

Interacción del mercado de bonos en diferentes plazos durante el COVID-19: un enfoque de vectores autorregresivos

*Ambrosio Ortiz Ramírez**

*Ana Lorena Jiménez Preciado***

*María Teresa Verónica Martínez Palacios****

(Recibido: enero, 2022/Aceptado: junio, 2022)

Resumen

El presente documento estudia la interacción en el mercado de bonos americano durante el COVID-19, utilizándolos en distintos plazos (3 meses, 5 años, 10 años y 30 años) mediante Vectores Autorregresivos (VAR). Se parte de la hipótesis de que el vector de bonos de corto plazo es el detonante para cambiar la estructura de los bonos de largo plazo. Entre los resultados destaca la reacción alcista que tienen los bonos de 5, 10 y 30 años ante variaciones del bono de 3 meses, así como los efectos de causalidad entre las tasas de los bonos del Tesoro.

Palabras claves: mercado de bonos, vectores autorregresivos, COVID-19.

Clasificación JEL: C32, C51, G15.

¹ Autor de correspondencia.

El presente trabajo ha sido apoyado por los proyectos de investigación: “Ciencia de datos para el análisis económico”, clave SIP 20220920, “Calibración y análisis de curvas de rendimiento cupón cero”, clave SIP 20221767 y “Valuación de opciones de tipo asiático sobre un subyacente cuya dinámica de precios tiene tasa de interés y volatilidad estocásticas, mediante racionalidad económica”, clave SIP 20221252, todos de la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional.

Interacción del mercado de bonos en diferentes plazos durante el COVID-19: un enfoque de vectores autorregresivos

Abstract

This paper aims to study the interaction in the American bond market in different timeframes (3 months, 5 years, 10 years, and 30 years) during the COVID-19 with Autoregressive Vectors (VAR). It is assumed the hypothesis that the short-term vector bonds trigger the structure changes of long-term bonds. The upward reaction of the 5, 10, and 30-year bonds stands out from variations in the 3-month bond; likewise, the causality effects between the rates of the Treasury bonds.

Keywords: bond market, vector autoregression, COVID-19.

JEL classification: C32, C51, G15.

1. Introducción

La emisión de deuda gubernamental colocada a través de bonos se considera como un activo libre de riesgo (de mercado) y cómo uno de los instrumentos más seguros ya que se conoce el rendimiento que paga, así como la calificación crediticia de su emisor, en este caso, el Gobierno. De hecho, en momentos de crisis económicas o financieras, se considera que los bonos pueden servir como activos de refugio para reducción de pérdidas potenciales, efecto denominado como *flight to quality*, que también se percibe en los metales preciosos (Baur & Lucey, 2009).

Sin embargo, este no fue el caso durante el inicio de la crisis sanitaria ocasionada por el coronavirus (COVID-19), enfermedad infecciosa causada por el virus SARS-CoV-2, ya que los Bancos Centrales, en general optaron por mantener las tasas de interés bajas con la finalidad de otorgar mayor facilitamiento cuantitativo e inyectar de liquidez para hacerle frente a la pandemia, al menos durante 2020 y 2021. Por ende, los bonos en sus distintos plazos también presentaban tasas bajas respecto a las registradas previas a la detonación de la pandemia.

Por otro lado, a través del mercado de bonos también se pueden estimar las curvas de rendimientos, es decir, las tasas de interés de los bonos que tienen la misma calidad crediticia pero diferentes fechas de vencimiento. De hecho, en la literatura está documentado que una curva de rendimiento del Tesoro invertida es una fuerte señal de recesión en los Estados Unidos (Puglia & Tucker, 2021), es decir, cuando los bonos de largo plazo ofrecen rendimientos mayores a

los de corto plazo. La pendiente de la curva de rendimiento da una idea de los cambios futuros en las tasas de interés y la actividad económica. Lo anterior es utilizado no solo por las instituciones financieras sino también por los Bancos Centrales.

Ante los aumentos de las tasas de interés en el transcurso del primer semestre de 2022, como respuesta a la alza de inflación en la mayoría de las economías, la estructura de las tasas de los bonos se ha modificado, provocando señales desfavorables tanto para los tomadores de decisiones como para los inversionistas, ya que se ha observado que los aumentos de tasas no se ha reflejado en la reducción de los precios de bienes y servicios, aunado a las olas de COVID-19 y sus variantes, así como la lenta recuperación del mercado laboral y la economía en general.

En ese contexto, el presente documento estudia la interacción en el mercado de bonos americano durante el COVID-19, utilizándolos en distintos plazos (3 meses, 5 años, 10 años y 30 años) mediante Vectores Autorregresivos (VAR). Se parte de la hipótesis de que el vector de bonos de corto plazo es el detonante para cambiar la estructura de los bonos de largo plazo. Se toman en consideración los bonos del Tesoro de Estados Unidos puesto que siguen siendo los instrumentos de referencia a nivel mundial para la toma de decisiones de los Bancos Centrales, es decir, cuando se hacen modificaciones en las tasas de intereses americanas, se ve reflejado no solo en su mercado de deuda, sino que también tiene repercusiones a nivel internacional.

El trabajo se estructura de la siguiente manera, en el siguiente apartado se muestra una breve discusión referente al desempeño del mercado de bonos durante la pandemia. En la tercera sección se muestran los aspectos metodológicos referente al VAR, desde la definición de las variables hasta la validación y análisis de resultados. Finalmente se presentan las conclusiones; entre los hallazgos destaca la reacción alcista que tienen los bonos de 5, 10 y 30 años ante variaciones del bono de 3 meses, así como los efectos de causalidad entre las tasas de los bonos del Tesoro.

2. Desempeño del mercado de bonos durante la pandemia

2.1 Tasas de los bonos del tesoro durante la pandemia

La crisis sanitaria provocadas por el virus SARS-CoV-2 se extendieron rápidamente a nivel mundial debido a sus altas tasas de infección y mortalidad Sahai *et al.* (2020). Son varios los efectos adversos debido a las medidas de contención, restricción de la actividad económica y la movilidad social implementadas por la mayoría de los países en respuesta a la pandemia del COVID-19 decretadas por las autoridades de la Organización Mundial de la Salud (OMS) en marzo de 2020.

Además de más de cinco millones de muertes y 268 millones de infecciones confirmadas, la crisis del COVID-19 redujo la confianza en los mercados financieros debido

a las expectativas negativas de bloqueos prolongados y una lenta recuperación económica (Daehler, Aizenman, & Jinjarak, 2021). La crisis sanitaria afectó el desempeño del mercado global de capitales, con pérdida de empleos, aumento de los niveles de pobreza, daños a las cadenas de suministro, incluso efectos adversos significativos en la educación y el aprendizaje, entre otras manifestaciones del comportamiento humano (Ekinci, 2021).

Durante el auge de la pandemia, se optó por parte de la mayoría de los Bancos Centrales el mantener tasas de interés bajas, con la finalidad de proveer de mayor liquidez al mercado y reducir el costo del endeudamiento. Si bien este tipo de políticas monetarias no convencionales seguidas por los Bancos Centrales se han seguido a raíz de la crisis financiera que comenzó en 2007 (Joyce *et al.*, 2012), en 2020 y 2021 se llegaron a registrar tasas a nivel cero e incluso en niveles negativos como el caso de Japón.

En 2021, con el progreso en las vacunas, los indicadores macroeconómicos se han fortalecido de manera general, aunque difícilmente han llegado los niveles registrados previos de la pandemia. Paradojamente, la reapertura de las economías ha contribuido a elevar niveles de inflación, aunque esto también se les atribuye a los denominados efectos de cuellos de botella, que se refiere a los problemas de suministro en las cadenas globales de valor, provocando problemas de oferta en bienes, aumento de costos y por ende en los precios de las materias primas (Esquivel, Leal, & Badillo, 2021).

Lo que pasó a denominarse una inflación 'transitoria', evolucionó a un problema de política económica. Aunado a lo anterior, se añaden las presiones ocasionadas en el precio de los energéticos, específicamente en gas y petróleo a raíz de la tensión entre Rusia y Ucrania. Liadze *et al.* (2022) estiman que el conflicto puede reflejarse en una reducción del PIB mundial en 1% para 2023 y sumar 3 puntos a la inflación global para el cierre de 2022. Esto se debe a que Rusia y Ucrania son importantes proveedores de materias primas, como titanio, paladio, trigo, y maíz.

En ese sentido, se ha buscado aumentar las tasas de interés como respuestas a los niveles de inflación que se han registrado en la economía global. La tabla 1 muestra la evolución de las tasas de interés de la Reserva Federal (FED) de Estados Unidos en el periodo de estudio, en donde se puede apreciar la reacción de la FED en los distintos periodos de la pandemia.

Tabla 1
Tasas de interés de la FED (Estados Unidos)

Fecha	Tasas de interés
16/06/2022	1.50%
05/05/2022	0.75%
17/03/2022	0.25%
16/03/2020	0.00%
03/03/2020	1.00%
31/10/2019	1.50%
19/09/2019	1.75%
01/08/2019	2.00%

Fuente: elaboración propia con datos de la Reserva Federal.

2.2 El problema de las curvas invertidas

De acuerdo con Giacoletti, Laursen, & Singleton (2021), la mayor parte de la literatura que estudia el mercado de bonos asume que los agentes económicos tienen pleno conocimiento de dichos instrumentos ya que se conocen los rendimientos que ofrecen, sin embargo, este mercado también puede volverse potencialmente riesgoso ante los cambios de política monetaria en un país e incluso, a partir del entorno económico y político.

Las tasas de interés que fijan los Bancos Centrales están ampliamente vinculadas con el rendimiento que ofrecen los bonos ya que, conforme mayor sea la tasa de referencia, mayor es la tasa que ofrecen los rendimientos de la emisión de deuda soberana. El premio por mantener el instrumento de deuda en un plazo mayor para el tenedor de los bonos sea desde una institución o un individuo, es el pago de un mayor rendimiento. Es por tal motivo, que autores como Puglia & Tucker (2021) muestra su preocupación en 2019 cuando se demuestra que los bonos de mayor plazo empezaban a invertirse, es decir, empezaban a ofrecer un rendimiento mayor al de los bonos de corto plazo.

No solamente es un desincentivo para inversiones de plazos mayores, sino que se considera como una de las señales de recesión para una economía. En este último punto, también hay una discusión respecto a los discursos de las curvas invertidas, por ejemplo, se cuestiona si el utilizar la curva de rendimientos de bonos del Tesoro a corto plazo realmente es suficiente para anunciar una recesión y se esto es válido para aplicarse en otras economías avanzadas o emergentes. Rofi (2021) incluso atribuye que las curvas invertidas están relacionadas más con la especulación y arbitraje.

1.3 Uso de modelo VAR para el análisis del mercado de bonos

El modelo de Vectores Autorregresivos, propuesto originalmente por Sims (1971), se compone de un sistema de ecuaciones que representa las relaciones entre múltiples variables. Este tipo de especificaciones es ampliamente utilizado para realizar pronósticos, análisis de política económica, pública y monetaria, y en general para inferencias estadísticas. Durante el periodo de estudio (2019-2022) se pueden destacar algunos análisis que utilizan la citada metodología para el análisis del mercado de deuda. Por ejemplo, el trabajo de (Chen *et al.*, 2021) analiza el efecto de la pandemia en el mercado accionario y de bonos chino a través de modelo VAR y causalidad de Granger, en donde destaca el impacto negativo para el mercado accionario pero positivo para el mercado de deuda ante el aumento de las tasas de rendimientos.

Por otro lado, el estudio de Pham & Nguyen (2022) examina los vínculos entre el mercado de bonos verdes y las incertidumbres financieras y económicas. Utilizando una extensión de la metodología VAR se demuestra que los bonos verdes y la incertidumbre representan una pequeña parte de las varianzas del error de pronóstico de cada uno. Sin embargo, la conexión entre los bonos verdes y la incertidumbre varía con el tiempo. Asimismo, en la propuesta de VAR panel de Beirne, Renshi, & Volez (2021) se investiga el papel de los mercados de bonos en economías asiáticas y la participación de inversionistas extranjeros. Mediante funciones impulso respuesta se demuestra que, ante un aumento en la capitalización de bonos, se pueden mitigar la volatilidad del flujo de capital de los bonos.

Un par de estudios más que analizan la dinámica del mercado de bonos con la metodología que se emplea en la presente investigación están en Umar, Polat, & Choi (2022), en donde se compara el impacto de los riesgos geopolíticos causados por el conflicto ruso-ucraniano en Rusia en los mercados financieros europeos y los mercados mundiales. Mediante un VAR de parámetros variante en el tiempo (TVP por sus siglas en inglés) se demuestra que las acciones europeas y los bonos rusos son los transmisores de los choques sobre el mercado de mercancías (commodities). Asimismo, se aporta evidencia de cómo se ven afectos los rendimientos y la volatilidad entre los mercados mencionados.

Por último, en Ozceleb (2021) se analizan las asimetrías de la incertidumbre y los rendimientos de los bonos a largo plazo sobre los precios del petróleo. El estudio se basa en un modelo VAR y se evidencia que los rendimientos de los bonos a largo plazo americanos tienen distintos efectos en los precios del petróleo: por un lado, el impacto de los rendimientos de los bonos a 10 años en los precios del petróleo es asimétrico y, por otro lado, se encontró que el deterioro de las condiciones de endeudamiento en Estados Unidos puede tener un impacto en los precios del petróleo al ralentizar la actividad económica mundial.

3. Aspectos metodológicos

3.1 Fuentes de datos y análisis preliminar

Para analizar la interacción entre distintos plazos de bonos, se toman las tasas de bonos del Tesoro de Estados Unidos considerando los plazos de: 3 meses, 5 años, 10 años y 30 años, mismos que están disponibles en Yahoo Finance. A su vez, se utilizan los datos diarios a partir del 02 de enero de 2019 al 30 de junio de 2022, con un total de 881 datos por cada vector de bonos. En la tabla 1 se presenta la estructura de las variables, es decir, las claves de pizarra de las tasas de los bonos (las siglas que hacen referencia a su cotización en el mercado), el significado de la clave de pizarra, la nomenclatura empleada para el estudio, así como su estadística descriptiva.

Tabla 1
Estructura de las variables

Clave de pizarra	Definición	Nomenclatura	N ^{a/}	Media	DE ^{b/}	Max	Min
<i>IRX</i>	Bono del Tesoro de Estados Unidos a 13 semanas	Bonos_3m	881	0.78	0.90	2.41	-0.11
<i>FVX</i>	Bono del Tesoro de Estados Unidos a 5 años	Bonos_5a	881	1.29	0.82	3.60	0.20
<i>TNX</i>	Bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años	Bonos_10a	881	1.62	0.69	3.48	0.50
<i>TYX</i>	Bono del Tesoro de Estados Unidos a 30 años	Bonos_30a	881	2.15	0.54	3.43	0.94

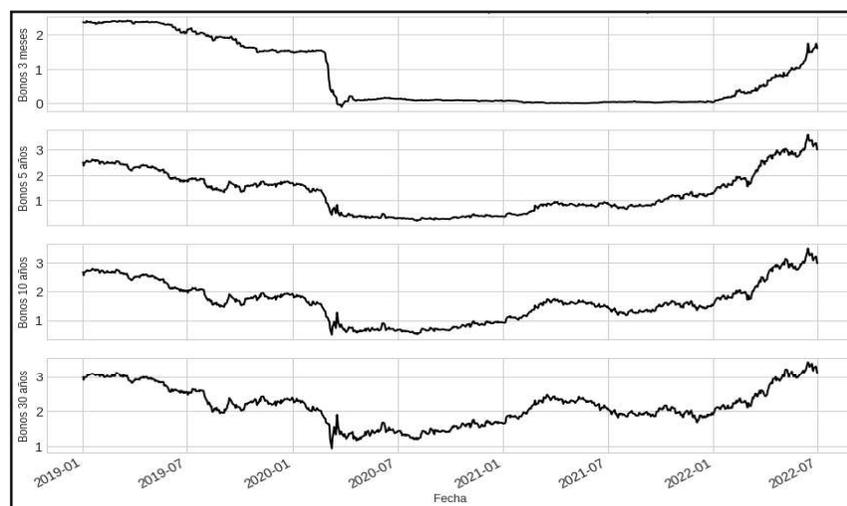
^{a/}Número de observaciones, ^{b/}Desviación estándar.

Fuente: elaboración propia.

A continuación, se presenta la figura 1 la cual muestra la evolución de las tasas de los bonos del 02 de enero de 2019 al 30 de junio de 2022. En primera instancia, se observa que las tasas de los bonos siguen el mismo comportamiento durante el periodo de estudio. Como es de esperarse, la tasa de 3 meses, que es la de menor plazo, ofrece una tasa ligeramente por debajo de las tasas de mayor plazo ya que se asume que el premio o recompensa por mantener (o ser tenedor) los bonos durante más tiempo, se ve beneficiado con una tasa de interés mayor. Durante el primer semestre de 2020, se presenta la reducción de las tasas de referencia a nivel mundial, lo cual se ve reflejado en la figura 1 ya que se optó por una política monetaria de facilitamiento cuantitativo, inyección de liquidez y tasas muy cercanas al 0% con la finalidad de reducir los estragos que comenzaba a generar la pandemia ocasionada por el COVID-19.

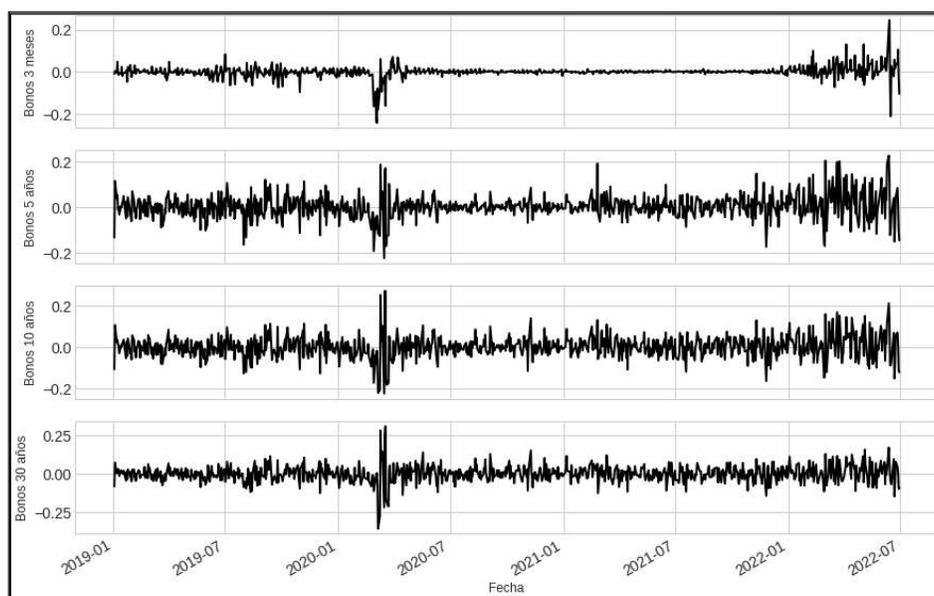
Si bien las tasas de mantuvieron estables y bajas durante 2020 y 2021, a mediados de 2021 comenzaron a observarse registros de inflación que comenzaron por definirse como una ‘inflación transitoria’, debido a los problemas generados por cuellos de botella que refieren (Esquivel, Leal, & Badillo, 2021), a un problema ya no solo de política monetaria sino pública, al registrarse el alza de los precios por encima de los objetivos de los Bancos Centrales.

Parte de las críticas que se tienen ante el aumento considerado de las tasas de interés alude a la tardía en realizar los ajustes ante una inflación que no se ha podido controlar vía tasa de interés. En ese sentido, se precia como a finales de 2022 comienza en aumento progresivo de las tasas de referencia, lo cual se aprecia en un aumento de las tasas de los bonos del Tesoro en todos los plazos, se destaca que la tasa de bonos de 5 años presentó el mayor incremento en junio de 2022, seguido por la tasa de 30 y 10 años respectivamente. Este dato es sobresaliente puesto que se espera que la tasa de mayor plazo sea la que ofrezca el mayor rendimiento y no la de plazos menores. Bajo estas condiciones, no se tendrían incentivos para que un inversionista, sea un gran corporativo o una persona física, sea tenedor de un bono de largo plazo. La figura 2 muestra el rendimiento diario que han presentado los instrumentos de estudio.



Fuente: elaboración propia con datos de Yahoo Finance.

Figura 1
Evolución de las tasas de bonos (enero 2019 a junio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos de Yahoo Finance

Figura 2

Rendimiento diario (%) de las tasas de bonos (enero 2019 a junio de 2022)

La figura 2 revela dos periodos en donde se registra una mayor tasa de variación, la primera es durante el primer trimestre de 2020 ante la reducción generalizada de las tasas de interés y, por ende, la reducción en las tasas de bonos ofrecidas en distintos plazos y, la segunda, ante el alza de las tasas que se comienza a registrar a inicios de 2022, cobrando mayor fuerza en junio del mismo año. En la tasa de los bonos de 5 y 10 años se puede apreciar una ligera variación a mediados de 2021, esto hace alusión a los primeros anuncios por parte de la Reserva Federal por comenzar a subir la tasa de referencia, a partir de los datos macroeconómicos (específicamente el de inflación). Sin embargo, las olas de contagio de COVID-19 y la lenta recuperación de la economía americana orilló nuevamente a la FED a seguir sosteniendo las tasas bajas (Federal Reserve, 2021).

3.2 Proceso VAR y prueba de causalidad de Granger

Dado que el objetivo de la presente investigación es modelar la interacción del mercado de bonos a diferentes plazos durante el COVID-19, Y representan series de tiempo multivariantes $T \times K$ donde T representa el número de observaciones y

K el número de variables. Entre los diversos métodos para estimar la relación que hay entre las series de tiempo con estructuras de rezago, es decir, explicar el comportamiento de las series a partir de su comportamiento pasado, resalta el modelo atóxico de Vectores Autorregresivos (VAR) propuesto por Sims (1971). Utilizando la notación de Lütkepohl (2005), se plantea la ecuación general del VAR:

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim N\left(0, \sum u\right) \quad (1)$$

donde A_i es una matriz de coeficientes $K \times K$. La suma de los errores se asumen normales. Para verificar si los valores pasados de cada bono contiene información que ayude a predecir los demás (independientemente de información contenida en los valores pasados de cada una de las variables), se realiza una prueba de causalidad de Granger. Retomando la ecuación 1, A_i contiene los coeficientes asociados al modelo, es decir, la contribución de cada observación rezagada para predecir las variables y u_i son representados los residuales de cada serie. Si la varianza de los errores se reduce mediante la inclusión de las variables rezagadas, entonces se dice que existe causalidad en el sentido de Granger.

La tabla 2 muestra los resultados de la prueba de causalidad para las tasas de los bonos del Tesoro a niveles y en primeras diferencias (rendimientos). La hipótesis nula de esta prueba es que no hay causalidad en el sentido de Granger, por lo que los valores probabilísticos (valor p) menores que el nivel de significancia (0.05), implica que los coeficientes de los valores pasados correspondientes es cero, es decir, no se puede rechazar la causalidad.

Para lectura de los resultados, se asume como variable causante las columnas y las filas como respuesta. Por ejemplo, los bonos de 3 meses causan a las tasas de 5, 10 y 30 años. A su vez, los bonos de 5 años causan a los de 3 meses, 10 y 30 años. Los bonos de 10 años no causan a los de corto plazo, pero sí a los de 5 y 10 años. Finalmente, los bonos a 30 años causan a los de 3 meses, 10 y 30 años con sus respectivos niveles de significancia. Cabe destacar que uno de los supuestos que asume la prueba es que las series vienen de un proceso estacionario, si bien esto se comprueba en la siguiente subsección, se añade el resultado de las tasas de los bonos en sus primeras diferencias, en donde se constata la causalidad de todos los plazos de las tasas de los bonos en términos de sus rendimientos.

Tabla 2
Pruebas de causalidad de Granger

Causalidad a niveles				
Variable	Bonos_3m	Bonos_5a	Bonos_10a	Bonos_30a
Bonos_3m	1	0***	0.0992	0.0455**
Bonos_5a	0	1	0***	0***
Bonos_10a	0.036**	0.001***	1	0.0186**
Bonos_30a	0.003***	0***	0.0157**	1
Causalidad en primeras diferencias (rendimientos)				
Variable	Bonos_5a	Bonos_3m	Bonos_10a	Bonos_30a
Bonos_3m	1	0.001***	0.0456**	0.0261**
Bonos_5a	0.004***	1	0.0188**	0.0267**
Bonos_10a	0.020**	0.001***	1	0.0305**
Bonos_30a	0.002***	0***	0.0527*	1

Nota: *, **, *** denotan niveles de significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Esta tabla resume los valores p en sus niveles y primeras diferencias. Hipótesis nula: no hay causalidad en el sentido de Granger.

Fuente: elaboración propia con salida de Python.

3.3 Validación del modelo

Para corroborar que el procedimiento y las especificaciones realizadas para el modelo VAR sean apropiadas, se divide la muestra en un conjunto de entrenamiento y en un conjunto prueba. De las 881 observaciones se opta por dejar fuera de la muestra la última semana de cotización, es decir, del 24 al 30 de junio de 2022 para verificar la efectividad del modelo y posteriormente, realizar las estimaciones utilizando la muestra completa de las series de tiempo.

Una de las condiciones que debe satisfacer esta especificación es que las series sean estacionarias (media y varianza constante) para evitar inconsistencias en las estimaciones y cambios de distribución en los errores. Para ello, se realizan las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada² (DFA) y Phillips y Perrón (PP):

² Para mayor detalle sobre las pruebas de raíces unitarias utilizadas, consultar (Dickey & Fuller, 1979) y (Phillips & Perron, 1988).

$$\begin{aligned}
 \text{DFA: } \Delta Y_t &= \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha \Delta Y_{t-i} + u_t \\
 \text{PP: } \Delta Y_t &= \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha \Delta Y_{t-i} + u_t, \quad u_t = \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1} + \dots + \theta_i \epsilon_{t-q}
 \end{aligned} \tag{2}$$

Tanto DFA como PP prueban la hipótesis de presencia de raíz unitaria en las series; si bien la prueba PP parte de la misma ecuación que DFA, PP se distingue por revisar si también existe algún proceso de raíz unitaria en la estructura de rezagos de los errores (componente de media móvil -MA-). La tabla 3 muestra los resultados de las series de los bonos a niveles y en sus primeras diferencias para el conjunto de entrenamiento, rechazando la presencia de raíz unitaria (se asume estacionariedad) cuando se toman los bonos en su primera diferencia:

Tabla 3
Pruebas de raíces unitarias

Variable	Niveles DFA	1era diferencia DFA	Niveles PP	1era diferencia PP
Bonos_3m	0.943	-5.2472***	-1.523	-23.940***
Bonos_5a	-1.622	-6.2320***	-0.428	-29.448***
Bonos_10a	-0.940	-6.3148***	-0.829	-28.837***
Bonos_30a	-1.161	-10.2526***	-1.225	-28.837***

Nota: *, **, *** denotan niveles de significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Esta tabla resume los resultados de los valores estadísticos de raíces unitarias de las pruebas Dickey-Fuller y Phillip-Perron en sus niveles y primeras diferencias. Hipótesis nula: las variables presentan raíz unitaria.

Fuente: elaboración propia con salida de Python.

A continuación, se utilizar una prueba de selección de rezagos para el modelo VAR, el cual se basa es estimar distintas especificaciones y filtrar por aquellos que presentan menores criterios de información, es modelos más estables respecto a la reducción de su varianza. La tabla 4 presenta los valores estimados de los criterios de información de Akaike -AIC- (1974), Schwarz -BIC- (1978), error de predicción final de Akaike (FPE por sus siglas en inglés) y el test de Hannan & Quinn -HQIC-(1979).

Tabla 4
Orden de selección del rezago para modelo VAR

Rezago	AIC	BIC	FPE	HQIC
0	-29.96	-29.94	9.74E-14	-29.95
1	-30.1	-29.99*	8.45E-14	-30.06*
2	-30.12	-29.92	8.28E-14	-30.05
3	-30.15	-29.87	8.04E-14	-30.04
4	-30.17	-29.79	7.90E-14	-30.03
5	-30.22	-29.76	7.51E-14	-30.04
6	-30.21	-29.66	7.60E-14	-30
7	-30.23	-29.59	7.47E-14	-29.98
8	-30.25	-29.52	7.27E-14	-29.97
9	-30.28*	-29.46	7.08E-14*	-29.97
10	-30.26	-29.36	7.20E-14	-29.92
11	-30.26	-29.27	7.22E-14	-29.88
12	-30.24	-29.16	7.38E-14	-29.82

Nota: * denota los valores mínimos de los criterios de información para la selección del rezago óptimo delo modelo VAR
Fuente: elaboración propia con salida de Python.

De acuerdo con el resultado de la tabla 4, los rezagos óptimos sugeridos son de 9 para AIC y FPE mientras que bajo el criterio BIC y HQIC es de 1. Para este trabajo se considera la estructura de nueve rezagos con la finalidad de capturar los posibles problemas de autocorrelación serial que puedan presentar las series. La ecuación 3 presenta el modelo VAR implementado:

$$\begin{aligned}
 Bonos3m_t &= \alpha_1 + \beta_{1p}Bonos3m_{t-p} + \gamma_{1p}Bonos5a_{t-p} + \delta_{1p}Bonos10a_{t-p} \\
 &\quad + \theta_{1p}Bonos30a_{t-p} + u_{1t} \\
 Bonos5a_t &= \alpha_2 + \beta_{2p}Bonos3m_{t-p} + \gamma_{2p}Bonos5a_{t-p} + \delta_{2p}Bonos10a_{t-p} \\
 &\quad + \theta_{2p}Bonos30a_{t-p} + u_{2t} \\
 Bonos10a_t &= \alpha_3 + \beta_{3p}Bonos3m_{t-p} + \gamma_{3p}Bonos5a_{t-p} + \delta_{3p}Bonos10a_{t-p} \\
 &\quad + \theta_{3p}Bonos30a_{t-p} + u_{3t} \\
 onos30a_t &= \alpha_4 + \beta_{4p}Bonos3m_{t-p} + \gamma_{4p}Bonos5a_{t-p} + \delta_{4p}Bonos10a_{t-p} \\
 &\quad + \theta_{4p}Bonos30a_{t-p} + u_{4t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Donde el subíndice p representa el número de rezagos (9) utilizados para cada una de las variables. Para verificar la efectividad del conjunto de entrenamiento

respecto a la semana que se dejó fuera de la muestra, se realiza el pronóstico de dichos datos:

$$Y_t(h) = \alpha + A_1 Y_{t1}(h - 1) + \dots + A_p Y_t(h - p) + u_t \quad (4)$$

En donde h es un predictor lineal óptimo de h pasos en términos del error cuadrático medio. Los pronósticos se generan, pero están en la escala de los datos de entrenamiento utilizados por el modelo, es decir, en sus primeras diferencias. Por lo tanto, para devolverlo a su escala original, se debe revertir el proceso de diferenciación tantas veces como se hayan integrado los datos de entrada originales, en este caso, se devuelve la suma acumulada de los elementos de las observaciones. La tabla 5 muestra los resultados de los pronósticos sobre el conjunto de prueba:

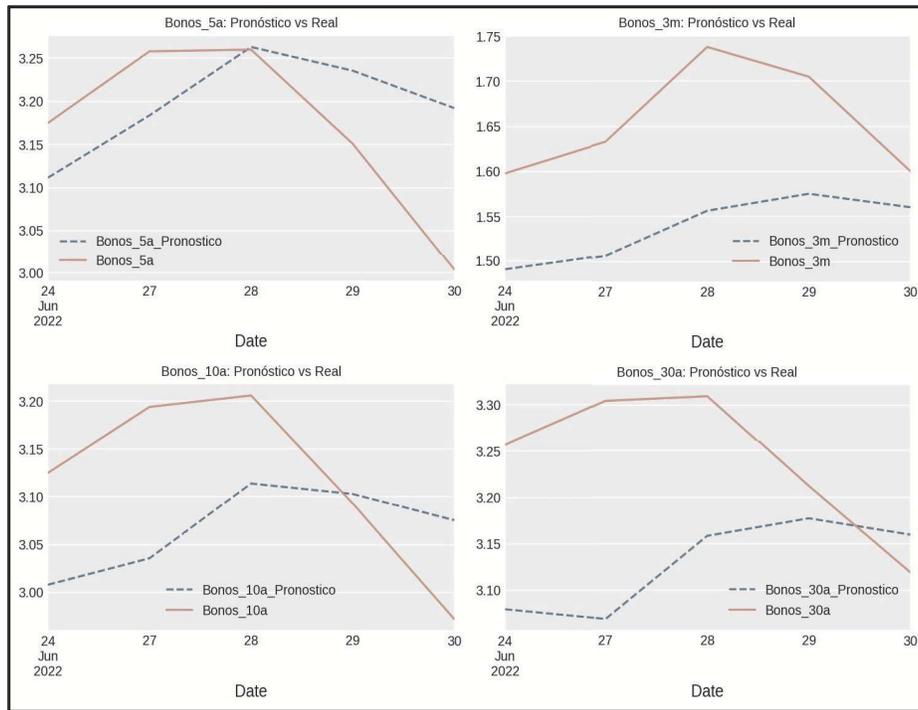
Tabla 5
Pronósticos sobre el conjunto de prueba

Fecha	Pronostico				Diferencia de dato real-estimado			
	Bonos 3m	Bonos 5a	Bonos 10a	Bonos 30a	Bonos 3m	Bonos 5a	Bonos 10a	Bonos 30a
2022-06-24	1.5054	3.0175	2.9199	3.0156	0.0926	0.1575	0.2051	0.2414
2022-06-27	1.4667	2.9743	2.7995	2.8417	0.1663	0.2837	0.3945	0.4633
2022-06-28	1.4780	3.0103	2.7573	2.7572	0.2600	0.2497	0.4487	0.5528
2022-06-29	1.5081	3.0189	2.7041	2.6915	0.1969	0.1321	0.3889	0.5205
2022-06-30	1.5233	2.9841	2.6234	2.6082	0.0767	0.0199	0.3486	0.5108

Fuente: elaboración propia con salida de Python.

Asimismo, en la figura 3 se muestran los resultados del pronóstico dentro de la muestra, en donde se puede apreciar que de manera general se captura la tendencia de las tasas de los bonos en sus distintos plazos:

INTERACCIÓN DEL MERCADO DE BONOS EN DIFERENTES PLAZOS DURANTE EL COVID-19:
UN ENFOQUE DE VECTORES AUTORREGRESIVOS



Fuente: elaboración propia con datos de *Yahoo Finance*.

Figura 3
Pronósticos

Finalmente, se presentan tres pruebas de error tradicionales para verificar la precisión de los pronósticos, específicamente los estadísticos reportados en la tabla 6:

Tabla 6
Pruebas de error

Prueba de error	Fórmula	Interpretación
Error absoluto medio (MAE)	$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t $	Considera la media aritmética del valor absoluto de los errores pronosticados
Raíz del error cuadrático medio (RMSE)	$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2}$	Considera la raíz de la media aritmética del cuadrado de los errores pronosticados.
Error porcentual absoluto medio (MAPE)	$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left \frac{e_t}{y_t} * 100 \right $	Considera la media aritmética del valor absoluto de los errores pronosticados, en términos de porcentaje.

Nota: $e_t = y_t - \hat{y}_t$

Fuente: elaboración propia.

Utilizando las pruebas de error de la tabla 6, se muestran los resultados derivados del modelo VAR con 9 rezagos. Para las tres pruebas se busca encontrar el menor error entre distintos modelos y también comparar el desempeño de la misma especificación. Por ejemplo, para el caso del MAE se busca que el promedio se acerque a 0, el pronóstico de bonos a 3 meses y 5 años tienen un error medio cercano a 0 mientras que la estimación para los bonos de 10 y 30 años presenta MAE más altas, por lo que el pronóstico es menos preciso para estos dos instrumentos. La misma lectura corresponde al RMSE y en el caso del MAPE, indica en términos porcentuales el error promedio de pronóstico, siendo el más asertivo el del bono de 5 años y el peor pronosticado el bono de 30 años.

Tabla 7
Precisión del pronóstico

Prueba	Bonos 3m	Bonos 5a	Bonos 10a	Bonos 30a
MAE	0.1171	0.0827	0.0962	0.1281
RMSE	0.1258	0.1021	0.1078	0.1503
MAPE	7.01%	2.66%	3.08%	3.91%

Fuente: elaboración propia con salida de Python.

3.4 Análisis de resultados: funciones impulso respuesta y descomposición de varianza

Una vez validado el modelo, se considera la muestra completa para el análisis de resultados. Dado que todas las variables en un modelo VAR dependen unas de otras, las estimaciones de los coeficientes individuales solo brindan información limitada sobre la reacción del sistema ante un shock. Para obtener una mejor imagen del comportamiento dinámico del modelo, se utilizan funciones impulso respuesta (FIR). El punto de partida de cada FIR para un modelo VAR lineal es a partir de su media móvil (MA), que también es la función de respuesta de impulso de error de pronóstico (ϕ). En cada media móvil ϕ_i para el i -ésimo período después del choque se obtiene de la forma:

$$\phi_i = \sum_{j=1}^i \phi_{i-j} A_j, \quad i = 1, 2, \dots \quad (5)$$

con $0 = I_K$ y $A_j = 0$ para $j > p$, donde K es el número de variables endógenas y p es el número de rezagos del modelo VAR. Estos se pueden visualizar gráficamente de manera ortogonalizada, utilizando la descomposición de Cholesky de la matriz de covarianza del error estimado \sum_u . La idea básica es descomponer la matriz de varianza-covarianza de modo que $\Sigma = PP'$, donde P es una matriz triangular inferior con elementos diagonales positivos (obtenida mediante una descomposición de Choleski). Dada la matriz de varianza-covarianza P estimada, la descomposición se puede obtener por:

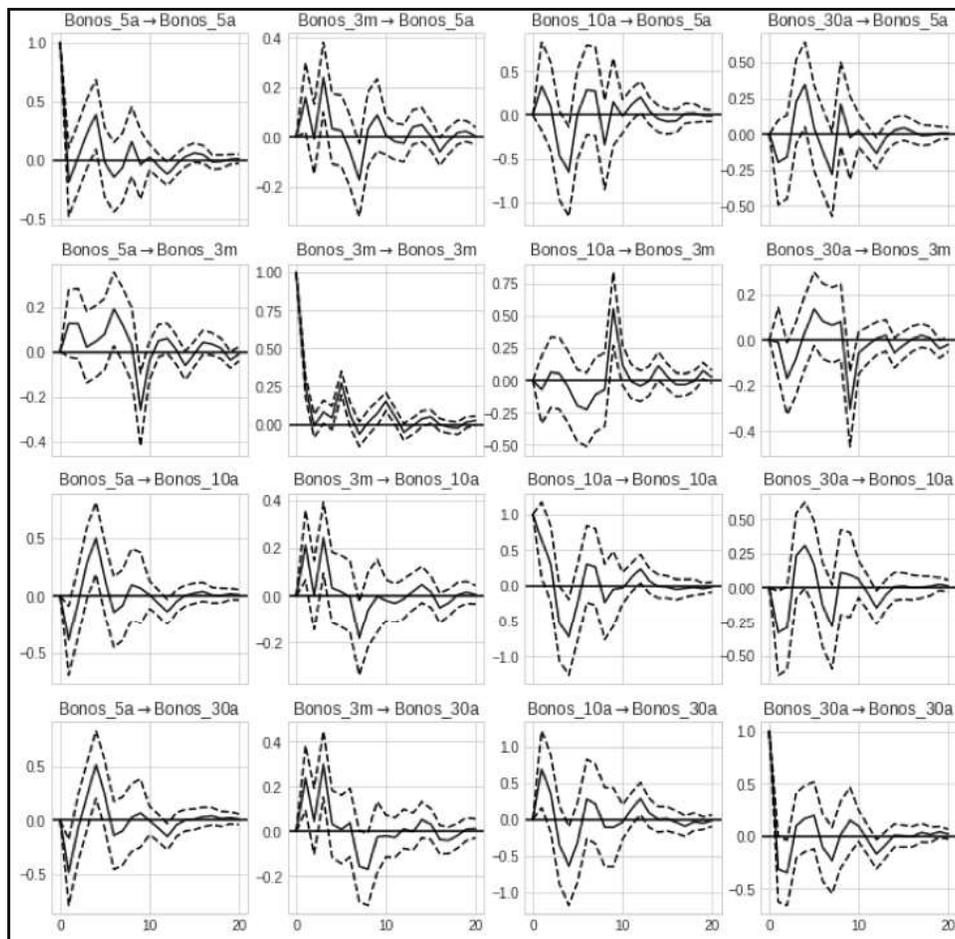
$$\theta_i^0 = \phi_i P \quad i = 1, 2, \dots \quad (6)$$

Donde θ_i^0 es la función de respuesta del impulso ortogonal correspondiente. Dado que el objetivo principal de las FIR es describir la evolución de las variables de un modelo en reacción a un choque en una o más variables. Esta característica permite rastrear la transmisión de un solo choque dentro de del sistema de ecuaciones del VAR. La figura 4 muestra el resultado de las funciones-impuesto respuesta. Los errores estándar asintóticos se trazan al nivel de significancia del 95%.

En primera instancia se analizan los resultados de la diagonal principal, que refieren a la respuesta de los bonos ante un *shock* o innovaciones de estos. En todos los casos se puede percibir que las perturbaciones de las mismas variables ocasionan instantáneamente un alza y, posteriormente, el efecto se desvanece en los siguientes 10 días. Dicho hallazgo confirma la reacción que tiene el mercado de bonos ante los anuncios o modificaciones significativas respecto a las tasas de interés objetivo. En segundo lugar, destacan los resultados de la respuesta

de los bonos de 10 y 30 años ante impulsos de la tasa de 5 años, indicando una ligera contracción en los primeros dos días para posteriormente hacer un ajuste al alza.

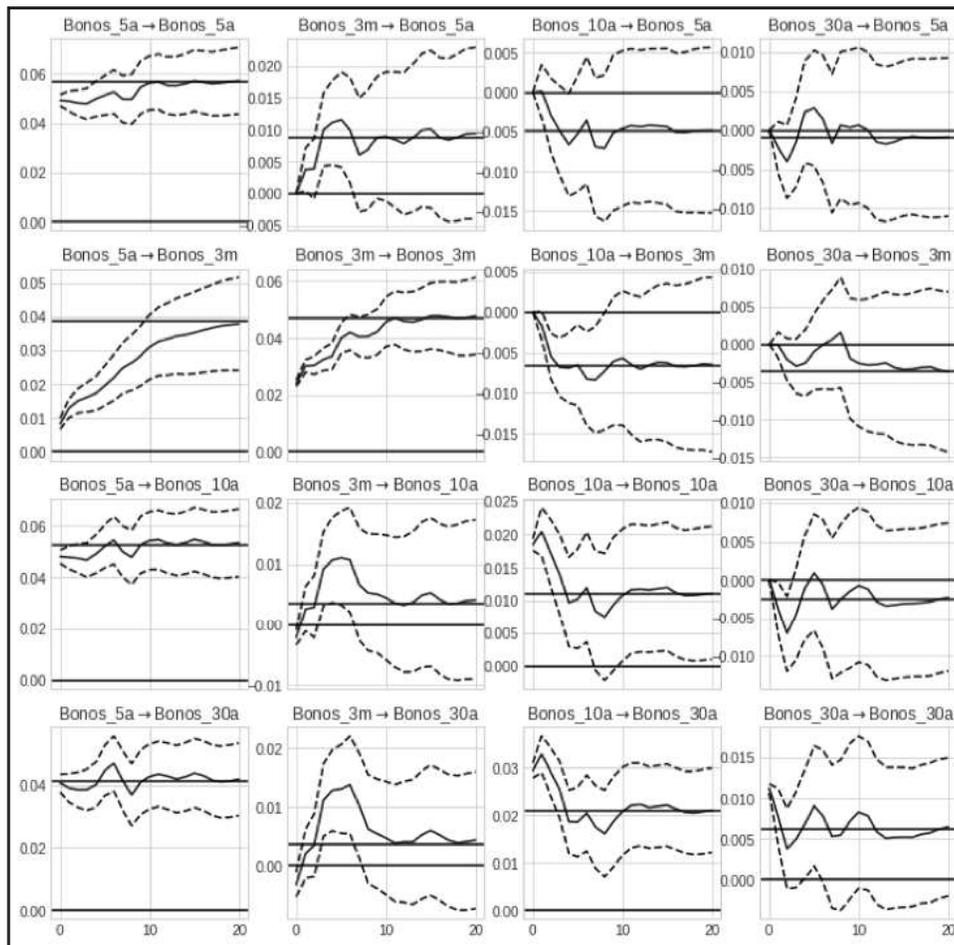
Asimismo, se destaca la poca respuesta que tienen los bonos de 3 meses ante innovaciones de las tasas de bonos de 5, 10 y 30 años, lo cual confirma la hipótesis inicial planteada en este trabajo, en donde se asume que es la tasa de corto plazo la que impulsa los cambios en la estructura de las tasas de los bonos de mayor plazo. Finalmente, sobresale que los bonos a 30 años son los que tienen menor repercusión en las distintas tasas, incluso, en los primeros días se tiene una reacción negativa, se da un repunte y posteriormente el efecto tiende a desvanecerse.



Fuente: elaboración propia con salida de Python.

Figura 4
Funciones impulso-respuesta

Asimismo, la figura 5 muestra los efectos acumulativos $\psi_n = \sum_{i=0}^n \phi_i$, es decir, los efectos de largo plazo. Comenzando con los elementos de la diagonal, se puede vislumbrar que la tasa de los bonos de 3 meses y 5 años tiende a aumentar y después estabilizarse mientras que la de 10 y 30 años tienden a bajar y posteriormente su efecto se mitiga. Esto hace sentido ya que, cómo se había mostrado en las FIR, la tasa de 3 meses es la que tiende a desestabilizar a los demás bonos.



Fuente: elaboración propia con salida de Python.

Figura 5
Efectos (respuestas) acumulativos de largo plazo

Otro hallazgo por destacar es la reacción positiva que tiene el bono de 3 meses ante shocks del bono de 5 años, a diferencia de los casi nulos efectos que tiene sobre la tasa de 10 y 30 años. Esto se puede explicar en parte por rendimiento registrado en el bono de 5 años, el cual fue mayor en comparación de los demás instrumentos durante el periodo de estudio.

De manera general, se percibe el aumento de todas las tasas de los bonos ante innovaciones de las de tres meses, sin embargo, el efecto tiende a mitigarse con el tiempo. En el caso del bono de 10 años, se percibe que sus *shocks* provocan respuestas contractivas de las demás tasas para después disiparse y finalmente, en la tasa de 30 años, los efectos son similares a la de 10 años, pero en menor magnitud.

Finalmente, se realiza la descomposición de variables, es decir, los errores de pronóstico del componente j en k en un pronóstico de i -pasos adelante que se pueden descomponer usando las respuestas de impulso ortogonalizadas θ_i .

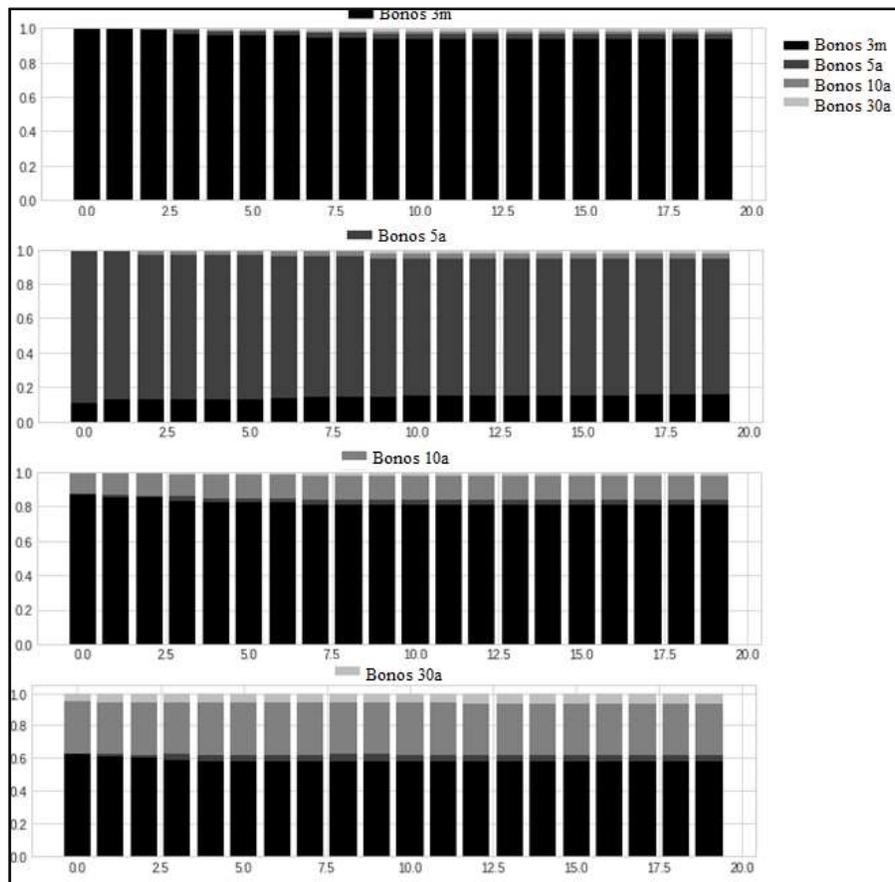
$$u_{jk,i} = \frac{\sum_{i=0}^{h-1} (e_j' \theta_i e_k)^2}{MSE_j(h)} \quad (7)$$

$$MSE_j(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \left(e_j' \phi_i \sum u \phi_j' e_j \right)^2$$

Similar a las FIR, la descomposición de varianza demuestra que tan importante es un *shock* para explicar las variaciones de las variables en el modelo, adicionalmente, muestra cómo esa importancia cambia con el tiempo. Los resultados de la descomposición de varianza se presentan en la figura 6.

La figura 6 muestra en su primera fila la descomposición para el bono de 3 meses. La variación en la tasa a 3 meses se debe a *shocks* de ella misma durante la mayor parte del tiempo; menos de un 5% se debe a las variaciones de las demás tasas. En el caso de la tasa de 5 años el resultado cambia ya que, si bien se explica su varianza, en mayor parte, a partir de ella misma, los bonos a 3 meses también inciden en su descomposición con una proporción cerca al 15% en los primeros días y en 20% en 20 días.

La descomposición de los bonos a 10 años revela que los bonos de 3 meses son los que explican en mayor proporción su varianza en tanto que los bonos de 30 años su descomposición también tiene una influencia importante el bono de 3 meses en mayor proporción, seguido por el de 10 años. De esta manera, se corrobora la hipótesis planteada al inicio del trabajo, en donde se presenta evidencia de que la tasa de bonos del Tesoro de corto plazo repercute sobre la estructura de las demás tasas.



Fuente: elaboración propia con salida de Python.

Figura 6
Descomposición de la varianza del error de pronóstico

4. Conclusiones

En este trabajo se estudió la interacción en el mercado de bonos americano durante el COVID-19, utilizándolos en distintos plazos (3 meses, 5 años, 10 años y 30 años) mediante Vectores Autorregresivos (VAR), partiendo de la hipótesis de que el vector de bonos de corto plazo es el detonante para cambiar la estructura de los bonos de largo plazo. Entre los principales hallazgos destacan los siguientes:

El mercado de bonos, en sus distintos plazos, tienden a reaccionar y ajustarse de manera inmediata ante anuncios o modificaciones significativas respecto a

las tasas de interés objetivo. Asimismo, la tasa de 5 años es la que provoca los choques más significativos sobre las tasas de los bonos de 10 y 30 años. Sin embargo, los bonos de 3 meses son los que menos se ven afectados ante innovaciones de las tasas de bonos de 5, 10 y 30 años, de hecho, es la tasa de interés de 3 meses la que provoca la mayor variación o cambios en las diferentes estructuras de bonos.

Desde punto de vista de los tenedores de los bonos, el riesgo está en la tasa pues hay una relación inversa entre la tasa y el precio de los bonos. Por ejemplo, en las condiciones actuales de alza de tasas implica que los tenedores de bonos tienen dos opciones: esperarse hasta el vencimiento o vender sus bonos, en el primer caso depende de las necesidades del agente, en el segundo se asume una pérdida temporal dado que no se conoce con certeza cuanto empezarán a recuperarse niveles de tasas atractivos para participar en el mercado de bonos; rebalancear sus portafolios o cambiar de mercado, aunque tiene la ventaja de tener liquidez.

La principal contribución de este estudio es que se demuestra que la tasa de corto plazo es la que impulsa los cambios en la estructura de las tasas de los bonos de mayor plazo, incluso, en términos de su descomposición de varianza, se verifica que la tasa de bonos de 3 meses es la que más aporta para explicar las variaciones de las demás tasas. A este respecto, una futura línea de investigación es ejecutar un análisis similar para economías emergentes o bien, profundizar sobre el tema de curvas invertidas tomando como base el presente análisis.

Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- Baur, D. G., & B. M. Lucey (2009). Flights and contagion -An empirical analysis of stock-bond correlations. *Journal of Financial Stability*, 5(4), 339-352. doi:10.1016/j.jfs.2008.08.001.
- Beirne, J.; N. Renshi, & U. Volez (2021). Local currency bond markets, foreign investor participation and capital flow volatility in emerging Asia. *The Singapore Economic Review*. doi:10.1142/S0217590821410083.
- Chen, X.; Wang, Z.; X. Li; Z. Liu, & K. Li (2021). The Impact of Covid-19 on the Securities Market: Evidence from Chinese Stock and Bond Markets. *Procedia Computer Science*, 187, 294-299. doi:10.1016/j.procs.2021.04.065.
- Daehler, T.; J. Aizenman, & Y. Jinjark (2021). Emerging markets sovereign CDS spreads during COVID-19: Economics versus epidemiology news. *Economic Modelling*, 100(105504). doi:10.1016/j.econmod.2021.105504.
- Dickey, D., & W. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Ekinci, A. (2021). Modelling and forecasting of growth rate of new COVID-19 cases in top nine affected countries: Considering conditional variance and asymmetric effect. *Chaos, Solitons & Fractals*, 151(111227). doi:https://doi.org/10.1016/j.chaos.2021.111227.
- Esquivel, G.; J. Leal, & R. Badillo (2021). *La dinámica inflacionaria en México en un contexto de recuperación y pandemia*. Banco de México. Retrieved from <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/articulos-y-otras-publicaciones/%7B582287CA-9DF6-1E49-325D-46D5FD22F588%7D.pdf>.
- Federal Reserve (2021). *Federal Reserve Press Release*. Retrieved Diciembre 15, 2021, from <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/files/monetary20211215a1.pdf>.
- Giacoletti, M.; K. Laursen, & K. Singleton (2021). Learning From Disagreement in the U.S. Treasury Bond Market. *The Journal of Finance*, 76, 395-441. doi:10.1111/jofi.12971.
- Hannan, E. J., & B. G. Quinn (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, 41(2), 190-195.
- Joyce, M.; D. Miles; A. Scott, & D. Vayanos (2012). Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy - An Introduction. *The Economic Journal*, 122(564). doi:10.1111/j.1468-0297.2012.02551.x.
- Liadze, I.; C. Macchiarelli; P. Mortimer-Lee, & P. Sanchez (2022). *The Economic Costs of the Russia Ukraine Conflict*. Londres: National Institute of Economic and Social Research. Retrieved from <https://www.niesr.ac.uk/wp-content/uploads/2022/03/PP32-Economic-Costs-Russia-Ukraine.pdf>.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Ozceleb, O. (2021). Assessing the impacts of global economic policy uncertainty and the long-term bond yields on oil prices. *Applied Economic Analysis*, 29(87), 226-243.

- Pham, L., & C. Nguyen (2022). How do stock, oil, and economic policy uncertainty influence the green bond market? *Finance Research Letters*, 45(102128). doi:10.1016/j.frl.2021.102128.
- Phillips, P., & P. Perron (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Puglia, M., & A. Tucker (2021). Neural Networks, the Treasury Yield Curve, and Recession Forecasting. *The Journal of Financial Data Science*, 3(2), 149-175. doi:10.3905/jfds.2021.1.061.
- Rofi, A. (2021). Discourses of Inverted Yield Curve and the Reaction on US Stock Markets. *Journal of Management and Business Review*, 18(2), 156-174. doi:10.34149/jmbr.v18i2.278.
- Sahai, A.; N. Rath; V. Sood, & M. Singh (2020). ARIMA modelling & forecasting of COVID-19 in top five affected countries. *Diabetes & Metabolic Syndrome: Clinical Research & Reviews*, 14(5), 1419-1427. doi:https://doi.org/10.1016/j.dsx.2020.07.042.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Sims, C. A. (1971). Discrete Approximations to Continuous Time Lag Distributions in Econometrics. *Econometrica*, 39, 545-564.
- Umar, Z.; O. Polat, & S.-Y. T. Choi (2022). The impact of the Russia-Ukraine conflict on the connectedness of financial markets. *Finance Research Letters*, 48(102976). doi:doi.org/10.1016/j.frl.2022.102976.