

ANÁLISIS ECONÓMICO DE LAS RELACIONES ENTRE LOS INSTRUMENTOS DE POLÍTICA ECONÓMICA EN ESTADOS UNIDOS

Econometric analysis of the relationships between economic policy instruments in the United States

Lic. José Mauricio Gómez Julián
Universidad Latina de Costa Rica
jose.gomez28@ulatina.net
<https://orcid.org/0009-0000-2412-3150>

.....
Recibido: Septiembre 2023
Aceptado: Septiembre 2023
.....

Resumen

Esta investigación constituye un estudio teórico, histórico y econométrico de las características generales de las relaciones entre instrumentos de política económica en Estados Unidos desde el marco de la teoría de la política económica y la teoría bayesiana objetiva de las probabilidades. El objetivo es que los resultados puedan aportar insumos en la formulación de modelos teóricos realistas, lo cual es relevante para orientar de manera efectiva a los hacedores de política económica en la toma de decisiones. Los resultados, consistentes con la práctica histórica de política económica en Estados Unidos, muestran que existe una estrecha interdependencia entre los instrumentos de política económica debida a una también estrecha interdependencia entre las variables macroeconómicas fiscales y monetarias de interés, lo que implica el incumplimiento de la condición de súper exogeneidad que comúnmente se asume en esta clase de modelos. Esto proporciona insumos al proceso de construcción de nuevos paradigmas en la teoría de la política económica.

Palabras Clave: Correlación, independencia, instrumentos de política económica, modelos lineales generalizados, estadística bayesiana.

Abstract

This research constitutes a theoretical, historical, and econometric study of the general characteristics of the relationships between economic policy instruments in the United States from the framework of economic policy theory

and the objective Bayesian theory of probabilities. The goal is for the results to provide inputs in the formulation of realistic theoretical models, which is relevant to effectively guide economic policy makers in decision-making. The results, consistent with the historical practice of economic policy in the United States, show that there is a close interdependence between economic policy instruments due to a similarly close interdependence between the macroeconomic fiscal and monetary variables of interest, implying a violation of the commonly assumed condition of super exogeneity in this class of models. This provides inputs to the process of constructing new paradigms in economic policy theory.

Keywords: Correlation, independence, economic policy instruments, generalized linear models, Bayesian statistics.

Clasificación JEL: C11, C14, E52, E62.

Introducción

Desde que Tinbergen fundó la teoría de la política económica estableció que, para lograr con éxito n objetivos de políticas independientes, se requiere al menos el mismo número de instrumentos de políticas independientes (llamados también por Tinbergen “parámetros políticos”) (Tinbergen, 1952, págs. 7, 27); (Tinbergen, 1956, págs. 53-56). Por parámetro de política debe entenderse “(...) un parámetro que puede ser controlado (variado, modificado) por las autoridades económicas”. (Cuadrado Roura, y otros, 2010, pág. 70) Puesto que Tinbergen construye sus planteamientos en el marco de los modelos lineales de producción, está haciendo alusión a independencia lineal entre instrumentos.

En la actualidad, lo anterior es conocido como la “regla de Tinbergen”, lo que significa que “deben existir N instrumentos independientes, en el sentido de que los efectos de cualquier instrumento en los objetivos no sean proporcionales a los de ningún otro, o de ninguna combinación de otros.” (Tobin, 1993, pág. 90)

La independencia instrumental aludida puede re-expresarse en términos de la práctica de la política económica afirmando que “si un banco central es libre de elegir los ajustes para sus instrumentos para perseguir sus objetivos finales, tiene independencia de instrumentos.” (Meyer, 2023, pág. 1). Una comparativa entre la independencia de objetivos y la independencia instrumental revela que “de las dos, parece que la independencia de instrumentos sería más probable que minimizara la interferencia política a corto plazo y maximizara la responsabilidad del banco central mientras se dejaban las metas últimas de la política determinadas al menos en parte por los procesos democráticos.”

(Kuttner & College, 2013, pág. 5). Lo anterior pone en evidencia la relevancia teórica del estudio de la independencia instrumental.

En la actualidad teórica y aplicada, la literatura económica convencional establece, explícita o implícitamente, que en la realidad económica los instrumentos efectivamente son independientes entre sí (Tobin, 1993, pág. 92); (Mihailov, 2023, pág. 3); (Fischer, 2017, pág. 4); (DeBelle & Fischer, 1994, pág. 197); (Kuttner & College, 2013, pág. 7).

En la actualidad, los modelos de política económica reflejan la independencia de los parámetros políticos de forma más general a través del concepto de *súper exogeneidad*. Este concepto consiste en la condición de que existe invarianza estructural (estabilidad) en ciertas relaciones bajo intervenciones de política económica (Pretis, 2021, pág. 105); (Pearl, 2000, pág. 1) o, lo que es lo mismo, consiste en “la invarianza de los parámetros del modelo condicional a las intervenciones que afectan al modelo marginal con el fin de mantener análisis de políticas condicionales”. (Hendry, 1995, pág. 157)

De lo establecido por Tinbergen y Tobin se deriva que el estudio de la independencia lineal entre instrumentos puede llevarse a cabo midiendo la proporcionalidad de los efectos de dos parámetros políticos A y B en un objetivo X (Tobin) o bien, estudiando directamente la independencia lineal entre dichos instrumentos (Tinbergen). El segundo camino es más directo y permite estudiar el caso de países en que instrumentos fiscales o monetarios no sean utilizados para realizar política monetaria o fiscal, respectivamente.

Así, sea un conjunto de predictoras $X_i \in \mathbf{X}, i = 1, 2, \dots, n$ de una respuesta Y . Si se desea determinar si el efecto de alguna de ellas sobre la respuesta es proporcional a la de otra(s) o de una o más combinaciones de otras, basta con determinar si las predictoras son linealmente independientes entre sí, puesto que la dependencia lineal significa que una determinada variable es igual la adición entre otras variables involucrando el producto por escalar o simplemente igual a otra variable multiplicada por un escalar, donde dicho escalar representa en ambos casos una constante de proporcionalidad. Esto puede expresarse estableciendo que la matriz de predictoras \mathbf{X} tiene rango completo (no-multicolinealidad) y es fundamental para que un modelo de regresión lineal clásico tenga una varianza pequeña en términos absolutos y no relativos según lo establecido por el teorema de Gauss-Markov. (Greene, 2020, pág. 134)

En términos matemáticos, la lógica subyacente a lo anterior puede flexibilizarse y en lugar de combinaciones lineales entre pares de variables se tendrían relaciones funcionales más generales multivariadas, así como diferentes

coeficientes (no necesariamente lineales) en lugar de un único escalar. Tanto las relaciones implicadas en la lógica subyacente señalada como en su versión más flexible pueden ser verificadas estadísticamente mediante un amplio análisis econométrico de los dos grupos de instrumentos de política económica (fiscales y monetarios), tanto intragrupal como intergrupala.

Los resultados econométricos, en conjunción con el análisis teórico e histórico de la política económica estadounidense, permitirán determinar si los hacedores de política económica en Estados Unidos son verdaderamente libres de elegir los ajustes para cada uno de sus instrumentos para perseguir sus objetivos finales o si, por el contrario, necesitan tomar en consideración alguna clase de interrelación entre ellos. Adicionalmente, permitirá conocer si el supuesto de súper exogeneidad se cumple o no se cumple en la política económica estadounidense, si los instrumentos de política económica presentan una dependencia recíproca significativa (no se cumple la condición) o si, por el contrario, pueden considerarse linealmente independientes (se cumple la condición).

I. Revisión de Literatura

Como se adelantó en la sección de antecedentes, el marco teórico de referencia de esta investigación es el de la teoría neoclásica de la política económica, fundada por Tinbergen y que ha sido desarrollada en la misma línea del sueco por diversos autores neoclásicos, como James Tobin, Alexander Mihailov, Stanley Fischer, Guy Debelle, Kenneth Kuttner, William Colledge y otros, todos ellos referidos en la sección anterior, así como también difundida en diversos libros de texto de formación universitaria en occidente y la periferia, como es el caso del libro de Cuadrado Roura en esta última región.

Hasta donde permitió conocer la investigación previa realizada, no existen investigaciones que estudien econométricamente la independencia lineal de instrumentos que argumenta la teoría neoclásica de la política económica, así como tampoco formas más flexibles de independencia, salvo a alguna breve alusión relativa al incumplimiento del supuesto de independencia entre instrumentos de política alusiva a la práctica de los hacedores de política económica. (Cuadrado Roura, y otros, 2010, pág. 343); (Menguy, 2011, pág. 362)

La literatura relativa a la independencia en el contexto de la política económica está centrada fundamentalmente en la dependencia fáctica entre objetivos de política económica (Cuadrado Roura, y otros, 2010, págs. 62-67), sobre la cual no se plantean implicaciones teóricas y/o prácticas, así como también y

principalmente en la independencia de los bancos centrales con relación a otras instituciones gubernamentales (gobierno central, ministerio de hacienda, ministerio de economía, etc.) y su impacto en la consecución de los objetivos de política monetaria. (Tobin, 1993, pág. 92); (Mihailov, 2023, pág. 3); (Fischer, 2017, pág. 4); (Debelle & Fischer, 1994, pág. 197); (Kuttner & College, 2013, pág. 7). En esta misma línea se encuentran investigaciones como (Menguy, 2011), que aluden a la dependencia entre tipos de política monetaria para el caso de regiones integradas monetariamente como la Unión Europea.

Sin embargo, sí se encontró investigación previa relativa a la dependencia entre instrumentos estudiada desde la perspectiva matemática. Uno en que las autoridades fiscales y monetarias cooperen cuando el uso del instrumento monetario tiene un costo (Lambertini & Rovelli, 2004, págs. 153-154) y otro que vincula los altos rendimientos de los bonos del gobierno a la alta proporción de gastos públicos poco productivos. (Menguy, 2011, pág. 380)

La presente investigación se llevará a cabo para el caso estadounidense con datos trimestrales desde enero de 1960 hasta octubre de 2022.

II. Materiales y Métodos

II.1. Instrumentos de Política Fiscal y Monetaria

Como instrumento de política fiscal se considerarán el gasto corriente del gobierno federal (GCGF) y los préstamos de política del gobierno federal (GACL), mientras que como instrumentos de política monetaria se considerarán el nivel de otros activos en poder de la autoridad monetaria (TDFG), la tasa efectiva de fondos federales (FEFR), la tasa de descuento de la FED (TD) y tasa de interés en el mercado secundario de los bonos del tesoro de los Estados Unidos con vencimiento a 3 meses (LT3M).

II.2. Metodología Econométrica

En la primera etapa se estudia diferentes tipos de independencia a pares entre instrumentos mediante los coeficientes de correlación y correlación parcial de Pearson, Kendall y Spearman, tanto en sus versiones frecuentistas y bayesianas, así como también mediante contrastes RESET robustecidos por Bootstrapping bayesiano. Todo ello complementado con el análisis de correlación, de estacionariedad y estacionalidad inherente al método de desestacionalización de las variables utilizado (X-13ARIMA-SEATS) y que arrojará insumos complementarios para el modelaje a realizar en la segunda etapa. Esto también será complementado con ajustes empírico de distribución de probabilidad sobre los datos, para obtener insumos adicionales para la segunda etapa.

La segunda etapa consistirá en la construcción del modelo econométrico con los resultados de la primera etapa, evaluando su desempeño mediante sus métricas explicativas (vinculadas, de una u otra forma, a la proporción de variabilidad de la respuesta que es explicada por las variables explicativas elegidas) y sus métricas predictivas (vinculadas a la proporción de aciertos predictivos del total de predicciones).

III. Resultados y Discusión

Tabla 1

Cuadro Resumen de Instrumentos y Fuentes

Variable	Tipo	Fuente
FEFR	Instrumento Monetario	FRED
TD	Instrumento Monetario	FRED, YCHARTS
TDFG	Instrumento Monetario	FRED
LT3M	Instrumento Monetario	FRED
GCGF	Instrumento Fiscal	FRED
GACL	Instrumento Fiscal	FRED

Fuente: Elaboración propia.

La desestacionalización mediante X-13ARIMA-SEATS tiene también la ventaja que proporciona el valor-p de la prueba de normalidad de Shapiro-Wilk (SW), el orden de la autocorrelación del modelo SARIMA construido y si se efectuó alguna transformación sobre los datos (que abreviaremos “Normalidad”, “Orden de Autocorrelación” y “Transformación”, respectivamente), por lo que cuando una muestra tiene un tamaño considerable (en nuestro caso 252 observaciones) y un valor-p elevado para la prueba SW con niveles de confianza entre 0.95 y 0.99, ahorrándose el costo computacional de ajustes de distribución adicionales.

Tabla 2

Cuadro Resumen de la Normalidad de los Instrumentos y el Orden de Autocorrelación

Variable	Normalidad	Orden de Autocorrelación	Transformación
FEFR	0.9714	1	Log
TD	0.979	1	-
TDFG	0.9854	1	Log
LT3M	0.9698	1	-
GCGF	0.9828	1	Log
GACL	0.9786	2	Log

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados anteriores indican que, incluso en el escenario en que otras distribuciones pudiesen ajustarse mejor al conjunto de datos, es razonable asumir que se distribuyen normalmente.

Adicionalmente, los resultados obtenidos muestran que las variables de estudio las variables “FEFR” y “TD” poseen un componente de estacionalidad irrelevante, salvo “TDFG”, “GCGF” y en una medida muy pequeña “GACL”.

A continuación, se debe realizar el análisis preliminar de correlaciones parciales descrito en la sección anterior, con base en los pares de relaciones con factores bayesianos superiores a 3 y coeficientes de correlación hasta un nivel estipulado como de interés¹.

Tabla 3

Análisis Preliminar de Correlaciones Parciales Bayesianas de Pearson, Kendall y Spearman

Variables	C. P. Pearson	C. P. Kendall	C. P. Spearman
LT3M, GACL	0.7778	0.7804	0.8608
GACL, TD	0.7718	0.7717	0.8518
FEFR, GACL	0.7672	0.7676	0.8585
GACL, GCGF	-0.6920	-0.6934	-0.4751
LT3M, GCGF	-0.6149	-0.6113	-0.5482
GCGF, TD	-0.6052	-0.6047	-0.5223
FEFR, GCGF	-0.5923	-0.5874	-0.5408
TDFG, GCGF	0.4990	0.4999	-

Fuente: Elaboración propia.

Debe señalarse que la estacionalidad influyó muy poco en las correlaciones encontradas. Los valores de los coeficientes eran prácticamente idénticos y, salvo en el caso del factor bayesiano de la correlación parcial de Spearman entre “TDFG” y “GCGF” (que no pudo determinarse), la variabilidad del factor bayesiano no alteró las conclusiones sobre las correlaciones.

Completada la fase anterior, se debe estudiar el tipo de relación funcional entre las variables de interés. Para ello, como medida del ajuste lineal utilizamos modelos de regresión lineal bayesianos (BLRM) en ambos sentidos para cada relación de interés mediante la función ‘stan_lm’ de la librería ‘rstanarm’, mientras que bootstrapping bayesiano de contrastes RESET de cuadrados y de cubos para medir el ajuste cuadrático y cúbico implementando la función ‘resettest’ antes referida en la función ‘bayesboot’ de la librería ‘bayesboot’, lo que permite generar una distribución bootstrap bayesiana de valores-p; como R^2 prior del BLRM se usan los R^2 ajustados de la versión frecuentista del BLRM en cuestión. Las pruebas se harán en ambos sentidos de la relación, puesto que los métodos bayesianos garantizan que los resultados no serán simétricos.

¹ En este caso, los grados de asociación cuyos valores absolutos sean mayores a 0.50, tomando de referencia que en el caso del coeficiente de Pearson 0.5 equivale a un coeficiente de determinación de 0.25, puesto que consideramos que merece la pena explorar una relación en que una variable explica el 25% de la varianza de otra.

En la BLRM, se toman de referencia el coeficiente de determinación y el “log-fit ratio” (logFR), que es un parámetro que al ser positivo indica que la varianza posterior marginal del resultado (varPM) será mayor que la varianza muestral del resultado (varM) por un factor multiplicativo igual al cuadrado del FR, mientras que es negativo, el modelo no se ajusta bien. Dado el carácter regulador de las distribuciones prior, un ligero subajuste es beneficioso (Stan Development Team, 2022). Para los BLRM, cuyos parámetros estacionarios óptimos son obtenidos mediante cadenas de Markov Monte Carlo (MCMC), la métrica R-hat fue igual a 1, lo que indica convergencia adecuada de las cadenas (Vehtari, Gelman, Simpson, Carpenter, & Bürkner, 2021, pág. 671).

En el caso de los contrastes RESET de cuadrados y cubos se presenta el valor-p promedio de la distribución bootstrap bayesiana generada, con una distribución posterior conformada por 10,000 valores-p manteniendo el mismo tamaño de muestra (10,000) en cada remuestreo. Además, tanto los BRLM como los contrastes RESET se hicieron con las versiones de las variables (ya desestacionalizadas) transformadas logarítmicamente para suavizar el comportamiento de las observaciones.

Tabla 4

Resultados del Análisis de Regresión Lineal Bayesiano (10 Cadenas de Markov con 10,000 Iteraciones por Cadena) para la Determinación de la Forma Funcional Adecuada de las Relaciones Relevantes ($R_i, i = 1, \dots, 8$) entre los Instrumentos de Política Económica Relevantes

Relación	$R^2, \log FT: V_1 \sim V_2$	$R^2, \log FT: V_2 \sim V_1$
$R_1: V_1 = LT3M, V_2 = GACL$	0.4, 0.1	1, -0.6*
$R_2: V_1 = TD, V_2 = GACL$	0.5, 0.1	1, -0.6
$R_3: V_1 = FEFR, V_2 = GACL$	0.4, 0.1	1, -0.6
$R_4: V_1 = GCGF, V_2 = GACL$	0.5, -0.4	0.5, -0.4
$R_5: V_1 = GCGF, V_2 = LT3M$	0.2, 0.1	0.7, -0.5
$R_6: V_1 = GCGF, V_2 = TD$	0.2, 0.1	0.7, -0.5
$R_7: V_1 = GCGF, V_2 = FEFR$	0.2, 0.1	0.8, -0.5
$R_8: V_1 = GCGF, V_2 = TDFG$	0.8, 0	0.8, 0

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5

Contrastes RESET Cuadrático y Cúbico (Robustecido con Bootstrapping Bayesiano de 10,000 Repeticiones) para la Determinación de la Forma Funcional Adecuada de las Relaciones Relevantes ($R_i, i = 1, \dots, 8$)

Relación	RESET ² : $V_1 \sim V_2$	RESET ² : $V_2 \sim V_1$	RESET ³ : $V_1 \sim V_2$	RESET ³ : $V_2 \sim V_1$
R ₁	2.61191E-05	1.45E-110	0.000175081	0.001148526
R ₂	0.009797669	0.09047492	0.01170441	0.01903061
R ₃	2.74E-05	1.90E-05	0.000147584	0.00154861
R ₄	1.84E-10	0	1.55E-16	0
R ₅	0.04425437	0	6.40E-35	0
R ₆	0.000449905	0	3.85E-23	0
R ₇	0.06702927	0	1.97E-06	0
R ₈	0.02920049	0	0.01865123	4.43E-34

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6

Conclusiones del Análisis de la Relación Funcional

Relación	Conclusión	Dirección
LT3M, GACL	Lineal	$\log(\text{LT3M}) = f(\log(\text{GACL}))$
GACL, TD	Lineal y Cuadrática	$\log(\text{GACL}) = f^p(\log(\text{TD})), p = 1,2$
FEFR, GACL	Lineal	$\log(\text{GACL}) = f(\log(\text{FEFR}))$
GACL, GCGF	Lineal	$\log(\text{GACL}) = f(\log(\text{GCGF}))$
LT3M, GCGF	Lineal	$\log(\text{LT3M}) = f(\log(\text{GCGF}))$
GCGF, TD	Lineal	$\log(\text{TD}) = f(\log(\text{GCGF}))$
FEFR, GCGF	Lineal y Cuadrática	Bidireccional
TDFG, GCGF	Lineal	$\log(\text{GCGF}) = f(\log(\text{TDFG}))$

Fuente: Elaboración propia.

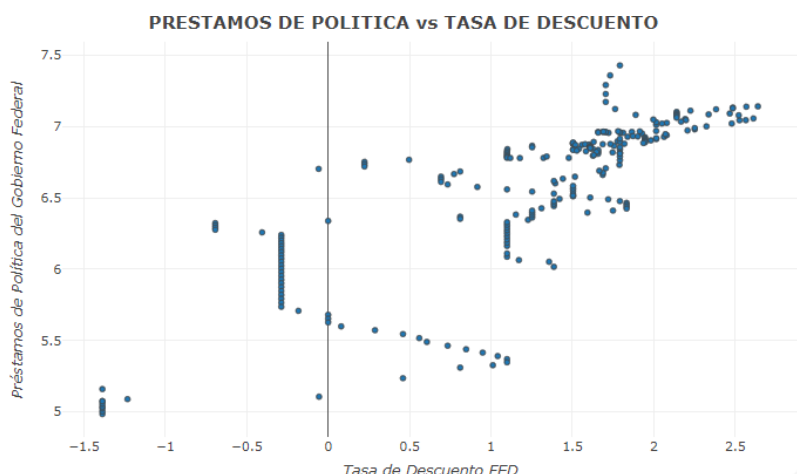
Para las seis relaciones a pares entre las variables que son rigurosamente lineales, dado que los resultados de las pruebas de SW indicaron que es razonable asumir normalidad, se tomará de referencia el coeficiente correlación parcial bayesiana de Pearson, puesto que es más adecuado para relaciones lineales entre variables normalmente distribuidas. (Mirtagioglu & Mendes, 2022, pág. 008) En el caso de las relaciones en que además de la linealidad también relevante la no-linealidad, es importante determinar si son monótonas o no para saber si los coeficientes de Kendall y Spearman son adecuados o no para cuantificar el grado de asociación de las variables que conforman la relación, aunque en general es recomendable decantarse por el uso del coeficiente de Kendall por ser más robusto en términos de su sensibilidad a valores atípicos. (Fahrudin, Wijaya, & Agung, 2020, pág. 2)

Para determinar si las relaciones no-lineales son monótonas, se llevarán a cabo análisis gráficos (con la función 'plot_ly' de la librería 'plotly') y pruebas de Wilcoxon. La razón de ello es lo siguiente: la prueba de Wilcoxon es una

prueba no-paramétrica que evalúa la presencia de una diferencia significativa entre las medianas de dos muestras pareadas. Si se encuentra una diferencia significativa en esta prueba, significa que hay una diferencia ordenada y consistente en los valores de las dos muestras pareadas, mientras que una relación monótona existe entre dos variables cuando una aumenta y la otra variable también aumenta o disminuye de manera consistente. Por lo tanto, si existe una relación monótona entre dos variables, una diferencia significativa en las medianas de las dos muestras pareadas es indicio de que existe una diferencia ordenada en los valores de las dos variables, lo que sugiere que hay una relación monótona entre ellas. Por supuesto, esta prueba no agota la indagación sobre la monotonía, y así como aquí se ha complementado con análisis gráficos, pueden ser complementadas con otro tipo de pruebas.

Gráfico 1

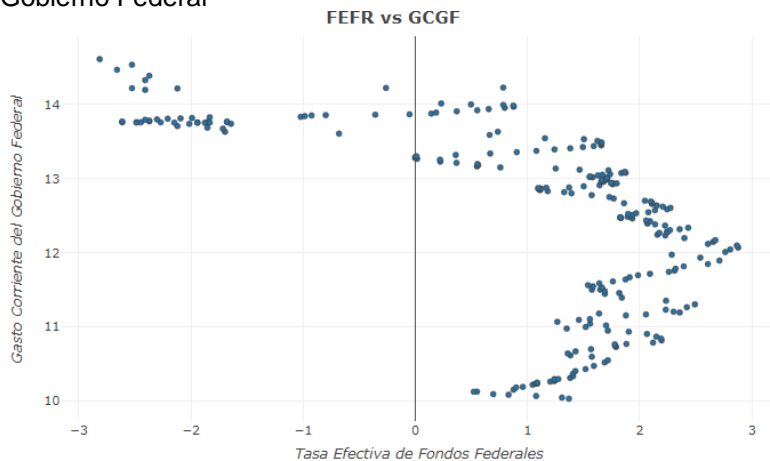
Análisis Gráfico de Monotonía: Préstamos de Política del Gobierno Federal vs Tasa de Descuento de la FED



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2

Análisis Gráfico de Monotonía: Tasa Efectiva de Fondos Federales vs Gasto Corriente del Gobierno Federal



Fuente: Elaboración propia.

El análisis gráfico muestra una fuerte tendencia monótonica para el caso de “FEFR” y “GCGF” de tipo parabólica, mientras que para el caso de la relación entre “GACL” y “TD” esto ocurre específicamente para valores no-negativos y parece ser lineal.

Tabla 7

Resultados de la Prueba de Wilcoxon para Muestras Pareadas con Signo-Rango y Corrección de Continuidad con Nivel de Confianza de 0.95 (Robustez Asintótica Estimada Vía Simulaciones Monte Carlo con 10000 iteraciones y 10000 remuestreos por iteración)

	RELACIÓN	
	GACL, TD	FEFR, GCGF
valor – p	< 2.2e – 16	< 2.2e – 16
H ₀ Monte Carlo	N(0,1), N(0,1)	N(0,1), N(0,1)
H _A Monte Carlo	Logística($\mu = 1.42, s = 0.41$), Weibull($\lambda = 6.21, k = 10.28$)	Cauchy($x_0 = 1.44, \gamma = 0.53$), Weibull($\lambda = 11.04, k = 13.05$)
AEPow	1	1
AEP Error Tipo I	0.0524	0.0455

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 9 resume los resultados de las pruebas de Wilcoxon, realizadas mediante la función ‘wilcox.test’ nativa de R, que muestran que existe una diferencia significativa entre los parámetros de localización de las relaciones estudiadas, lo que bajo la lógica ya expuesta es un indicio de existencia de monotonía. Mediante la función ‘sim.power.wilcox.test’ de la librería ‘MKpower’, estimando las distribuciones de probabilidad requeridas para la experimentación Monte Carlo (MC) mediante MGoF con la función ‘fitdist’ de la librería ‘fitdistrplus’, se estudió la potencia empírica asintótica (AEPow) de cada prueba y su respectiva probabilidad empírica asintótica de cometer error tipo I (AEP Error Tipo I). Los resultados descriptivos e inferenciales son, en general, consistentes. Sin embargo, la AEP del Error Tipo I (rechazar la hipótesis nula siendo verdadera) se encuentra ligeramente arriba (0.0024) de la significancia umbral de $\alpha = 0.05$.

Puesto que el diagnóstico gráfico indica que antes del cero la relación entre las variables en cuestión no es monótona y estos valores negativos se deben a la transformación logarítmica, se decidió realizar la prueba de Wilcoxon en los mismos términos anteriores, pero utilizando las variables sin transformación logarítmica, lo que implicó cambios relevantes en los ajustes de distribución obtenidos por MGoF para la configuración del experimento MC. Se obtuvieron los mismos resultados, pero ahora la AEP del Error Tipo I fue de 0.0482 (congruente con el nuevo diagnóstico gráfico, para el cual ya no existen valores negativos), lo que implica que el coeficiente de Kendall es válido para hablar del grado de asociación a pares entre las variables desestacionalizadas cuya forma funcional adecuada no sólo era lineal sino también cuadrática.

Finalmente, en el caso de la relación bidireccional entre $FEFR$ y $GCGF$, es lineal cuando $\log(FEFR) \sim \log(GCGF)$, mientras que es cuadrática para $\log(GCGF) \sim \log(FEFR)$. Esto implica una relación interactiva y tanto lineal como no-lineal.

Ahora que se tiene claridad sobre las correlaciones relevantes, la distribución de probabilidad y la forma de las relaciones funcionales, prosigue la etapa de construcción de los modelos. Para ello, lo primero que debe determinarse con base en los resultados obtenidos es si la base de partida de la construcción de modelos tendrá como respuesta un instrumento de política fiscal (dominancia monetaria) o uno de política monetaria (dominancia fiscal), donde la dominancia viene dada por el tipo de instrumento que es la variable explicativa. También existen casos en que la dominancia no aplica por tratarse de variables de la misma clase o que depende de la forma funcional de la relación para casos en que más de una forma funcional puede ser adecuada.

Tabla 8

Cuadro Resumen de la Dominancia del Tipo de Instrumento

Variables	Instrumento Dominante
LT3M, GACL	Fiscal
GACL, TD	Monetario
FEFR, GACL	Monetario
GACL, GCGF	No Aplica
LT3M, GCGF	Fiscal
GCGF, TD	Fiscal
FEFR, GCGF	Depende
TDFG, GCGF	Fiscal

Fuente: Elaboración propia.

Se observa que existe una tendencia de dominancia de los instrumentos fiscales sobre los monetarios, sin embargo, en dos casos son los instrumentos monetarios los que dominan a los fiscales. También se observa que $GACL$ es dominado un 75% de las veces, por lo que es un instrumento netamente dominado y tendencialmente un dominado puro. También se evidencia que $GCGF$ es altamente dominante, así como una sinergia entre instrumentos fiscales e instrumentos monetarios.

Por consiguiente, un posible modelo a construir puede ser uno en el que la variable dependiente sea “ $GACL$ ”, mientras que “ $FEFR$ ”, “ TD ” y “ $GCGF$ ” sus variables explicativas. Sabemos que es razonable suponer que la respuesta se distribuye normalmente y que es deseable un modelo interpretable en términos de la relación entre respuesta y covariables, que la respuesta tiene relaciones lineales, no-lineales e interactivas con los predictores planteados. Adicionalmente, “ $TDFG$ ” explica a “ $GCGF$ ” y está significativamente

correlacionada con “TD” según el coeficiente de Pearson², ambas (“GCGF” y “TD”) predictoras de “GACL”. Por ello, conviene explorar la inclusión de “TDFG” en el modelo, sea en términos crudos o transformada de alguna forma.

Un modelo lineal generalizado bayesiano permitiría linealizar la relación entre la respuesta y las covariables, así como también flexibilizar los supuestos relativos a la normalidad distributiva de los residuos, a la independencia lineal de los componentes del error aleatorio y a la homocedasticidad. La familia gaussiana se utiliza cuando la respuesta es continua y se supone que sigue una distribución normal, como “GACL”. Además, puede usarse el enlace “identidad” para relacionar la media de la variable de respuesta con las predictoras si éstas se linealizan de alguna manera.

Como señalan (McCullagh & Nelder, 1989, págs. 27-29), el modelo lineal generalizado está integrado por el componente aleatorio o respuesta, en nuestro caso $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ con valor esperado μ y varianza constante, el componente sistemático o el predictor lineal $\eta = \sum_{i=1}^p x_j \beta_j$ siendo p el número de covariables, y $g(\cdot)$ la función enlace que relaciona la respuesta con una combinación lineal de los componentes sistemáticos con lo que produce entonces un predictor de la forma $\eta = g(\mu)$, que, para el caso del enlace canónico identidad de la familia gaussiana (la distribución del componente aleatorio) es $g(\mu) = \mu$. En términos matriciales, bayesianos y más generales lo anterior puede expresarse como (Marin & Robert, 2014, pág. 106):

$$E(y_i | \beta, \sigma^2) = g^{-1}(x_i^T \beta), \quad \mu = \mu(x_i) = E[y_i | x_i], \quad g(\mu) = (x_i^T \beta), \beta \in \mathbb{R}^k$$

Lo anterior se expresa en términos de nuestro modelo como

$$E(GACL_i | \beta, \sigma_{GACL}^2) = g^{-1}(x_i^T \beta)$$

¿Cómo linealizar las predictoras? Como señalan (Shepherd & Rebeiro, 2017, págs. e60-e62), las splines se pueden usar para incorporar predictores continuos con curvas suavizadas en modelos de regresión sin suposiciones de categorización o linealidad, que al ser métodos no-paramétricos de regresión proporcionan la ventaja adicional de ser independientes de la distribución de probabilidad de las variables. Una regla general popular sugiere que debe haber al menos 10 a 20 eventos por grado de libertad (por lo que para 251 observaciones se podrían utilizar a lo sumo 12 grados de libertad por spline). El

² Su correlación parcial bayesiana de Pearson es de -0.3879, que es el coeficiente relevante dada la normalidad distributiva de las variables y la linealidad de la relación. No se analizó preliminarmente porque era inferior al umbral de $|\rho| \geq 0.5$, sin embargo, debido a su relación con “GCGF” y los hallazgos realizados en la actual fase de la metodología, se regresa a las correlaciones preliminares (como se adelantó, el método es iterativo en el sentido de volver sobre sus pasos) y se encuentra la vinculación señalada.

número de nudos (o de grados de libertad, dada su vinculación matemática) debe determinarse de diversas formas, entre ellas los criterios de información y la validación cruzada. Aquí se utilizará el método B-LOO mediante la función 'loo', como hemos venido haciendo.

Así, se podría usar splines, mediante la función 'ns' de la librería 'splines', para modelar las relaciones polinómicas de grado $d > 1$ de "GACL" con "FEFR", "TD" y "GCGF".

Como señala (Hastie T. J., 1991, pág. 271), un polinomio a trozos requiere la fijación de nudos internos a puntos de quiebre en lugares preespecificados en el rango del predictor. Estos nudos separan el conjunto de datos en regiones sin elementos en común y la función de regresión es modelada como un polinomio separado en cada región. Comúnmente se requiere que las piezas en cuestión se conjunten de manera suave, por lo que sus primeras $d - 1$ derivadas deben ser continuas en los nudos cuando las piezas son polinomios de grado d .

Los splines cúbicos ordinarios son cúbicos entre los pares de nudos internos y fuera de los nudos de los límites. El primer spline cúbico (a la izquierda del primer nudo limítrofe) requiere 4 grados de libertad (gl), uno por parámetro (incluyendo el intercepto) y cada nudo agregará un nuevo parámetro porque sus restricciones de continuidad y de sus derivadas de primer y segundo orden agregan tres restricciones (James, Witten, Hastie, & Tibshirani, 2021, págs. 295-296), lo que suma $K + 4$ parámetros para K nudos totales y, por consiguiente implica que el modelo consumirá $9 gl$ en total.

Puesto que un spline cúbico natural (NS o "ns") es lineal en los extremos implica que en esos puntos sus partes cúbicas y cuadráticas son cero, lo que libera dos coeficientes (correspondientes a la parte cúbica y cuadrática) por extremo (Hastie, Tibshirani, & Friedman, 2008, pág. 145), lo que disminuye en 4 la cantidad de gl que necesita consumir el modelo y, por consiguiente, abre la posibilidad de usarlos en adicionar nudos interiores, es decir, $k = gl - 1 - \text{intercepto}$ con $k = K - 2$.

Los cálculos consideran el intercepto, mientras que si no se considera el intercepto esto liberará un grado de libertad de los requeridos por el modelo ($k = gl - 1$) que puede ser usado para añadir un nudo interior, que es lo que hace la función 'ns' por defecto dado el número de grados de libertad. Por tanto, un NS requerirá de K funciones base al considerar el intercepto y de $K - 1$ sin considerarlo. Por consiguiente, es posible expresar lo anterior como (Hastie T. J., 1991, pág. 271):

$$f_{spline}(x) = \alpha + \sum_{j=1}^K \alpha_j B_j(x)$$

Sin embargo, como señalan (Perperoglou, Sauerbrei, Abrahamowicz, & Schmid, 2019, pág. 4), debe considerarse que, aunque es posible obtener curvas más flexibles se puede aumentando el número de nudos o el grado del polinomio, aumentar el número de nudos puede ajustarse generar sobreajuste y aumentar la varianza, mientras que disminuir el número de nudos puede resultar en una función rígida y restrictiva que tiene más sesgo. La interpretación de los coeficientes de regresión para cada una de las funciones base de los splines cúbicos naturales se realiza en términos de los tramos abiertos (segmentos abiertos entre nudos) que estas les correspondan.

Con relación a “TDFG”, tras realizar ajustes de distribución de probabilidad por MGoF se obtuvo por la heurística BIC que las dos mejores distribuciones eran la Weibull y la log-normal, y probando ambas distribuciones en el modelo con las funciones nativas ‘rweibull’ y ‘rlnorm’ se determinó que era más robusto el modelo que usaba la log-normal, también superior a usar “TDFG” en su versión cruda o transformada por splines. La variable “TDFG” ajustada por MGoF tiene $\mu = 9.612923$ y $\sigma = 1.906422$.

Como se señala en (NIST/SEMATECH, 2023), una variable X se distribuye log-normalmente si $Y = \ln(X)$ se distribuye normalmente y la fórmula general para su densidad de probabilidad está dada por

$$f(x) = \frac{e^{-\frac{(\ln(\frac{x-\mu}{m}))^2}{2\sigma^2}}}{(x - \mu_X)\sigma\sqrt{2\pi}}, \quad x > \mu, \sigma > 0$$

Donde σ , μ y $m = e^{\mu_X}$ son el parámetro de forma (la desviación estándar de los datos transformados logarítmicamente, “sdlog”), de localización (la media de los datos transformados logarítmicamente, “meanlog”) y de escala (la mediana), respectivamente. Con media μ , mediana m y varianza σ^2 teóricas dadas por (Weisstein, 2023):

$$\mu = \ln\left(\frac{\mu_X^2}{\sqrt{\mu_X^2 + \sigma_X^2}}\right), \quad \sigma^2 = \ln\left(1 + \frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2}\right)$$

Así, la media y varianza teóricas de la distribución log-normal es la exponencial de la media aritmética de los logaritmos de los valores y dependen tanto de la media μ_X como de la desviación estándar σ_X de dichos logaritmos, mientras que la mediana es igual a la media de la distribución transformada a escala lineal. Si X se distribuye log-normalmente diremos que $X \sim \log N(\mu_X, \sigma_X^2)$.

Por tanto, el modelo final se expresa como:

$$E(GACL|\beta, \sigma_{GACL}^2) = g^{-1} \left[\begin{array}{c} \sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j B_j(FEFR) \\ \sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j B_j(TD) \\ \log N(\mu_{TDFG} \approx 9.61, \sigma_{TDFG}^2 \approx 1.91) \\ \sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j B_j(GCGF) \end{array} \right] \cdot \beta$$

Así, la estructura estadística $E(GACL|\beta, \sigma_{GACL}^2)$ es un BGLM objetivo de la respuesta "GACL", construido mediante un sistema hamiltoniano de MCMC (10 cadenas, 10000 iteraciones por cadena), validado por las metodologías BLOO (versión bayesiana) y PSIS, con familia gaussiana, enlace canónico identidad, predictoras spline cúbicas naturales sin intercepto "FEFR" ($gl = 5$), "TD" ($gl = 4$), "GCGF" ($gl = 3$) y una variable aleatoria $\log N(\mu_{TDFG} \approx 9.61, \sigma_{TDFG}^2 \approx 1.91)$ generada a partir del algoritmo de números pseudoaleatorios nativo de R relativo a esa distribución, y con distribución apriorística del coeficiente-intercepto $N(\mu = 798.9119, \sigma^2 = 119795.5)$ determinada ajustando empíricamente la distribución original de "GACL" por el método de MGoF.

Adicionalmente, el desempeño explicativo y predictivo de $E(GACL|\beta, \sigma_{GACL}^2)$ se presenta a continuación.

Tabla 9
Resumen del Desempeño Explicativo y Predictivo del Modelo

Métrica	Valor	Dispersión
B-R2 (Promedio)	0.9077895	VAR = 0.0001549276
B-R2 (Mediana)	0.9089124	-
ELPD-LOO Promedio	-1508.69986	SE = 20.926272
SE MCMC ELPD-LOO	0	-
p-LOO	13.5475	SE = 2.785363
Rango de GACL	[146.13, 1682.45]	-
Promedio de GACL	777.7866	VAR = 101667.1
Mediana de GACL	879.7291	-
MAE Modelo	68.54355	-
RMSE Modelo	92.8409	-
LOO IC (Global)	3017.39971	SE = 41.852544
R-hat Mod (Promedio)	1	0
ESS (Mínimo de Mínimos del Modelo)	15056	-
ESS (Máximo de Mínimos del Modelo)	51297	-
ESS (Mínimo de Mínimos PSIS)	2185.767	-
ESS (Máximo de Mínimos PSIS)	58269.8	-
SE MCMC Modelo (Mínimo)	0	-
SE MCMC Modelo (Máximo)	1.3	-

Fuente: Elaboración propia.

Con relación al supuesto de rango completo de la matriz de predictoras, si dos o más variables están altamente correlacionadas, su factor de inflación de varianza (VIF) será elevado (Greene, 2020, págs. 134-135). Una heurística común es considerar que la multicolinealidad es un problema cuando el VIF es mayor a 10, pero puede escogerse valor umbral más conservador como 2.5 o 5. Cuando las variables tienen más de 1 grado de libertad (gl) es necesario usarlo elevándolo a la potencia $\left(\frac{1}{2} \cdot gl\right)$ (Fox & Monette, 1992, pág. 182). Aquí se utilizará el umbral de 10 y se estimará el estadístico mediante la función 'vif' de la librería 'car'.

Tabla 10
Factor de Inflación de Varianza Generalizado (GVIF) y Factor de Inflación de Varianza Generalizado Comparable Entre Términos de Diferentes Dimensiones ($GVIF^{\frac{1}{2 \cdot gl}}$)

Variable	GVIF	$GVIF^{\frac{1}{2 \cdot gl}}$
$\sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j B_j(\text{FEFR}), gl = 5$	10120.812425	2.514905
$\sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j B_j(\text{TD}), gl = 4$	9504.641688	3.142259
$\log N(\mu_{\text{TDFG}} \approx 9.61, \sigma_{\text{TDFG}}^2 \approx 1.91), gl = 1$	1.052688	1.026006
$\sum_{j=1}^{K-1} \alpha_j B_j(\text{GCGF}), gl = 3$	8.053092	1.415773

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 11

Resumen del Promedio de la Distribución de los Coeficientes del Modelo y Desviación Estándar del Término de Error del Modelo (Sigma)

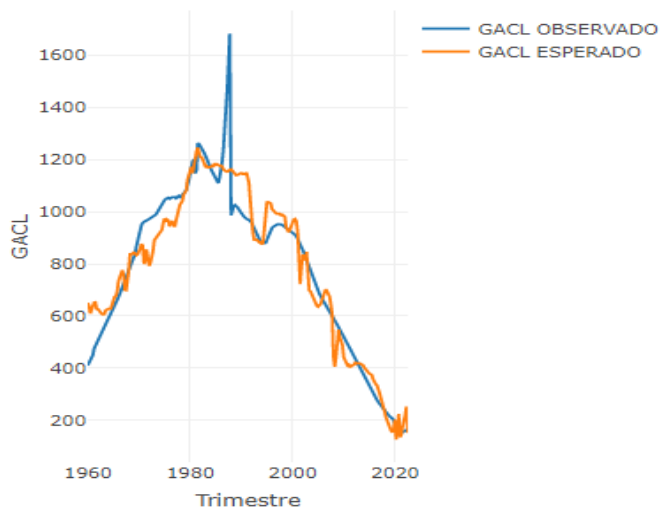
	N° de $f_{\text{spline}}(x)$	Intervalo	Coeficiente
Intercepto	No Aplica	No Aplica	793.4
x = FEFR	1	(0.06, 1.246667)	-58.2
	2	(1.246667, 3.546667)	71.4
	3	(3.546667, 5.306667)	-54.6
	4	(5.306667, 7.826667)	91.5
	5	(7.826667, 17.78)	-52.5
x = TD	1	(0.25, 2.291667)	-84.6
	2	(2.291667, 4.5)	114.6
	3	(4.5, 6)	-214.6
	4	(6, 14)	271
x = TDFG	No Aplica	No Aplica	2.72E-06
x = GCGF	1	(22745.9, 166539.2)	-817.1
	2	(166539.2, 512621.5)	-185.9
	3	(512621.5, 2220279.2)	-917.1
Sigma	No Aplica	No Aplica	96

Fuente: Elaboración propia.

Figura 3

Predicción del Modelo Validado

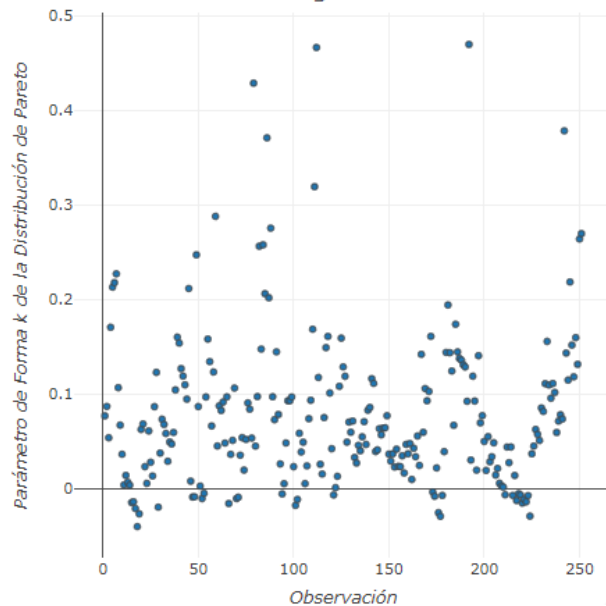
Préstamos de Política del Gobierno Federal (GACL)



Fuente: Elaboración propia.

Figura 4

Diagnóstico de Muestreo de Importancia Suavizado por Pareto (PSIS)
Gráfica de Diagnóstico PSIS



Fuente: Elaboración propia.

Por supuesto, el modelo propuesto, a pesar de su robustez, no agota las opciones de modelos que es posible construir. Dados los resultados obtenidos en etapas precedentes, es posible utilizar funciones semiautomatizadas para construir alternativas. Por ejemplo, se podría utilizar la función 'auto.arima' de la librería 'forecast' conociendo que hay interacción entre instrumentos y que los datos disponibles sobre estos son series temporales, lo cual usando bootstrapping bayesiano generaría distribuciones posteriores de los parámetros del modelo y permitir al investigador opciones de elección más diversas y robustas. Otra opción es modelar usando la función 'train' de la librería 'caret', dirigiendo el proceso de modelación con base en los resultados de las etapas anteriores de la metodología propuesta. También es posible utilizar las funciones disponibles en la librería 'caretEnsemble' para crear ensambles de modelos tomando de referencia los modelos individualmente construidos con base en las etapas anteriores, o construir manualmente estos ensambles para el caso de su implementación bayesiana.

Sin embargo, el caso de estudio no tenía como objetivo la construcción del modelo más robusto en términos explicativos y predictivos, sino evaluar si el supuesto de independencia (tanto lineal como de tipos más flexibles) entre parámetros políticos se correspondía con la realidad objetiva de dinámica económica. Para esa finalidad, el modelo obtenido es lo suficientemente robusto, tanto en términos explicativos como predictivos, como para afirmar no sólo que la independencia lineal entre instrumentos no se cumple, sino para

afirmar que además es posible predecir el valor futuro de uno de los instrumentos fiscales en función de instrumentos fiscales y monetarios.

Si bien la teoría económica ortodoxa no contempla la estrecha interdependencia entre los instrumentos de política económica que aquí se ha encontrado para el caso estadounidense entre 1960-2022, la historia monetaria y fiscal reciente de los Estados Unidos es consistente con los hallazgos aquí presentados. Este es el caso del Programa de Alivio de Activos con Problemas (TARP), elaborado en Estados Unidos para enfrentar la crisis económica de 2008, no expresa ni una política fiscal ni una política monetaria:

“El TARP no se trataba de reducir impuestos, gastar dinero o reducir las tasas de interés. En cambio, se trataba de poner el dinero de los contribuyentes en riesgo comprando activos que podrían disminuir de valor, como acciones preferentes en bancos. El programa también fue diseñado conjuntamente por el Tesoro y la Reserva Federal. ¿Entonces era política monetaria? No, aunque su potencia estaba enfocada directamente en el sistema financiero. En cambio, el TARP fue un híbrido que se debe pensar mejor como política de estabilidad financiera, algo que el gobierno de Estados Unidos no había necesitado desde la Gran Depresión (pero necesitaría nuevamente en 2020).” (Blinder, 2022, pág. 291)

Y exactamente lo mismo puede decirse de las pruebas de estrés realizadas al sistema bancario anunciadas en febrero de 2009 y completadas en mayo de ese mismo año:

Una vez más, este programa no era política fiscal (aunque podría haber tenido implicaciones fiscales si hubiera sido necesario pagar del Tesoro) ni política monetaria, sino política de estabilidad financiera. Y una vez más, las pruebas de estrés fueron un producto conjunto del Departamento del Tesoro, que lo anunció, y la Reserva Federal, que lo llevó a cabo (junto con otras agencias bancarias). (Blinder, 2022, págs. 291-292)

Estas relevantes iniciativas, acompañadas con cientos de billones de dólares en estímulo fiscal, involucraron estrecha cooperación entre el Tesoro y la FED y fueron fundamentales en la restauración de la salud del sistema financiero. Así, la economía estadounidense volvería a avanzar en junio de 2009 y esta expansión, aunque comenzó lentamente, “eventualmente rompería todos los récords de longevidad”. (Blinder, 2022, págs. 291-292) Además, como se señaló, esta fenomenología no es realmente novedosa puesto que en la Gran

Depresión iniciada en 1929 el gobierno estadounidense echó mano por vez primera de estas “políticas híbridas” y lo volvería a hacer en 2020.

A pesar de la existencia de fuertes indicios sobre la dominancia fiscal, para determinar si, en última instancia, las relaciones causales entre más de dos variables establecen la supremacía de instrumentos fiscales, monetarios o mixtos, o si esto está en función de los instrumentos considerados, no sólo deben construirse más modelos y compararse entre sí, sino que también estos resultados deben vincularse con la teoría económica relevante, que es aquella relativa a las variables reales y las variables nominales, específicamente la teoría del capital (producción) y la teoría del dinero (circulación), así como también delinear con precisión si cada instrumento afecta variables reales, nominales o a ambas (y si es así, en qué medida) y si la transmisión inmediata y/o mediata de dicha afectación es real o nominal. Esto, por supuesto, escapa al objetivo de investigación fijado, pero las consideraciones realizadas allanan el camino para estudios posteriores que completen el aquí realizado.

Conclusiones

Los resultados de las correlaciones parciales bayesianas de Pearson y Kendall (todas aproximadamente iguales o superiores a 0.5), así como los resultados de los contrastes RESET robustecidos con bootstrapping bayesiano para cuadrados y cubos (con valores-p que van desde 0.0117 hasta 0.09), muestran que el grado de dependencia entre pares de parámetros políticos es significativo, tanto para relaciones lineales como para determinadas formas de no-linealidad. Adicionalmente, al construirse un BGLM objetivo con familia gaussiana y enlace identidad para la variable GACL con rango [146.13, 1682.45], con error estándar Monte Carlo de rango [0, 1.3] y con R-hat de 1 (lo que señala que no hubo problemas de convergencia ni problemas en la mezcla de las cadenas de Markov), se encontró un R² promedio de 0.907 (con varianza 0.00015), un MAE de 68.54 y un RMSE de 92.84, se reafirmó la estrecha interdependencia de los parámetros políticos debido al elevado poder explicativo y predictivo del modelo resultante. Esto significa que, en el contexto de la política económica estadounidense, no se cumple el supuesto de súper exogeneidad.

Los resultados muestran que los instrumentos están altamente correlacionados entre sí, tanto en términos lineales como en formas más flexibles de dependencia. Adicionalmente, todas sus relaciones recíprocas a pares pueden considerarse lineales, aunque en algunos casos la consideración cuadrática también es adecuada. Es también razonable asumir que estas relaciones lineales se dan entre variables normalmente distribuidas, aunque puedan existir distribuciones más adecuadas. Por ello, el coeficiente de correlación parcial

bayesiana de Pearson es el más adecuado en la mayoría de los casos, que además es equivalente, cuando se transforman previamente las variables por rangos, al coeficiente de correlación de rango de Spearman. (Makowski & Wiernik, 2022, pág. 4)

La aplicación del método de desestacionalización X-13ARIMA-SEATS puede sustituir a los ajustes empíricos de distribución, siempre que la prueba de SW arroje fuerte evidencia de normalidad distributiva de las variables, ahorrando así tiempo y recursos computacionales. Los contrastes RESET mostraron que, en algunos casos, el sentido dominante en una relación entre pares puede ser diferente si la relación es lineal o si es cuadrática, lo cual es razonable suponer que puede extenderse a relaciones de potencia algebraica superiores a 2.

Uno de los modelos que es posible obtener tras la aplicación de la metodología propuesta, un modelo lineal generalizado bayesiano con familia gaussiana y enlace identidad, mostró alto poder explicativo y predictivo, resultados que además son consistentes con la evidencia histórica fiscal y monetaria estadounidense para ese mismo período y fuera del mismo, lo cual proporciona insumos para construir un nuevo paradigma en la teoría de la política económica sobre la relación entre tales instrumentos. Este paradigma debe versar sobre su estrecha interdependencia lineal y no-lineal. Se evidenció, para los instrumentos estudiados, dominancia de los instrumentos fiscales sobre los monetarios. Sin embargo, debido a que en algunos casos fueron requeridos los criterios de desempate más robustos posibles para la determinación del sentido de la relación entre pares de variables, puede afirmarse que existe importante evidencia de que la relación entre los instrumentos estudiados es interactiva.

Sin embargo, debe señalarse que esta investigación no agota los estudios que pueden realizarse sobre la correlación entre instrumentos fiscales y monetarios, ni siquiera para el caso estadounidense. Además, también puede extenderse en el sentido de involucrar directamente no sólo el análisis de las relaciones entre instrumentos sino también entre estos y los objetivos de política económica, específicamente, el crecimiento económico, el empleo y la estabilidad del sistema de precios, que es en el sentido que lo plantea Tobin.

Tampoco se agotan aquí los modelos que es posible construir únicamente con las variables de estudio, sin embargo, la orientación de esta investigación no tiene como objetivo la construcción del modelo de desempeño más robusto, sino evaluar si el supuesto de independencia lineal entre instrumentos se correspondía con la realidad objetiva, así como también explorar formas más laxas de independencia. Para dicha finalidad, el modelo obtenido tiene un desempeño lo suficientemente robusto como para afirmar no sólo que la independencia lineal entre instrumentos no se cumple, sino para afirmar que

además es posible predecir el valor futuro de uno de los instrumentos fiscales en función de instrumentos fiscales y monetarios.

¿Qué implicaciones tienen estos resultados en términos de la independencia política de las autoridades monetarias? Debido a que el Departamento del Tesoro de Estados Unidos (equivalente al Ministerio de Hacienda en el sistema institucional de otros países) realiza la política fiscal y la Reserva Federal (equivalente al Banco Central) realiza la política monetaria, los resultados estadísticos implican que en el caso estadounidense las autoridades fiscales y monetarias no son independientes entre sí y que, por el contrario, son estrechamente interdependientes en cuanto a sus instrumentos.

Estos resultados, por supuesto, no son extensibles con relación a la independencia de las autoridades monetarias respecto a los ciclos electorales, así como tampoco entran necesariamente en contradicción con dicha independencia ni la hacen menos deseable o viable. Por el contrario, además de ser evidencia de la necesidad de políticas económicas mixtas y coordinadas en términos de objetivos comunes, estos resultados podrían ser también evidencia de que no sólo es recomendable que los bancos centrales sean independientes de los ciclos electorales, sino también las autoridades fiscales; sin embargo, la comprobación de estos indicios es una investigación en sí misma.

Adicionalmente, si se supone que las políticas económicas en Estados Unidos han sido históricamente exitosas para garantizar la estabilidad óptima en los procesos de acumulación de capital a gran escala, lo que es razonable suponer debido a la hegemonía económica planetaria del país en el período de análisis, los resultados presentados (tanto estadísticos como históricos) también son evidencia de que la independencia de las autoridades monetarias respecto de las fiscales no sólo no es requisito para la efectividad de la política económica sino que ante escenarios complejos (como lo fue la crisis de 2008) tampoco es recomendable sino lo contrario.

Está claro que los resultados están influenciados por el alto grado de coordinación de políticas entre las autoridades fiscales y monetarias existente en Estados Unidos, sin embargo, puesto que la medición de la relación entre instrumentos se lleva a cabo midiendo la relación entre las variables macroeconómicas que las decisiones de política económica afectan directa e inmediatamente (por ejemplo, la decisión de política monetaria de subir la tasa de descuento afecta directa e inmediatamente la tasa de descuento), es razonable suponer que la estrecha interrelación entre instrumentos encontrada no sólo se debe a la coordinación de políticas antes mencionada (lo que también la evidencia histórica presentada por Blinder respalda), sino también a

la dinámica económica misma. Puesto que las políticas económicas mixtas nacen como necesidad de orientar hacia objetivos una dinámica económica complejamente convulsa y en términos de sus resultados pueden considerarse exitosas, lo más sensato es concluir que la interrelación entre instrumentos no sólo obedece a estrecha coordinación institucional sino también a la estrecha interrelación de la dinámica de las variables macroeconómicas fundamentales.

Con base en los resultados obtenidos, así como también en los alcances y limitaciones de la investigación, es recomendable:

1. Continuar investigando sobre la interdependencia entre los instrumentos fiscales y monetarios, así como su relación con los objetivos de política económica.
2. Ampliar el análisis a otros países y períodos para obtener una visión más amplia y comparativa.
3. Explorar la posibilidad de utilizar otros criterios de umbral para evaluar la relevancia de las relaciones entre pares de variables, ya que este umbral puede variar según las características específicas de la investigación.
4. Investigar la existencia de relaciones no-lineales de mayor orden entre los instrumentos estudiados y cómo afectan su interdependencia.
5. Considerar la posibilidad de incluir otras variables relevantes en el análisis, como el crecimiento económico, el empleo y la estabilidad del sistema de precios, es decir, los objetivos de política económica.
6. Explorar la posibilidad de utilizar otras técnicas de modelado, como redes neuronales o modelos de aprendizaje profundo, para mejorar la capacidad predictiva de los modelos.

Referencias bibliográficas

- Blinder, A. S. (2022). *A Monetary and Fiscal History of the United States, 1961-2021*. New Jersey: Princeton University Press. doi:10.1515/9780691238395
- Cuadrado Roura, J. R., Mancha, T., Villena, J. E., Casares, J., González, M., Marín, J. M., & Peinado, M. L. (2010). *Política Económica. Elaboración, Objetivos e Instrumentos*. Madrid: Mc-Graw Hill. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/279885643_POLITICA_ECONOMICA_Elaboracion_objetivos_e_instrumentos
- Debelle, G., & Fischer, S. (1994). How Independent Should a Central Bank Be? In J. C. Fuhrer, *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers* (pp. 195-225). Boston: Conference Series; [Proceedings] from Federal Reserve Bank of Boston.
- Fahrudin, T., Wijaya, D. R., & Agung, A. A. (2020). COVID-19 Confirmed Case Correlation Analysis Based on Spearman and Kendall Correlation. 2020

- International Conference on Data Science and Its Applications (ICoDSA)*, 1-4.
doi:10.1109/ICoDSA50139.2020.9213004
- Fischer, S. (2017, Septiembre 28). *The Independent Bank of England - 20 Years On*. Retrieved from Bank of International Settlements:
<https://www.bis.org/review/r171012d.pdf>
 - Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized Collinearity Diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, 178-183. Retrieved from 10.2307/2290467
 - Greene, W. H. (2020). *Econometric Analysis* (Octava ed.). Harlow: Pearson Education Limited.
 - Hastie, T. J. (1991). Generalized Additive Models. In J. M. Chambers, & T. J. Hastie, *Statistical Models in S* (pp. 249-307). Londres: Chapman & Hall.
doi:10.1201/9780203753781
 - Hastie, T., Tibshirani, R., & Friedman, J. (2008). *The Elements of Statistical Learning. Data Mining, Inference, and Prediction*. New York: Springer. Retrieved from 10.1007/978-0-387-84858-7
 - Hendry, D. F. (1995). Exogeneity and Causality. In D. F. Hendry, *Dynamic Econometrics* (pp. 156–194). New York: Oxford University Press. Retrieved from <https://academic.oup.com/book/36427/chapter-abstract/320558424?redirectedFrom=fulltext>
 - James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2021). *An Introduction to Statistical Learning with Applications in R*. New York: Springer. doi:10.1007/978-1-4614-7138-7
 - Kuttner, K. N., & College, W. (2013). *Goal Dependence for Central Banks: Is the Malign View Correct?* Washington: International Monetary Fund. Retrieved from <https://www.imf.org/external/np/res/seminars/2013/arc/pdf/posen.pdf>
 - Lambertini, L., & Rovelli, R. (2004). Independent or coordinated? Monetary and fiscal policy in EMU. In R. Beetsma, C. Favero, A. Missale, V. A. Muscatelli, P. Natale, & P. Tirelli, *Monetary Policy, Fiscal Policies and Labor Markets. Macroeconomic Policymaking in the EMU* (pp. 134-156). New York: Cambridge University Press.
 - Makowski, D., & Wiernik, B. M. (2022, Octubre 12). *Package 'correlation'*. Retrieved from The Comprehensive R Archive Network: <https://cran.r-project.org/web/packages/correlation/correlation.pdf>
 - Marin, J.-M., & Robert, C. (2014). *Bayesian Essentials with R*. New York: Springer. doi:10.1007/978-1-4614-8687-9
 - McCullagh, P., & Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models* (Segunda ed.). London: Chapman & Hall. doi:10.1201/9780203753736
 - Menguy, S. (2011). Monetary and Fiscal Policy in the EMU: Conflict or Coordination? *Journal of Economic Integration*, 361-385. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/23000935>
 - Meyer, L. H. (2023, Marzo 21). *The politics of monetary policy - balancing independence and accountability*. Retrieved from Bank of International Settlements: <https://www.bis.org/review/r001027a.pdf>
 - Mihailov, A. (2023, Marzo 21). *Instrument Independence With Goal Dependence: Lessons From the Bank of England's Reaction Function*. Retrieved from University of Reading: <http://www.personal.reading.ac.uk/~les05am/InstrlndepGoalDepBoERnFnJAShAMS070831.pdf>
 - Mirtagioglu, H., & Mendeş, M. (2022). On Monotonic Relationships. *Biostatistics and Biometrics*, 001-010. Retrieved from <https://juniperpublishers.com/bboaj/BBOAJ.MS.ID.555795.php>

- NIST/SEMATECH. (2023, Marzo 16). *e-Handbook of Statistical Methods*. Retrieved from National Institute of Standards and Technology: <https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda3669.htm>
- Pearl, J. (2000). *Exogeneity and Superexogeneity: A No-tear Perspective*. Los Angeles: Samueli School of Computer Science, UCLA. Retrieved from https://ftp.cs.ucla.edu/pub/stat_ser/R278.pdf
- Perperoglou, A., Sauerbrei, W., Abrahamowicz, M., & Schmid, M. (2019). A review of spline function procedures in R. *BMC Medical Research Methodology*, 1-16. doi:10.1186/s12874-019-0666-3
- Pretis, F. (2021). Exogeneity in Climate Econometrics. *Energy Economics*, 105-122. doi:10.1016/j.eneco.2021.105122
- Shepherd, B. E., & Rebeiro, P. F. (2017). Assessing and interpreting the association between continuous covariates and outcomes in observational studies of HIV using splines. *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, 70(3), e60-e63. doi:10.1097/QAI.0000000000001221
- Stan Development Team. (2022, Agosto 12). *Bayesian regularized linear models via Stan*. Retrieved from rstanarm: https://mc-stan.org/rstanarm/reference/stan_lm.html
- Tinbergen, J. (1952). *On the Theory of Economic Policy*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company. Retrieved from <https://repub.eur.nl/pub/15884>
- Tinbergen, J. (1956). *Economic Policy: Principles and Design*. Amsterdam: North-Holland. Retrieved from <https://repub.eur.nl/pub/16740>
- Tobin, J. (1993). On the Theory of Macroeconomic Policy. In A. Knoester, & A. H. Wellink, *Tinbergen Lectures On Economic Policy* (pp. 89-102). Amsterdam, The Netherlands: North-Holland. doi:10.1016/C2009-0-10242-8
- Vehtari, A., Gelman, A., Simpson, D., Carpenter, B., & Bürkner, P.-C. (2021). Rank-Normalization, Folding, and Localization: An Improved \hat{R} for Assessing Convergence of MCMC (with Discussion). *Bayesian Analysis*, 667-718. doi:10.1214/20-BA1221
- Weisstein, E. W. (2023, Marzo 13). *Log Normal Distribution*. Retrieved from MathWorld - A Wolfram Web Resource: <https://mathworld.wolfram.com/LogNormalDistribution.html>

Declaración de intereses

El autor declara que no existe conflicto de intereses.