impacto significativo y positivo sobre el tipo de cambio, lo cual estuvo alineado con nuestra hipótesis planteada. Asimismo, encontramos impactos significativos por parte de otras variables de control incluidas, cuyo efecto tiene sentido económico.

Como se explicará a detalle más adelante, no se han desarrollado investigaciones sobre el impacto de las inversiones de las AFP en el tipo de cambio en el Perú. Cuadrado y Castro (2020) emplean el porcentaje invertido en renta fija sobre el total invertido por las AFP en Chile para medir el impacto sobre el mercado de renta fija y el tipo de cambio, sin embargo, obtuvieron que no existe un impacto significativo para ambos casos. Es importante tener en cuenta que el mercado de capitales en Chile está más desarrollado y existen más participantes de mercado, por lo que el impacto tienen las AFP puede verse mermado en comparación con Perú. Para el caso de Colombia, Gomez et al. (2006) obtienen como resultado que las variaciones en las inversiones de los fondos de pensiones colombianos tienen un efecto significativo en el tipo de cambio y en los rendimientos de los bonos soberanos. Por tanto, la presente investigación al tratarse de la primera a realizarse en Perú y al obtener resultados significativos contribuirá de gran manera a la evidencia empírica.

El resto de la investigación está organizada de la siguiente manera. El Capítulo 1 analiza la literatura relevante y la relación que tiene cada una con la investigación. El Capítulo 2 presenta las bases de datos utilizadas, las respectivas fuentes y los análisis descriptivos correspondientes. El Capítulo 3 presenta el modelo y la metodología empleada. El Capítulo 4 describe e interpreta los resultados obtenidos del modelo. Finalmente, el trabajo culmina con las conclusiones.





Capítulo 1

Revisión de la literatura

Existen diversas investigaciones que evidencian la existencia de un impacto significativo de las inversiones de las AFP en el tipo de cambio, tanto en mercados similares al peruano, como en economías más distintas; a su vez, hay otras investigaciones que no encuentran un efecto significativo. La contribución de la presente investigación a la literatura es muy importante porque es la primera para el caso peruano y respalda la implementación de un modelo GARCH para incorporar la volatilidad de los residuos.

Para el caso de las economías más similares a la peruana, se encuentra la investigación de Cuadrado y Castro (2020), la cual estudia el caso chileno, en el que, debido a la importante participación de los fondos de pensiones en el mercado de capitales chileno, deciden analizar el impacto que podría existir por parte de las inversiones de las AFP sobre el mercado cambiario, el mercado de renta fija y el mercado de renta variable en Chile. Tras estudiar los tres casos, hallaron la existencia de un efecto sobre el mercado de renta variable; sin embargo, para el caso de renta fija y el mercado cambiario no encontraron un efecto significativo. Consideramos que para el caso peruano sí podría haber un impacto significativo debido a que la participación de las AFP es mayor, dado que el mercado de capitales peruano no está tan desarrollado como el chileno, y esto implica que no haya tantos participantes importantes además de las AFP. Dicho estudio guarda bastante relación con el presente trabajo en el sentido de que utilizan un modelo lineal y estudian economías con características muy parecidas.

Para el caso de Colombia, están las investigaciones de Vargas y Betancourt (2007) y de Gomez et al. (2006), las cuales evidencian que las inversiones de las AFP sí tienen un efecto significativo sobre el tipo de cambio, lo cual nos da certeza que, a diferencia de Chile, hay una economía de la región en la que existe un impacto relevante de los fondos de pensiones sobre el tipo de cambio. Primero, Vargas y Betancourt (2007) determinan que las inversiones de las AFP colombianas con poder de mercado tienen un impacto significativo en el tipo de cambio, no obstante, argumentan que la existencia de ese efecto lleva a que las AFP busquen mitigar el mismo, para no impactar en el mercado cambiario en gran medida.

Por otro lado, Gomez et al. (2006) concluyen que existe un impacto significativo de las operaciones de los fondos de pensiones de Colombia en el tipo de cambio. Este estudio es de mayor relevancia para nuestra investigación, ya que, utilizan una serie de tiempo mensual y analizan la volatilidad no constante en el tiempo de su variable endógena, el tipo de cambio. Esto último significa que el modelo presenta una característica heterocedástica, como en el nuestro. Debido a esto, los autores optan por usar un modelo GARCH (1,1), que coincide con el modelo utilizado en el presente trabajo, dándonos mayor confiabilidad respecto al modelo elegido para la presente investigación.

Asimismo, existe un estudio semejante para el caso de Dinamarca, una economía muy distinta a la peruana. Raffnsøe et al. (2016) estudian el impacto del manejo de los fondos de pensiones de Dinamarca en el tipo de cambio, donde, utilizando data con frecuencia mensual, encuentran que también existe un efecto significativo, lo cual nos da un indicio de que no es necesario utilizar una frecuencia mayor a mensual para hallar efectos relevantes. Además, entre sus variables explicativas, incluye las intervenciones del Banco Nacional de Dinamarca, que se asemeja mucho a nuestro trabajo debido a que utilizamos como variable explicativa la tasa de referencia del Banco Central de Reserva del Perú.



Capítulo 2

Datos

Los datos que hemos empleado para esta investigación provienen de distintas instituciones tanto nacionales como internacionales. Estos han sido obtenidos de la página web de la Superintendencia de Banca, Seguros y Administradoras Privadas de Fondos de Pensiones (SBS), del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), la Reserva Federal de EE.UU. (Fed), de Bloomberg y de Investing. La base de datos contiene información desde septiembre de 2003 hasta diciembre de 2019 y está presentada en frecuencias mensuales. La elección de las variables de control se ha basado en la literatura relevante y en la intuición económica. Cabe mencionar que para la estimación, se utilizarán las diferencias para algunas variables y las variaciones porcentuales para otras.

En cuanto a las variables de interés, la variable dependiente es el tipo de cambio USD/PEN y la variable independiente es el ratio de dolarización de las inversiones de las AFP. Asimismo, las variables de control empleadas son la tasa de referencia del BCRP, la tasa de referencia de la Fed, la inflación (IPC Lima Metropolitana), el riesgo país EMBIG Perú, el índice de volatilidad VIX, el ratio balanza comercial/PBI y el precio del cobre. De todas las variables, utilizamos variaciones porcentuales para el tipo de cambio, la inflación y el precio del cobre. Para las demás variables utilizamos diferencias.

El tipo de cambio USD/PEN es el tipo de cambio dólar/sol y el ratio de dolarización de las AFP es el volumen administrado en dólares dividido entre el volumen administrado total por parte de las AFP. Estas variables las obtuvimos de la SBS, el ente regulador de los fondos de pensiones en el país.

Con respecto a las variables de control; la tasa de referencia del BCRP, el riesgo país EMBIG Perú, la balanza comercial/PBI y la inflación las obtuvimos del BCRP. La tasa de referencia del BCRP es la tasa de política monetaria del BCRP. El riesgo país es la diferencia entre el rendimiento del bono soberano de EE.UU. a 10 años y el rendimiento del bono soberano de Perú a 10 años, y en términos sencillos, es cuánto más está pagando el mercado por el bono soberano de Perú a 10 años, sobre el activo "libre de riesgo", que es el bono soberano de EE.UU. a 10 años; por eso se entiende como una prima de riesgo, que indica el riesgo que percibe el mercado sobre el país. La balanza comercial/PBI es la proporción de la balanza comercial respecto del PBI, y para la inflación se utilizó el IPC de Lima Metropolitana, que es el índice que se toma como referencia de la inflación en el Perú.

En cuanto a las demás variables de control, como la tasa de referencia de la Fed, que es la tasa de política monetaria de la Fed, la obtuvimos de la Reserva Federal de EE.UU. El índice de volatilidad VIX, que lo obtuvimos de la página Investing, es un índice que refleja la volatilidad de los mercados, ya que replica la volatilidad del índice S&P 500. Este último es la canasta de las 500 acciones de las empresas públicas más grandes de EE.UU., que refleja el comportamiento de la economía americana, y por ende, las apreciaciones del índice van de la mano con períodos de crecimiento y las caídas del índice han reflejado períodos turbulentos de la economía americana, y en la mayoría de casos, la

economía global. Finalmente, el precio del cobre es el precio spot del cobre, obtenido de Bloomberg.

Cabe precisar los fundamentos que están detrás de la elección de las variables exógenas de control, ya que no solo fueron consideradas por la literatura relevante, sino también por intuición económica. Para empezar, las tasas de referencia del BCRP y de la Reserva Federal de EE.UU. funcionan como instrumentos de política monetaria (expansiva cuando se reduce la tasa y contractiva cuando se aumenta), para controlar presiones inflacionarias o deflacionarias. El movimiento de las tasas incide en la oferta monetaria, por ejemplo, si el BCRP aumenta la tasa, reduce la oferta monetaria de soles, por lo que se esperaría que se aprecie el sol, y resultaría en una reducción del tipo de cambio USD/PEN. De la misma forma ocurre con las medidas de política monetaria de la Reserva Federal de EE.UU. debido a que si la Fed decide aumentar su tasa, reduce la oferta monetaria de dólares, que generaría una apreciación del dólar, es decir, un incremento del tipo de cambio USD/PEN. Además, Raffnsøe et al. (2016) en su trabajo sobre el impacto de las inversiones de los fondos de pensiones de Dinamarca en el tipo de cambio, incluyen las intervenciones del Banco Nacional de Dinamarca como variable explicativa. Por estas razones, se optó incluir estas variables, además de la variable inflación, debido a que como se mencionó anteriormente, los movimientos en las tasas responden a presiones inflacionarias.

Asimismo, es de conocimiento general que el riesgo impacta en el tipo de cambio, tanto el idiosincrático (local), como riesgo sistémico (global). Ante un evento en el país que genere incertidumbre, los inversionistas suelen atemorizarse y sacar su dinero del Perú (salida de capitales), que implicaría una sobreventa de soles, y a su vez, generaría una depreciación del sol, que resultaría en un aumento del tipo de cambio. Un ejemplo reciente sobre esto, es la subida abrupta del tipo de cambio al día siguiente de la vacancia del expresidente Martín Vizcarra en noviembre de 2020, que generó alta incertidumbre sobre el Perú en los mercados, debido a la crisis política que se estaba suscitando. Además, el riesgo global también incide en el tipo de cambio, debido a que cuando hay incertidumbre por parte de los inversionistas en todo el mundo, estos suelen reaccionar vendiendo sus activos más riesgosos, como de países emergentes, lo que afectaría a países como Perú y resultaría en una subida del tipo de cambio, por la misma dinámica de salida de capitales explicadas anteriormente. Un ejemplo claro de esto, es la subida gradual del tipo de cambio a raíz de la crisis global (sanitaria y económica) por la pandemia del Covid-19. Por los motivos explicados en este párrafo, se incluyeron las variables riesgo país EMBIG Perú (indicador de riesgo idiosincrático) y el índice de volatilidad VIX (indicador de riesgo sistémico).

Siguiendo la teoría económica, la balanza comercial es la diferencia entre las exportaciones e importaciones de un país, por lo cual, una balanza comercial positiva significa que las exportaciones son mayores que las importaciones, y viceversa. Para el caso peruano, tener más exportaciones que importaciones implica que están entrando más dólares a la economía, lo que depreciaría el dólar y

resultaría en una reducción del tipo de cambio USD/PEN. Elaboramos un ratio de la balanza comercial sobre el PBI para eliminar algunas tendencias que puedan sesgar la estimación. Entonces, ante una subida de este ratio, podríamos esperar que el tipo de cambio USD/PEN disminuya. Por último, el cobre es un metal de suma importancia para el Perú, a tal punto de que el país es el segundo productor de cobre más grande del mundo y debido a esto, el sector minero es de los sectores con mayor importancia en el país. Por tanto, el precio del cobre, que está relacionado con la balanza comercial, sigue la misma dinámica de esta última, es decir, si aumenta el precio del cobre, entran más dólares a la economía, lo que resultaría en una reducción del tipo de cambio.

En la siguiente tabla mostramos las estadísticas descriptivas de mayor relevancia de las variables exógenas y de la variable endógena del modelo:

Tabla 1: Estadísticas descriptivas

Variables	N. de Obs.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
Tasa referencia BCRP	196	3.7%	1.1%	1.3%	6.5%
Tasa referencia Fed	196	1.4%	1.7%	0.1%	5.3%
Inflación	196	107.6	15.0	84.2	132.7
Riesgo País	196	2.0%	0.8%	1.0%	5.3%
VIX	196	18.3	7.9	9.5	59.9
Balanza Comercial/PBI	196	0.3%	0.4%	-0.4%	1.6%
Precio Cobre	196	6,207	1,789	1,783	9,880
Ratio de Dolarización	196	0.5	0.1	0.3	0.6
Tipo de cambio USD/PEN	196	3.1	0.3	2.6	3.5



Capítulo 3

Metodología

El presente trabajo de investigación tiene como objetivo determinar el efecto de las inversiones de las Administradoras de Fondos de Pensiones en el tipo de cambio. En específico, se buscará cuantificar el impacto del ratio de dolarización de las inversiones de las AFP en el tipo de cambio USD/PEN. En esa línea, la hipótesis que hemos formulado es que el ratio de dolarización, el cual anteriormente hemos definido como el volumen administrado por las AFP en dólares respecto del total, tiene un efecto positivo en el tipo de cambio.

Una característica importante de la serie del tipo de cambio es que, debido a su naturaleza nominal y financiera, sus residuos podrían presentar heterocedasticidad, razón por la cual se requiere un tratamiento particular. En ese sentido, la estimación se dividirá en dos secciones: en la primera, se estima un modelo de regresión lineal múltiple para la media condicional del tipo de cambio y, en la segunda, se modela la varianza condicional de los residuos obtenidos en el modelo inicial.

Luego de realizar la estimación por separado, tanto de la media y la varianza condicional para el tipo de cambio; en el capítulo Resultados se presentará el modelo extendido incluyendo ambas estimaciones y utilizando el mejor modelo posible, según los criterios de información más relevantes.

3.1 Modelo para la media condicional

En esta sección presentamos el modelo que permitirá determinar la relación entre el tipo de cambio y el ratio de dolarización de las inversiones de las AFP. El modelo de regresión lineal planteado será estimado a través de un modelo de regresión lineal de Mínimos Cuadrados Ordinarios. En comparación con literatura pasada, guardamos similitud con Cuadrado y Castro (2020) que emplearon un modelo lineal para estimar el efecto de las inversiones de las AFP en la curva soberana, el tipo de cambio y las acciones locales, aunque ellos tomaron en cuenta las variaciones anuales.

El modelo para evaluar el efecto del ratio de dolarización de las inversiones de las AFP sobre el tipo de cambio se plantea de la siguiente forma:

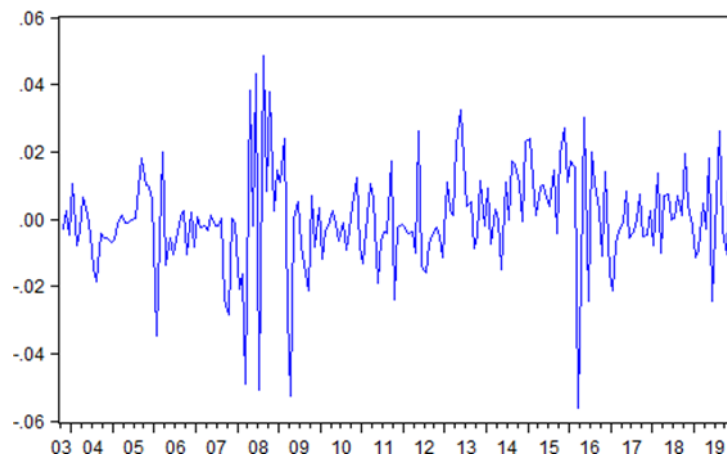
$$TC_t = \beta_0 + \beta_1 RD_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 BCRP_t + \beta_4 RP_t + \beta_5 Cobre_t + \beta_6 BC_t + \beta_7 VIX_t + \beta_8 FED_t + \epsilon_t$$

En el cual, tenemos a nuestra variable dependiente tipo de cambio representada como TC_t y el ratio de dolarización, nuestra variable de interés, está representado por RD_t . Asimismo, como variables de control tenemos a la inflación representada por π_t , la tasa de referencia del BCRP por $BCRP_t$, el riesgo país por RP_t , el precio del cobre por $Cobre_t$, la balanza comercial por BC_t , el índice VIX por VIX_t y la tasa de interés de la Reserva Federal de EE.UU. por FED_t .

La siguiente figura muestra que la volatilidad de las variaciones del tipo de cambio no es constante en el tiempo. Por tanto, la estimación del modelo utilizando solamente el método Mínimos

Cuadrados Ordinarios resulta inapropiada.

Figura 2: Variación mensual del tipo de cambio



Fuente: SBS. Elaboración propia.

3.2 Modelo para la varianza condicional

El análisis de series de tiempo financieras tales como los precios de acciones, tasas de inflación y tipos de cambio han mostrado que tienen periodos de relativa estabilidad y periodos de alta volatilidad, es decir, varianza pequeña y varianza grande respectivamente. Esta característica genera que la atención no solo se centre sobre el valor medio de la serie, sino también sobre su varianza o volatilidad. Para capturar esta estructura heterocedástica de la varianza de los errores de estimación, Engle (1982) desarrolló el modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional (ARCH), cuyo objetivo principal es modelar esta volatilidad inherente a las series financieras. Un modelo ARCH (q) se define de forma general de la siguiente manera:

$$ARCH(q) : \sigma^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2$$

Para determinar si un modelo requiere incluir componentes ARCH se llevan a cabo pruebas estadísticas como la denominada ARCH-LM. Esta prueba nos permite determinar si los residuos presentan heterocedasticidad condicional de orden 1. La hipótesis nula de esta prueba es que no hay efectos ARCH en el modelo estimado. Observaremos en el capítulo Resultados que, al aplicar esta prueba, se rechaza la hipótesis nula, por tanto, los residuos para este primer modelo estimado presentan componentes ARCH de orden 1. La versión generalizada de los modelos ARCH son los renombrados modelos GARCH (Bollerslev, 1987), en los cuales, la varianza no solo depende del rezagado del residuo (componente ARCH), sino también de la varianza de la predicción rezagada (componente GARCH). Esta formulación recoge el fenómeno de la volatilidad, por ello es conveniente la incorporación de este término GARCH para modelar los residuos. Un modelo GARCH (p,q) se define de forma general de la siguiente manera:

$$GARCH(p, q) : \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

Para determinar el modelo a utilizar aplicamos los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, de estos, debemos elegir aquel que reporte los menores valores. Observamos que los criterios de información del modelo GARCH (1,1) son menores, en comparación con los otros modelos alternativos que se muestran en Anexos. Por tanto, se elige el modelo GARCH (1,1) para capturar de mejor manera el comportamiento de la varianza condicional de los residuos.





Capítulo 4

Resultados

En este capítulo presentaremos, primero, los resultados obtenidos para la media y varianza condicional del tipo de cambio respectivamente. Finalmente, se presentará los resultados de la estimación del modelo final en donde se incluirán componentes autorregresivos al modelo estimado para la media condicional.

4.1 Resultados para la media condicional

Como se puede apreciar en la Tabla 2 (mayor detalle en el Anexo 2), los resultados nos indican que hay una relación significativa y positiva entre el ratio de dolarización de las AFP y el tipo de cambio. En específico, ante un aumento del ratio de dolarización de 1 %, el tipo de cambio incrementaría en 0.58%. Este resultado confirma nuestra hipótesis planteada al inicio del trabajo. Asimismo, todas las variables explicativas son significativas en conjunto, por el Estadístico F; a su vez, el R-cuadrado (43.7%) da buenos indicios sobre la viabilidad del modelo. Encontramos que las demás variables exógenas, como la balanza comercial/PBI, el precio del cobre y la inflación tienen un efecto significativo y negativo en el tipo de cambio; por su parte, el riesgo país tiene un efecto significativo y positivo en el tipo de cambio. Estos resultados van en línea con las hipótesis explicadas para cada variable en el capítulo Datos.

Tabla 2: Efecto del ratio de dolarización en el tipo de cambio

Variablen	Coefficientes	Errores Est.	Estadístico t
β_0	0,004747 ***	0,001433	3,313796
RD_t	0,589059 ***	0,072652	8,107995
π_t	-0,007372 **	0,003174	-2,322533
$BCRP_t$	0,004139	0,004428	0,934578
RP_t	0,015184 ***	0,003431	4,425991
$Cobre_t$	-0,024926 **	0,012599	-1,978382
BC_t	-0,797308 ***	0,241545	-3,300866
VIX_t	0,000172	0,000237	0,725511
FED_t	0,006311	0,006409	0,984647
R-cuadrado	0,437169	Niveles de significancia:	
Estadístico F	1,805,902	* 10 %, ** 5 % y *** 1 %	

Sin embargo, como se discutió en el capítulo anterior, debido a la volatilidad no constante en el tiempo de las series financieras, la estimación del modelo solamente utilizando Mínimos Cuadrados

Ordinarios resulta inapropiada.

4.2 Resultados para la varianza condicional

Para capturar la estructura heterocedástica de la varianza de los errores de la estimación utilizaremos los modelos ARCH. Un primer análisis para determinar el orden de los componentes ARCH que se podrían incluir al modelo consiste en una inspección en el correlograma de los residuos al cuadrado (mayor detalle en el Anexo 4). En él observamos la existencia de una estructura de autocorrelación para la varianza de los residuos de orden 1. Esto lo confirmamos a través de la prueba ARCH-LM, cuya hipótesis nula es que no existe componente ARCH de orden 1 en la serie.

Como se evidencia en la Tabla 3 (mayor detalle en el Anexo 5), el test nos sugiere rechazar la hipótesis nula planteada anteriormente. Por tanto, concluimos que existen componentes ARCH de orden 1. Asimismo, podemos observar que los parámetros estimados para la varianza del modelo presentan una significancia al 1 %, a partir de los cuales podemos determinar que es adecuado incorporar los residuos del modelo.

Tabla 3: Test ARCH-LM

Test de Heterocedasticidad: ARCH			
Estadístico F	33,95293	Prob. F(1,192)	0,0000
Obs*R-cuadrado	29,15151	Prob. Chi-Cuadrado(1)	0,0000

Ecuación de la varianza			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t
α_0	0,000079 ***	0,000018	4,305229
ϵ_{t-1}^2	0,388249 ***	0,066630	5,826914

Niveles de significancia: * 10 %, ** 5 % y *** 1 %

4.3 Resultados del modelo final

En la sección anterior se ha determinado que incluyendo un componente ARCH se logra capturar el comportamiento autorregresivo condicional de la varianza. Sin embargo, es posible que dicha estimación pueda extenderse y complementarse con la inclusión de componentes GARCH, esto nos permitirá incorporar rezagos de la misma varianza condicional y con ello se podría capturar de mejor forma el comportamiento volátil de la serie.

En la Tabla 4 (mayor detalle en los Anexos 6-10) se presentan los criterios de información de los modelos con componentes ARCH y GARCH. Según la teoría econométrica, el modelo más adecuado es

el que contiene los menores criterios de información. Elegiremos el modelo GARCH (1,1), puesto que, presenta los menores criterios de información respecto de los demás modelos alternativos.

Tabla 4: Criterios de información de los modelos

Criterios de información	ARCH (1)	ARCH (2)	GARCH (1,1)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)
Akaike	-6,153875	-6,188313	-6,210770	-6,203318	-6,193408
Schwarz	-5,969244	-5,986898	-6,008661	-5,985118	-5,958423
Hannan-Quinn	-6,079120	-6,106763	-6,128526	-6,114972	-6,098265

Finalmente, luego de realizar la estimación por separado, tanto de la media y la varianza condicional, en la Tabla 5 (mayor detalle en el Anexo 8) presentaremos el modelo final incluyendo componentes GARCH (1,1) al modelo estimado para la media condicional.

Tabla 5: Resultados del modelo final

Ecuación de la media			
Variabes	Coefficientes	Error estándar	Estadístico z
β_0	0,002741 **	0,001085	2,527560
RD_t	0,404811 ***	0,068528	5,907267
π_t	-0,005147 *	0,003126	-1,646494
$BCRP_t$	-0,001527	0,004729	-0,322906
RP_t	0,016406 ***	0,002833	5,790800
$Cobre_t$	-0,021721 **	0,012335	-1,761000
BC_t	-0,620938 ***	0,200090	-3,103289
VIX_t	0,000107	0,000192	0,560761
FED_t	0,016411 ***	0,004872	3,368436
Ecuación de la varianza			
	0,000020 *	0,000011	1,806176
	0,300701 **	0,117211	2,565468
	0,550281 ***	0,176565	3,116599
R-cuadrado	0,401311	Log likelihood	2,256126
R-cuadrado ajustado	0,375561	C.I. de Akaike	-6,210077
Suma de cuadrados de los residuos	0,026694	C.I. de Schwarz	-6,008661
Estadístico Durbin-Watson	2,256126	C.I. de Hannan-Quinn	-6,128526
Niveles de significancia	* 10%, ** 5% y *** 1%		

Como se puede apreciar en la tabla anterior, los resultados nos indican que hay un efecto significativo y positivo del ratio de dolarización de las AFP en el tipo de cambio USD/PEN. En específico, ante un aumento del ratio de dolarización de 1 %, el tipo de cambio incrementaría en 0.4 %. Este resultado confirma nuestra hipótesis planteada al inicio del trabajo. Asimismo, encontramos que las demás variables exógenas, como la balanza comercial/PBI, el precio del cobre y la inflación tienen un efecto significativo y negativo en el tipo de cambio; por su parte, el riesgo país y la tasa de referencia de la Fed tienen un efecto significativo y positivo en el tipo de cambio. Estos resultados también van en línea con las hipótesis explicadas para cada variable en el capítulo Datos.

Conclusiones

El presente trabajo de investigación se enfocó analizar la existencia y magnitud del impacto del grado de dolarización de las inversiones de las AFP peruanas en el tipo de cambio dólar/sol. En el modelo, utilizamos una serie de tiempo que consistía en variaciones de las variables con frecuencia mensual, desde 2003 hasta 2019. Consideramos otras variables exógenas, además del ratio de dolarización, para alejar los efectos que pueden causar estas variables y así obtener una mejor estimación. Para llevar a cabo el análisis, en primer lugar estimamos de la media condicional del tipo de cambio, sin embargo, dada la característica heterocedástica de las series de tiempo financieras, es decir, la marcada volatilidad que tienen en varios períodos de tiempo, optamos por estimar también la varianza condicional a través del test ARCH-LM. Los resultados de este test, sumados a los del correlograma de los residuos, nos indicaron que era pertinente estimar la volatilidad de los residuos y que estos presentan rezagos de orden 1. Luego efectuamos los criterios de información relevantes y obtuvimos que el modelo que mejor se adecuaba a nuestro trabajo era el GARCH (1,1).

El modelo final, como se presentó en el capítulo Resultados, es un modelo de regresión lineal, incorporando la volatilidad de los residuos a través de un modelo GARCH (1,1). Gracias a los resultados de este modelo, llegamos a la conclusión de que el grado de dolarización de las inversiones de las AFP peruanas tienen un impacto significativo y positivo en el tipo de cambio USD/PEN, lo que confirma la hipótesis principal del trabajo. Cabe resaltar que la significancia encontrada es al 1 %. En términos de magnitud, podemos determinar que, ante un aumento del ratio de dolarización de 1 %, el tipo de cambio incrementaría en 0.4 %. A su vez, también encontramos efectos significativos de las variables exógenas agregadas, que van de la mano con las hipótesis explicadas en el capítulo Datos. Concretamente, encontramos que la tasa de referencia de la Fed y el riesgo país, tienen un impacto significativo y positivo en el tipo de cambio; asimismo, la balanza comercial sobre el PBI, el precio del cobre y la inflación tienen un impacto significativo y negativo en el tipo de cambio. Cabe mencionar que los únicos efectos que no fueron significativos al 1 % fueron de las variables precio del cobre e inflación.

Los resultados terminan siendo bastante positivos, considerando también que somos los pioneros en el tema para el caso peruano. Podemos afirmar que las AFP tienen una gran importancia para la economía peruana, y esto se debe a que al mercado de capitales en el país aún no está muy desarrollado en comparación con otros países, como Chile. En la medida que se sumen más participantes de mercado y con mayor capital, la relevancia que poseen las AFP podría reducirse, pero por lo pronto, ya se pueden estimar los efectos que pueden causar movimientos bruscos en los flujos de inversiones (por ejemplo: retiros masivos de los fondos) en una variable muy importante para la economía como el tipo de cambio.



Referencias

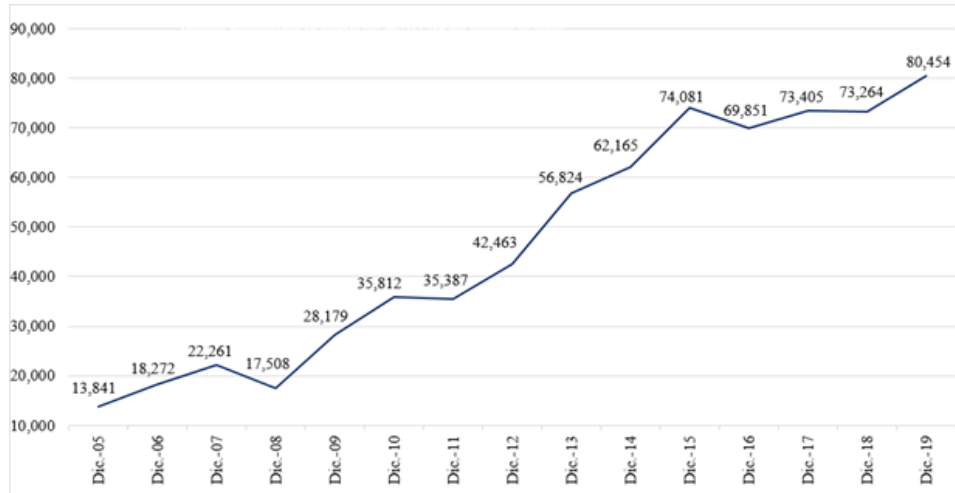
- Birau, F. R. (2012). Econometric approach of heteroskedasticity on financial time series in a general framework. *Economy Series*, 4:74–77.
- Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The review of economics and statistics*, pages 542–547.
- Cuadrado, A., & Castro, M. (2020). Chile: the pension-fund myth. *BBVA Sovereign Bonds Research*.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 987–1007.
- Gomez, C., Jara, D., & Murcia, A. (2006). Impacto de las operaciones de los fondos de pensiones obligatorias en los mercados financieros colombianos. *Borradores de Economía, Banco de la República - Colombia*, No. 406.
- Raffnsøe, M. D., Jensen, J. R., & Larsen, A. (2006). The Pension Sector as a Foreign Exchange Market Participant. *Danmarks Nationalbank's Monetary Review 4th Quarter 2016*, 75-83.
- Vargas, H., & Betancourt, Y. R. (2007). Pension Fund Managers and the Structure of the Foreign Exchange Market. *Revista ESPE-Ensayos sobre Política Económica*, 25, 122-155.



Anexos

Anexo 1

Figura 3: Evolución del volumen administrado en dólares por las AFP en los últimos 15 años (en millones de soles).



Fuente: SBS. Elaboración propia.

Anexo 2

Tabla 6: Estimación de la media condicional

Dependent Variable: TC
 Method: Least Squares
 Date: 11/22/20 Time: 20:14
 Sample: 2003M10 2019M12
 Included observations: 195

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,004747	0,001433	3,313796	0,0011
D_RATIO	0,589059	0,072652	8,107995	0,0000
INFLACION	-0,007372	0,003174	-2,322533	0,0213
D_BCRP	0,004139	0,004428	0,934578	0,3512
D_RP	0,015184	0,003431	4,425991	0,0000
TC_COBRE	-0,024926	0,012599	-1,978382	0,0494
TB_PBI	-0,797308	0,241545	-3,300866	0,0012
D_VIX	0,000172	0,000237	0,725511	0,4691
D_FED	0,006311	0,006409	0,984647	0,3261
R-squared	0,437169	Mean dependent var	-0,000139	
Adjusted R-squared	0,412961	S.D. dependent var	0,015160	
S.E. of regression	0,011616	Akaike info criterion	-6,027890	
Sum squared resid	0,025095	Schwarz criterion	-5,876829	
Log likelihood	596,7193	Hannan-Quinn criter.	-5,966727	
F-statistic	18,05902	Durbin-Watson stat	2,254030	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Anexo 3

Figura 4: Correlograma de los residuos

Date: 11/22/20 Time: 22:07

Sample: 2003M10 2019M12

Included observations: 195

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.387	0.387	29.584	0.000
		2	0.205	0.065	37.918	0.000
		3	0.170	0.083	43.682	0.000
		4	0.246	0.174	55.868	0.000
		5	0.137	-0.029	59.645	0.000
		6	0.063	-0.026	60.463	0.000
		7	0.049	-0.001	60.949	0.000
		8	0.049	-0.011	61.449	0.000
		9	0.073	0.049	62.541	0.000
		10	-0.030	-0.090	62.732	0.000
		11	-0.071	-0.059	63.771	0.000
		12	-0.076	-0.040	64.984	0.000
		13	-0.064	-0.036	65.849	0.000
		14	-0.035	0.039	66.107	0.000
		15	-0.008	0.046	66.119	0.000
		16	-0.017	0.001	66.184	0.000
		17	-0.036	-0.016	66.465	0.000
		18	-0.087	-0.089	68.116	0.000
		19	-0.106	-0.061	70.564	0.000
		20	-0.098	-0.030	72.689	0.000
		21	-0.070	0.001	73.780	0.000
		22	-0.035	0.042	74.052	0.000
		23	-0.068	-0.044	75.084	0.000
		24	-0.067	-0.022	76.083	0.000
		25	-0.089	-0.052	77.856	0.000
		26	-0.048	0.012	78.385	0.000
		27	-0.060	-0.002	79.215	0.000
		28	-0.103	-0.063	81.678	0.000
		29	-0.037	0.048	81.995	0.000
		30	0.034	0.047	82.260	0.000
		31	0.009	-0.034	82.280	0.000
		32	-0.096	-0.098	84.453	0.000
		33	-0.097	-0.053	86.697	0.000
		34	-0.038	0.017	87.037	0.000
		35	-0.047	-0.028	87.567	0.000
		36	-0.087	-0.042	89.388	0.000

Fuente: SBS. Elaboración propia.

Anexo 4

Figura 5: Correlograma de los residuos al cuadrado

Date: 11/22/20 Time: 22:04

Sample: 2003M10 2019M12

Included observations: 195

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.134	-0.134	3.5686	0.059
		2	0.127	0.111	6.8030	0.033
		3	-0.034	-0.004	7.0345	0.071
		4	0.024	0.006	7.1536	0.128
		5	-0.134	-0.130	10.783	0.056
		6	0.027	-0.008	10.929	0.091
		7	-0.144	-0.116	15.161	0.034
		8	0.016	-0.021	15.212	0.055
		9	0.068	0.103	16.162	0.064
		10	-0.002	0.001	16.162	0.095
		11	-0.004	-0.023	16.167	0.135
		12	-0.004	-0.040	16.170	0.184
		13	0.026	0.024	16.312	0.233
		14	0.017	0.034	16.377	0.291
		15	-0.071	-0.077	17.444	0.293
		16	0.000	-0.002	17.444	0.357
		17	0.058	0.074	18.176	0.378
		18	0.022	0.034	18.277	0.438
		19	0.035	0.030	18.544	0.486
		20	0.060	0.058	19.330	0.501
		21	0.041	0.063	19.703	0.540
		22	0.047	0.039	20.195	0.571
		23	0.027	0.031	20.362	0.620
		24	-0.142	-0.115	24.876	0.413
		25	0.058	0.049	25.642	0.427
		26	0.096	0.162	27.744	0.371
		27	-0.047	-0.014	28.240	0.399
		28	-0.045	-0.071	28.699	0.428
		29	-0.001	-0.032	28.699	0.481
		30	0.081	0.114	30.245	0.453
		31	-0.054	-0.046	30.916	0.470
		32	-0.038	-0.084	31.254	0.504
		33	-0.009	0.042	31.274	0.553
		34	-0.056	-0.065	32.023	0.565
		35	-0.026	-0.076	32.186	0.605
		36	-0.075	-0.109	33.535	0.586

Fuente: SBS. Elaboración propia.

Anexo 5

Tabla 7: Test ARCH-LM

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	33,95293	Prob. F(1,192)	0,0000
Obs*R-squared	29,15151	Prob. Chi-Square(1)	0,0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID²

Method: Least Squares

Date: 11/22/20 Time: 22:12

Sample (adjusted): 2003M11 2019M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	$7,98E - 05$	$1,85E - 05$	4,305229	0,0000
RESID ² (-1)	0,388249	0,066630	5,826914	0,0000
R-squared	0,150266	Mean dependent var		0,000129
Adjusted R-squared	0,145840	S.D. dependent var		0,000248
S.E. of regression	0,000230	Akaike info criterion		-13,91091
Sum squared resid	$1,01E - 05$	Schwarz criterion		-13,87722
Log likelihood	1351,358	Hannan-Quinn criter.		-13,89727
F-statistic	33,95293	Durbin-Watson stat		2,052373
Prob(F-statistic)	0,000000			

Anexo 6

Tabla 8: Resultados del modelo ARCH (1)

Dependent Variable: TC
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 12/01/20 Time: 02:54
Sample: 2003M10 2019M12
Included observations: 195
Convergence achieved after 20 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_RATIO	0,392148	0,066420	5,904029	0,0000
INFLACION	-0,005225	0,003741	-1,396558	0,1625
D_BCRP	-0,000173	0,004705	-0,036842	0,9706
D_RP	0,015932	0,002740	5,813527	0,0000
TC_COBRE	-0,018990	0,010732	-1,769565	0,0768
TB_PBI	-0,811873	0,193359	-4,198792	0,0000
D_VIX	0,000196	0,000161	1,216228	0,2239
D_FED	0,018241	0,004118	4,430169	0,0000
C	0,003644	0,001146	3,180147	0,0015

Variance Equation				
C	6,80E - 05	1,12E - 05	6,077579	0,0000
RESID(-1)^2	0,542582	0,155186	3,496339	0,0005

R-squared	0,399707	Mean dependent var	-0,000139
Adjusted R-squared	0,373888	S.D. dependent var	0,015160
S.E. of regression	0,011996	Akaike info criterion	-6,153875
Sum squared resid	0,026766	Schwarz criterion	-5,969244
Log likelihood	611,0028	Hannan-Quinn criter.	-6,079120
Durbin-Watson stat	2,288711		

Anexo 7

Tabla 9: Resultados del modelo ARCH (2)

Dependent Variable: TC
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 12/01/20 Time: 02:56
 Sample: 2003M10 2019M12
 Included observations: 195
 Convergence achieved after 21 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2 + C(12)*RESID(-2)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_RATIO	0,385075	0,068117	5,653143	0,0000
INFLACION	-0,005430	0,003267	-1,662174	0,0965
D_BCRP	-0,002254	0,004360	-0,516999	0,6052
D_RP	0,014865	0,002683	5,540558	0,0000
TC_COBRE	-0,023498	0,011728	-2,003489	0,0451
TB_PBI	-0,701473	0,197081	-3,559308	0,0004
D_VIX	0,000151	0,000159	0,949211	0,3425
D_FED	0,015454	0,004163	3,711903	0,0002
C	0,003230	0,001072	3,014113	0,0026
Variance Equation				
C	5,80E - 05	1,04E - 05	5,566653	0,0000
RESID(-1)^2	0,447058	0,138594	3,225665	0,0013
RESID(-2)^2	0,131552	0,089366	1,472061	0,1410
R-squared	0,398498	Mean dependent var		-0,000139
Adjusted R-squared	0,372627	S.D. dependent var		0,015160
S.E. of regression	0,012008	Akaike info criterion		-6,188313
Sum squared resid	0,026820	Schwarz criterion		-5,986898
Log likelihood	615,3605	Hannan-Quinn criter.		-6,106763
Durbin-Watson stat	2,274632			

Anexo 8

Tabla 10: Resultados del modelo GARCH (1,1)

Dependent Variable: TC
Method: ML - ARCH
Date: 11/22/20 Time: 22:20
Sample: 2003M10 2019M12
Included observations: 195
Convergence achieved after 28 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2 + C(12)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,002741	0,001085	2,527560	0,0115
D_RATIO	0,404811	0,068528	5,907267	0,0000
INFLACION	-0,005147	0,003126	-1,646494	0,0997
D_BCRP	-0,001527	0,004729	-0,322906	0,7468
D_RP	0,016406	0,002833	5,790800	0,0000
TC_COBRE	-0,021721	0,012335	-1,761000	0,0782
TB_PBI	-0,620938	0,200090	-3,103289	0,0019
D_VIX	0,000107	0,000192	0,560761	0,5750
D_FED	0,016411	0,004872	3,368436	0,0008
Variance Equation				
C	2,02E - 05	1,12E - 05	1,806176	0,0709
RESID(-1)^2	0,300701	0,117211	2,565468	0,0103
GARCH(-1)	0,550281	0,176565	3,116599	0,0018
R-squared	0,401311	Mean dependent var		-0,000139
Adjusted R-squared	0,375561	S.D. dependent var		0,015160
S.E. of regression	0,011980	Akaike info criterion		-6,210077
Sum squared resid	0,026694	Schwarz criterion		-6,008661
Log likelihood	617,4825	Hannan-Quinn criter.		-6,128526
Durbin-Watson stat	2,256126			

Anexo 9

Tabla 11: Resultados del modelo GARCH (2,1)

Dependent Variable: TC
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 12/01/20 Time: 02:59
Sample: 2003M10 2019M12
Included observations: 195
Convergence achieved after 26 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2 + C(12)*RESID(-2)^2 + C(13)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_RATIO	0,400473	0,068465	5,849282	0,0000
INFLACION	-0,004808	0,003223	-1,491733	0,1358
D_BCRP	-0,001564	0,004744	-0,329770	0,7416
D_RP	0,016538	0,002916	5,671568	0,0000
TC_COBRE	-0,022775	0,012280	-1,854572	0,0637
TB_PBI	-0,621423	0,202477	-3,069104	0,0021
D_VIX	8,19E - 05	0,000186	0,439119	0,6606
D_FED	0,017646	0,004333	4,072562	0,0000
C	0,002671	0,001120	2,384961	0,0171

Variance Equation				
C	1,74E - 05	1,56E - 05	1,118210	0,2635
RESID(-1)^2	0,365596	0,132465	2,759951	0,0058
RESID(-2)^2	-0,105196	0,189464	-0,555230	0,5787
GARCH(-1)	0,612306	0,298952	2,048177	0,0405

R-squared	0,398884	Mean dependent var	-0,000139
Adjusted R-squared	0,373029	S.D. dependent var	0,015160
S.E. of regression	0,012004	Akaike info criterion	-6,203318
Sum squared resid	0,026802	Schwarz criterion	-5,985118
Log likelihood	617,8235	Hannan-Quinn criter.	-6,114972
Durbin-Watson stat	2,258249		

Anexo 10

Tabla 12: Resultados del modelo GARCH (2,2)

Dependent Variable: TC
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 12/01/20 Time: 03:00
Sample: 2003M10 2019M12
Included observations: 195
Convergence achieved after 32 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2 + C(12)*RESID(-2)^2 + C(13)*GARCH(-1) + C(14)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_RATIO	0,400528	0,068454	5,851028	0,0000
INFLACION	-0,004723	0,003238	-1,458615	0,1447
D_BCRP	-0,001477	0,004760	-0,310269	0,7564
D_RP	0,016582	0,002902	5,714803	0,0000
TC_COBRE	-0,022812	0,012339	-1,848696	0,0645
TB_PBI	-0,618517	0,204708	-3,021459	0,0025
D_VIX	7,75E - 05	0,000186	0,416092	0,6773
D_FED	0,017854	0,004314	4,138815	0,0000
C	0,002629	0,001127	2,333540	0,0196

Variance Equation				
C	1,98E - 05	3,77E - 05	0,524443	0,6000
RESID(-1)^2	0,368895	0,134183	2,749192	0,0060
RESID(-2)^2	-0,069864	0,521566	-0,133951	0,8934
GARCH(-1)	0,484585	1,482586	0,326851	0,7438
GARCH(-2)	0,072551	0,704133	0,103036	0,9179

R-squared	0,398518	Mean dependent var	-0,000139
Adjusted R-squared	0,372648	S.D. dependent var	0,015160
S.E. of regression	0,012008	Akaike info criterion	-6,193408
Sum squared resid	0,026819	Schwarz criterion	-5,958423
Log likelihood	617,8572	Hannan-Quinn criter.	-6,098265
Durbin-Watson stat	2,257834		

Anexo 11

Tabla 13: Test ARCH-LM para el modelo final

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0,264671	Prob. F(1,192)	0,6075
Obs*R-squared	0,267060	Prob. Chi-Square(1)	0,6053

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID²

Method: Least Squares

Date: 11/22/20 Time: 22:24

Sample (adjusted): 2003M11 2019M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,965257	0,132305	7,295715	0,0000
WGT_RESID ² (-1)	0,037090	0,072095	0,514462	0,6075
R-squared	0,001377	Mean dependent var		1,002247
Adjusted R-squared	-0,003825	S.D. dependent var		1,543958
S.E. of regression	1,546908	Akaike info criterion		3,720649
Sum squared resid	459,4416	Schwarz criterion		3,754338
Log likelihood	-358,9030	Hannan-Quinn criter.		3,734291
F-statistic	0,264671	Durbin-Watson stat		1,996490
Prob(F-statistic)	0,607521			