

Mario Sánchez Pagán

TRABAJO DE FIN DE GRADO: El price puzzle en la transmisión monetaria
estadounidense: régimen de política, información energética e identificación estructural
(1979-2026)

Àrea temàtica: Anàlisi de dades econòmiques

Grado de Economía



FACULTAT D'ECONOMIA I EMPRESA
Universitat Rovira i Virgili

Reus
Curs 2025-26

Contenido

Presentación	4
1. Introducción	5
1.1. Motivación y objetivos	6
1.2. Contexto histórico y relevancia.....	7
1.3. Preguntas de investigación	7
2. Revisión de la literatura.....	8
2.1. El <i>price puzzle</i> y su origen.....	8
2.2. Aportes de Castelnuovo y Surico: Información y régimen.....	9
2.3. Evidencia posterior: Omisiones, identificación y componente informativo	10
2.4. Shocks energéticos y lectura de la inflación.....	11
3. Marco teórico	12
3.1. Mecanismos de transmisión.....	13
3.2. Inflación de demanda y de oferta e implicaciones para la identificación... 14	
3.3. Régimen monetario y contexto histórico	14
3.4. Papel de la energía como restricción de oferta.....	15
4. Metodología.....	16
4.1. El modelo VAR y su interpretación estructural	16
4.2. Contrastación de estacionariedad	17
4.3. Selección del número de retardos	18
4.4. Identificación estructural	18
4.5. Funciones de impulso y descomposición de varianza.....	19
4.6. Diagnóstico y comprobaciones de robustez.....	19
4.7. Construcción del índice energético agregado	20
4.8. Tratamiento de frecuencias y mensualización del output gap.....	22
5. Resultados empíricos.....	23
5.1. Análisis descriptivo de los datos	23
5.2. Resultados del modelo base	26
5.3. Resultados con inclusión del índice energético	31
5.4. Comparación por subperiodos.....	33
5.5. Análisis de los subperiodos anterior y posterior a la crisis del COVID.....	43
5.6. Discusión de los resultados obtenidos	46
6. Conclusiones	47
6.1. Grado de cumplimiento de los objetivos e hipótesis de investigación.....	47
6.2. Síntesis de los hallazgos fundamentales	48

6.3. Limitaciones	49
6.4. Futuras líneas de investigación	50
6.5. Valoraciones personales	50
7. Bibliografía	52
8. Anexo	55

Resumen:

Este trabajo estudia si el price puzzle, entendido como el aumento de precios que sigue a un endurecimiento monetario en modelos VAR, es una anomalía estructural de la economía estadounidense o un fenómeno contingente vinculado al régimen de política y a las limitaciones informativas de los modelos empleados. Siguiendo la hipótesis de Castelnuovo y Surico, se plantea que la anomalía surge cuando el modelo no recoge información relevante que la autoridad monetaria sí utiliza, especialmente en regímenes de política gradual y anticipatoria. A partir de un VAR mensual estimado sobre el período 1979-2026, se incorpora un índice energético agregado construido a partir del petróleo WTI, el gas natural y la electricidad, con ponderaciones derivadas de datos de la Energy Information Administration, para evaluar si el control explícito de los shocks de oferta mejora la identificación del shock monetario. Los resultados muestran que el price puzzle está ausente en los mandatos de Volcker y Powell, pero aparece con claridad estadística durante el mandato de Greenspan. La inclusión del bloque energético atenúa la anomalía en los períodos de alta volatilidad energética pero no la elimina completamente, lo que sugiere que el problema de identificación es más amplio que el canal energético. En el subperíodo pospandémico, la energía supera a los tipos de interés como principal fuente de varianza de la inflación. El canal real muestra una robustez muy superior al canal de precios en todos los regímenes analizados.

Palabras clave: price puzzle, política monetaria, VAR estructural

Resum:

Aquest treball estudia si el price puzzle, entès com l'augment de preus que segueix un endureiment monetari en models VAR, és una anomalia estructural de l'economia dels Estats Units o un fenomen contingent vinculat al règim de política i a les limitacions informatives dels models emprats. Seguint la hipòtesi de Castelnuovo i Surico, es planteja que l'anomalia sorgeix quan el model no recull informació rellevant que l'autoritat monetària sí que utilitza, especialment en règims de política gradual i anticipatòria. A partir d'un VAR mensual estimat sobre el període 1979-2026, s'incorpora un índex energètic agregat construït a partir del petroli WTI, el gas natural i l'electricitat, amb ponderacions derivades de les dades de l'Energy Information Administration, per avaluar si el control explícit dels xocs d'oferta millora la identificació del xoc monetari. Els resultats mostren que el price puzzle és absent en els mandats de Volcker i Powell, però apareix amb claredat estadística durant el mandat de Greenspan. La inclusió del bloc energètic atenua l'anomalia en els períodes d'alta volatilitat energètica però no l'elimina completament, cosa que suggereix que el problema d'identificació és més ampli que el canal energètic. En el subperíode postpandèmic, l'energia supera els tipus d'interès com a principal font de variança de la inflació. El canal real mostra una robustesa molt superior al canal de preus en tots els règims analitzats.

Paraules clau: price puzzle, política monetària, VAR estructural

Abstract:

This paper examines whether the price puzzle — the positive price response following a contractionary monetary shock in VAR models — is a structural feature of the U.S. economy or a contingent phenomenon linked to the prevailing policy regime and the informational limitations of the models employed. Following Castelnuovo and Surico's hypothesis, the anomaly is argued to arise when the model fails to capture relevant information that the monetary authority does observe, particularly under gradual and anticipatory policy regimes. Using a monthly VAR estimated over the period 1979–2026, an aggregate energy index constructed from WTI crude oil, natural gas and electricity prices — weighted according to Energy Information Administration consumption shares — is incorporated to assess whether explicit control of supply-side shocks improves monetary shock identification. Results show that the price puzzle is absent during the Volcker and Powell mandates but emerges with statistical clarity under Greenspan. Including the energy block attenuates the anomaly during periods of high energy price volatility without fully eliminating it, suggesting that the identification problem extends beyond the energy channel alone. In the post-pandemic subsample, energy shocks account for a larger share of inflation variance than the interest rate instrument. The real output channel exhibits considerably greater robustness than the price channel across all regimes analysed.

Keywords: price puzzle, monetary policy, structural VAR

Presentación

La elección del price puzzle como objeto de estudio responde a un interés previo por la política monetaria, el funcionamiento del sistema de banca central y el análisis económico aplicado, ámbitos que han constituido una motivación académica incluso antes de entrar al grado. La pregunta de fondo, en qué condiciones y con qué efectos interviene una autoridad monetaria sobre la inflación y la actividad real siempre me ha interesado. Econometría II proporcionó algunas herramientas necesarias para abordar estas preguntas de forma rigurosa.

A esa motivación inicial se sumó el interés por contextualizar el fenómeno históricamente. La asignatura de Historia Económica proporcionó los elementos necesarios para entender que la transmisión monetaria no opera en el vacío, sino en entornos institucionales y macroeconómicos que cambian con el tiempo. Comprender el período Volcker, la Gran Moderación o el episodio postpandémico no como simples intervalos temporales sino como regímenes con lógicas propias fue fundamental para interpretar por qué el mismo modelo produce diagnósticos tan distintos según la submuestra analizada.

El tercer pilar del trabajo procede del Análisis de Datos Macroeconómicos, asignatura que además de introducir el software con el que he realizado la parte metodológica del trabajo (R Studio) también proporcionó las herramientas necesarias para trabajar con series temporales mensuales de largo recorrido, aplicar contrastes de estacionariedad, seleccionar el número de retardos y trabajar a partir de fuentes públicas como FRED.

Las competencias que este TFG moviliza de forma más directa son, por tanto, la capacidad de análisis cuantitativo aplicado a datos macroeconómicos reales, el pensamiento crítico ante resultados que contradicen las predicciones teóricas, y la

habilidad para integrar evidencia empírica con contexto histórico e institucional. En conjunto, el trabajo pretende demostrar que esas competencias no operan de forma aislada sino que se refuerzan mutuamente en el momento de abordar un problema económico con la complejidad real que este presenta.

1. Introducción

Cuando un banco central decide encarecer el precio del dinero, la reacción de la economía no depende únicamente del llamado impulso monetario. También depende del contexto en el que ese impulso se transmite. En particular, influye la información que maneja la propia autoridad, el régimen de política que moldea expectativas y las restricciones reales que condicionan los márgenes de empresas y hogares. Una parte relevante de la controversia asociada al *price puzzle*, entendido como el aumento de los precios tras un shock contractivo, puede situarse en ese punto. En ocasiones, el shock monetario se identifica a partir de un conjunto informativo más estrecho que el que utiliza la autoridad, o bien se omiten perturbaciones de oferta capaces de elevar precios de forma relativamente autónoma respecto a la política. En este sentido, tanto las síntesis clásicas como evidencia más reciente tienden a coincidir en un diagnóstico general. Al ampliar el conjunto informativo o al reforzar la identificación, la anomalía suele atenuarse o incluso desaparecer.

Entre las aportaciones más influyentes de las últimas décadas destaca el trabajo de Castelnuovo y Surico. Sus resultados sugieren que el *price puzzle* no es un rasgo invariable de los datos. Más bien aparece como un fenómeno históricamente localizado, especialmente en submuestras donde la autoridad monetaria reacciona de forma débil a la inflación, lo que suele describirse como regímenes pasivos. En cambio, cuando la regla de política es más activa y el modelo incorpora señales que aproximan expectativas inflacionarias persistentes, la respuesta anómala de los precios tiende a difuminarse. Además, estos autores muestran, con datos reales y con datos simulados, que la omisión de una variable que capture dichas expectativas puede generar la respuesta positiva de los precios que se observa en algunos VAR. También argumentan que el diagnóstico se mantiene bajo restricciones de cero y bajo restricciones de signo. A partir de esa intuición, este trabajo se apoya en una idea sencilla. Si la dificultad es principalmente informacional, resulta razonable permitir que el modelo incorpore más información.

A esa perspectiva se añade una evidencia que conviene mantener presente. La energía no actúa como un mero ruido que el econometrista deba limpiar, sino como una restricción real que se traslada a precios y cantidades. Además, tal como se ha

documentado para el mercado del crudo, no todos los encarecimientos energéticos son equivalentes. La respuesta macroeconómica puede diferir si el aumento de precios procede de un shock de oferta, de un impulso de demanda global de *commodities* o de una demanda específica asociada a motivos de precaución. Esta pluralidad de shocks energéticos ayuda a entender por qué algunos ejercicios producen relaciones inestables cuando tratan el precio del petróleo como un único termómetro. También contribuye a explicar por qué, en cambio, incluir un bloque energético en el VAR suele ordenar la lectura de las respuestas dinámicas y reduce el riesgo de atribuir a la política monetaria efectos que, en realidad, pertenecen al lado de la oferta.

Este TFG toma esas dos ideas, el mecanismo informacional de Castelnuovo y Surico y la relevancia macroeconómica de los shocks energéticos, para estudiar cómo cambia la lectura de los shocks monetarios cuando el VAR aproxima mejor aquello que la autoridad sí observa. Para ello, se estima un VAR para Estados Unidos con un horizonte amplio, de 1979 a 2026. Se incorpora un índice energético agregado, construido a partir de petróleo, gas y electricidad ponderados, y se evalúa la respuesta de precios y actividad no solo en la muestra completa, sino también por subperiodos según la presidencia de la Reserva Federal y en la partición anterior y posterior a la pandemia. El propósito no consiste en forzar una conclusión, sino en someter a contraste la tesis informacional en un marco donde la oferta tiene un papel explícito y, al mismo tiempo, aportar evidencia replicable a partir de series públicas de FRED que se han utilizado con frecuencia en la literatura.

1.1. Motivación y objetivos

La motivación principal es extender empíricamente la contribución de Castelnuovo y Surico a un periodo más largo y a un entorno en el que la información de oferta se incorpora de forma explícita. Si su hallazgo central apunta a que el *price puzzle* es, en esencia, un problema de información omitida, en particular de expectativas de inflación persistentes, y de régimen de política, aquí se plantea un contraste complementario. La cuestión es hasta qué punto un control sistemático de los shocks energéticos, al ser una de las fuentes más visibles de presión de costes, contribuye a limpiar la identificación de shocks monetarios y a ordenar la respuesta de la inflación en frecuencia mensual.

Con esa idea como base, se plantean tres objetivos. En primer lugar, comprobar si, al incorporar el bloque energético en el VAR, la inflación deja de mostrar el *price puzzle* tras un shock contractivo en el periodo 1979 a 2026. En segundo lugar, evaluar si esta lectura se mantiene cuando se desagrega por presidencias de la Reserva Federal y cuando se divide la muestra en periodos anterior y posterior a la COVID. En tercer lugar,

medir hasta qué punto se trata una anomalía estructural de la transmisión monetaria estadounidense o un fenómeno contingente ligado al régimen de política y al conjunto informativo del modelo

1.2. Contexto histórico y relevancia

El periodo 1979 a 2026 incluye cambios de régimen, episodios de elevada volatilidad y transformaciones institucionales que pueden condicionar tanto la identificación como la interpretación de los resultados. Las revisiones canónicas y los trabajos fundacionales sobre shocks monetarios con VAR suelen subrayar que, cuando coexisten regímenes distintos y conjuntos informativos incompletos, la inferencia sobre precios tiende a ser la parte más sensible del sistema. La actividad, en cambio, suele mostrar perfiles contractivos más robustos tras un shock de tipos. Por ello, resulta especialmente relevante trabajar con un conjunto informativo que refleje de forma razonable el entorno real. Si se omiten perturbaciones de oferta importantes, el shock monetario corre el riesgo de convertirse en un comodín que explica tanto movimientos de demanda como de costes. Integrar la energía en el VAR, sin aspirar a descomponer el mercado del crudo con todo detalle, puede entenderse como una decisión de identificación deliberadamente sobria. Con ello se busca alinear el modelo con restricciones observables que, de hecho, afrontan empresas y hogares.

1.3. Preguntas de investigación

La discusión previa reorienta qué se pregunta y qué puede aportar el trabajo. En lugar de plantear únicamente si aparece o no el *price puzzle*, el foco se desplaza hacia tres cuestiones de fondo.

Primero, ¿Qué ocurre con la respuesta de la inflación en frecuencia mensual cuando el VAR incorpora una señal de oferta, el índice energético agregado, y el shock monetario se identifica en un entorno informacional más amplio?

Segundo, ¿Cómo varían esas respuestas a lo largo de regímenes de política y ante un cambio estructural como la pandemia?

Tercero, ¿Es el *price puzzle* una anomalía estructural de la transmisión monetaria estadounidense o un fenómeno contingente ligado al régimen de política y al conjunto informativo del modelo?

2. Revisión de la literatura

La literatura sobre la transmisión de la política monetaria mediante modelos VAR y SVAR suele coincidir en una idea operativa. La respuesta de los precios a corto plazo depende tanto del shock monetario como del conjunto de información que el modelo consigue recoger. El llamado *price puzzle*, entendido como una subida inicial de precios tras un endurecimiento monetario, se interpretó en un primer momento como una anomalía empírica. Con el tiempo, sin embargo, ha tendido a considerarse un indicio de identificación incompleta. En no pocos casos, el shock estimado combina una reacción endógena del banco central ante presiones inflacionarias futuras con una innovación verdaderamente exógena de política (Sims, 1992). En otros, el VAR termina atribuyendo a la política movimientos que provienen de perturbaciones de oferta o de señales de costes que la autoridad sí observa pero que el modelo no incorpora. Bajo esta situación, el shock monetario acaba funcionando como un componente residual de explicación.

Desde este enfoque, una forma especialmente útil de tratar el *price puzzle* consiste en indagar en qué momentos aparece y qué omisiones o supuestos lo desencadenan, en lugar de asumir que se trata de un rasgo estructural permanente. Para el presente trabajo resultan particularmente relevantes dos líneas de avance. La primera pone el acento en la brecha informativa entre el banco central y el econométrico. Si el modelo no aproxima de manera adecuada la información prospectiva que maneja la autoridad, existe el riesgo de interpretar una reacción sistemática como si fuera un shock. La segunda línea enfatiza la oferta energética como restricción real. La energía no se entiende como un elemento residual que deba eliminarse, sino como una fuente de shocks de costes con capacidad propia para influir en inflación y actividad (Kilian, 2009; Baumeister y Hamilton, 2019). En la práctica, ambas líneas empujan hacia una recomendación similar. Conviene ampliar el conjunto informativo del modelo y contrastar la robustez de los resultados en distintos periodos antes de extraer conclusiones sobre el comportamiento de los precios.

2.1. El *price puzzle* y su origen

Sims fue de los primeros en señalar un patrón recurrente en estimaciones VAR. Un shock contractivo identificado a través de subidas inesperadas de tipos puede ir acompañado de una respuesta positiva de la inflación o del nivel de precios en los primeros periodos (Sims, 1992). Su lectura sugiere que el problema no tiene por qué residir en la teoría, sino en la identificación. Si la autoridad reacciona a información sobre inflación futura que el VAR no contiene, el residuo asociado a la política puede recoger

simultáneamente acción exógena y reacción informada. En ese caso, un endurecimiento que anticipa inflación puede correlacionarse con aumentos de precios a corto plazo.

Bajo esta interpretación, el *price puzzle* actúa como una señal diagnóstica. Indica que el conjunto informativo del VAR puede ser demasiado limitado para aislar la innovación de política que se pretende medir. Este diagnóstico abrió dos vías de mejora. Por un lado, aproximar mejor la información que utiliza la autoridad incorporando variables que recojan señales de inflación futura. Por otro, construir medidas de shock monetario que separen el componente sistemático de la reacción de la autoridad. La aproximación narrativa de Romer y Romer surge en buena medida de esta preocupación. Su propósito es depurar los movimientos endógenos y anticipatorios del instrumento utilizando la información disponible en el momento de decisión, con el objetivo de aislar un componente más cercano al shock exógeno (Romer y Romer, 2004). En un trabajo aplicado, la implicación resulta difícil de ignorar. Si la política responde a previsiones y a información prospectiva, un VAR de baja dimensión puede acabar confundiendo reacción con shock.

2.2. Aportes de Castelnuovo y Surico: Información y régimen

La contribución de Castelnuovo y Surico organiza el fenómeno en dos dimensiones que resultan especialmente útiles en un análisis aplicado. La primera es histórica. El *price puzzle* no aparece con la misma intensidad en todas las submuestras. La segunda es informacional. Cuando el VAR omite una variable que capture expectativas de inflación persistentes o un sustituto razonable, la identificación del shock monetario puede contaminarse y dar lugar a una respuesta positiva de los precios (Castelnuovo y Surico, 2009; Castelnuovo y Surico, 2010).

En su planteamiento, el *price puzzle* tiende a concentrarse en periodos en los que la política monetaria responde de forma más débil a la inflación. En cambio, suele atenuarse cuando la reacción es más activa. Además, muestran que este patrón puede reproducirse en datos simulados cuando el econometrista omite información relevante sobre inflación esperada. La implicación metodológica es doble. Por un lado, conviene comprobar la estabilidad de los resultados por submuestras. Por otro, el conjunto informativo del modelo debe entenderse como un elemento central de identificación y no como un detalle secundario.

Esta idea se vincula con el enfoque de modelos de información amplia. Una formulación influyente es el FAVAR, que combina un VAR con factores extraídos de un conjunto

amplio de series. El argumento es que los VAR de baja dimensión pueden dejar fuera información relevante, lo que afecta tanto a la medición de las innovaciones de política como a la interpretación de las respuestas dinámicas. Al incorporar factores, se aproxima mejor el estado de la economía que observa la autoridad y se reduce el riesgo de atribuir al shock monetario lo que, en realidad, refleja una respuesta sistemática a información adicional (Bernanke, Boivin y Elias, 2005). En conjunto, estas aportaciones refuerzan una intuición que resulta natural en este contexto. Si la raíz del problema es informacional, tiene sentido ampliar la información del modelo y contrastar la robustez de los resultados.

2.3. Evidencia posterior: Omisiones, identificación y componente informativo

Una parte de la evidencia posterior insiste en el diagnóstico de variables omitidas. Giordani propone una explicación especialmente relevante. La omisión de una medida adecuada del *output gap* puede generar un *price puzzle* incluso con identificaciones recursivas estándar. La lógica es que el banco central reacciona a presiones inflacionarias vinculadas a la posición cíclica. Si el VAR no incorpora esa información, el shock monetario puede recoger parte de esas presiones, que no son shocks, sino señales observadas por la autoridad (Giordani, 2004). En este sentido, el *price puzzle* puede interpretarse como un problema de especificación más que como una anomalía estructural.

De forma paralela, la literatura ha explorado cómo mejorar la identificación introduciendo restricciones adicionales. Estrella propone utilizar un hecho ampliamente aceptado, los retardos de la política monetaria. Al imponer una restricción dinámica coherente con esos retardos, el *price puzzle* puede desaparecer en algunas especificaciones. Esto sugiere que parte del problema puede estar asociado a supuestos poco adecuados sobre la dinámica de transmisión (Estrella, 2015). En consecuencia, la identificación no debería verse como un procedimiento automático. Su coherencia con el funcionamiento real de la política es, en la práctica, un requisito.

Otra línea de trabajo se centra en el papel de los mercados financieros y en el uso de instrumentos de alta frecuencia. La combinación de VAR con sorpresas medidas en ventanas estrechas alrededor de anuncios permite aislar mejor el componente inesperado de la política y analizar su transmisión a través de costes de financiación y diferenciales. En este marco, se observa que cambios relativamente modestos en el instrumento pueden ir acompañados de variaciones más amplias en *spreads* y primas, lo que pone de relieve la importancia del canal financiero (Gertler y Karadi, 2015).

Junto a lo anterior, se ha insistido en la necesidad de distinguir entre shock de política y shock de información. Las decisiones del banco central transmiten tanto cambios en el instrumento como información sobre el estado de la economía. Si estos elementos no se separan, la interpretación de las respuestas puede quedar sesgada. Jarociński y Karadi muestran que el componente informativo puede alterar de manera significativa las respuestas dinámicas estimadas (Jarociński y Karadi, 2020). Este resultado refuerza la idea de que parte de lo que se identifica como shock puede ser, en realidad, información nueva sobre el ciclo.

Por último, respecto a la magnitud de los efectos, Coibion argumenta que las diferencias entre medidas de shocks monetarios pueden explicarse por factores como la intensidad contractiva implícita, la elección de rezagos o episodios concretos. Una vez considerados estos elementos, la evidencia tiende a converger hacia efectos de magnitud intermedia (Coibion, 2012). En un trabajo aplicado, esto sugiere que las decisiones de especificación pueden tener consecuencias cuantitativas relevantes.

2.4. Shocks energéticos y lectura de la inflación

El segundo pilar de esta investigación es la energía como restricción real. La literatura sobre el mercado del petróleo muestra que no todos los aumentos de precios responden al mismo origen. Pueden reflejar shocks de oferta, shocks de demanda global de materias primas o shocks específicos del mercado energético, y cada uno genera efectos macroeconómicos distintos (Kilian, 2009). Esta heterogeneidad ayuda a entender por qué los modelos simples basados únicamente en el precio del petróleo pueden arrojar resultados inestables.

La evidencia posterior insiste en que la identificación de estos shocks es compleja y depende de los supuestos que se adopten. Baumeister y Hamilton muestran que enfoques estructurales con supuestos muy restrictivos pueden ofrecer una imagen excesivamente precisa. Cuando esos supuestos se relajan, cambia la interpretación del peso relativo de oferta y demanda en la dinámica del petróleo y de la actividad (Baumeister y Hamilton, 2019).

Para un VAR de política monetaria, la implicación es directa. Si la energía influye en los costes y en las decisiones de política, dejarla fuera puede afectar a la identificación del shock monetario.

En consecuencia, incorporar un bloque energético en un VAR no exige reconstruir con detalle el mercado del petróleo, aunque sí implica reconocer que existen perturbaciones

de oferta con efectos propios sobre la inflación. Si estas perturbaciones no se tienen en cuenta, el shock monetario puede absorber parte de su efecto y reaparecer el *price puzzle*. El enfoque de este trabajo se sitúa en esta línea. Se combina la necesidad de mejorar la información del modelo con la inclusión de una señal de oferta que facilite una interpretación más coherente de la respuesta de los precios.

A partir de la literatura revisada, este estudio adopta tres ideas como guía. En primer lugar, el *price puzzle* es compatible con problemas de identificación y con diferencias de información entre el banco central y el econometrista (Sims, 1992; Castelnuovo y Surico, 2010). En segundo lugar, su aparición puede depender del periodo analizado, por lo que no conviene asumir estabilidad temporal sin contraste (Castelnuovo y Surico, 2009; Coibion, 2012). En tercer lugar, la energía introduce shocks de oferta relevantes que conviene considerar para evitar atribuciones incorrectas a la política monetaria (Kilian, 2009; Baumeister y Hamilton, 2019).

En conjunto, la revisión sustenta la estrategia adoptada en este trabajo. Ampliar el conjunto informativo, incorporar una señal de oferta y comprobar la estabilidad por periodos contribuye a analizar la transmisión monetaria en datos mensuales de manera más consistente.

3. Marco teórico

En un análisis mensual de la transmisión monetaria, el punto de partida no suele ser una regla mecánica aplicada de forma automática. Más bien se parte de un entorno en el que la autoridad monetaria decide con información imperfecta y en el que los agentes forman expectativas con la información disponible. En la evidencia para Estados Unidos basada en modelos VAR y SVAR aparece con bastante frecuencia un patrón relativamente estable de contracción de la actividad tras un shock contractivo. Al mismo tiempo, la respuesta de los precios en horizontes muy cortos tiende a ser más sensible a la información que el modelo incorpora y al régimen de política vigente. Esta idea está en línea con la revisión de Christiano, Eichenbaum y Evans, quienes subrayan que la lectura de los resultados sobre precios depende de lo que el modelo observa y de cómo reacciona la autoridad, mientras que el canal real acostumbra a ser más robusto (Christiano, Eichenbaum y Evans, 1998).

Esta dependencia simultánea de información y régimen permite interpretar el *price puzzle* como un problema asociado a identificación incompleta más que como un hecho estilizado que deba darse por supuesto. El fenómeno tiende a aparecer cuando el

modelo no recoge de manera suficiente la información relevante o cuando la reacción de la autoridad queda representada de forma poco adecuada. Por esa razón, en este marco se prefiere entender el *price puzzle* como una advertencia metodológica antes que como un resultado estructural inevitable.

Con el fin de ordenar la discusión, este marco se presenta en tres planos. En el plano financiero e intertemporal, un shock contractivo reordena precios de activos, primas a plazo y diferenciales. Ese reajuste encarece la financiación y desplaza el gasto. La evidencia que utiliza instrumentos de alta frecuencia alrededor de anuncios de política ofrece respuestas coherentes de producción e inflación y, además, pone de relieve el papel de primas y *spreads*, que no siempre quedan bien representados en VAR reducidos (Gertler y Karadi, 2015).

En el plano de expectativas, los anuncios de política transmiten información sobre el estado de la economía. Por ello, resulta importante separar el shock de política del componente informativo para reducir el riesgo de interpretaciones sesgadas (Jarociński y Karadi, 2020). En el plano real, el encarecimiento del crédito y el ajuste de carteras se traducen, con rezagos, en una desaceleración de la actividad. Este resultado aparece ampliamente documentado y suele considerarse relativamente robusto en distintas especificaciones.

3.1. Mecanismos de transmisión

La transmisión monetaria puede entenderse como una secuencia de ajustes que el VAR captura, con mayor o menor precisión, en tres ámbitos. En el ámbito financiero, una sorpresa de política afecta al tramo corto de la curva y, mediante expectativas y primas, se traslada al conjunto de tipos de interés. A la vez, suele ampliar los diferenciales de crédito. En este sentido, la combinación de VAR mensuales con instrumentos externos de alta frecuencia se utiliza como una forma de mejorar la identificación del shock y de obtener funciones de impulso respuesta más coherentes con la teoría (Gertler y Karadi, 2015). Esta estrategia no elimina por completo la incertidumbre, pero ayuda a aislar mejor el componente inesperado de la política.

En el ámbito de expectativas, la comunicación de la autoridad incorpora información sobre su diagnóstico del ciclo. Si ese componente no se tiene en cuenta, el shock monetario puede quedar mal identificado y, como consecuencia, las respuestas estimadas pueden resultar sesgadas. En el ámbito real, el aumento del coste del crédito y la menor demanda sensible a tipos tienden a traducirse en una reducción de la

producción. En la literatura, este patrón suele aparecer con cierta estabilidad incluso cuando cambian la muestra o la especificación, aunque el detalle de los rezagos y la magnitud puede variar.

3.2. Inflación de demanda y de oferta e implicaciones para la identificación

Distinguir entre impulsos de demanda y de oferta resulta fundamental para interpretar la respuesta de los precios. La hipótesis informacional de Castelnuovo y Surico plantea que el *price puzzle* aparece en regímenes en los que la política monetaria responde de forma relativamente débil a la inflación y que tiende a desaparecer cuando la autoridad actúa de forma más activa y el VAR incorpora información relevante sobre expectativas. Además, el fenómeno puede reproducirse en datos simulados cuando el modelo omite información clave. Esto refuerza la idea de que el problema se vincula a identificación y a especificación más que a un comportamiento estructural de los precios (Castelnuovo y Surico, 2010).

Junto a ello, el papel de la oferta introduce un matiz adicional. La literatura sobre el petróleo ha mostrado que distintos tipos de shocks energéticos generan efectos macroeconómicos diferentes. Un shock de oferta, uno de demanda global o uno específico del mercado energético pueden producir trayectorias distintas en precios y actividad. Por esa razón, tratar el precio del petróleo como un único indicador puede dar lugar a resultados inestables. En cambio, incorporar información energética, incluso de forma parsimoniosa, suele contribuir a estabilizar las respuestas de precios y reduce el riesgo de atribuir a la política monetaria efectos que proceden de costes (Kilian, 2009). En términos prácticos, esto sugiere que la oferta puede actuar como una fuente de confusión si queda fuera del conjunto informativo.

3.3. Régimen monetario y contexto histórico

El periodo 1979 a 2026 incluye episodios de política monetaria claramente diferenciados, lo que aconseja cierta cautela al interpretar un único modelo estimado sobre toda la muestra. Si la respuesta de los precios depende del entorno institucional y del conjunto de información disponible, es razonable pensar que no sea completamente homogénea a lo largo del tiempo. En cambio, la reacción de la actividad tiende a mostrarse más estable en la literatura, al menos en términos cualitativos (Christiano, Eichenbaum y Evans, 1998).

En los primeros años de la muestra, bajo la presidencia de Volcker, la política monetaria estuvo orientada a contener la inflación y a recuperar credibilidad. Este contexto suele

asociarse a una respuesta más intensa ante presiones inflacionarias. En algunos trabajos, esto se relaciona con una menor incidencia del *price puzzle* cuando el modelo incorpora información relevante.

En etapas posteriores, como la de Greenspan, el entorno macroeconómico fue más estable y la política monetaria se percibió como más predecible. En ese tipo de contextos, la interpretación de resultados en modelos VAR puede depender más de la especificación del conjunto informativo que de cambios bruscos en el régimen.

La crisis financiera durante el mandato de Bernanke introduce un matiz adicional. En ese periodo, los canales financieros y la comunicación de la autoridad adquieren mayor protagonismo, lo que complica la identificación de shocks monetarios en modelos reducidos. Parte de la evidencia sugiere que una fracción relevante de la transmisión opera a través de primas y diferenciales, elementos que no siempre quedan bien recogidos en especificaciones estándar. En años más recientes, el uso de orientación prospectiva ha reforzado la idea de que los anuncios de política contienen tanto decisiones como información sobre el estado de la economía. Si no se considera ese componente, la interpretación de las respuestas puede verse afectada.

En este contexto, más que asumir una relación estable para toda la muestra, parece razonable interpretar los resultados del VAR teniendo en cuenta posibles cambios en el entorno de política. En particular, una aparición persistente del *price puzzle* puede leerse como una señal de que el modelo no está capturando adecuadamente alguna dimensión relevante, ya sea por cambios de régimen o por limitaciones del conjunto de información utilizado.

3.4. Papel de la energía como restricción de oferta

La energía constituye una restricción real que incide tanto en precios como en actividad. La evidencia empírica muestra que los shocks energéticos presentan efectos diferenciados según su origen, lo que condiciona la interpretación de la dinámica macroeconómica (Kilian, 2009; Baumeister y Hamilton, 2019). Por ello, en un análisis que pretende aislar shocks monetarios, la energía se entiende como un factor que conviene modelizar de manera explícita.

Incorporar un bloque energético en el VAR permite internalizar esta dimensión sin necesidad de modelizar en detalle el mercado del petróleo. Con ello se reduce el riesgo de atribuir a la política monetaria variaciones de precios que responden a costes energéticos. En términos empíricos, esto suele contribuir a que las funciones de impulso

respuesta sean más estables y a que la descomposición de varianza resulte más informativa.

Esta decisión es coherente con avances recientes en identificación. Un modelo que pretende aislar shocks monetarios necesita recoger información relevante del lado de la oferta para evitar interpretaciones sesgadas. En ese sentido, el bloque energético funciona como complemento a la identificación, y contribuye a una lectura más consistente y mejor fundamentada de la transmisión monetaria.

4. Metodología

Este trabajo utiliza modelos VAR y su extensión estructural SVAR con el propósito de estudiar la transmisión de la política monetaria y distinguirla de perturbaciones de oferta, en especial las asociadas a la energía. La elección de este enfoque se justifica por la necesidad de capturar relaciones dinámicas entre variables macroeconómicas sin imponer una estructura teórica excesivamente rígida, de modo que los datos informen sobre la interacción entre inflación, actividad y tipos de interés.

El planteamiento se completa con contrastes sobre las propiedades estadísticas de las series, criterios para seleccionar el número de retardos, procedimientos de identificación estructural y un conjunto de pruebas de diagnóstico orientadas a comprobar la consistencia interna del modelo.

4.1. El modelo VAR y su interpretación estructural

El modelo VAR, *Vector Autoregression*, se define como un sistema de ecuaciones en el que cada variable se explica a partir de sus propios retardos y de los retardos del resto de variables endógenas. Una ventaja central es que trata a todas las variables como endógenas, lo que permite analizar relaciones dinámicas sin fijar relaciones causales a priori.

La forma general de un VAR de orden p puede escribirse como

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

donde y_t es el vector de variables endógenas, c es un vector de constantes, A_i son matrices de coeficientes y u_t representa el vector de perturbaciones en forma reducida.

En este trabajo se estiman dos especificaciones. La primera incluye tipo de interés, inflación y *output gap*. La segunda amplía el sistema incorporando un índice energético como aproximación a shocks de oferta.

La estimación se realiza mediante mínimos cuadrados ordinarios ecuación a ecuación. Este procedimiento resulta apropiado en este contexto porque todas las ecuaciones comparten el mismo conjunto de regresores, lo que permite mantener la eficiencia de las estimaciones dentro del sistema.

Para dotar de interpretación económica a los shocks se requiere pasar de la forma reducida a una representación estructural. El modelo SVAR introduce shocks estructurales no correlacionados entre sí, lo que permite distinguir perturbaciones de distinta naturaleza. En términos prácticos, esto se logra imponiendo restricciones adicionales que transforman los residuos del VAR en shocks interpretables como innovaciones económicas diferenciadas, y no como meros residuos estadísticos.

Esta transformación es importante porque permite interpretar los shocks como innovaciones identificables desde el punto de vista económico, y no únicamente como errores de predicción del modelo.

4.2. Contrastación de estacionariedad

Antes de estimar el VAR, se analizan las propiedades estadísticas de las series, en particular su estacionariedad.

Una serie es estacionaria cuando su media, su varianza y su estructura de dependencia se mantienen estables a lo largo del tiempo. Esta propiedad es relevante porque los modelos VAR requieren que las variables no presenten dinámicas dominadas por tendencias u otros comportamientos que puedan distorsionar la inferencia.

Se aplican dos contrastes complementarios. El test ADF, *Augmented Dickey Fuller*, contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria, lo que implica no estacionariedad. El contraste se apoya en evaluar si la serie mantiene una dependencia lo suficientemente persistente como para impedir el retorno a un entorno estable tras una perturbación.

El test KPSS plantea la hipótesis opuesta. En este caso la hipótesis nula es que la serie es estacionaria en torno a una media constante o una tendencia determinista.

La utilización conjunta de ambos contrastes permite obtener evidencia más sólida sobre la naturaleza de las series, especialmente en contextos macroeconómicos en los que pueden existir cambios estructurales o variaciones en la volatilidad.

4.3. Selección del número de retardos

La elección del número de retardos es un elemento clave de la especificación del VAR, dado que condiciona la capacidad del modelo para capturar la dinámica temporal sin incurrir en sobreparametrización.

Para ello se emplean criterios de información, que equilibran el ajuste del modelo y su complejidad. En la práctica, estos criterios comparan especificaciones con distinto número de retardos y penalizan la inclusión de parámetros adicionales. El objetivo es seleccionar un número de retardos que recoja de manera adecuada la dinámica de las series sin introducir un exceso de parámetros que reduzca la precisión de las estimaciones.

4.4. Identificación estructural

La identificación estructural consiste en imponer restricciones adicionales sobre el modelo reducido para interpretar sus shocks como perturbaciones económicas diferenciadas. En este trabajo se adopta la identificación recursiva mediante descomposición de Cholesky, que impone una estructura triangular sobre la matriz de impactos contemporáneos. Este método equivale a asumir un orden jerárquico entre variables en el muy corto plazo. Las variables situadas en posiciones anteriores no responden contemporáneamente a las que las siguen, mientras que las situadas en posiciones posteriores pueden reaccionar de forma inmediata a todas las anteriores. La estrategia permite obtener shocks ortogonales, es decir, no correlacionados entre sí, condición necesaria para calcular funciones de impulso respuesta y descomposiciones de varianza que resulten interpretables.

La identificación de los shocks estructurales en el VAR A se realiza mediante una descomposición de Cholesky siguiendo el orden $\{\Delta inf_ann_t, outputgap_t, fedfunds_t\}$. Esta ordenación no es arbitraria, sitúa al instrumento de política monetaria en último lugar bajo el supuesto de que el banco central posee un conjunto de información contemporánea completo sobre la inflación y el ciclo real antes de fijar los tipos. De este modo, se permite que el fedfunds reaccione dentro del mismo periodo a las perturbaciones de precios y actividad, capturando la función de reacción sistemática de la autoridad monetaria. En el VAR B el orden es

$\{ energy_index_t, \Delta inf_ann_t, outputgap_t, fedfunds_t \}$. En esta especificación, el índice energético se considera la variable más exógena, asumiendo que los precios internacionales de la energía no reaccionan contemporáneamente a las condiciones macroeconómicas internas de EE. UU. ni a las decisiones de la Reserva Federal, mientras que el fedfunds permanece en última posición para seguir actuando como la variable que absorbe todos los shocks del sistema en el momento t . Se trata de un supuesto estándar en la literatura de transmisión monetaria que recoge la idea de que la autoridad dispone de información en tiempo real sobre las condiciones económicas en el momento de decidir.

4.5. Funciones de impulso y descomposición de varianza

Una vez identificado el modelo, se utilizan dos herramientas centrales para el análisis dinámico.

Las funciones de respuesta al impulso describen la reacción de una variable ante un shock estructural a lo largo del tiempo. En términos operativos, se obtienen a partir de la representación dinámica del VAR, que permite expresar las variables como una suma de efectos acumulados de shocks presentes y pasados.

La descomposición de la varianza del error de predicción cuantifica qué proporción de la variabilidad de cada variable se atribuye a cada tipo de shock. Esta medida se construye a partir de la contribución de los distintos shocks al error de predicción en varios horizontes temporales.

Ambas herramientas se complementan. Las funciones de impulso permiten observar el perfil temporal de la respuesta, mientras que la descomposición de varianza ayuda a valorar la importancia relativa de cada shock.

4.6. Diagnóstico y comprobaciones de robustez

El análisis se completa con pruebas de diagnóstico destinadas a evaluar la adecuación del modelo a los datos.

Se consideran cuatro aspectos principales. En primer lugar, la autocorrelación de los residuos, que se evalúa con contrastes como Portmanteau o Breusch Godfrey. El objetivo es comprobar si el modelo ha recogido de manera suficiente la dinámica temporal.

En segundo lugar, la heterocedasticidad, que se examina mediante tests tipo ARCH y permite detectar cambios en la volatilidad de los errores.

En tercer lugar, la normalidad de los residuos, que se contrasta mediante pruebas como Jarque Bera. Aunque la normalidad no es un requisito estricto para la estimación, puede afectar a la validez de parte de la inferencia estadística.

En cuarto lugar, la estabilidad del sistema, que se verifica comprobando que las raíces del polinomio característico del VAR se sitúan dentro del círculo unitario. Esta condición garantiza estabilidad dinámica y evita que las respuestas a shocks diverjan en el tiempo.

En conjunto, estos contrastes permiten evaluar la validez del modelo y respaldar que los resultados empíricos se apoyan en una especificación econométrica internamente consistente.

4.7. Construcción del índice energético agregado

La incorporación de información energética en el sistema VAR requiere una decisión previa sobre cómo representar un sector que, en realidad, dista de ser homogéneo. Los precios del petróleo, del gas natural y de la electricidad responden a dinámicas de oferta y demanda parcialmente distintas, tienen horizontes de ajuste diferentes y afectan a los costes de producción y al consumo de los hogares a través de canales que no son completamente intercambiables. La opción más informativa desde el punto de vista estructural sería incluir cada componente por separado, siguiendo el enfoque de Kilian (2009) en su descomposición de los shocks del mercado de crudo. Sin embargo, esa estrategia tiene un coste econométrico relevante en el contexto de este trabajo. Añadir tres variables energéticas independientes al sistema incrementaría el número de parámetros a estimar de forma sustancial, reduciendo los grados de libertad disponibles, especialmente en los subperiodos más cortos, y complicando la interpretación de las restricciones de identificación de Cholesky. En este trabajo se ha optado, por tanto, por la construcción de un índice agregado, decisión que responde a un compromiso entre riqueza informativa y parsimonia que se considera justificado dado que el objetivo no es identificar el tipo específico de shock energético sino evaluar si el control de la dinámica energética en su conjunto mejora la identificación del shock monetario.

El índice se construye como una media ponderada de las variaciones logarítmicas mensuales del precio del petróleo WTI (WTISPLC), del precio del gas natural en boca de pozo (PCU2111302111301) y del índice de precios al consumo de electricidad (CUSR0000SEHF01), todas ellas obtenidas de la base de datos FRED de la Reserva

Federal de San Luis. Las ponderaciones reflejan la participación relativa de cada fuente en el consumo energético total de la economía estadounidense, siguiendo los datos de la EIA (U.S. Energy Information Administration, 2025) . La participación del petróleo y sus derivados en el consumo energético total se sitúa en torno al 38%, la del gas natural en torno al 36% y la de la electricidad en torno al 9%, con el resto correspondiente a fuentes como la energía nuclear o las renovables que no tienen un precio de mercado directamente observable y cuya variabilidad es considerablemente menor. Dado que los tres componentes incluidos no agotan la totalidad del consumo energético, las ponderaciones se normalizan para que sumen la unidad dentro del subconjunto considerado. La normalización se realiza dividiendo cada peso original por la suma de los tres, de modo que los pesos efectivamente aplicados son aproximadamente 0,458 para el petróleo, 0,434 para el gas natural y 0,108 para la electricidad.

Formalmente, el índice se define como:

$$energy_index = \omega_1 \Delta \ln(oil_t) + \omega_2 \Delta \ln(gas_t) + \omega_3 \Delta \ln(elec_t)$$

donde $\omega_1 = w_{oil} / (w_{oil} + w_{gas} + w_{elec})$, $\omega_2 = w_{gas} / (w_{oil} + w_{gas} + w_{elec})$ y $\omega_3 = w_{elec} / (w_{oil} + w_{gas} + w_{elec})$, con $w_{oil} = 0,38$, $w_{gas} = 0,36$ y $w_{elec} = 0,09$.

Los pesos originales proceden de las matrices de consumo energético por fuente publicadas por la EIA para el período de referencia, y su normalización garantiza que el índice sea una media ponderada convexa de las variaciones logarítmicas de los tres componentes.

La elección de variaciones logarítmicas en lugar de niveles responde a dos consideraciones. La primera es de estacionariedad. Los precios energéticos en niveles presentan raíces unitarias y tendencias deterministas que complicarían la especificación del VAR, mientras que sus variaciones logarítmicas son estacionarias y directamente interpretables como tasas de variación aproximadas. La segunda es de escala. Los tres componentes tienen unidades y niveles de precio muy distintos, con el petróleo expresado en dólares por barril, el gas en dólares por mil pies cúbicos y la electricidad como índice de precios al consumo, y la transformación logarítmica homogeneiza las magnitudes, haciendo que la media ponderada combine cambios relativos comparables entre sí y no un promedio de cantidades en unidades inconmensurables.

Esta construcción tiene limitaciones que conviene reconocer. La más importante es que el índice agrega fuentes energéticas con dinámicas estructurales distintas. Los shocks

de oferta en el mercado del crudo tienen causas y mecanismos de transmisión diferentes a los shocks en el mercado del gas natural, que a su vez difieren de las variaciones en los precios de la electricidad, determinados en parte por la regulación y la generación renovable. Al agregarlos en un único indicador se pierde la capacidad de distinguir entre tipos de perturbaciones energéticas, distinción que la literatura de Kilian ha mostrado que es relevante para la transmisión macroeconómica. No obstante, para el objetivo específico de este trabajo, es decir, evaluar si el control de la dinámica energética en su conjunto mejora la identificación del shock monetario y reduce la incidencia del price puzzle, la agregación puede considerarse una simplificación aceptable que preserva la información más relevante sin incurrir en los costes econométricos de una especificación más desagregada.

4.8. Tratamiento de frecuencias y mensualización del *output gap*

Dada la naturaleza mixta de las fuentes de datos, donde el Índice de Precios al Consumo (CPI) y los tipos de interés (*fedfunds*) están disponibles en frecuencia mensual, mientras que el PIB real (Y_t) y el PIB potencial (Y^*_t) son publicados trimestralmente por la Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED), se ha procedido a una armonización de frecuencias para evitar la pérdida de información contenida en las variables de alta frecuencia.

La elección de la mensualización frente a la agregación trimestral del resto de variables responde a la necesidad de capturar la dinámica de la política monetaria, la cual opera con una periodicidad mensual (reuniones del FOMC). Una interpolación lineal para el *output gap* asume que la transición de la actividad económica entre trimestres es suave y continua, una hipótesis razonable en ausencia de shocks disruptivos intradecisionales, y permite mantener un tamaño muestral suficiente ($N=535$) para dotar de potencia estadística a los subperiodos analizados.

Para la construcción de la serie mensual del *output gap*, se ha aplicado un método de interpolación lineal sobre los niveles del PIB y el PIB potencial. Sea y_Q el valor de la variable en el trimestre Q y y_{Q+1} el valor en el trimestre siguiente, el valor para un mes intermedio t se calcula como:

$$y_t = y_Q + (y_{Q+1} - y_Q) \times \frac{n}{N}$$

Donde n es el número de meses transcurridos desde el inicio del trimestre y N es el número total de meses en el intervalo (3 meses). Una vez obtenidas las series

mensuales aproximadas para el PIB real (\hat{Y}_m) y el PIB potencial (\hat{Y}^*_m), el output gap mensualizado se computa como la desviación porcentual:

$$OG_m = 100 \frac{\hat{Y}_m - \hat{Y}^*_m}{\hat{Y}^*_m}$$

Este procedimiento se ha implementado en R mediante la función `na.approx` de la librería `zoo`, la cual garantiza una estructura temporal coherente y evita saltos discretos artificiales en la serie, facilitando la convergencia de los residuos en el modelo VAR.

5. Resultados empíricos

5.1. Análisis descriptivo de los datos

La muestra abarca el período comprendido entre agosto de 1979 y enero de 2026, con un total de 535 observaciones mensuales tras la aplicación de las transformaciones descritas en la sección metodológica. El punto de partida coincide aproximadamente con el nombramiento de Volcker como presidente de la Reserva Federal, lo que permite capturar desde el inicio los distintos regímenes de política monetaria que han caracterizado el período moderno de la economía estadounidense.

Las cuatro series que entran en el VAR ampliado presentan propiedades estadísticas diferenciadas que conviene revisar antes de pasar a los resultados. El Cuadro 1 recoge los p-valores de los tests ADF y KPSS para cada variable en su forma transformada.

Cuadro 1: Contrastes de estacionariedad ADF y KPSS

Serie	Transformación	ADF p-value	KPSS p-value
fedfunds	nivel	0.3244	0.0100
d_inf_ann	$\Delta \ln$ CPI	0.0100	0.0100
outputgap	nivel	0.02773	0.07964
energy_index	$\Delta \log$ agregado	0.0100	0.1000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Los resultados de los contrastes presentan algunas tensiones que conviene abordar con transparencia antes de proceder a la estimación. El caso más relevante es el del tipo de

los fondos federales. El ADF arroja un p-valor de 0,324, insuficiente para rechazar la hipótesis de raíz unitaria, mientras que el KPSS rechaza la estacionariedad con $p = 0,010$. Esta combinación apunta a que la serie tiene una persistencia muy elevada que los contrastes estándar no resuelven de forma inequívoca, resultado que no es infrecuente en series de tipos de interés que atraviesan cambios de régimen profundos y largos períodos en el límite inferior efectivo, en este caso entre 2009 y 2015 y de nuevo entre 2020 y 2022, durante los cuales la variable permanece anclada durante años con varianza prácticamente nula.

La decisión de mantener fedfunds en niveles, pese a esta ambigüedad, responde a razones tanto estadísticas como económicas que la literatura ha discutido con cierto detalle. Sims, Stock y Watson (1990) argumentan que la estimación de un VAR en niveles es consistente incluso cuando alguna de las variables contiene una raíz unitaria, siempre que el sistema en su conjunto sea estacionario, y que la transformación a diferencias puede resultar contraproducente cuando existen relaciones de cointegración entre las variables, al eliminar información dinámica relevante sobre los niveles. En el contexto de este trabajo, el tipo de interés en niveles es el instrumento de política relevante. Lo que el banco central fija, lo que los agentes observan y ante lo que reaccionan es el nivel del fedfunds, no su variación mensual. Diferenciar la serie resolvería el problema estadístico pero introduciría una distorsión económica al desconectar el instrumento de la magnitud que determina las condiciones financieras. A esto se añade que la alta persistencia del fedfunds es en parte un fenómeno de régimen, consecuencia de los episodios ZLB, y no necesariamente una propiedad estructural permanente de la serie. Los contrastes de raíz unitaria son bien conocidos por tener escasa potencia ante procesos altamente persistentes pero estacionarios, especialmente en muestras que incluyen episodios prolongados de comportamiento casi no ergódico. Por estas razones, la especificación en niveles se considera la opción metodológicamente más coherente con el objetivo del trabajo, aunque los resultados deben interpretarse con la cautela que impone esta limitación, particularmente en lo que respecta a la inferencia sobre los coeficientes individuales del sistema.

La variación anualizada de la inflación presenta un ADF con $p = 0,010$, compatible con estacionariedad. El output gap ofrece un ADF de 0,028 y un KPSS de 0,080, resultados que en conjunto no generan motivos de preocupación adicionales. El índice energético, construido como variación logarítmica ponderada, arroja un ADF de 0,010 y un KPSS de 0,100, apoyando su tratamiento como serie estacionaria. En conjunto, las propiedades de las variables parecen suficientemente compatibles con la estimación del

sistema VAR con constante y sin tendencia determinista, con la salvedad señalada para el tipo de interés.

Con el fin de reforzar la justificación para mantener el tipo de los fondos federales en niveles, se aplica el contraste de cointegración de Johansen sobre el conjunto de variables potencialmente integradas del sistema, visibles en los cuadros A.1, A.2 y A.3 del anexo. La cointegración se evalúa sobre las series en nivel, utilizando el logaritmo del IPC en lugar de su variación anualizada, dado que las relaciones de largo plazo se definen entre series $I(1)$ y no entre sus diferencias. El número de retardos del procedimiento de Johansen se fija en $p = 6$, en coherencia con la especificación adoptada en el VAR.

Los resultados del test de traza para el sistema equivalente al VAR A (fedfunds, \ln_cpi , outputgap) rechazan la hipótesis nula de ausencia de relaciones de cointegración ($r = 0$) con un estadístico de 82,87, muy por encima del valor crítico al 1% de 41,07. El test rechaza igualmente la hipótesis $r \leq 1$ (estadístico de 27,50 frente a un valor crítico al 5% de 19,96), pero no rechaza $r \leq 2$ (9,09 frente a 9,24). El test de eigenvalue máximo confirma este diagnóstico. Los estadísticos correspondientes a $r = 0$ y $r \leq 1$ superan holgadamente sus respectivos valores críticos al 5%, mientras que el estadístico para $r \leq 2$ queda por debajo del umbral. En conjunto, ambos tests apuntan a la existencia de dos relaciones de cointegración en el sistema, lo que implica que las tres variables comparten tendencias estocásticas comunes y que el sistema en su conjunto es estacionario aunque alguna de sus componentes pueda presentar raíz unitaria de forma individual.

Para el VAR B, donde $energy_index$ entra ya en forma de variación logarítmica y es por tanto $I(0)$, la cointegración relevante se evalúa sobre el subconjunto formado por fedfunds y \ln_cpi . El test de traza rechaza $r = 0$ con un estadístico de 62,65 frente a un valor crítico al 1% de 24,60, e identifica una única relación de cointegración entre ambas series. Este resultado tiene un contenido económico directo. El instrumento de política y el nivel de precios mantienen una relación de equilibrio de largo plazo, de modo que el banco central ajusta sistemáticamente el tipo de interés ante desviaciones persistentes del nivel de precios respecto a una trayectoria de referencia.

Estos resultados validan el argumento de Sims, Stock y Watson (1990), quienes muestran que la estimación de un VAR en niveles produce estimadores consistentes cuando el sistema admite relaciones de cointegración, incluso en presencia de raíces unitarias individuales. Dado que la evidencia apoya la existencia de cointegración tanto

en el VAR A como en el VAR B, la especificación en niveles adoptada en este trabajo queda respaldada no solo por las consideraciones económicas descritas anteriormente, sino también por la evidencia empírica extraída de los propios datos. Transformar fedfunds en diferencias, además de introducir la distorsión económica ya comentada, eliminaría información sobre las relaciones de largo plazo que los datos indican que son estadísticamente relevantes.

5.2. Resultados del modelo base

El modelo base, denominado VAR A, incluye el tipo de los fondos federales, la inflación anualizada y el output gap, estimado con seis retardos y constante sobre la muestra completa de 535 observaciones. Para contextualizar el ajuste global, las estimaciones sobre la muestra completa arrojan un RSE para la ecuación de tipos de 0,4887 en el VAR A, cifra que servirá como línea base para evaluar la volatilidad de cada régimen histórico. Asimismo, el R^2 ajustado de la inflación se sitúa en un modesto 0,2109 en el modelo base, ascendiendo al 0,2476 al incorporar el índice energético en el VAR B. Este incremento confirma, desde las propias bondades de ajuste, la relevancia estructural de la energía en la varianza de los precios.

El Cuadro 2 recoge los criterios de selección de retardos.

Cuadro 2: Selección del número de retardos (VARselect) para VAR A y VAR B

Modelo	Variables	Criterio	Retardos seleccionados (p)
VAR A	fedfunds, d_inf_ann, outputgap	AIC(n)	12
VAR A	fedfunds, d_inf_ann, outputgap	HQ(n)	5
VAR A	fedfunds, d_inf_ann, outputgap	SC(n)	5
VAR A	fedfunds, d_inf_ann, outputgap	FPE(n)	12
VAR B	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds	AIC(n)	12

VAR B	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds	HQ(n)	5
VAR B	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds	SC(n)	2
VAR B	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds	FPE(n)	12

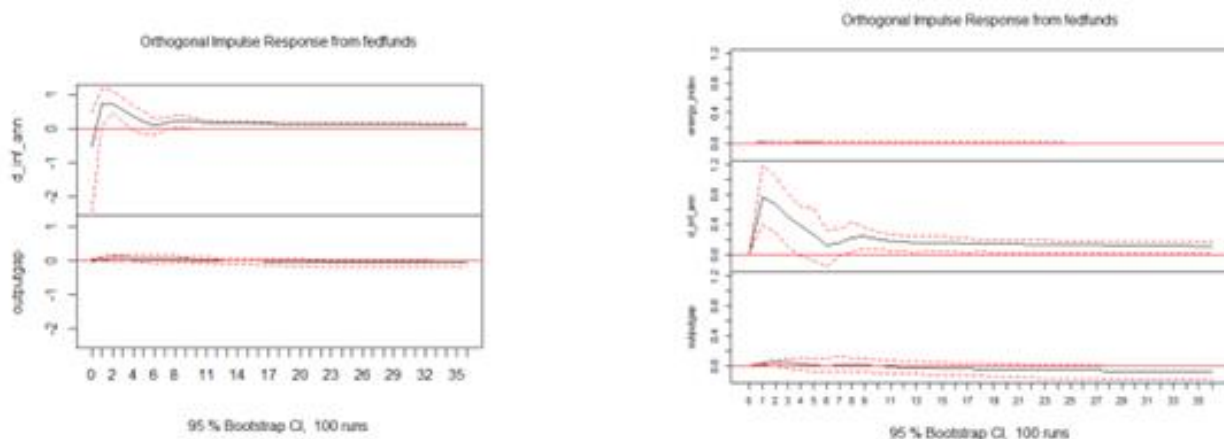
Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

En cuanto al número de retardos, los criterios de información no convergen en un único valor. El AIC y el FPE apuntan a doce retardos, mientras que el HQ y el SC sugieren cinco y dos respectivamente. La divergencia entre criterios es habitual en series macroeconómicas mensuales de larga duración, donde el AIC tiende a sobreparametrizar y el SC a subparametrizar, especialmente cuando la muestra incluye cambios de régimen que generan estructura dinámica difícil de capturar con especificaciones muy parsimoniosas. Se adopta $p = 6$ como especificación de referencia por tres razones. La primera es sustantiva. En la literatura sobre transmisión monetaria con datos mensuales es habitual utilizar entre seis y doce retardos, dado que los efectos de la política sobre los precios y la actividad operan con rezagos que habitualmente superan el trimestre y que en algunos canales, como el de los salarios o los contratos de alquiler, se extienden varios semestres. La segunda es diagnóstica. Con $p = 6$ los residuos de la ecuación de `d_inf_ann`, que es la ecuación central para el objetivo del trabajo, no presentan autocorrelación significativa según el test de Ljung-Box ($p = 0,963$), lo que indica que el modelo captura adecuadamente la dinámica de la variable más relevante. La tercera es de robustez. La sección correspondiente del trabajo muestra que los resultados cualitativos sobre la presencia o ausencia del price puzzle se mantienen al estimar el modelo con $p = 5$, lo que sugiere que las conclusiones no son sensibles a variaciones moderadas en el número de retardos dentro del rango razonable. Las especificaciones con $p = 5$ y $p = 2$ se presentan como ejercicios de robustez en el Anexo.

Los diagnósticos del modelo estimado véase los cuadros A.4 y A.5 del anexo, muestran que la raíz máxima del polinomio característico es 0,982, garantizando la estabilidad del sistema. Los tests de autocorrelación residual, Portmanteau y Breusch-Godfrey,

rechazan la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en el conjunto del sistema, resultado que requiere una lectura matizada. Cuando se examina la cuestión ecuación por ecuación mediante el test de Ljung-Box, el rechazo se concentra en las ecuaciones de fedfunds ($p = 2,00e-09$) y outputgap ($p = 0,003$), mientras que la ecuación de d_inf_ann no presenta problemas ($p = 0,963$). El rechazo en la ecuación de fedfunds es atribuible, al menos en parte, a los episodios ZLB de 2009-2015 y 2020-2022, durante los cuales el tipo permaneció anclado durante años, generando una estructura de persistencia extrema que seis retardos no eliminan completamente. El rechazo en outputgap puede estar relacionado con la interpolación lineal utilizada para mensualizar los datos trimestrales, que introduce correlación a frecuencias submuestraes. Que la ecuación de inflación, la más relevante para el objetivo del trabajo, esté bien especificada en términos de autocorrelación residual es quizás el resultado diagnóstico más importante de esta batería de tests. El test ARCH multivariante rechaza la homocedasticidad, resultado bastante habitual en muestras que incluyen episodios de crisis, y que no afecta a la validez cualitativa de las funciones de respuesta cuando las bandas de confianza se construyen mediante bootstrap no paramétrico, como es el caso. La normalidad es igualmente rechazada, algo esperable en series con observaciones atípicas como las de 2008 o 2020. En conjunto, los diagnósticos parecen compatibles con el uso del modelo para el análisis de transmisión, con la salvedad de que los resultados de la muestra completa conviene interpretarlos con mayor cautela que los de los subperiodos, donde la mayor homogeneidad del entorno macroeconómico produce generalmente especificaciones más limpias.

Imagen 1: IRF ortogonales ante un shock en los tipos de interés en el modelo sin energía y con energía



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

La Imagen 1 recoge las funciones de impulso respuesta del VAR A y B ante un shock positivo en fedfunds sobre la muestra completa, aunque el análisis de este apartado se centra en el modelo sin índice energético. La identificación es recursiva mediante descomposición de Cholesky con fedfunds ordenado en último lugar, lo que implica que el instrumento puede reaccionar contemporáneamente al estado de la economía mientras que los precios y la actividad no se ajustan en el mismo período en que se produce el shock.

El resultado más llamativo es la respuesta de d_inf_ann. La inflación sube en los primeros meses tras el shock contractivo. La banda inferior del intervalo de confianza permanece por encima del cero durante los meses uno a tres, lo que indica que esa respuesta positiva es estadísticamente significativa. El price puzzle está presente en la muestra completa.

La relevancia de este resultado va más allá de lo puramente técnico. Si un analista o un banco central utilizara este modelo para evaluar la eficacia de su política, concluiría que subir los tipos genera inflación, al menos en el corto plazo, conclusión que resulta difícilmente conciliable con la teoría estándar de la transmisión monetaria, que predice exactamente lo contrario. El riesgo práctico que se deriva de ello parece doble. Por un lado, el modelo podría llevar a subestimar el coste desinflationario del endurecimiento y a retrasar decisiones que serían necesarias. Por otro, podría leerse como evidencia de que la política monetaria convencional es ineficaz para controlar la inflación,

conclusión que, como se verá en el análisis por subperiodos, los propios datos no sostienen cuando se examina el período con mayor cuidado.

La respuesta del output gap es muy próxima a cero en toda la muestra y las bandas engloban al cero en prácticamente todos los horizontes. Esto puede interpretarse como un reflejo de la heterogeneidad de regímenes que conviven en los 535 meses de la muestra. Episodios de contracción real intensa, como la recesión de 1981-1982 o la crisis de 2008, coexisten con períodos de expansión sostenida y con años de política no convencional donde el instrumento convencional operó en el límite inferior, y esa diversidad tiende a cancelar el canal real cuando se estima sobre la muestra completa. Lo que este resultado parece señalar no es que la política monetaria carezca de efectos reales, sino que esos efectos son demasiado heterogéneos entre regímenes como para que un único modelo con parámetros constantes los capture de forma agregada. Esa es, precisamente, una de las motivaciones más directas para la estrategia de desagregación por subperiodos que se desarrolla más adelante.

Cuadro 3: FEVD del VAR A en muestra completa (período 24).

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.8172410	0.021392089	0.161366932
d_inf_ann	0.11155003	0.8589465	0.0295034605
outputgap	0.013871000	0.015463026	0.9706660

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

La descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD), recogida en el Cuadro 3, cuantifica la contribución de cada shock a la variabilidad futura de las variables. A horizonte de veinticuatro meses, el shock en fedfunds explica el 11,2% de la varianza de d_inf_ann, frente al 85,9% atribuible a los propios shocks de inflación. Para el output gap, la fracción explicada por fedfunds es del 1,4%.

Estos porcentajes merecen una lectura pausada. Aproximadamente una de cada nueve unidades de incertidumbre sobre dónde estará la inflación dentro de dos años parece atribuible a las decisiones no anticipadas de política monetaria, lo que, en un contexto

donde la inflación media de la muestra se sitúa en torno al 3,5%, representa una capacidad de influencia que no es desdeñable aunque esté lejos de ser dominante. Que los shocks propios de la inflación expliquen casi el 86% restante resulta coherente con la idea de que la inflación presenta una dinámica inercial muy marcada, alimentada por expectativas, contratos y convenciones de formación de precios, que la política monetaria puede modular pero difícilmente controlar de forma directa e inmediata.

El 1,4% para el output gap refuerza lo ya comentado a propósito de las IRF. La transmisión al canal real queda opacada en la muestra completa por la heterogeneidad de regímenes, y esa fracción tan baja no implica que los tipos de interés no afecten a la actividad, sino que su efecto promedio a lo largo de cinco décadas de regímenes muy distintos resulta difícil de identificar con un modelo de parámetros constantes.

5.3. Resultados con inclusión del índice energético

El modelo ampliado, denominado VAR B, véase los cuadros A.6 y A.7 del anexo, incorpora el índice energético agregado como cuarta variable, situado en primer lugar en el orden de Cholesky. Este supuesto implica que los precios energéticos internacionales no responden contemporáneamente al instrumento de política monetaria doméstica, lo que resulta razonablemente defendible dado el carácter global de esos mercados, mientras que fedfunds, ordenado en último lugar, puede reaccionar de forma contemporánea a toda la información del sistema. La especificación mantiene seis retardos y constante sobre la misma muestra de 535 observaciones.

El R^2 ajustado de la ecuación de inflación mejora modestamente respecto al VAR A, de 0,211 a 0,2476, lo que sugiere que la energía aporta algo de poder explicativo a la dinámica de precios sin transformar radicalmente el ajuste. Antes de pasar a las IRF conviene detenerse en un dato que merece atención. La correlación contemporánea entre los residuos de `energy_index` y `d_inf_ann` es de 0,2405, y esta correlación no refleja un problema del modelo sino más bien una confirmación de que la motivación para incluir la energía era adecuada. Los precios energéticos y la inflación comparten varianza contemporánea, en parte porque la energía es un componente directo del IPC, y al situar `energy_index` antes que `d_inf_ann` en el orden de Cholesky esa varianza queda atribuida al shock energético en lugar de contaminar la identificación del shock monetario.

Los diagnósticos del VAR B son similares a los del modelo base, con la raíz máxima en 0,982 y el mismo patrón de Ljung-Box por ecuación. `Energy_index` y `d_inf_ann` no

muestran autocorrelación residual significativa ($p = 0,853$ y $p = 0,9764$ respectivamente), mientras que outputgap y fedfunds presentan los mismos problemas que en el VAR A.

La comparación entre las IRF del VAR A y del VAR B en la muestra completa constituye el primer contraste directo de la hipótesis central del trabajo. El resultado es claro, aunque con matices que vale la pena explicitar.

Al incorporar el bloque energético, la respuesta de d_inf_ann al shock monetario se modifica. La banda inferior cruza el cero antes que en el modelo base y la respuesta positiva pierde significatividad estadística en un horizonte más corto. El price puzzle se atenúa. No desaparece, sin embargo, de forma completa en la muestra larga, y ese detalle es en sí mismo un resultado que conviene no pasar por alto.

La hipótesis de Sims (1992) planteaba que el price puzzle desaparece al incluir precios de materias primas como indicador de información adelantada. Los resultados aquí obtenidos sugieren que esa hipótesis se cumple solo parcialmente sobre esta muestra. La energía mejora la identificación porque absorbe parte del movimiento de inflación que el modelo base atribuía erróneamente al shock monetario, pero una vez controlada la energía sigue quedando una fracción positiva de la respuesta de precios que el modelo no puede explicar únicamente por esa vía. Podría interpretarse, entonces, que el origen del price puzzle en la muestra larga es más profundo e implica también la omisión de otras variables, quizás las expectativas de inflación o las condiciones financieras, ante las que la autoridad monetaria reaccionaba de forma sistemática, generando una correlación entre el instrumento y la inflación futura que el VAR, sin esa información, no puede separar adecuadamente del componente exógeno del shock. Esta es en esencia la argumentación de Castelnuovo y Surico (2010), y los resultados de la muestra completa parecen coherentes con ella, aunque no suficientes por sí solos para confirmarla.

Cuadro 4: FEVD del VAR B en muestra completa (período 24).

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.9626789	0.016712803	0.018270345	0.0023379555

d_inf_ann	0.12940909	0.7482729	0.03007211	0.09224593
outputgap	0.009290756	0.010728618	0.9703152	0.009665441
fedfunds	0.015307996	0.001874038	0.215299120	0.7675188

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

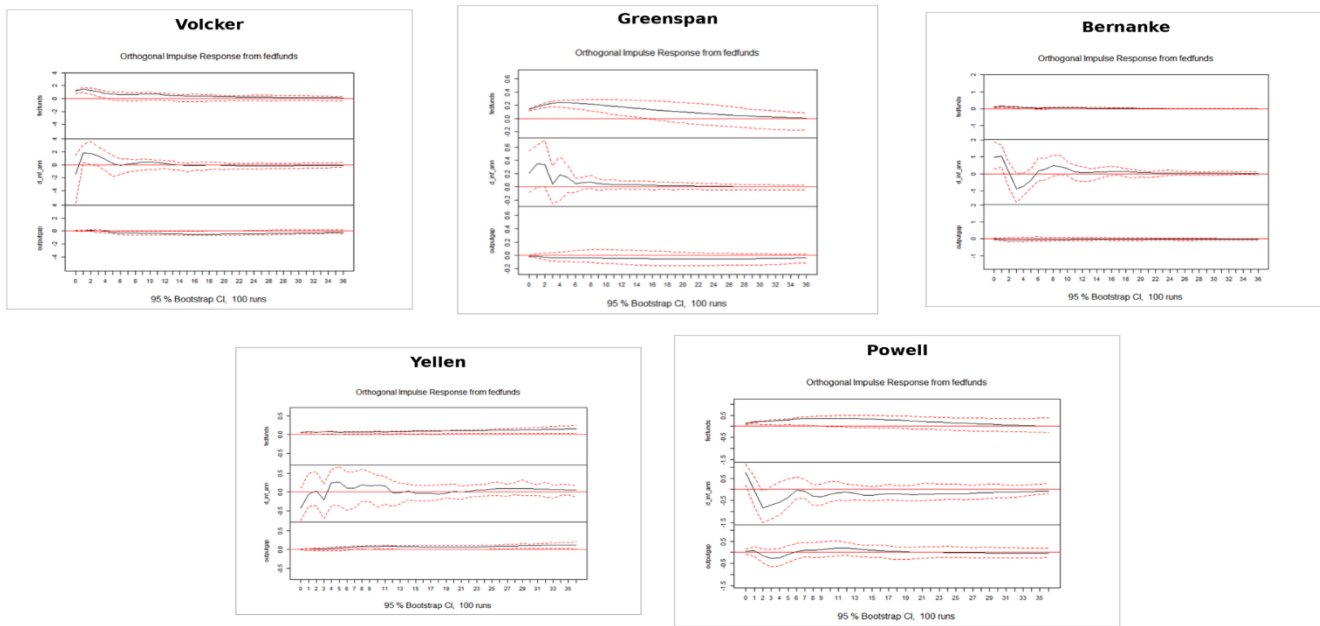
En cuanto a la FEVD, la inclusión del bloque energético reduce la fracción de varianza de d_inf_ann explicada por fedfunds del 11,2% al 9,2% a horizonte veinticuatro, mientras que la energía explica el 12,9% de la varianza de inflación, superando al instrumento monetario como fuente de varianza exógena. Este dato merece una reflexión que va algo más allá de la aritmética de la descomposición.

Si la política monetaria explica menos varianza de la inflación que los precios energéticos, podría interpretarse que en períodos donde los shocks de oferta energética son intensos, como los años setenta u ochenta o el episodio postpandémico, la capacidad del banco central para controlar la inflación de forma directa e inmediata es más limitada de lo que el relato convencional tiende a reconocer. La política monetaria puede anclar expectativas y moderar el proceso inflacionario a medio plazo. Compensar un shock energético de primera magnitud en el corto plazo sin incurrir en costes reales muy elevados es, en cambio, algo que los propios datos parecen cuestionar.

5.4. Comparación por subperiodos

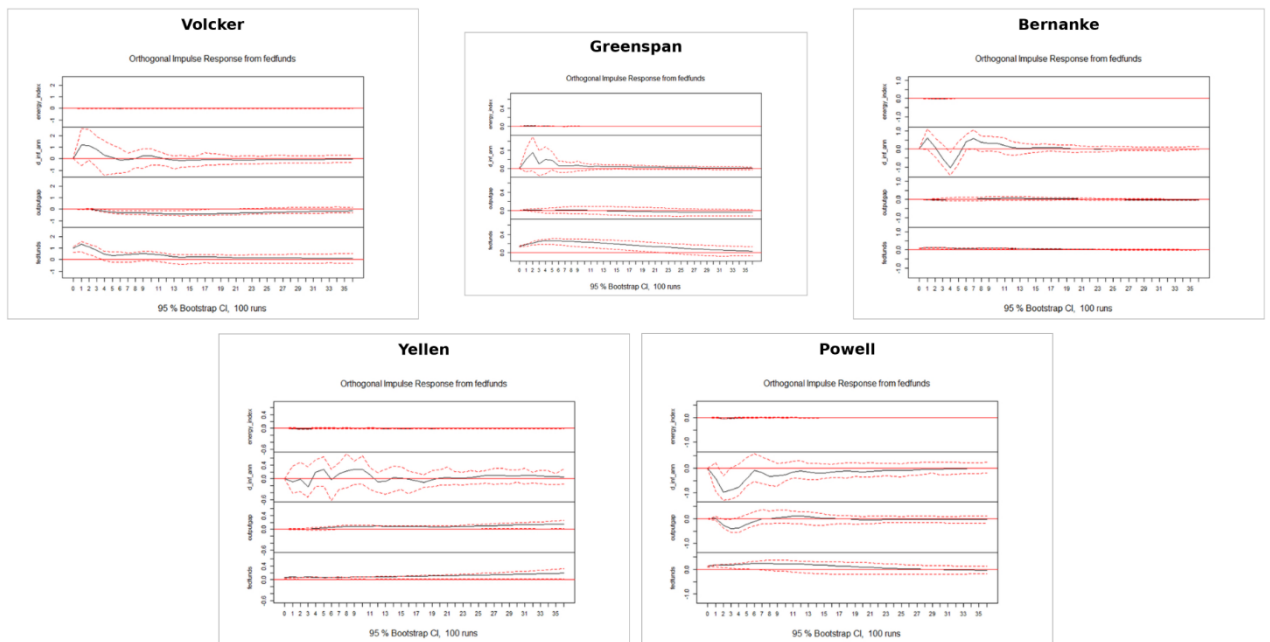
El análisis por subperiodos es el ejercicio empírico central del trabajo. La partición por presidencias de la Reserva Federal no responde únicamente a una convención expositiva, sino a la hipótesis de que los cambios en el régimen de política, en la intensidad de la reacción a la inflación, en el marco institucional y en el conjunto informativo que la autoridad utiliza, condicionan la identificación del shock monetario y, por tanto, la presencia o ausencia del price puzzle. Si esa hipótesis es correcta, la anomalía no debería aparecer con la misma intensidad en todos los subperiodos. Los modelos se estiman con seis retardos sobre las submuestras correspondientes a cada presidencia, en línea con el criterio HQ. Los diagnósticos completos por subperiodo se recogen en el Anexo.

Imagen 2: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* por presidencias de la Reserva Federal en el VAR A



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen 3: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* por presidencias de la Reserva Federal en el VAR B.



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Volcker (1979-1987):

El subperiodo de Volcker comprende 92 observaciones. La especificación es estadísticamente limpia, véase el cuadro A.12 del anexo. La raíz máxima es 0,9555 y el Ljung-Box por ecuación no detecta autocorrelación residual significativa en ninguna de las ecuaciones. La magnitud del shock identificado es la más alta de todos los subperiodos, con un RSE de 1,137 en la ecuación de fedfunds, más del doble que en la muestra completa (0,489). Este dato dice algo fundamental sobre el período. La varianza del componente no anticipado de la política monetaria fue excepcional, lo que significa que el modelo dispone de mucha señal para identificar el shock y separarlo del resto de perturbaciones que afectaban a la economía.

Más allá de esta excepcional volatilidad capturada por el instrumento, el ajuste de las ecuaciones revela una dinámica particular. El R^2 ajustado de la inflación apenas alcanza el 0,0646 en el modelo base, lo que indica que, a pesar de la agresividad monetaria, el modelo solo es capaz de explicar una fracción muy pequeña de la variabilidad total de los precios, sugiriendo que la inflación de los años ochenta contenía un fuerte componente inercial ajeno a las variables endógenas del sistema.

El resultado más destacable del panel de Volcker es la ausencia del price puzzle. La respuesta de d_inf_ann no es positiva ni estadísticamente significativa en ningún horizonte, y lejos de subir tras el shock contractivo, la inflación muestra una respuesta negativa o neutral en los primeros períodos, convergiendo hacia cero sin cruzar al territorio positivo de forma sostenida. En el VAR B este resultado se mantiene con igual robustez.

Desde el punto de vista de la hipótesis informacional de Castelnuovo y Surico, el resultado es el esperado. El banco central operaba bajo un régimen de política activa y explícita, con el objetivo de reducir la inflación a cualquier coste, tipos que superaron el 20% y una regla de política implícita que respondía con una intensidad sin precedentes a las desviaciones de la inflación. En ese contexto, el riesgo de que el VAR confunda la reacción endógena de la Fed ante señales no observadas con el shock exógeno es considerablemente menor, porque esa reacción endógena era tan predecible que los retardos del sistema podían captarla sin necesidad de variables adicionales. La señal del shock genuinamente exógeno era grande y el ruido relativamente pequeño.

La respuesta del output gap en el VAR B es negativa en el horizonte medio-largo, aunque con bandas amplias que engloban el cero. Tal y como se observa en el cuadro

A.14 del anexo. La FEVD asigna a fedfunds el 64,7% de la varianza del output gap a horizonte veinticuatro, con diferencia la fracción más alta de todos los subperiodos. Este resultado cuantifica algo que la historia ya documentó pero que los modelos empíricos a veces difuminan. La política monetaria de Volcker tuvo un efecto real masivo. La recesión de 1981-1982 fue la más profunda del período de posguerra hasta ese momento, con una tasa de desempleo que superó el 10%, y el modelo captura ese coste. Lo que también captura, de forma implícita, es que ese coste fue la condición necesaria para que la desinflación fuera creíble. La economía necesitaba una señal de que la Fed estaba dispuesta a inducir una recesión para quebrar las expectativas de inflación arraigadas desde la década de los setenta, y la contracción del output gap es precisamente esa señal.

El período Volcker marca, desde una perspectiva más amplia, el fin de la Gran Inflación que había caracterizado la economía estadounidense desde mediados de los años sesenta. Aquella inflación no fue simplemente el resultado de los shocks del petróleo de 1973 y 1979, sino el producto de una política monetaria que durante años había acomodado las presiones de costes en lugar de contrarrestarlas, generando un proceso de desanclaje de expectativas que se retroalimentaba. La ausencia del price puzzle en el VAR de este período no es solo un resultado estadístico favorable. Es, en cierta medida, la huella econométrica de que cuando la política es activa, creíble y de suficiente magnitud, la transmisión al canal de precios opera en la dirección que predice la teoría.

Greenspan (1987-2006):

El subperíodo de Greenspan es el más largo de la muestra, con 216 observaciones, y produce los resultados quizás más relevantes para la hipótesis del trabajo. La especificación es estadísticamente aceptable, véase los cuadros A.16 y A.17 del anexo. La raíz máxima es 0,948 y el Ljung-Box por ecuación no detecta autocorrelación residual significativa en las ecuaciones de inflación ni de fedfunds. El test de Portmanteau ajustado da $p = 0,0183$, señalando cierta dinámica residual que el modelo no captura completamente, aunque sin que ello invalide la lectura cualitativa de las IRF.

La evaluación del ajuste corrobora plenamente la naturaleza de la Gran Moderación. El RSE del instrumento monetario cae drásticamente a 0,1365, reflejando una política de ajustes finos sin grandes perturbaciones no anticipadas. Asimismo, el modelo base explica únicamente un 15% de la varianza de la inflación (R^2 ajustado de 0,1503). Esta baja proporción de varianza explicada refuerza la idea de que la Fed operaba de forma

anticipatoria sobre una inflación impulsada por dinámicas que el modelo de tres variables no logra observar.

En el VAR A, la respuesta de d_inf_ann es positiva y estadísticamente significativa durante varios períodos. La banda inferior del intervalo de confianza permanece por encima del cero aproximadamente hasta el cuarto o quinto mes, y la respuesta media alcanza su máximo en torno al segundo período antes de caer y converger hacia cero. El price puzzle aparece aquí con mayor claridad estadística que en cualquier otro subperíodo. Al mismo tiempo, la respuesta del output gap es negativa y significativa en el horizonte corto, con ambas bandas por debajo del cero. El modelo detecta la contracción real pero no la desinflación. Ese patrón combinado, actividad que cae y precios que suben, es la firma clásica de la anomalía.

En el VAR B, la respuesta positiva de la inflación se atenúa apreciablemente. La banda inferior cruza el cero antes y la significatividad del price puzzle se reduce, aunque no desaparece del todo. Su perfil temporal es más corto y su magnitud menor, lo que constituye el resultado más directo en apoyo de la hipótesis informacional aplicada al canal energético. Que la anomalía no desaparezca por completo indica, como se argumentó en el apartado anterior, que la raíz del problema quizás es más amplia.

La FEVD del subperíodo Greenspan visualizable en el cuadro A.18 del anexo, muestra que a horizonte veinticuatro meses fedfunds explica solo el 4,9% de la varianza de d_inf_ann en el VAR A, la fracción más baja de todos los subperíodos con potencia estadística suficiente. Cuando el shock monetario que el modelo identifica está contaminado por reacciones endógenas no observadas, su poder explicativo sobre la inflación queda artificialmente reducido. El modelo no está midiendo bien el efecto de la política porque no está midiendo bien el shock. El 4,9% no refleja que la política de Greenspan fuera irrelevante para la inflación, sino que el VAR base no puede identificar correctamente esa relación en ese período.

La explicación de por qué el price puzzle es más pronunciado aquí que en ningún otro subperíodo requiere atender a las características específicas de la Gran Moderación. La estabilidad macroeconómica del período 1987-2006 no fue el resultado de una política monetaria pasiva, sino de una estrategia de ajuste gradual y comunicación anticipatoria muy distinta a la de Volcker. El concepto de ajuste fino del instrumento para estabilizar el ciclo sin provocar recesiones bruscas se convirtió en el paradigma operativo del período, y esa estrategia tenía, desde el punto de vista de la identificación econométrica, una consecuencia problemática. Un banco central que ajusta los tipos de forma gradual

y anticipatoria en respuesta a señales de inflación que el econometrista no observa genera residuos del VAR que contienen tanto el componente exógeno del shock como la reacción sistemática ante esa información no modelizada. En términos estadísticos, el shock que el VAR identifica no es completamente exógeno, y de ahí que la respuesta de la inflación resulte anómala.

A esto se añade el contexto energético del período. Los precios del petróleo experimentaron fluctuaciones notables entre 1987 y 2006, con la guerra del Golfo en 1990-1991, el colapso de precios de 1998-1999 y la subida sostenida de 2002-2006 asociada al auge de la demanda china, y esas fluctuaciones generaron presiones de costes sobre la inflación con independencia de la política monetaria. Si el banco central reaccionaba a esas presiones subiendo los tipos y el VAR no incluye la variable energética, el modelo tenderá a interpretar parte de esa reacción endógena como si fuera un shock exógeno, atribuyendo al instrumento la varianza de inflación que en realidad tiene origen en la oferta. El resultado en las IRF es una respuesta de precios que parece subir tras la subida de tipos, cuando en realidad tipos y precios suben conjuntamente porque ambos están reaccionando a un tercer factor no observado. La incorporación del índice energético en el VAR B interrumpe parcialmente ese mecanismo.

El subperíodo Greenspan ilustra con bastante claridad el argumento central del trabajo. El price puzzle no parece ser una propiedad estructural de la economía estadounidense sino una consecuencia de estimar modelos que omiten información relevante en períodos donde la política reacciona de forma sistemática y anticipatoria a esa información. La Gran Moderación fue, paradójicamente, el período de política monetaria más sofisticada de la muestra y, quizás por eso, el período donde la estrategia de identificación simple del VAR reducido funciona peor.

Bernanke (2006-2014):

El subperíodo de Bernanke (cuadros A.20 y A.21 del anexo) abarca 91 observaciones e incluye la crisis financiera global de 2007-2008, lo que lo convierte en el más difícil de interpretar de toda la muestra. La raíz máxima es 0,930 y el sistema es estable. Los tests de normalidad rechazan con contundencia la hipótesis nula, resultado esperable dado que la muestra incluye los meses de mayor turbulencia financiera del período de posguerra.

Un rasgo estadístico que subraya la singularidad de este periodo es el drástico salto en la capacidad explicativa del modelo sobre los precios. El R^2 ajustado de la ecuación de inflación asciende notablemente hasta el 0,4416 en el VAR A y roza el 0,4904 en el VAR B. Esto implica que, durante la Gran Recesión, las macrodinámicas extremas capturadas por el output gap y la energía pasaron a dominar el comportamiento de los precios, reduciendo a la mitad la porción de varianza inexplicada respecto a la época de Greenspan.

En la gráfica de impulso del VAR A, la respuesta de d_inf_ann no sigue el patrón limpio de ninguno de los subperiodos anteriores. La inflación cae de forma significativa en los primeros periodos, con la banda superior cruzando el cero relativamente pronto, pero la respuesta media se recupera hacia valores cercanos a cero o ligeramente positivos en horizontes medios. El price puzzle no aparece con la claridad del período Greenspan, pero tampoco puede afirmarse que la transmisión al canal de precios sea limpia. La ambigüedad en el horizonte medio es el rasgo que mejor define este panel. La respuesta del output gap, por el contrario, es negativa y estadísticamente significativa, con ambas bandas por debajo del cero durante una fracción relevante del horizonte.

La FEVD asigna a fedfunds el 19,8% de la varianza de d_inf_ann a horizonte veinticuatro véase el cuadro A.22 del anexo, una fracción algo mayor que en Greenspan y coherente con el hecho de que en la fase previa a la crisis, entre 2006 y 2008, el instrumento se movió de forma activa y con varianza apreciable.

La ambigüedad de este subperiodo apunta a los límites estructurales de los modelos de baja dimensión. La llegada al límite inferior efectivo de los tipos en diciembre de 2008 implica que fedfunds dejó de ser el instrumento principal de política durante la mayor parte del subperiodo. La transmisión monetaria discurrió fundamentalmente a través de comunicación prospectiva, compras de activos a gran escala y programas de liquidez de emergencia, canales cuya eficacia no queda representada en la varianza del fedfunds y que el VAR no puede capturar con su especificación estándar. El modelo intenta, en definitiva, identificar el efecto de la política monetaria a través de un instrumento que en gran parte del subperiodo estaba anclado en cero y que, cuando se movió, lo hizo en respuesta a una crisis sistémica de naturaleza muy distinta a los ciclos normales de política.

Esto tiene una implicación que va más allá del resultado estadístico. Si la crisis financiera de 2008 mostró que el tipo de interés de corto plazo es un instrumento insuficiente cuando los canales de transmisión convencionales dejan de funcionar,

entonces el price puzzle parcial que aparece en los horizontes medios de este subperiodo no es el resultado de omitir una variable en el VAR sino de intentar modelizar con herramientas convencionales un episodio estructuralmente diferente. Gertler y Karadi (2015) documentan que en el período post-crisis la transmisión operó principalmente a través de primas de riesgo y diferenciales de crédito, variables que este VAR no contiene. La ambigüedad del panel de Bernanke puede entenderse, en ese sentido, como el reflejo estadístico de una crisis que puso a prueba y desbordó los marcos teóricos y empíricos disponibles.

Yellen (2014-2018):

El subperiodo de Yellen es el más breve de la muestra, con solo 43 observaciones, y sus resultados deben interpretarse con la cautela que impone ese tamaño muestral. La raíz máxima del polinomio es 1,027, véase el cuadro A.24 del anexo, lo que sitúa al modelo en una zona de inestabilidad técnica. La imposición de una estructura de 6 retardos en una muestra tan reducida genera un problema crítico de sobreparametrización, donde el número de coeficientes a estimar consume excesivos grados de libertad, forzando la aparición de raíces fuera del círculo unitario. Los resultados de este subperiodo se reportan por completitud y coherencia del análisis comparativo, pero no deben usarse para extraer conclusiones sobre el price puzzle.

Las bandas de confianza son excesivamente amplias y la respuesta media de inflación y output gap oscila en torno a cero sin patrón claro. No resulta posible afirmar ni la presencia ni la ausencia del price puzzle con la información disponible.

La inconclusividad estadística de este panel tiene, sin embargo, un valor interpretativo que conviene no ignorar. El período Yellen coincide con el inicio de la normalización gradual de tipos tras los años de política no convencional, con ajustes de veinticinco puntos básicos muy espaciados y una comunicación extremadamente anticipatoria. En ese entorno, la varianza del componente no anticipado de fedfunds era muy pequeña.

El diagnóstico de este periodo se complementa y explica al observar la varianza del instrumento. El RSE de la ecuación de fedfunds marca un mínimo absoluto de 0,0599. Esta práctica inexistencia de errores estándar confirma empíricamente el impacto del forward guidance. El anuncio milimétrico de la política suprimió por completo los shocks no anticipados, dejando al estimador sin la volatilidad ortogonal necesaria para que la identificación econométrica funcione.

El primer alza de tipos desde 2006, producida en diciembre de 2015, fue anunciada con meses de antelación y había sido descontada completamente por los mercados, de modo que la innovación no anticipada era prácticamente nula. La estrategia de comunicación de la Fed, diseñada para reducir la incertidumbre de los mercados, tiene así el efecto colateral de reducir la señal disponible para identificar los efectos de la política en los modelos VAR. Cuanto más predecible es la política, menos información generan sus movimientos para los econométricos que intentan medir sus efectos.

A ello se añade que la inflación se mantuvo sistemáticamente por debajo del objetivo del 2% durante todo el período pese a condiciones de demanda favorables. Este fenómeno, en cierta medida simétrico al price puzzle, apunta a que la relación entre el instrumento monetario y los precios presentaba anomalías en ambas direcciones durante los años posteriores a la crisis, algo que los modelos estándar no resuelven con facilidad. Este comportamiento inestable sugiere que el mecanismo de transmisión monetaria durante el 'lift-off' de tipos no puede ser capturado mediante una especificación lineal estándar, reafirmando la necesidad de tratar este bloque como un caso de estudio de inestabilidad estructural más que como una fuente de inferencia válida.

Powell (2018-2026):

El subperíodo de Powell, con 74 observaciones, es el más heterogéneo internamente pero también el que ofrece el episodio de transmisión monetaria más intenso de la muestra desde los tiempos de Volcker. Los diagnósticos del VAR B son notablemente óptimos, véase los cuadros A.28 y A.29 del anexo. El Portmanteau da $p = 0,155$ y el Breusch-Godfrey $p = 0,998$, con la raíz máxima en 0,934. Resulta llamativo que la muestra más heterogénea de todas las que tienen potencia suficiente produzca los mejores diagnósticos, algo que puede explicarse por la dominancia de un único ciclo de política de gran magnitud y dirección clara.

La intensidad de este ciclo queda patente en las métricas de ajuste. Por un lado, el RSE del fedfunds repunta a 0,1332 en el modelo base y a 0,1379 en el ampliado, recuperando niveles de volatilidad perdidos en la década anterior. Por otro lado, la capacidad predictiva del modelo sobre la inflación alcanza su máximo de toda la muestra, con un R^2 ajustado del 0,5431 al incluir la energía (Cuadro A.48). Este alto grado de ajuste corrobora que la desinflación reciente ha estado fuertemente anclada a los fundamentales macroeconómicos y energéticos que el modelo logra capturar.

En el VAR A, la respuesta de d_inf_ann al shock monetario muestra una caída inicial fuerte y estadísticamente significativa. La banda superior cruza el cero en los primeros períodos y la respuesta media es claramente negativa en el impacto. El price puzzle no aparece. La respuesta del output gap es también negativa y significativa, con ambas bandas por debajo del cero durante una fracción relevante del horizonte, y la FEVD asigna a fedfunds el 23% de la varianza del output gap a horizonte veinticuatro, la segunda fracción más alta tras Volcker.

En el VAR B, la imagen cambia de forma sustancial. La respuesta desinflacionaria clara del VAR A se difumina. Las bandas de confianza se amplían y la respuesta media de la inflación se vuelve oscilante, sin que la caída negativa sea robustamente significativa. La FEVD del VAR B muestra que a horizonte veinticuatro el shock energético explica el 13,2% de la varianza de d_inf_ann , frente al 8,2% atribuible a fedfunds. En este subperíodo, la energía supera al instrumento monetario como fuente identificada de varianza de inflación.

Este resultado merece una lectura cuidadosa. Su implicación no es que la política monetaria de 2022-2023 fuera ineficaz, sino que el VAR de cuatro variables no puede separar con precisión el efecto del endurecimiento monetario del efecto de la normalización energética, dado que ambos operaron simultáneamente, en la misma dirección y con una intensidad comparable. La inflación de 2021-2022 tuvo componentes de oferta muy visibles, entre ellos las interrupciones en cadenas de suministro y los shocks energéticos asociados al conflicto de Ucrania, con el precio del Brent superando los 120 dólares en marzo de 2022, junto a componentes de demanda ligados a la expansión fiscal de los años pandémicos. La desinflación de 2023-2024 coincidió con la normalización de esos precios energéticos, que cayeron desde los máximos de 2022 a niveles próximos a 75-80 dólares a lo largo de 2023. Atribuir toda esa desinflación al endurecimiento monetario, como hace el VAR A, parece un exceso. Distribuir la entre ambas fuentes, como hace el VAR B, es más realista, aunque estadísticamente impreciso dada la brevedad de la muestra.

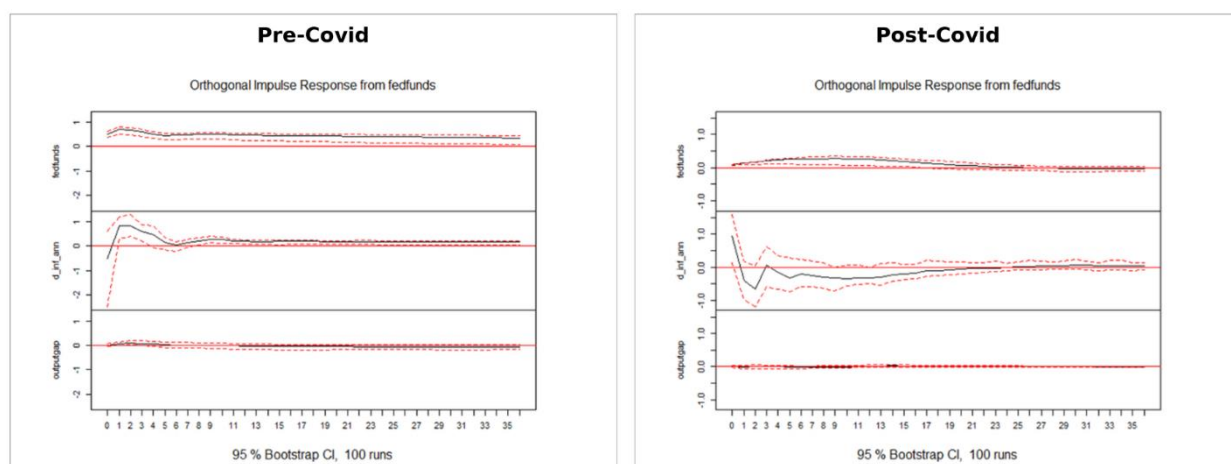
Si la desinflación de 2023-2024 fue en parte el resultado de la normalización autónoma de la oferta energética, entonces el umbral de tipos necesario para sostener esa desinflación sin esa ayuda exógena podría ser diferente al que los modelos sin bloque energético sugieren. Un banco central que evalúe la eficacia de su política con el VAR base puede concluir que los tipos funcionaron correctamente, cuando en realidad parte del trabajo lo realizó la normalización de la oferta. Esa posible sobreestimación de la

eficacia del instrumento convencional es algo que conviene tener en mente al interpretar el ciclo reciente.

5.5. Análisis de los subperiodos anterior y posterior a la crisis del COVID

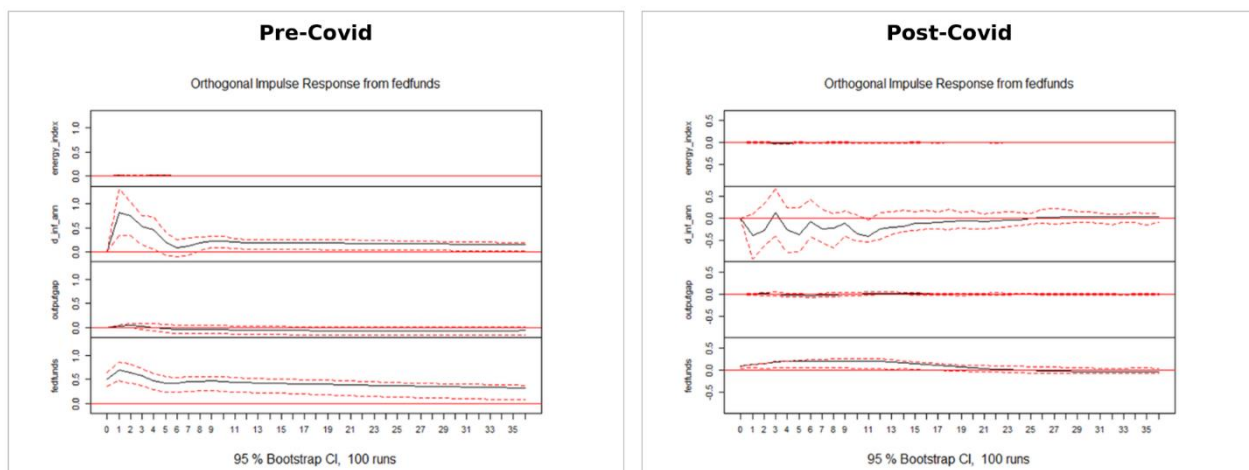
Para dotar de una mayor robustez al análisis por presidencias se ha decidido segmentar la muestra en dos etapas diferenciadas por el estallido de la pandemia. Esta partición resulta necesaria para valorar si la dinámica del ciclo pandémico, que se caracteriza por shocks de oferta y respuestas de política de una magnitud sin precedentes, ha condicionado los resultados obtenidos en la muestra de largo plazo.

Imagen 4: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el VAR A, comparación entre el periodo pre COVID y post COVID



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen 5: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el VAR B, comparación entre el periodo pre COVID y post COVID



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

El intervalo previo a la crisis sanitaria cuenta con 482 observaciones y ofrece unos resultados que guardan una coherencia estrecha con lo observado en la serie completa. Se aprecia que el fenómeno del price puzzle mantiene su significatividad estadística en los primeros meses del modelo VAR A, aunque esta anomalía tiende a suavizarse cuando se transita hacia la especificación del VAR B. En lo referente a la descomposición de la varianza a un horizonte de veinticuatro meses, los tipos de interés explican un 13,282% de la variabilidad de la inflación en el primer modelo (cuadro A.54 del anexo) y un 10,7% en el segundo (cuadro A.62 del anexo). Esta ligera pérdida de peso explicativo al incluir la energía ya sugiere que, incluso en la estabilidad de la Gran Moderación, el instrumento monetario compartía protagonismo con los costes de oferta, aunque de forma menos dramática que en la actualidad. Estos datos no resultan inesperados si se considera que esta submuestra está fuertemente influenciada por la etapa de Greenspan, cuya larga duración marca el comportamiento agregado de la serie. Lo que esta evidencia permite confirmar es que la presencia del price puzzle no constituye un error derivado de los eventos más recientes, sino que ya formaba parte de la dinámica inflacionaria antes de 2020.

Por el contrario, el periodo posterior a la pandemia, a pesar de contar con apenas 49 observaciones, proporciona el contraste más sugerente de todo el ejercicio. Se ha observado con interés que los diagnósticos estadísticos alcanzan en este punto sus niveles más óptimos de toda la investigación. En el cuadro A.57 del anexo, observamos que el test de Jarque Bera arroja un valor de 0,699 que impide rechazar la normalidad de los residuos, mientras que el test de Breusch Godfrey no encuentra evidencias de

autocorrelación con un resultado de 0,415. Esta limpieza en los diagnósticos, que paradójicamente aparece en la muestra más reducida, puede encontrar su explicación en la notable homogeneidad del periodo. Durante estos años la política monetaria ha seguido una trayectoria muy definida y con una varianza elevada, lo que parece haber facilitado la identificación estadística al no existir cambios de régimen internos.

En la especificación del VAR A para este subperiodo la inflación reacciona de forma negativa y significativa ante el shock monetario desde el primer momento. No se observa rastro del price puzzle y la importancia de la política monetaria en la varianza de la inflación se eleva hasta el 23% (cuadro A.58 del anexo), una cifra que solo encuentra parangón con la etapa de Volcker. Si se analizan estos datos de forma aislada se podría concluir que la transmisión de la política económica hacia los precios ha operado con una eficacia y celeridad notables en los últimos años.

No obstante, se ha considerado oportuno matizar esta interpretación al incorporar el bloque energético mediante el modelo VAR B. Al introducir esta variable la claridad del diagnóstico anterior se desvanece y la respuesta desinflacionaria pierde su significatividad estadística. La descomposición de la varianza en este nuevo escenario, véase el cuadro A.66 del anexo, revela que a horizonte 24, el shock energético llega a explicar el 13,1637% de la inflación, situándose por encima del 8,2935% atribuible a los tipos de interés. Se puede interpretar, por tanto, que la energía ha desplazado al instrumento monetario como el principal motor de los movimientos de precios durante esta etapa.

Este hallazgo se postula como uno de los puntos más relevantes del presente trabajo. Mientras que la narrativa institucional ha presentado frecuentemente la desinflación de los años 2023 y 2024 como un éxito del endurecimiento monetario de la Reserva Federal, los resultados del VAR B sugieren que esa visión podría estar incompleta. Parece que una parte sustancial de la caída de los precios respondió a una normalización autónoma de los costes energéticos tras los máximos alcanzados en 2022. Aunque no se pretende afirmar que los tipos de interés carecieran de importancia para anclar las expectativas, los datos sugieren que el modelo base tiende a sobreatribuir a la política monetaria una desinflación que en realidad tiene fuentes diversas. Existe el riesgo de que un regulador que evalúe su éxito sin separar estos efectos desarrolle una confianza excesiva en la potencia de su herramienta principal.

Estas conclusiones se apoyan en la disparidad de ajuste entre ambas muestras. Mientras que en el periodo Pre-COVID el RSE del instrumento era de 0,5101 , en el

Post-COVID esta métrica cae a 0,0903. A pesar de esta menor amplitud del error estándar reciente, la inclusión de la energía en el modelo Post-COVID eleva el R^2 de la inflación hasta el 0,4550. Es decir, la energía agrupa tal cantidad de información sobre los precios actuales que su inclusión resulta estadísticamente obligatoria para evitar sesgos de variable omitida en la inferencia.

5.6. Discusión de los resultados obtenidos

Tras el análisis detallado de las diferentes submuestras se pueden articular varias conclusiones que buscan responder a las preguntas de investigación iniciales.

La primera conclusión fundamental es que el price puzzle no debe entenderse como una propiedad inmutable de la economía sino como un fenómeno condicionado por el contexto histórico. Su presencia es nítida durante el mandato de Greenspan y en el periodo anterior a la pandemia, pero se diluye en aquellas etapas donde la política monetaria ha sido más activa o ha emitido señales de mayor intensidad, como sucedió con Volcker o Powell. Esta variabilidad entre periodos encaja con las predicciones de la hipótesis informacional. La anomalía parece depender del régimen vigente y de si el conjunto de información del modelo es capaz de capturar las expectativas de la autoridad monetaria.

En segundo lugar se ha comprobado que la inclusión de la energía mejora la capacidad del modelo para identificar los shocks aunque lo hace de una forma asimétrica. En periodos como el de Greenspan la variable energética ayuda a reducir la anomalía al capturar shocks de costes omitidos, mientras que en la etapa de Powell la energía emerge como la fuerza dominante por encima de la política monetaria. Sin embargo, en el caso de Volcker la incorporación de este bloque no altera el diagnóstico de forma sustancial. Esta disparidad sugiere que la utilidad de ampliar la información del modelo depende críticamente de la relevancia relativa que hayan tenido los shocks de oferta en cada momento histórico.

Otro aspecto reseñable es la asimetría observada entre el canal real y el canal de precios. Se ha detectado que la respuesta del output gap es negativa y consistente en prácticamente todos los escenarios con suficiente potencia estadística. Esto podría indicar que la transmisión hacia la actividad económica real, que opera a través del crédito y la inversión, es más resistente a los errores de identificación. Por el contrario, la transmisión hacia los precios se muestra mucho más sensible a la presencia de

perturbaciones externas no controladas que pueden terminar contaminando la señal del modelo.

Finalmente los resultados obtenidos invitan a una reflexión necesaria sobre las limitaciones de los modelos econométricos de dimensiones reducidas. El hecho de que añadir una única variable como la energía sea capaz de transformar por completo el diagnóstico en ciertos periodos demuestra que la frontera entre una interpretación correcta y una anómala es muy estrecha. Esta constatación no resta valor a los modelos VAR como instrumentos de análisis pero sí obliga a interpretar sus resultados con una cautela especial, siempre en contraste con el contexto institucional y la evidencia histórica que rodea a cada cifra.

6. Conclusiones

6.1. Grado de cumplimiento de los objetivos e hipótesis de investigación

Esta investigación se planteó con el propósito de discernir si el fenómeno conocido como price puzzle constituye una anomalía estructural e inherente a la transmisión monetaria en los Estados Unidos o si por el contrario se trata de un evento contingente vinculado a regímenes de política específicos y a las limitaciones informativas de los modelos empleados. Tras el análisis realizado se puede ofrecer una respuesta razonablemente sólida aunque siempre condicionada por la complejidad propia de las series temporales macroeconómicas.

La premisa central del trabajo se apoyaba en las tesis de Castelnuovo y Surico para sugerir que esta anomalía no es una propiedad estable de la economía sino un error de identificación que surge cuando el modelo ignora información relevante que la autoridad monetaria sí considera en sus decisiones. Los resultados obtenidos parecen validar esta visión puesto que el price puzzle se manifiesta con claridad estadística durante el mandato de Greenspan y en la muestra agregada mientras que tiende a desvanecerse en etapas marcadas por una política más activa como las de Volcker o Powell. Además, se ha observado que la incorporación del bloque energético altera el diagnóstico en aquellos periodos donde los shocks de oferta tuvieron un mayor peso relativo por lo que no parece razonable defender que la anomalía tenga un carácter estructural.

Respecto a la hipótesis sobre el papel de la energía como factor de contaminación en la identificación los datos aportan un respaldo empírico considerable, aunque con matices asimétricos. Se ha comprobado que incluir el índice energético suaviza el price puzzle en los años de Greenspan, aunque no llega a eliminarlo por completo lo cual

sugiere que la energía es un factor crítico, pero no el único responsable de la anomalía. Resulta especialmente revelador el comportamiento detectado en el subperiodo posterior a la pandemia donde la energía se sitúa como la fuente principal de varianza de la inflación por encima incluso de los tipos de interés. Este hallazgo no se había previsto con tal nitidez en el diseño inicial y se considera una de las aportaciones más significativas de este estudio.

En relación al objetivo de documentar cómo varía la transmisión monetaria según el contexto histórico el análisis por presidencias ha cumplido con su propósito de forma satisfactoria. Se ha evidenciado que la reacción de los precios ante un impulso monetario cambia profundamente entre un régimen y otro mientras que el canal real reflejado en el output gap muestra una estabilidad mucho mayor a través de las distintas etapas analizadas. Esta diferencia entre el comportamiento nominal y el real es uno de los resultados más consistentes de la investigación y posee implicaciones directas para la forma en que se deben evaluar y diseñar las estrategias de política económica actuales.

6.2. Síntesis de los hallazgos fundamentales

Las evidencias alcanzadas en este trabajo pueden vertebrarse en torno a cuatro ejes principales que refuerzan la coherencia del discurso general.

En primer lugar, se concluye que el price puzzle es un fenómeno históricamente dependiente. Es llamativo observar cómo una misma metodología aplicada a un conjunto de datos idéntico genera diagnósticos tan dispares según el intervalo temporal que se analice. Mientras que la anomalía está ausente en las etapas de Volcker y Powell aparece de forma nítida en los años de Greenspan y se muestra incierta en los mandatos de Bernanke o Yellen. Esta discrepancia no se puede atribuir a la técnica estadística empleada puesto que se ha mantenido constante y por tanto debe buscarse la explicación en las particularidades del entorno macroeconómico y en el régimen de política de cada época.

Como segunda idea fundamental se sostiene que la eficacia de la identificación del shock monetario está supeditada al régimen vigente. Aquellos subperiodos caracterizados por una política más agresiva y una mayor varianza en los instrumentos parecen facilitar una lectura más limpia de los datos. Por el contrario, en etapas de política muy gradual o predecible resulta sumamente complejo desvincular el componente exógeno del instrumento de su respuesta natural ante información que el investigador no puede observar directamente.

El tercer hallazgo subraya que la energía desempeña un papel determinante pero desigual. Si bien su inclusión en el sistema mejora la identificación en momentos de alta volatilidad en los precios de las materias primas no se puede considerar una solución definitiva o universal para el price puzzle. Representa un avance necesario hacia modelos con mayor carga informativa pero no basta por sí solo para resolver el problema de fondo. Los resultados del periodo reciente sirven para recordar la importancia de distinguir entre las distintas fuentes de inflación antes de emitir juicios sobre el éxito de una intervención monetaria concreta.

Finalmente se ha constatado que el canal real de la economía posee una robustez superior al canal de precios. La actividad económica reacciona de forma negativa y bastante predecible ante un endurecimiento monetario en casi todos los regímenes mientras que la respuesta de los precios se muestra extremadamente sensible a la configuración del modelo y al contexto histórico. Esto sugiere que los efectos reales de la política sobre el ciclo y el empleo son más estables y menos dependientes de la especificación técnica que sus efectos sobre la inflación.

6.3. Limitaciones

Es necesario reconocer que este trabajo presenta limitaciones importantes, empezando por la dimensionalidad del modelo. Un VAR de tres o cuatro variables no captura toda la información de la autoridad monetaria, y la omisión de expectativas de inflación, como los *breakevens* del mercado de TIPS o las encuestas del *Conference Board*, es la carencia más relevante para la hipótesis informacional.

A esto se suma que el supuesto de parámetros constantes dentro de cada subperiodo es una simplificación que puede ignorar giros estratégicos, siendo el cambio de Powell entre 2021 y 2022 el ejemplo más claro que un VAR fijo no recoge adecuadamente. Del mismo modo, el índice energético agregado no distingue entre shocks de oferta, de demanda global o de demanda específica de petróleo, cuya diferenciación según Kilian (2009) tiene implicaciones distintas. Por último, los subperiodos más cortos presentan restricciones estadísticas inherentes, siendo el caso de Yellen el más extremo con una raíz estimada superior a uno, un claro síntoma de sobreparametrización. Al imponer 6 retardos a una muestra de solo 43 observaciones, el modelo agota los grados de libertad y degrada la estabilidad numérica del sistema. Por ello, los resultados de ese periodo

deben tratarse como una exploración de la inestabilidad del modelo en entornos de baja volatilidad y no como evidencia empírica concluyente sobre la transmisión.

Por último, la identificación mediante el esquema de Cholesky (recursividad) asume una jerarquía en la transmisión que podría no ser instantánea en la realidad. Aunque el orden elegido se basa en la literatura estándar y la lógica económica, la sensibilidad de los resultados a cambios menores en este ordenamiento sugiere que el *price puzzle* es, en última instancia, un problema de identificación que la econometría de dimensiones reducidas aún no ha resuelto de forma definitiva.

6.4. Futuras líneas de investigación

Los resultados apuntan a vías de desarrollo que representan extensiones naturales bien motivadas. La más inmediata sería la estimación de un VAR con parámetros variantes en el tiempo para capturar la evolución continua de la transmisión sin rupturas discretas en las fechas de cambio de presidencia.

Una segunda extensión sería incorporar medidas de expectativas de inflación como variables endógenas, utilizando los *breakevens* de TIPS disponibles desde finales de los noventa para contrastar si el *price puzzle* persiste al controlar por las expectativas del mercado. Una tercera vía sería aplicar la descomposición de Kilian (2009) para separar los shocks de oferta y demanda dentro del bloque energético. Finalmente, extender el análisis a otros países de la OCDE con marcos de política distintos permitiría contrastar si estos patrones son universales o específicos del contexto institucional de la Reserva Federal.

6.5. Valoraciones personales

El *price puzzle* ha acompañado este trabajo desde el primer modelo estimado, y su persistencia ha generado una reflexión que, con el tiempo, ha ido más allá de las decisiones técnicas de especificación. No se trata de una anomalía que desaparezca al corregir las omisiones más evidentes, y esa resistencia parece sugerir algo que conviene al menos plantear. La relación entre la autoridad monetaria y la inflación que pretende gobernar podría ser bastante más contingente, más dependiente de condiciones que el propio banco central no genera ni controla, de lo que el marco analítico convencional tiende a reconocer.

La idea que más ha pesado a lo largo de la investigación es la siguiente. Para que un shock monetario quede bien identificado, el modelo del econométrico debe aproximar razonablemente bien el conjunto informativo que la autoridad utiliza en el momento de

decidir. Pero esa exigencia, trasladada al plano de la política real, tiene una implicación que va más allá de la técnica. Supone que el banco central sí dispone de esa información de forma suficientemente completa y oportuna como para actuar sobre ella de manera eficaz. Los resultados de este trabajo invitan a matizar esa suposición. La sensibilidad del diagnóstico ante decisiones de especificación aparentemente menores, como la inclusión o exclusión de un índice energético, sugiere que la información relevante para entender la dinámica inflacionaria no está concentrada en ningún conjunto de variables observable, sino dispersa en señales de costes, contratos, decisiones de formación de precios y expectativas que se articulan de forma descentralizada y que ningún modelo de dimensiones reducidas captura bien. En ese sentido, el price puzzle puede leerse como el reflejo estadístico de un problema más general. La información que determina la inflación no está disponible en el momento y la forma que harían falta para que la intervención produjera exactamente los efectos que se le atribuyen.

A esto se añade una dimensión que el análisis por subperiodos pone de relieve con cierta claridad. La eficacia relativa del instrumento no parece ser una propiedad estable de la economía, sino algo que cambia con el régimen, con la credibilidad acumulada, con la estructura de la oferta y con condiciones que la autoridad monetaria no controla. El resultado del período Volcker, donde el canal de precios opera en la dirección que predice la teoría, no se debe únicamente a la habilidad técnica de la intervención. Se debe también, y quizás principalmente, a un contexto donde la magnitud de la señal era tan inequívoca que los agentes no pudieron ignorarla. La política funcionó, pero lo hizo en parte porque las circunstancias lo permitieron, y reconocer esa contingencia parece más honesto que atribuir el resultado únicamente a la decisión de política en sí. Cuando las condiciones son distintas, como ilustra el período Greenspan, el mismo instrumental produce lecturas mucho más ambiguas, y el modelo termina confundiendo reacción sistemática con shock exógeno precisamente porque la política era más sofisticada, más anticipatoria, y por tanto más difícil de separar de la información que la motivaba.

El episodio postpandémico merece una reflexión específica, porque es el que tiene implicaciones más inmediatas. La desinflación de 2023 y 2024 se ha presentado con frecuencia, en comunicaciones institucionales y en buena parte del debate público, como un éxito de la política monetaria. Que el endurecimiento haya contribuido a anclar expectativas y a moderar el proceso inflacionario parece plausible. Que haya sido el factor determinante es una afirmación que los resultados de este trabajo no permiten sostener con facilidad, y que además llega tarde. La inflación de 2021 y 2022 se gestó en un entorno donde los shocks de oferta, las disrupciones logísticas y la dinámica energética desempeñaron un papel central, y la Reserva Federal tardó en reconocer

esa naturaleza y en reaccionar ante ella con la intensidad que las circunstancias requerían. La desinflación posterior coincidió con la normalización de esos mismos factores de oferta, lo que hace difícil atribuir el resultado exclusivamente al instrumento convencional. Un banco central que evalúa su propio desempeño sin separar con rigor aquello que contribuyó su intervención de aquello que realizó la propia dinámica de la oferta corre el riesgo de construir una imagen de su eficacia que no está del todo respaldada por la evidencia.

Todo ello conduce a una reflexión final que, en todo caso, trasciende lo que este trabajo puede demostrar con rigor. La política monetaria opera sobre un sistema cuya complejidad supera con creces la que cualquier modelo puede representar. El price puzzle no es más que una manifestación local de ese desfase, el punto donde la simplicidad del modelo choca con la densidad informativa del proceso real. Aceptar esa limitación no implica renunciar al análisis empírico, sino incorporar la humildad epistémica que los propios resultados reclaman. Los efectos de una intervención sobre un sistema descentralizado y en permanente ajuste son, por definición, más difíciles de aislar y de atribuir que lo que los marcos convencionales suelen admitir. Que la literatura haya tardado décadas en alcanzar un diagnóstico razonablemente consistente sobre algo tan básico como la respuesta de los precios a un shock monetario es, en sí mismo, una razón suficiente para mantener cierta cautela ante cualquier conclusión formulada con demasiada seguridad en este terreno.

7. Bibliografía.

Baumeister, C., & Hamilton, J. D. (2019). Structural Interpretation of Vector Autoregressions with Incomplete Identification: Revisiting the Role of Oil Supply and Demand Shocks. The American Economic Review, 109(5), 1873–1910.
<https://doi.org/10.1257/aer.20151569>

Bernanke, B. S., Boivin, J., & Eliasziw, P. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. The Quarterly Journal of Economics, 120(1), 387–422.

<https://doi.org/10.1162/0033553053327452>

Castelnuovo, E., & Surico, P. (2009). *Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle* (Bank of Finland Research Discussion Papers No. 30/2009). Bank of Finland.
<https://publications.bof.fi/handle/10024/47459>

Castelnuovo, E., & Surico, P. (2010). *Monetary Policy, Inflation Expectations and The Price Puzzle*. *The Economic Journal* (London), 120(549), 1262–1283.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02368.x>

Coibion, O. (2012). *Are the Effects of Monetary Policy Shocks Big or Small?* *American Economic Journal. Macroeconomics*, 4(2), 1–32.
<https://doi.org/10.1257/mac.4.2.1>

Estrella, A. (2015). *The Price Puzzle and VAR identification*. *Macroeconomic Dynamics*, 19(8), 1880–1887.
<https://doi.org/10.1017/S1365100514000200>

Gertler, M., & Karadi, P. (2015). *Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity*. *American Economic Journal. Macroeconomics*, 7(1), 44–76.
<https://doi.org/10.1257/mac.20130329>

Jarociński, M., & Karadi, P. (2020). *Deconstructing Monetary Policy Surprises— The Role of Information Shocks*. *American Economic Journal. Macroeconomics*, 12(2), 1–43.
<https://doi.org/10.1257/mac.20180090>

Kilian, L. (2009). *Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market*. *The American Economic Review*, 99(3), 1053–1069.
<https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>

Romer, C. D., & Romer, D. H. (2004). *A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications*. *The American Economic Review*, 94(4), 1055–1084.
<https://doi.org/10.1257/0002828042002651>

Sims, C. A. (1992). *Interpreting the macroeconomic time series facts. The effects of monetary policy*. *European Economic Review*, 36(5), 975–1000.
[https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90041-T](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90041-T)

Christiano, L., Eichenbaum, M. S., & Evans, C. (1998). *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?* NBER Working Paper Series, 6400. <https://doi.org/10.3386/w6400>

Giordani, P. (2004). *An alternative explanation of the price puzzle*. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1271–1296.

<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2003.09.006>

Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). *Inference in linear time series models with some unit roots*. *Econometrica*, 58(1), 113–144.

<https://doi.org/10.2307/2938337>

U.S. Energy Information Administration. (2025). *Monthly Energy Review, Table 1.3: Primary energy consumption by source*. U.S. Department of Energy. <https://www.eia.gov/totalenergy/data/browser/?tbl=T01.03>

Federal Reserve Bank of St. Louis. (s. f.). *Federal Reserve Economic Data (FRED)*.: <https://fred.stlouisfed.org/>

Board of Governors of the Federal Reserve System (US). (s. f.). *Federal Funds Effective Rate(FEDFUNDS)*.

<https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>

U.S. Bureau of Labor Statistics. (s. f.). *Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items in U.S. City Average (CPIAUCSL)*

<https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>

U.S. Bureau of Economic Analysis. (s. f.). *Real Gross Domestic Product (GDPC1)*.

<https://fred.stlouisfed.org/series/GDPC1>

U.S. Congressional Budget Office. (s. f.). *Real Potential Gross Domestic Product (GDPPOT)*.

<https://fred.stlouisfed.org/series/GDPPOT>

Federal Reserve Bank of St. Louis. (s. f.). *Spot Crude Oil Price: West Texas Intermediate (WTI)(WTISPLC)*.

<https://fred.stlouisfed.org/series/WTISPLC>

U.S. Bureau of Labor Statistics. (s. f.). Producer Price Index by Industry: Natural Gas Extraction: Natural Gas (from the Wellhead) (PCU2111302111301).
<https://fred.stlouisfed.org/series/PCU2111302111301>

U.S. Bureau of Labor Statistics. (s. f.). Consumer Price Index for All Urban Consumers: Electricity in U.S. City Average (CUSR0000SEHF01).
<https://fred.stlouisfed.org/series/CUSR0000SEHF01>

8. Anexo

```
#####  
#####
```

```
# 0. PAQUETES
```

```
#####  
#####
```

```
library(quantmod)
```

```
library(tidyverse)
```

```
library(lubridate)
```

```
library(zoo)
```

```
library(vars)
```

```
library(tseries)
```

```
library(urca)
```

```
cat("Paquetes cargados.\n")
```

```
#####  
#####
```

```
#
```

```
#####  
#####
```

```
has_svars <- requireNamespace("svars", quietly = TRUE)
```

```
if (has_svars) {
```

```
  cat("Paquete 'svars' disponible: se activarán SVAR-Cholesky y Sign Restrictions.\n")
```

```
} else {
```

```
  cat("Paquete 'svars' NO instalado. Se omite SVAR por signos.\n")
```

```
}
```

```
# Semilla fija para reproducibilidad del bootstrap
```

```
set.seed(123)
```

```
cat("Semilla fijada: set.seed(123).\n")
```

```
#####  
#####
```

```
# 1. DESCARGA DE DATOS MENSUALES Y TRIMESTRALES (1979–2026)
```

```
#####  
#####
```

```
start_date <- as.Date("1979-01-01")
```

```
fedfunds <- getSymbols("FEDFUNDS", src = "FRED", from = start_date, auto.assign =  
FALSE)
```

```
oil <- getSymbols("WTISPLC", src = "FRED", from = start_date, auto.assign =  
FALSE)
```

```
gas <- getSymbols("PCU2111302111301", src = "FRED", from = start_date,  
auto.assign = FALSE)
```

```
elec <- getSymbols("CUSR0000SEHF01", src = "FRED", from = start_date,  
auto.assign = FALSE)
```

```
cpi <- getSymbols("CPIAUCSL", src = "FRED", from = start_date, auto.assign  
= FALSE)
```

```
gdp <- getSymbols("GDPC1", src = "FRED", from = start_date, auto.assign =  
FALSE)
```

```
gdp_pot <- getSymbols("GDPPOT", src = "FRED", from = start_date,  
auto.assign = FALSE)
```

```
cat("Datos descargados.\n")
```

```
#####  
#####
```

2. INTERPOLACIÓN DEL OUTPUT GAP A FRECUENCIA MENSUAL

```
#####  
#####
```

```
dates_m <- seq(from = as.Date("1979-01-01"), to = Sys.Date(), by = "month")
```

```
gdp_m <- na.approx(merge(zoo(gdp, order.by = index(gdp)), zoo(, dates_m)))
```

```
gdp_pot_m <- na.approx(merge(zoo(gdp_pot, order.by = index(gdp_pot)), zoo(  
dates_m)))
```

```
outputgap_m <- 100 * (gdp_m - gdp_pot_m) / gdp_pot_m
```

```
cat("Output gap mensual interpolado correctamente.\n")
```

```
#####  
#####
```

3. MERGE DE TODAS LAS SERIES EN UN DATAFRAME

```
#####  
#####
```

```
all_xts <- merge(fedfunds, oil, gas, elec, cpi, outputgap_m, all = TRUE)  
colnames(all_xts) <- c("fedfunds", "oil", "gas", "elec", "cpi", "outputgap")
```

```
df <- data.frame(  
  date = index(all_xts),  
  fedfunds = coredata(all_xts$fedfunds),  
  oil = coredata(all_xts$oil),  
  gas = coredata(all_xts$gas),  
  elec = coredata(all_xts$elec),  
  cpi = coredata(all_xts$cpi),  
  outputgap = coredata(all_xts$outputgap)  
)
```

```
df <- na.omit(df)  
cat("Datos mensuales completos.\n")
```

```
#####  
#####
```

4. TRANSFORMACIONES (LOGS + VARIACIONES)

```
#####  
#####
```

```
df <- df %>%  
  mutate(  
    ln_oil = log(oil),  
    ln_gas = log(gas),  
    ln_elec = log(elec),  
    ln_cpi = log(cpi),  
    d_oil = ln_oil - lag(ln_oil),  
    d_gas = ln_gas - lag(ln_gas),  
    d_elec = ln_elec - lag(ln_elec),
```

```
d_inf = ln_cpi - lag(ln_cpi)
)
```

```
df <- na.omit(df)
```

```
cat("Transformaciones hechas.\n")
```

```
#####  
#####
```

```
# 4B. NUEVA INFLACIÓN:  $\Delta \log(\text{CPI}) * 1200$  (ANUALIZADA)
```

```
#####  
#####
```

```
df <- df %>%
```

```
  mutate(
```

```
    d_inf_ann = 1200 * (ln_cpi - lag(ln_cpi))
```

```
  )
```

```
df <- na.omit(df)
```

```
cat("Nueva inflación creada: d_inf_ann = 1200 *  $\Delta \ln(\text{CPI})$ \n")
```

```
summary(df$d_inf_ann)
```

```
#####  
#####
```

```
# 5. ÍNDICE ENERGÉTICO AGREGADO (EIA)
```

```
#####  
#####
```

```
w_oil <- 0.38
```

```
w_gas <- 0.36
```

```
w_elec <- 0.09
```

```
ws <- w_oil + w_gas + w_elec
```

```
df$energy_index <- (w_oil / ws) * df$d_oil + (w_gas / ws) * df$d_gas + (w_elec / ws) *  
df$d_elec
```

```

cat(sprintf(
  "Índice energético creado. Pesos efectivos normalizados: oil=%.3f, gas=%.3f,
  elec=%.3f\n",
  w_oil / ws, w_gas / ws, w_elec / ws
))

#####
#####

# 5.2 CONTRASTACIÓN DE ESTACIONARIEDAD (ADF y KPSS)

#####
#####

adf_kpss <- function(x, name) {
  x <- as.numeric(na.omit(x))
  out <- list(
    ADF_p = tryCatch(adf.test(x)$p.value, error = function(e) NA),
    KPSS_p = tryCatch(kpss.test(x)$p.value, error = function(e) NA)
  )
  cat(sprintf("\n[ESTACIONARIEDAD] %s\n", name))
  cat(sprintf("ADF p-value = %s (H0: raíz unitaria)\n", format(out$ADF_p, digits = 4)))
  cat(sprintf("KPSS p-value = %s (H0: estacionario)\n", format(out$KPSS_p, digits =
4)))
  cat("Interpretación rápida:\n")
  cat("- Si ADF p<0.05: rechaza raíz unitaria (apoya estacionariedad)\n")
  cat("- Si KPSS p<0.05: rechaza estacionariedad (apoya no-estacionariedad)\n")
  return(out)
}

cat("\n===== 5.2 ADF / KPSS =====\n")
st_fedfunds <- adf_kpss(df$fedfunds, "fedfunds (nivel)")
st_dinfann <- adf_kpss(df$d_inf_ann, "d_inf_ann (1200 * Δ ln CPI)")
st_gap <- adf_kpss(df$outputgap, "outputgap (nivel)")
st_energy <- adf_kpss(df$energy_index, "energy_index (Δlog agregado)")
cat("\n(Resultados ADF/KPSS impresos arriba)\n")

```

```
#####  
#####
```

5.2B. CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Justifica mantener fedfunds en niveles (Sims, Stock y Watson, 1990)

```
#####  
#####
```

```
cat("\n===== 5.2B Cointegración de Johansen  
===== \n")
```

```
cat("H0: no hay relaciones de cointegración entre las variables del sistema\n")
```

```
cat("Si se rechaza H0 para  $r=0$ , hay al menos una relación de cointegración\n")
```

```
cat("Esto justifica la estimación en niveles (Sims, Stock & Watson, 1990)\n\n")
```

```
df_coimt <- na.omit(df[, c("fedfunds", "ln_cpi", "outputgap")])
```

```
coimt_ts <- ts(df_coimt, start = c(1979, 8), frequency = 12)
```

```
cat("[Johansen — Traza] VAR_A equivalente (fedfunds, ln_cpi, outputgap)\n")
```

```
joh_trace <- ca.jo(coimt_ts, type = "trace", ecdet = "const", K = 6, spec = "longrun")
```

```
print(summary(joh_trace))
```

```
cat("\n[Johansen — Eigenvalue máximo]\n")
```

```
joh_eigen <- ca.jo(coimt_ts, type = "eigen", ecdet = "const", K = 6, spec = "longrun")
```

```
print(summary(joh_eigen))
```

```
cat("\nInterpretación:\n")
```

```
cat("- Si traza rechaza  $r=0$  pero no  $r \leq 1$ : hay 1 relación de cointegración\n")
```

```
cat("- Eso valida el VAR en niveles según Sims, Stock & Watson (1990)\n")
```

```
cat("\n[Johansen — VAR_B] Nota: energy_index es I(0) (variación log)\n")
```

```
cat("La cointegración en VAR_B se evalúa sobre el subconjunto I(1): fedfunds +  
ln_cpi\n")
```

```
df_coimt_B <- na.omit(df[, c("fedfunds", "ln_cpi")])
```

```
coimt_ts_B <- ts(df_coimt_B, start = c(1979, 8), frequency = 12)
```

```
joh_B <- ca.jo(coimt_ts_B, type = "trace", ecdet = "const", K = 6, spec = "longrun")
```

```
print(summary(joh_B))
```

```
#####  
#####
```

```
# 6. CREAR SERIES TS PARA VAR_A Y VAR_B
```

```
# Orden de Cholesky en VAR_B: energy_index → d_inf_ann → outputgap → fedfunds
```

```
#####  
#####
```

```
varA_ts <- ts(df[, c("fedfunds", "d_inf_ann", "outputgap")],  
             start = c(1979, 8), frequency = 12)
```

```
varB_ts <- ts(df[, c("energy_index", "d_inf_ann", "outputgap", "fedfunds")],  
             start = c(1979, 8), frequency = 12)
```

```
cat("VAR_A y VAR_B creados (ambos con d_inf_ann).\n")
```

```
cat("Orden Cholesky VAR_B: energy_index → d_inf_ann → outputgap → fedfunds\n")
```

```
#####  
#####
```

```
# 5.3 SELECCIÓN DEL NÚMERO DE RETARDOS (AIC / HQ / SC=BIC)
```

```
#####  
#####
```

```
cat("\n===== 5.3 Selección de retardos  
===== \n")
```

```
cat("\n[VARselect] VAR_A (fedfunds, d_inf_ann, outputgap)\n")
```

```
lagA <- VARselect(varA_ts, lag.max = 12, type = "const")
```

```
print(lagA$selection)
```

```
cat("Detalle (criterios por p):\n")
```

```
print(lagA$criteria)
```

```
cat("\n[VARselect] VAR_B (energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds)\n")
```

```
lagB <- VARselect(varB_ts, lag.max = 12, type = "const")
```

```
print(lagB$selection)
```

```
cat("Detalle (criterios por p):\n")
```

```
print(lagB$criteria)
```

```
cat("\nNota: baseline se mantiene en p=6 (por consistencia). Robustez se calcula más abajo.\n")
```

```
#####  
#####
```

```
# 5.6 FUNCIÓN DE DIAGNÓSTICO (autocorrelación, ARCH, normalidad, raíces, LB)
```

```
#####  
#####
```

```
diag_full <- function(model, label, lb_lag = 24, pt_lag = 16, arch_lag = 12) {
```

```
  cat("\n===== \n")
```

```
  cat("DIAGNÓSTICOS 5.6 -> ", label, "\n", sep = "")
```

```
  cat("===== \n")
```

```
  nobs <- nrow(resid(model))
```

```
  nvars <- ncol(resid(model))
```

```
  nlags <- model$p
```

```
  nparams <- nlags * nvars + 1
```

```
  df_eff <- nobs - nparams
```

```
  cat(sprintf("Observaciones: %d | Variables: %d | Retardos: %d\n", nobs, nvars, nlags))
```

```
  cat(sprintf("Parámetros por ecuación: %d | Grados de libertad efectivos: %d\n",  
nparams, df_eff))
```

```
  if (df_eff < 30) cat("Aviso: grados de libertad bajos (<30). Interpretar con cautela.\n")
```

```
  rmax <- max(Mod(roots(model)))
```

```
  cat(sprintf("Estabilidad: max |root| = %.6f -> %s\n", rmax, ifelse(rmax < 1, "ESTABLE",  
"INESTABLE")))
```

```
  cat("\n[Autocorrelación] Portmanteau (asymptotic)\n")
```

```
  print(serial.test(model, lags.pt = pt_lag, type = "PT.asymptotic"))
```

```
  cat("\n[Autocorrelación] Portmanteau (adjusted)\n")
```

```

print(serial.test(model, lags.pt = pt_lag, type = "PT.adjusted"))

cat("\n[Autocorrelación] Breusch-Godfrey (BG)\n")
print(serial.test(model, lags.bg = pt_lag, type = "BG"))

cat("\n[Heterocedasticidad] ARCH multivariante\n")
print(arch.test(model, lags.multi = arch_lag))

cat("\n[Normalidad] Jarque-Bera multivariante (informativo)\n")
print(normality.test(model))

cat("\n[Ljung-Box por ecuación] (lag=", lb_lag, ")\n", sep = "")
e <- resid(model)
for (j in 1:ncol(e)) {
  bt <- Box.test(e[, j], lag = lb_lag, type = "Ljung-Box")
  cat(sprintf("%s: p=%.6g\n", colnames(e)[j], bt$p.value))
}

invisible(list(root = rmax, nobs = nobs, df_eff = df_eff))
}

#####
#####
# 7. ESTABLECER NÚMERO DE REZAGOS (baseline p = 6)
#####
#####
p <- 6
cat("Número de rezagos establecido (baseline): p = 6\n")

#####
#####
# 8. ESTIMAR VARS COMPLETOS (baseline p=6) + DIAGNÓSTICOS + IRF + FEVD
#####
#####

```

```

modelA <- VAR(varA_ts, p = p, type = "const")
modelB <- VAR(varB_ts, p = p, type = "const")

cat("\n===== VAR_A (sin energía) — BASELINE p=6
===== \n")
print(summary(modelA))

cat("\n===== VAR_B (con energía) — BASELINE p=6
===== \n")
print(summary(modelB))

diag_full(modelA, "MUESTRA COMPLETA VAR_A (p=6)")
diag_full(modelB, "MUESTRA COMPLETA VAR_B (p=6)")

par(mfrow = c(3, 2))
acf(resid(modelA)[, "fedfunds"], main = "ACF resid fedfunds (A, p=6)")
pacf(resid(modelA)[, "fedfunds"], main = "PACF resid fedfunds (A, p=6)")
acf(resid(modelA)[, "d_inf_ann"], main = "ACF resid d_inf_ann (A, p=6)")
pacf(resid(modelA)[, "d_inf_ann"], main = "PACF resid d_inf_ann (A, p=6)")
acf(resid(modelA)[, "outputgap"], main = "ACF resid outputgap (A, p=6)")
pacf(resid(modelA)[, "outputgap"], main = "PACF resid outputgap (A, p=6)")
par(mfrow = c(1, 1))

cc1 <- ccf(resid(modelA)[, "d_inf_ann"], resid(modelA)[, "fedfunds"],
           lag.max = 24, main = "CCF d_inf_ann vs fedfunds (A)", plot = TRUE)

cc2 <- ccf(resid(modelA)[, "outputgap"], resid(modelA)[, "fedfunds"],
           lag.max = 24, main = "CCF outputgap vs fedfunds (A)", plot = TRUE)

cc1n <- ccf(resid(modelA)[, "d_inf_ann"], resid(modelA)[, "fedfunds"], lag.max = 24, plot
= FALSE)
cc2n <- ccf(resid(modelA)[, "outputgap"], resid(modelA)[, "fedfunds"], lag.max = 24, plot
= FALSE)

```

```

N <- nrow(resid(modelA))
thr <- 2 / sqrt(N)

sig1 <- data.frame(lag = cc1n$lag, ccf = cc1n$acf)
sig1 <- sig1[abs(sig1$ccf) > thr, ]
cat("\n[LAGS CCF significativos] resid(d_inf_ann) vs resid(fedfunds) (A):\n")
print(sig1)

sig2 <- data.frame(lag = cc2n$lag, ccf = cc2n$acf)
sig2 <- sig2[abs(sig2$ccf) > thr, ]
cat("\n[LAGS CCF significativos] resid(outputgap) vs resid(fedfunds) (A):\n")
print(sig2)

ccf(resid(modelB)[, "d_inf_ann"], resid(modelB)[, "fedfunds"],
    lag.max = 24, main = "CCF d_inf_ann vs fedfunds (B)")

ccf(resid(modelB)[, "energy_index"], resid(modelB)[, "d_inf_ann"],
    lag.max = 24, main = "CCF energy vs d_inf_ann (B)")

irfA <- irf(modelA, impulse = "fedfunds",
    response = c("d_inf_ann", "outputgap"),
    boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)

irfB <- irf(modelB, impulse = "fedfunds",
    response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),
    boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)

cat("\nIRF baseline generadas (runs=500).\n")
plot(irfA)
plot(irfB)

cat("\nFEVD VAR_A baseline (p=6):\n")

```

```

print(fevd(modelA, n.ahead = 24))

cat("\nFEVD VAR_B baseline (p=6):\n")
print(fevd(modelB, n.ahead = 24))

#####
#####

# ROBUSTEZ modelos alternativos según 5.3 (HQ y SC)

#####
#####

cat("\n===== ROBUSTEZ: modelos alternativos
=====")

p_hq <- 5
p_scB <- 2

modelA_p5 <- VAR(varA_ts, p = p_hq, type = "const")
cat("\n[ROBUSTEZ] VAR_A con p=5 (HQ/SC en A)\n")
print(summary(modelA_p5))
diag_full(modelA_p5, "ROBUSTEZ VAR_A (p=5)")

irfA_p5 <- irf(modelA_p5, impulse = "fedfunds",
               response = c("d_inf_ann", "outputgap"),
               boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)
cat("IRF VAR_A p=5:\n")
plot(irfA_p5)
cat("FEVD VAR_A p=5:\n")
print(fevd(modelA_p5, n.ahead = 24))

modelB_p5 <- VAR(varB_ts, p = p_hq, type = "const")
cat("\n[ROBUSTEZ] VAR_B con p=5 (HQ)\n")
print(summary(modelB_p5))
diag_full(modelB_p5, "ROBUSTEZ VAR_B (p=5)")

```

```

irfB_p5 <- irf(modelB_p5, impulse = "fedfunds",
              response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),
              boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)

cat("IRF VAR_B p=5:\n")
plot(irfB_p5)
cat("FEVD VAR_B p=5:\n")
print(fevd(modelB_p5, n.ahead = 24))

```

```

modelB_p2 <- VAR(varB_ts, p = p_scB, type = "const")
cat("\n[ROBUSTEZ] VAR_B con p=2 (SC/BIC)\n")
print(summary(modelB_p2))
diag_full(modelB_p2, "ROBUSTEZ VAR_B (p=2)")

```

```

irfB_p2 <- irf(modelB_p2, impulse = "fedfunds",
              response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),
              boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)

cat("IRF VAR_B p=2:\n")
plot(irfB_p2)
cat("FEVD VAR_B p=2:\n")
print(fevd(modelB_p2, n.ahead = 24))

```

```

cat("\nRobustez lista: compara p=6 (baseline) vs p=5 (HQ) y p=2 (SC en VAR_B).\n")

```

```

#####
#####

```

```

# 5.1 / 5.4 SVAR (OPCIONAL): Cholesky explícito + restricciones de signo

```

```

#####
#####

```

```

cat("\n===== 5.1/5.4 SVAR (opcional)
=====")

```

```

if (has_svars) {

```

```
library(svars)
```

```
cat("\n[SVAR-Cholesky] VAR_A (p=6)\n")
```

```
svarA_chol <- id.chol(modelA)
```

```
print(summary(svarA_chol))
```

```
plot(irf(svarA_chol, n.ahead = 36))
```

```
cat("\n[SVAR-Cholesky] VAR_B (p=6)\n")
```

```
svarB_chol <- id.chol(modelB)
```

```
print(summary(svarB_chol))
```

```
plot(irf(svarB_chol, n.ahead = 36))
```

```
cat("\n[SVAR-SIGN] Restricciones de signo: MP shock\n")
```

```
SR_A <- matrix(NA, nrow = 3, ncol = 1, dimnames = list(colnames(varA_ts), "MP"))
```

```
SR_A["fedfunds", "MP"] <- 1
```

```
SR_A["d_inf_ann", "MP"] <- -1
```

```
SR_A["outputgap", "MP"] <- -1
```

```
cat("\nSign matrix VAR_A:\n")
```

```
print(SR_A)
```

```
svarA_sign <- id.signs(modelA, signrest = SR_A, max.draws = 8000, max.keep = 3000)
```

```
print(summary(svarA_sign))
```

```
plot(irf(svarA_sign, n.ahead = 36))
```

```
SR_B <- matrix(NA, nrow = 4, ncol = 1, dimnames = list(colnames(varB_ts), "MP"))
```

```
SR_B["fedfunds", "MP"] <- 1
```

```
SR_B["d_inf_ann", "MP"] <- -1
```

```
SR_B["outputgap", "MP"] <- -1
```

```
cat("\nSign matrix VAR_B:\n")
```

```
print(SR_B)
```

```

  svarB_sign <- id.signs(modelB, signrest = SR_B, max.draws = 10000, max.keep =
4000)

  print(summary(svarB_sign))

  plot(irf(svarB_sign, n.ahead = 36))
} else {
  cat("'svars' no disponible. Se omite SVAR por signos. Cholesky ya está en IRF con
ortho=TRUE.\n")
}

```

```

#####
#####

```

9. FUNCIÓN ROBUSTA PARA SUBPERIODOS

```

#####
#####

```

```

cut_ts <- function(ts_obj, sy, sm, ey, em) {
  sy <- max(sy, start(ts_obj)[1])
  ey <- min(ey, end(ts_obj)[1])
  sm <- if (sy == start(ts_obj)[1]) start(ts_obj)[2] else sm
  em <- if (ey == end(ts_obj)[1]) end(ts_obj)[2] else em
  if (sy > ey || (sy == ey && sm > em)) return(NULL)
  sub <- window(ts_obj, start = c(sy, sm), end = c(ey, em))
  sub_clean <- na.omit(sub)
  return(sub_clean)
}

```

```

#####
#####

```

10. SUBPERIODOS FED (VOLCKER → POWELL)

```

#####
#####

```

```

vola <- cut_ts(varA_ts, 1979, 8, 1987, 8)
greenA <- cut_ts(varA_ts, 1987, 9, 2006, 1)
bernA <- cut_ts(varA_ts, 2006, 2, 2014, 1)
yella <- cut_ts(varA_ts, 2014, 2, 2018, 1)

```

```
poweA <- cut_ts(varA_ts, 2018, 2, 2026, 12)
```

```
volB <- cut_ts(varB_ts, 1979, 8, 1987, 8)
```

```
greenB <- cut_ts(varB_ts, 1987, 9, 2006, 1)
```

```
bernB <- cut_ts(varB_ts, 2006, 2, 2014, 1)
```

```
yellB <- cut_ts(varB_ts, 2014, 2, 2018, 1)
```

```
poweB <- cut_ts(varB_ts, 2018, 2, 2026, 12)
```

```
#####  
#####
```

```
# 11. PRE / POST COVID
```

```
#####  
#####
```

```
preA <- cut_ts(varA_ts, 1979, 8, 2020, 2)
```

```
postA <- cut_ts(varA_ts, 2020, 3, 2026, 12)
```

```
preB <- cut_ts(varB_ts, 1979, 8, 2020, 2)
```

```
postB <- cut_ts(varB_ts, 2020, 3, 2026, 12)
```

```
#####  
#####
```

```
# 12. FUNCIÓN PARA ESTIMAR VAR + IRF + FEVD (baseline p=6 por defecto)
```

```
#####  
#####
```

```
runVAR <- function(ts_obj, p, label) {
```

```
  if (is.null(ts_obj)) {
```

```
    cat("\nNo hay datos suficientes para:", label, "\n")
```

```
    return(NULL)
```

```
  }
```

```
  cat("\n===== \n")
```

```
  cat("VAR PARA PERIODO:", label, "\n")
```

```
  cat("===== \n")
```

```
  model <- VAR(ts_obj, p = p, type = "const")
```

```
  print(summary(model))
```

```

ir <- irf(model, impulse = "fedfunds", boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs
= 500)

plot(ir)

fd <- fevd(model, n.ahead = 24)

print(fd)

return(list(model = model, ir = ir, fevd = fd))
}

```

```

#####
#####

```

```

# 13. ESTIMACIÓN DE TODOS LOS SUBPERIODOS FED (baseline p=6)

```

```

#####
#####

```

```

res_volA <- runVAR(voIA, p, "VOLCKER (A)")
res_greenA <- runVAR(greenA, p, "GREENSPAN (A)")
res_bernA <- runVAR(bernA, p, "BERNANKE (A)")
res_yellA <- runVAR(yellA, p, "YELLEN (A)")
res_poweA <- runVAR(poweA, p, "POWELL (A)")

```

```

res_volB <- runVAR(voIB, p, "VOLCKER (B)")
res_greenB <- runVAR(greenB, p, "GREENSPAN (B)")
res_bernB <- runVAR(bernB, p, "BERNANKE (B)")
res_yellB <- runVAR(yellB, p, "YELLEN (B)")
res_poweB <- runVAR(poweB, p, "POWELL (B)")

```

```

#####
#####

```

```

# 14. VAR PRE / POST COVID (baseline p=6)

```

```

#####
#####

```

```

res_preA <- runVAR(preA, p, "PRE-COVID (A)")

```

```

res_postA <- runVAR(postA, p, "POST-COVID (A)")
res_preB <- runVAR(preB, p, "PRE-COVID (B)")
res_postB <- runVAR(postB, p, "POST-COVID (B)")

#####
#####

# 5.6 Diagnósticos por subperiodo

#####
#####

cat("\n===== 5.6 Diagnósticos por subperiodo
===== \n")

res_list <- list(
  VOLCKER_A = res_volA, GREENSPAN_A = res_greenA, BERNANKE_A =
res_bernA,
  YELLEN_A = res_yellA, POWELL_A = res_poweA,
  VOLCKER_B = res_volB, GREENSPAN_B = res_greenB, BERNANKE_B =
res_bernB,
  YELLEN_B = res_yellB, POWELL_B = res_poweB,
  PRE_A = res_preA, POST_A = res_postA,
  PRE_B = res_preB, POST_B = res_postB
)

for (nm in names(res_list)) {
  obj <- res_list[[nm]]
  if (is.null(obj)) next
  diag_full(obj$model, paste0(nm, " (baseline p=6)"))
}

cat("\nFin del script: baseline p=6 + robustez p=5 y p=2 (VAR_B) + diagnósticos.\n")

#####
#####

# BLOQUE ADICIONAL: MODELOS CON p=5 (ROBUSTEZ HQ) + IRF 72 EN VAR_B

```

```
#####  
#####
```

```
cat("\n===== ADICIONAL: VAR con p=5 (HQ)  
===== \n")
```

```
cat("Nota: varA_ts y varB_ts ya usan d_inf_ann.\n")
```

```
p_ann <- 5
```

```
cat(sprintf("Retardos para robustez HQ: p_ann = %d\n", p_ann))
```

```
modelA_ANN_p5 <- VAR(varA_ts, p = p_ann, type = "const")
```

```
modelB_ANN_p5 <- VAR(varB_ts, p = p_ann, type = "const")
```

```
cat("\n===== VAR_A (p=5) ===== \n")
```

```
print(summary(modelA_ANN_p5))
```

```
cat("\n===== VAR_B (p=5) ===== \n")
```

```
print(summary(modelB_ANN_p5))
```

```
diag_full(modelA_ANN_p5, "MUESTRA COMPLETA VAR_A (p=5)")
```

```
diag_full(modelB_ANN_p5, "MUESTRA COMPLETA VAR_B (p=5)")
```

```
irfA_ANN_p5 <- irf(modelA_ANN_p5, impulse = "fedfunds",  
                  response = c("d_inf_ann", "outputgap"),  
                  boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)
```

```
irfB_ANN_p5 <- irf(modelB_ANN_p5, impulse = "fedfunds",  
                  response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),  
                  boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)
```

```
irfB_ANN_p5_72 <- irf(modelB_ANN_p5, impulse = "fedfunds",  
                      response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),  
                      boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 72, runs = 500)
```

```

cat("\nIRF (p=5) generadas.\n")
plot(irfA_ANN_p5)
plot(irfB_ANN_p5)
plot(irfB_ANN_p5_72)

cat("\nFEVD VAR_A (p=5):\n")
fevdA_ANN_p5 <- fevd(modelA_ANN_p5, n.ahead = 24)
print(fevdA_ANN_p5)

cat("\nFEVD VAR_B (p=5):\n")
fevdB_ANN_p5 <- fevd(modelB_ANN_p5, n.ahead = 24)
print(fevdB_ANN_p5)

if (has_svars) {
  library(svars)
  cat("\n[SVAR-Cholesky] VAR_A (p=5)\n")
  svarA_ANN_chol_p5 <- id.chol(modelA_ANN_p5)
  print(summary(svarA_ANN_chol_p5))

  cat("\n[SVAR-Cholesky] VAR_B (p=5)\n")
  svarB_ANN_chol_p5 <- id.chol(modelB_ANN_p5)
  print(summary(svarB_ANN_chol_p5))
} else {
  cat("\n'svars' no disponible: Cholesky implícito vía ortho=TRUE en irf().\n")
}

runVAR_p5 <- function(ts_obj, label) {
  if (is.null(ts_obj)) {
    cat("\nNo hay datos suficientes para:", label, "\n")
    return(NULL)
  }
  cat("\n===== \n")

```

```

cat("VAR (p=5) — PERIODO:", label, "\n")
cat("=====\n")

m <- VAR(ts_obj, p = p_ann, type = "const")
print(summary(m))
diag_full(m, paste0(label, " (p=5)"))

ir <- irf(m, impulse = "fedfunds", boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs =
500)
plot(ir)

fd <- fevd(m, n.ahead = 24)
print(fd)

if (has_svars) {
  sv <- svars::id.chol(m)
  print(summary(sv))
} else {
  cat("'svars' no disponible: Cholesky implícito vía ortho=TRUE.\n")
}

return(list(model = m, ir = ir, fevd = fd))
}

cat("\n===== SUBPERIODOS FED (p=5)
=====\n")

res_volA_p5 <- runVAR_p5(volA, "VOLCKER (A, p=5)")
res_greenA_p5 <- runVAR_p5(greenA, "GREENSPAN (A, p=5)")
res_bernA_p5 <- runVAR_p5(bernA, "BERNANKE (A, p=5)")
res_yellA_p5 <- runVAR_p5(yellA, "YELLEN (A, p=5)")
res_poweA_p5 <- runVAR_p5(poweA, "POWELL (A, p=5)")

```

```
res_volB_p5 <- runVAR_p5(volB, "VOLCKER (B, p=5)")
res_greenB_p5 <- runVAR_p5(greenB, "GREENSPAN (B, p=5)")
res_bernB_p5 <- runVAR_p5(bernB, "BERNANKE (B, p=5)")
res_yellB_p5 <- runVAR_p5(yellB, "YELLEN (B, p=5)")
res_poweB_p5 <- runVAR_p5(poweB, "POWELL (B, p=5)")
```

```
cat("\n===== PRE/POST COVID (p=5)
===== \n")
```

```
res_preA_p5 <- runVAR_p5(preA, "PRE-COVID (A, p=5)")
res_postA_p5 <- runVAR_p5(postA, "POST-COVID (A, p=5)")
res_preB_p5 <- runVAR_p5(preB, "PRE-COVID (B, p=5)")
res_postB_p5 <- runVAR_p5(postB, "POST-COVID (B, p=5)")
```

```
cat("\nFin bloque p=5.\n")
```

```
#####
#####
```

```
# BLOQUE ADICIONAL: MODELOS CON p=12 (ROBUSTEZ) + SUBPERIODOS +
PRE/POST COVID
```

```
#####
#####
```

```
cat("\n===== ADICIONAL: VAR con p=12
===== \n")
```

```
p_ann_12 <- 12
```

```
cat(sprintf("Retardos establecidos: p_ann_12 = %d\n", p_ann_12))
```

```
modelA_ANN_p12 <- VAR(varA_ts, p = p_ann_12, type = "const")
```

```
modelB_ANN_p12 <- VAR(varB_ts, p = p_ann_12, type = "const")
```

```
cat("\n===== VAR_A (p=12) ===== \n")
```

```
print(summary(modelA_ANN_p12))
```

```

cat("\n===== VAR_B (p=12) =====\n")
print(summary(modelB_ANN_p12))

diag_full(modelA_ANN_p12, "MUESTRA COMPLETA VAR_A (p=12)")
diag_full(modelB_ANN_p12, "MUESTRA COMPLETA VAR_B (p=12)")

irfA_ANN_p12 <- irf(modelA_ANN_p12, impulse = "fedfunds",
                    response = c("d_inf_ann", "outputgap"),
                    boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)

irfB_ANN_p12 <- irf(modelB_ANN_p12, impulse = "fedfunds",
                    response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),
                    boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs = 500)

irfB_ANN_p12_72 <- irf(modelB_ANN_p12, impulse = "fedfunds",
                      response = c("d_inf_ann", "outputgap", "energy_index"),
                      boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 72, runs = 500)

cat("\nIRF (p=12) generadas.\n")
plot(irfA_ANN_p12)
plot(irfB_ANN_p12)
plot(irfB_ANN_p12_72)

cat("\nFEVD VAR_A (p=12):\n")
fevdA_ANN_p12 <- fevd(modelA_ANN_p12, n.ahead = 24)
print(fevdA_ANN_p12)

cat("\nFEVD VAR_B (p=12):\n")
fevdB_ANN_p12 <- fevd(modelB_ANN_p12, n.ahead = 24)
print(fevdB_ANN_p12)

if (has_svars) {

```

```

library(svars)

cat("\n[SVAR-Cholesky] VAR_A (p=12)\n")
svarA_ANN_chol_p12 <- id.chol(modelA_ANN_p12)
print(summary(svarA_ANN_chol_p12))

cat("\n[SVAR-Cholesky] VAR_B (p=12)\n")
svarB_ANN_chol_p12 <- id.chol(modelB_ANN_p12)
print(summary(svarB_ANN_chol_p12))
} else {
  cat("\n'svars' no disponible: Cholesky implícito vía ortho=TRUE en irf().\n")
}

runVAR_p12 <- function(ts_obj, label) {
  if (is.null(ts_obj)) {
    cat("\nNo hay datos suficientes para:", label, "\n")
    return(NULL)
  }
  cat("\n=====\n")
  cat("VAR (p=12) — PERIODO:", label, "\n")
  cat("=====\n")

  m <- VAR(ts_obj, p = p_ann_12, type = "const")
  print(summary(m))
  diag_full(m, paste0(label, " (p=12)"))

  ir <- irf(m, impulse = "fedfunds", boot = TRUE, ortho = TRUE, n.ahead = 36, runs =
500)
  plot(ir)

  fd <- fevd(m, n.ahead = 24)
  print(fd)

```

```

if (has_svars) {
  sv <- svars::id.chol(m)
  print(summary(sv))
} else {
  cat("'svars' no disponible: Cholesky implícito vía ortho=TRUE.\n")
}

return(list(model = m, ir = ir, fevd = fd))
}

```

```

cat("\n===== SUBPERIODOS FED (p=12)
===== \n")

```

```

res_volA_p12 <- runVAR_p12(volA, "VOLCKER (A, p=12)")
res_greenA_p12 <- runVAR_p12(greenA, "GREENSPAN (A, p=12)")
res_bernA_p12 <- runVAR_p12(bernA, "BERNANKE (A, p=12)")
res_yellA_p12 <- runVAR_p12(yellA, "YELLEN (A, p=12)")
res_poweA_p12 <- runVAR_p12(poweA, "POWELL (A, p=12)")

```

```

res_volB_p12 <- runVAR_p12(volB, "VOLCKER (B, p=12)")
res_greenB_p12 <- runVAR_p12(greenB, "GREENSPAN (B, p=12)")
res_bernB_p12 <- runVAR_p12(bernB, "BERNANKE (B, p=12)")
res_yellB_p12 <- runVAR_p12(yellB, "YELLEN (B, p=12)")
res_poweB_p12 <- runVAR_p12(poweB, "POWELL (B, p=12)")

```

```

cat("\n===== PRE/POST COVID (p=12)
===== \n")

```

```

res_preA_p12 <- runVAR_p12(preA, "PRE-COVID (A, p=12)")
res_postA_p12 <- runVAR_p12(postA, "POST-COVID (A, p=12)")
res_preB_p12 <- runVAR_p12(preB, "PRE-COVID (B, p=12)")
res_postB_p12 <- runVAR_p12(postB, "POST-COVID (B, p=12)")

```

8. Anexo

Cuadro A.1: Contraste de cointegración de Johansen — VAR A equivalente (fedfunds, ln_cpi, outputgap)

Hipótesis nula	Estadístico traza	Valor crítico 10%	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
$r = 0$	82,87	32,00	34,91	41,07
$r \leq 1$	27,50	17,85	19,96	24,60
$r \leq 2$	9,09	7,52	9,24	12,97

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.2: Contraste de cointegración de Johansen — eigenvalue máximo (fedfunds, ln_cpi, outputgap)

Hipótesis nula	Estadístico λ -max	Valor crítico 10%	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
$r = 0$	55,37	19,77	22,00	26,81
$r \leq 1$	18,41	13,75	15,67	20,20
$r \leq 2$	9,09	7,52	9,24	12,97

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.3: Contraste de cointegración de Johansen — VAR B equivalente (fedfunds, ln_cpi)

Hipótesis nula	Estadístico traza	Valor crítico 10%	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
$r = 0$	62,65	17,85	19,96	24,60
$r \leq 1$	6,82	7,52	9,24	12,97

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.4: Estimación del VAR A en muestra completa ($p = 6$)

Elemento	Valor
----------	-------

<i>Variables endógenas</i>	<i>fedfunds, d_inf_ann, outputgap</i>
<i>Determinísticos</i>	<i>const</i>
<i>Tamaño muestral</i>	<i>535</i>
<i>Log Likelihood</i>	<i>-1830.631</i>
<i>Raíz máxima (polinomio característico)</i>	<i>0.9821</i>
<i>RSE (fedfunds)</i>	<i>0.4887</i>
<i>R² ajustado (fedfunds)</i>	<i>0.9847</i>
<i>RSE (d_inf_ann)</i>	<i>4.142</i>
<i>R² ajustado (d_inf_ann)</i>	<i>0.2109</i>
<i>RSE (outputgap)</i>	<i>0.2321</i>
<i>R² ajustado (outputgap)</i>	<i>0.9863</i>

Panel A: Coeficientes seleccionados por ecuación (coeficiente y p valor)

<i>Ecuación</i>	<i>Variable</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>p valor</i>
<i>fedfunds</i>	<i>fedfunds.l1</i>	<i>1.383316</i>	<i>< 2e-16</i>

<i>fedfunds</i>	<i>d_inf_ann.l1</i>	<i>0.013208</i>	<i>0.01304</i>
<i>fedfunds</i>	<i>outputgap.l1</i>	<i>0.181617</i>	<i>0.05342</i>
<i>fedfunds</i>	<i>fedfunds.l2</i>	<i>-0.642990</i>	<i>6.94e-16</i>
<i>fedfunds</i>	<i>fedfunds.l3</i>	<i>0.232642</i>	<i>0.00502</i>
<i>d_inf_ann</i>	<i>fedfunds.l1</i>	<i>1.75370</i>	<i>4.33e-06</i>
<i>d_inf_ann</i>	<i>d_inf_ann.l1</i>	<i>0.22343</i>	<i>9.07e-07</i>
<i>d_inf_ann</i>	<i>fedfunds.l2</i>	<i>-1.38714</i>	<i>0.03434</i>
<i>d_inf_ann</i>	<i>d_inf_ann.l4</i>	<i>0.07851</i>	<i>0.09142</i>
<i>d_inf_ann</i>	<i>const</i>	<i>1.00603</i>	<i>0.00113</i>
<i>outputgap</i>	<i>fedfunds.l1</i>	<i>0.0497619</i>	<i>0.019068</i>
<i>outputgap</i>	<i>d_inf_ann.l1</i>	<i>-0.0085139</i>	<i>0.000779</i>
<i>outputgap</i>	<i>outputgap.l1</i>	<i>1.7931607</i>	<i>< 2e-16</i>
<i>outputgap</i>	<i>outputgap.l2</i>	<i>-0.8074543</i>	<i>< 2e-16</i>

<i>outputgap</i>	<i>outputgap.l3</i>	-0.5147040	4.23e-09
<i>outputgap</i>	<i>outputgap.l4</i>	0.9174332	< 2e-16
<i>outputgap</i>	<i>outputgap.l5</i>	-0.4845917	7.03e-08
<i>outputgap</i>	<i>outputgap.l6</i>	0.0769536	0.082906

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	<i>fedfunds</i>	<i>d_inf_ann</i>	<i>outputgap</i>
<i>fedfunds</i>	1.00000	-0.12893	0.07006
<i>d_inf_ann</i>	-0.12893	1.00000	0.15993
<i>outputgap</i>	0.07006	0.15993	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.5: Diagnósticos del VAR A en muestra completa ($p = 6$)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.982078		
Autocorrelación	Portmanteau (asymptotic) χ^2	189.77	90	4.248e-09

Autocorrelación	Portmanteau (adjusted) χ^2	193.02	90	1.742e-09
Autocorrelación	Breusch–Godfrey (BG) χ^2	478.41	144	< 2.2e-16
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	1575.5	432	< 2.2e-16
Normalidad	Jarque–Bera (JB) multivariante χ^2	405462	6	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	3529.9	3	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	401932	3	< 2.2e-16

Panel B: Ljung–Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	2.00306e-09
d_inf_ann	0.962811
outputgap	0.00316975

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.6: Estimación del VAR B en muestra completa (p = 6)

Elemento	Valor
----------	-------

Variables endógenas	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	535
Log Likelihood	-1129.914
Raíz máxima (polinomio característico)	0.9820
RSE (energy_index)	0.07264
R ² ajustado (energy_index)	0.04568
RSE (d_inf_ann)	4.045
R ² ajustado (d_inf_ann)	0.2476
RSE (outputgap)	0.2333
R ² ajustado (outputgap)	0.9861
RSE (fedfunds)	0.4905
R ² ajustado (fedfunds)	0.9846

Panel A: Coeficientes seleccionados por ecuación (coeficiente y p valor)

Ecuación	Variable	Coefficiente	p valor
energy_index	energy_index.l1	0.1875966	6.15e-05
energy_index	energy_index.l2	-0.1121241	0.01877
energy_index	energy_index.l3	0.1431279	0.00288
energy_index	outputgap.l4	0.0648942	0.01912
energy_index	d_inf_ann.l5	-0.0017973	0.03118
d_inf_ann	energy_index.l1	13.54113	2.38e-07
d_inf_ann	d_inf_ann.l1	0.15758	0.000700
d_inf_ann	fedfunds.l1	1.59616	1.98e-05
d_inf_ann	fedfunds.l2	-1.10913	0.084864
d_inf_ann	d_inf_ann.l6	0.08188	0.059645
d_inf_ann	const	1.11331	0.000322
outputgap	d_inf_ann.l1	-0.0084189	0.00168

outputgap	outputgap.l1	1.7895619	< 2e-16
outputgap	fedfunds.l1	0.0485258	0.02362
outputgap	outputgap.l2	-0.7957610	< 2e-16
outputgap	outputgap.l3	-0.5274324	4.28e-09
outputgap	outputgap.l4	0.9249224	< 2e-16
outputgap	outputgap.l5	-0.4880057	9.65e-08
outputgap	outputgap.l6	0.0776197	0.08560
outputgap	d_inf_ann.l4	-0.0046344	0.08847
fedfunds	d_inf_ann.l1	0.014502	0.00992
fedfunds	outputgap.l1	0.196468	0.04058
fedfunds	fedfunds.l1	1.388622	< 2e-16
fedfunds	fedfunds.l2	-0.653267	4.95e-16
fedfunds	fedfunds.l3	0.240264	0.00408

fedfunds	fedfunds.I5	0.143747	0.06643
----------	-------------	----------	---------

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.00000	0.24052	0.21268	0.07164
d_inf_ann	0.24052	1.00000	0.16190	-0.12127
outputgap	0.21268	0.16190	1.00000	0.07100
fedfunds	0.07164	-0.12127	0.07100	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.7: Diagnósticos del VAR B en muestra completa (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.981982		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	286.39	160	3.304e-09
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	291.78	160	9.517e-10
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	663.83	256	< 2.2e-16

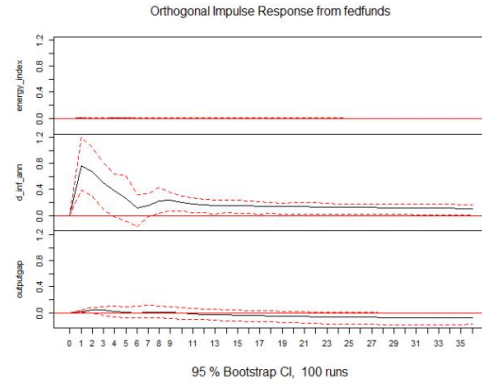
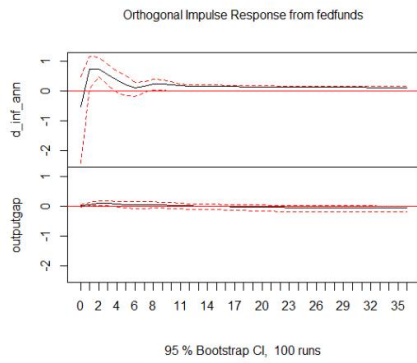
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	2758.1	1200	< 2.2e-16
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	700607	8	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	7536.6	4	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	693070	4	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.852599
d_inf_ann	0.976484
outputgap	0.00429578
fedfunds	2.83943e-09

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.1: IRF ortogonales ante un shock en los tipos de interés en el modelo sin energía y con energía



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.8: FEVD del VAR A en muestra completa.

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.0000000	0.0000000
d_inf_ann	0.01662169	0.9833783	0.0000000
outputgap	0.004908399	0.029029717	0.9660619

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.8675387	0.018698671	0.113762618
d_inf_ann	0.10116014	0.8710072	0.0278326143

outputgap	0.015087839	0.008219197	0.9766930
-----------	-------------	-------------	-----------

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.8172410	0.021392089	0.161366932
d_inf_ann	0.11155003	0.8589465	0.0295034605
outputgap	0.013871000	0.015463026	0.9706660

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.9: FEVD del VAR B completa.

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.05785011	0.9421499	0.000000000	0.000000000
outputgap	0.045233470	0.013021770	0.9417448	0.000000000
fedfunds	0.005132307	0.020358980	0.005512321	0.9689964

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.9629594	0.016661080	0.018047573	0.0023318983
d_inf_ann	0.13099467	0.7597114	0.02743479	0.08185916
outputgap	0.012443339	0.007688843	0.9779957	0.001872147
fedfunds	0.012973193	0.002374164	0.159698048	0.8249546

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.9626789	0.016712803	0.018270345	0.0023379555
d_inf_ann	0.12940909	0.7482729	0.03007211	0.09224593
outputgap	0.009290756	0.010728618	0.9703152	0.009665441
fedfunds	0.015307996	0.001874038	0.215299120	0.7675188

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.10: Identificación SVAR por Cholesky en VAR A Matriz estructural B

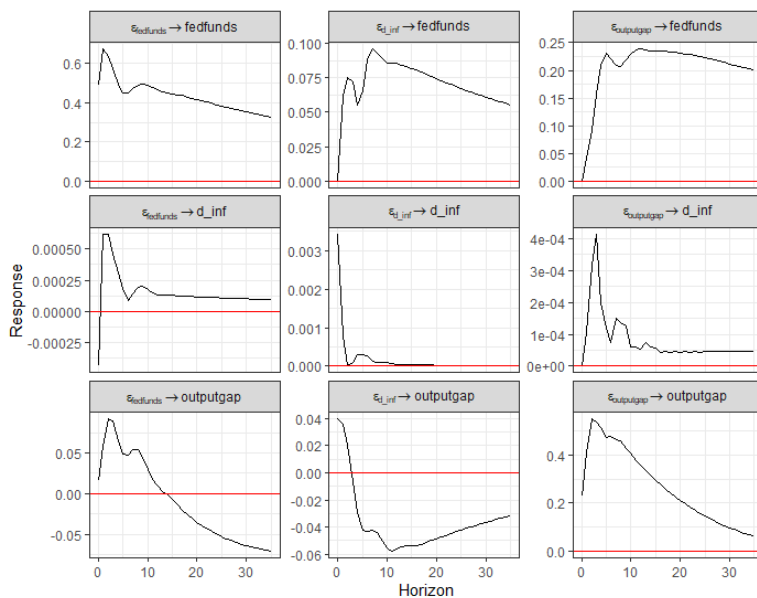
$$B \begin{pmatrix} 0.4886514838 & 0 \\ 0 & 0.01626437630 \\ -0.0004450558 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 535

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.4886514838	0.0000000000	0.000000
d_inf_ann	-0.0004450558	0.0034232390	0.000000
outputgap	0.0162643763	0.0395538600	0.228176

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.2: Funciones impulso respuesta SVAR Cholesky del VAR A ante shocks estructurales



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.11: Identificación SVAR por Cholesky en VAR B (p = 6) Matriz estructural B

Método: Cholesky Tamaño muestral: 535

$B =$

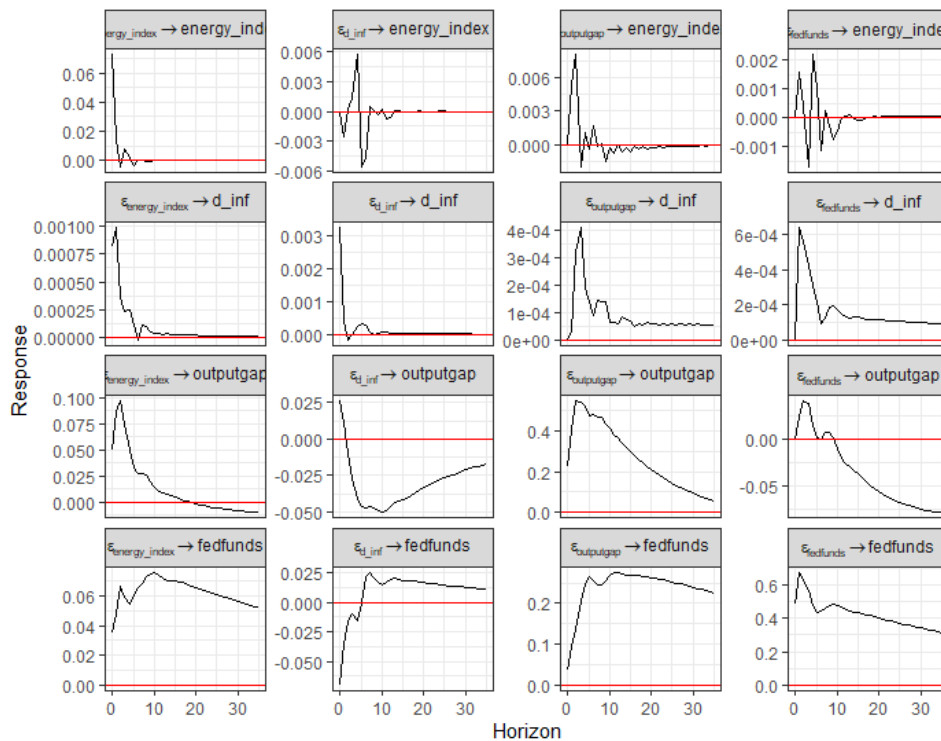
(0.07263963990000.00081074410.00327178000.04964220670.026608240.2264376800.0351341417-0.069983410.036419670.4828271)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.0726396399	0.00000000	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	0.0008107441	0.00327178	0.00000000	0.00000000
outputgap	0.0496422067	0.02660824	0.22643768	0.00000000

fedfunds	0.0351341417	-0.06998341	0.03641967	0.4828271
-----------------	--------------	-------------	------------	-----------

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.3: Funciones impulso respuesta SVAR Cholesky del VAR B ante shocks estructurales



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.12: Estimación del VAR A en subperiodo Volcker (p = 6)

Elemento	Valor
VARIABLES ENDÓGENAS	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	92
Log Likelihood	-407.094

Raíz máxima (polinomio característico)	0.9555
RSE (fedfunds)	1.137
R ² ajustado (fedfunds)	0.9101
RSE (d_inf_ann)	7.856
R ² ajustado (d_inf_ann)	0.06469
RSE (outputgap)	0.2047
R ² ajustado (outputgap)	0.9928

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.00000	-0.17693	0.04977
d_inf_ann	-0.17693	1.00000	0.46364
outputgap	0.04977	0.46364	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.13: Diagnósticos del VAR A en subperiodo Volcker (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.955523		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	91.454	99	0.6925

Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	102.55	99	0.3835
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	190.1	144	0.006045
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	442.71	432	0.3505
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	7688.1	6	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	517.38	3	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	7170.7	3	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	0.855975
d_inf_ann	0.999995
outputgap	0.78788

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.14: FEVD del VAR A en subperiodo Volcker (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.00000000	0.0000000000
d_inf_ann	0.03130289	0.9686971	0.0000000000
outputgap	0.002476677	0.23041528	0.7671080

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.7759584	0.05380562	0.1702360293
d_inf_ann	0.14759375	0.8014020	0.0510042097
outputgap	0.320883560	0.04083589	0.6382805

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.7106406	0.06546575	0.2238936621
d_inf_ann	0.14675651	0.7878887	0.0653547855
outputgap	0.647100080	0.03818574	0.3147142

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.15: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Volcker (p = 6) Matriz estructural B

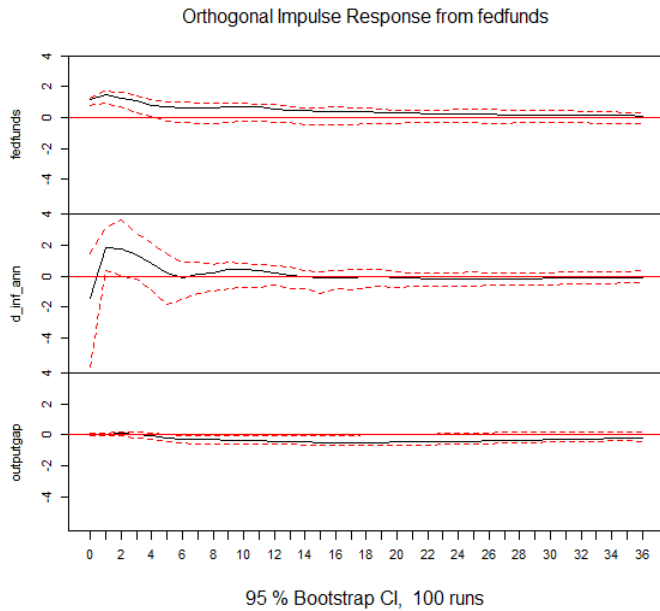
Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 92

$B = (1.1365181900 - 1.389993927.7324062900.010188080.098268220.1793022)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	1.13651819	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	-1.38999392	7.73240629	0.00000000
outputgap	0.01018808	0.09826822	0.1793022

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.4: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el subperiodo Volcker (VAR A, $p = 5$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.16: Estimación del VAR A con inflación anualizada en subperiodo Greenspan ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	216
Log Likelihood	-155.295

Raíz máxima del polinomio característico	0.9480
RSE fedfunds	0.1365
R ² ajustado fedfunds	0.9958
RSE d_inf_ann	2.442
R ² ajustado d_inf_ann	0.1503
RSE outputgap	0.09964
R ² ajustado outputgap	0.9940

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.0000	0.0853	-0.1372
d_inf_ann	0.0853	1.0000	-0.1049
outputgap	-0.1372	-0.1049	1.0000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.17: Diagnósticos del VAR A con inflación anualizada en subperiodo Greenspan ($p = 6$)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.948032		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	124.66	99	0.0416
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	130.58	99	0.01838
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	190.45	144	0.005757
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	494.71	432	0.01967
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	299.97	6	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	31.235	3	7.584e-07
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	268.73	3	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	0.956237
d_inf_ann	0.0115957
outputgap	0.801439

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.18: FEVD del VAR A con inflación anualizada en subperiodo Greenspan ($p = 6$, horizontes 1, 12 y 24)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.0000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.007276286	0.9927237	0.000000000
outputgap	0.018831451	0.008741405	0.9724271

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.5988174	0.0027071330	0.398475493
d_inf_ann	0.048058080	0.9243696	0.02757230
outputgap	0.017061919	0.039413985	0.9435241

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.3312266	0.0145361309	0.654237221

d_inf_ann	0.048506127	0.9159611	0.03553281
outputgap	0.030795758	0.049039777	0.9201645

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.19: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Greenspan (p = 6) Matriz estructural B

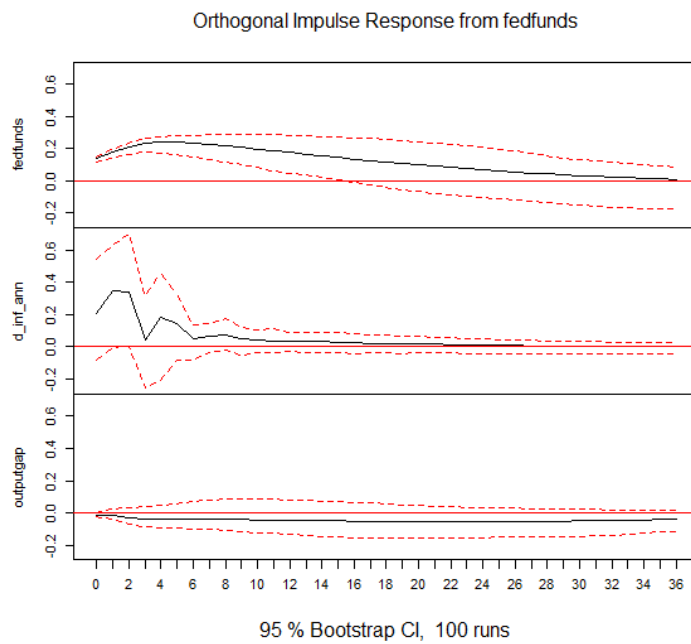
Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 216

$B = (0.13648813000.208320642.4332772570-0.01367384-0.0093162110.09826011)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.13648813	0.000000000	0.00000000
d_inf_ann	0.20832064	2.433277257	0.00000000
outputgap	-0.01367384	-0.009316211	0.09826011

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.5: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el subperiodo Greenspan (VAR A, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.20: Estimación del VAR A en subperiodo Bernanke ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	91
Log Likelihood	-74.264
Raíz máxima del polinomio característico	0.9298

RSE fedfunds	0.1034
R ² ajustado fedfunds	0.9928
RSE d_inf_ann	3.191
R ² ajustado d_inf_ann	0.4416
RSE outputgap	0.1381
R ² ajustado outputgap	0.9920

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.00000	0.30516	-0.14632
d_inf_ann	0.30516	1.00000	0.02556
outputgap	-0.14632	0.02556	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.21: Diagnósticos del VAR A en subperiodo Bernanke (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
--------	-------------	-------	----	---------

Estabilidad	max root	0.929817		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	123.03	99	0.05123
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	136.82	99	0.007107
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	228.39	144	9.476e-06
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	464.45	432	0.1357
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	783.21	6	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	98.109	3	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	685.1	3	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	0.922561
d_inf_ann	0.639011
outputgap	0.848886

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.22: FEVD del VAR A en subperiodo Bernanke (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.09312013	0.9068799	0.00000000
outputgap	0.02140828	0.005435433	0.9731563

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.5050186	0.168208282	0.326773150
d_inf_ann	0.20245065	0.5573968	0.24015251
outputgap	0.02059636	0.033653266	0.9457504

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.4910800	0.219261922	0.289658044
d_inf_ann	0.19785322	0.5301235	0.27202324

outputgap	0.01848445	0.068407448	0.9131081
-----------	------------	-------------	-----------

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.23: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Bernanke (p = 6) Matriz estructural B

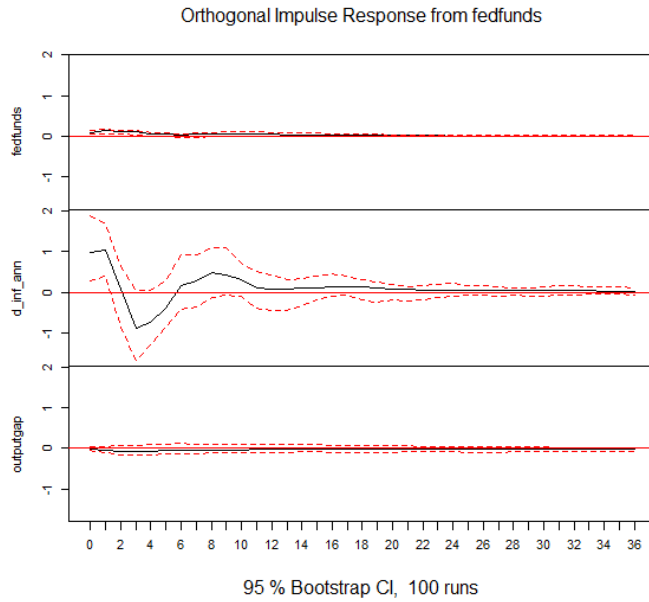
Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 91

$B = (0.10340309000.973894913.039241420-0.020210720.010183760.1362643)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.10340309	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	0.97389491	3.03924142	0.00000000
outputgap	-0.02021072	0.01018376	0.1362643

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.6: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo Bernanke (VAR A, p = 6)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.24: Estimación del VAR A en subperiodo Yellen ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	43
Log Likelihood	76.61
Raíz máxima del polinomio característico	1.0270
RSE fedfunds	0.05994

R ² ajustado fedfunds	0.9930
RSE d_inf_ann	1.685
R ² ajustado d_inf_ann	0.3012
RSE outputgap	0.04913
R ² ajustado outputgap	0.9934

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.000000	-0.252866	0.007777
d_inf_ann	-0.252866	1.000000	0.049648
outputgap	0.007777	0.04965	1.000000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.25: Diagnósticos del VAR A en subperiodo Yellen (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	1.027376		

Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	88.112	99	0.7753
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	113.85	99	0.146
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	129.0	144	0.8097
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	186.0	432	1.0000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	13.151	6	0.04071
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	3.3384	3	0.3423
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	9.8122	3	0.02023

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	0.494105
d_inf_ann	0.234978
outputgap	0.518886

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.26: FEVD del VAR A en subperiodo Yellen (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.06394107	0.9360589	0.000000000
outputgap	0.00006047651	0.0028460384	0.9970935

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.9777099	0.002541248	0.019748864
d_inf_ann	0.08625473	0.5264484	0.387296902
outputgap	0.3306674	0.0215827866	0.6477499

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.9813675	0.001059931	0.017572609
d_inf_ann	0.08199879	0.4924467	0.425554497
outputgap	0.5421870	0.0148609125	0.4429521

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.27: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Yellen (p = 6)
Matriz estructural B

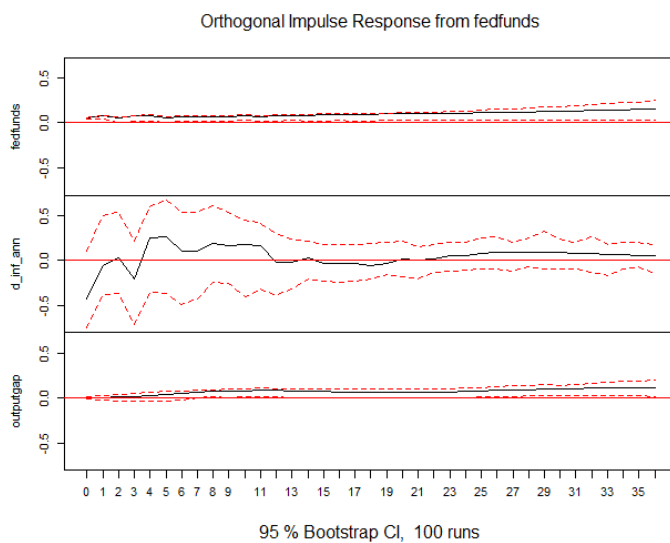
Método: Cholesky Tamaño muestral: 43

$B = (0.0599388500 -0.426098771.63031646900.000382070.0026210180.04905887)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.05993885	0.000000000	0.00000000
d_inf_ann	-0.42609877	1.630316469	0.00000000
outputgap	0.00038207	0.002621018	0.04905887

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.7: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo Yellen (VAR A, p = 5)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.28: Estimación del VAR A en subperiodo Powell (p = 6)

Elemento	Valor
VARIABLES ENDÓGENAS	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	74
Log Likelihood	-135.211
Raíz máxima del polinomio característico	0.9598
RSE fedfunds	0.1332
R ² ajustado fedfunds	0.9963
RSE d_inf_ann	2.502
R ² ajustado d_inf_ann	0.5388
RSE outputgap	0.4084
R ² ajustado outputgap	0.9560

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.0000	0.2959	0.1210
d_inf_ann	0.2959	1.0000	0.2083
outputgap	0.1210	0.2083	1.0000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.29: Diagnósticos del VAR A con inflación anualizada en subperiodo Powell (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.959829		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	100.71	99	0.4334
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	113.35	99	0.1535
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	197.34	144	0.002118
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	372.00	432	0.9831
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	387.71	6	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	57.303	3	2.215e-12

Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	330.41	3	< 2.2e-16
------------	---------------------------------	--------	---	-----------

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	0.909272
d_inf_ann	0.394306
outputgap	0.709551

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.30: FEVD del VAR A en subperiodo Powell (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.000000000	0.0000000
d_inf_ann	0.08756295	0.9124371	0.0000000
outputgap	0.01463719	0.03262304	0.9527398

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
----------	----------------	-----------------	-----------------

fedfunds	0.5627905	0.353027155	0.08418238
d_inf_ann	0.16820177	0.4925780	0.3392203
outputgap	0.06425040	0.18585449	0.7498951

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.4389212	0.466361627	0.09471716
d_inf_ann	0.19147541	0.4869960	0.3215286
outputgap	0.08455995	0.21331441	0.7021256

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.31: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Powell (p = 6) Matriz estructural B

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 74

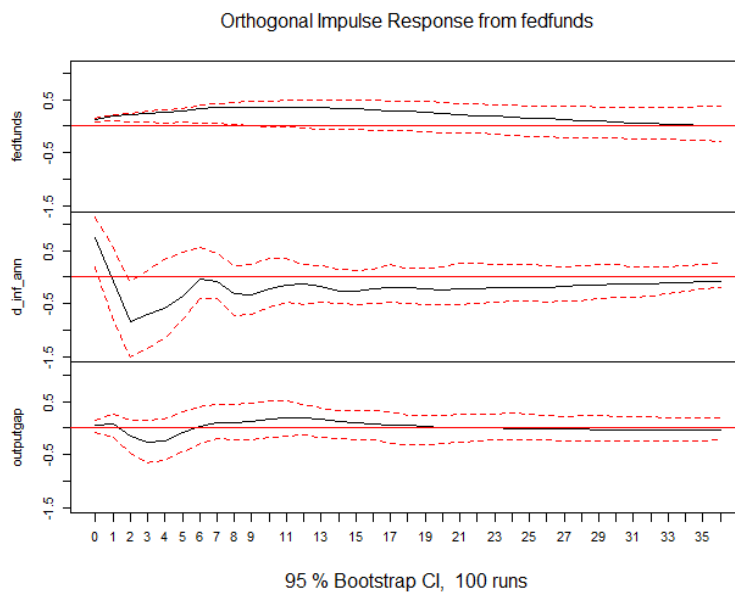
$B = (0.13324819000.740257532.3895938700.049406280.073759090.3986029)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.13324819	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	0.74025753	2.38959387	0.00000000

outputgap	0.04940628	0.07375909	0.3986029
------------------	------------	------------	-----------

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.8: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo Powell (VAR A, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.32: Estimación del VAR B en subperiodo Volcker ($p = 6$)

Elemento	Valor
VARIABLES ENDÓGENAS	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	92

Log Likelihood	-196.42
Raíz máxima del polinomio característico	0.9332
RSE energy_index	0.03666
R ² ajustado energy_index	0.2605
RSE d_inf_ann	7.878
R ² ajustado d_inf_ann	0.05959
RSE outputgap	0.2066
R ² ajustado outputgap	0.9926
RSE fedfunds	1.13
R ² ajustado fedfunds	0.9111

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.00000	-0.3697	-0.39598	0.33909
d_inf_ann	-0.3697	1.00000	0.44237	-0.24142

outputgap	-0.39598	0.44237	1.00000	0.02822
fedfunds	0.33909	-0.24142	0.02822	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.33: Diagnósticos del VAR B en subperiodo Volcker (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.933240		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	180.62	176	0.3899
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	201.38	176	0.09214
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	337.53	256	0.0004699
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	800	1200	1.0000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	4352.3	8	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	343.58	4	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	4008.7	4	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.832599
d_inf_ann	0.999996
outputgap	0.806764
fedfunds	0.7006

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.34: FEVD del VAR B en subperiodo Volcker ($p = 6$)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.0000000	0.0000000	0.0000000
d_inf_ann	0.1367097	0.8632903	0.0000000	0.0000000
outputgap	0.1568007	0.101465914	0.7417334	0.0000000
fedfunds	0.1149815	0.015599418	0.05516530	0.8142538

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.7450261	0.2143770	0.0225949700	0.018001848
d_inf_ann	0.1903089	0.6979114	0.0663311793	0.04544855
outputgap	0.1578963	0.005928118	0.4858877	0.3502878976
fedfunds	0.1907003	0.005313533	0.32322277	0.4807634

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.7432175	0.2144046	0.0236859446	0.018692010
d_inf_ann	0.1927361	0.6921239	0.0686318212	0.04650817
outputgap	0.2262431	0.003857851	0.3132913	0.4566077877
fedfunds	0.2721454	0.004754203	0.31028523	0.4128151

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.35: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Volcker (p = 6) Matriz estructural B

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 92

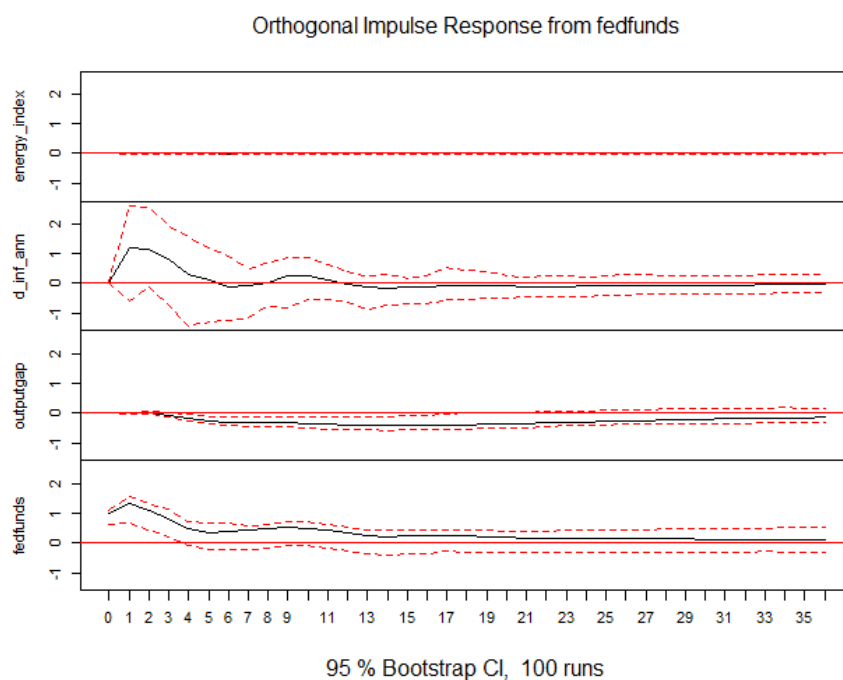
B =

(0.03665941000-2.912727857.3194543100-0.081794430.065797570.177899100.38319969-0.141144960.26542641.019744)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.03665941	0.00000000	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	-2.91272785	7.31945431	0.00000000	0.00000000
outputgap	-0.08179443	0.06579757	0.1778991	0.00000000
fedfunds	0.38319969	-0.14114496	0.2654264	1.019744

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.9: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo Volcker (VAR B, $\rho = 5$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.36: Estimación del VAR B en subperiodo Greenspan ($p = 6$)

Elemento	Valor
VARIABLES ENDÓGENAS	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	216
Log Likelihood	153.775
Raíz máxima del polinomio característico	0.9475
RSE energy_index	0.07107
R ² ajustado energy_index	0.07949
RSE d_inf_ann	2.424
R ² ajustado d_inf_ann	0.1630
RSE outputgap	0.09921
R ² ajustado outputgap	0.9940

RSE fedfunds	0.1376
R ² ajustado fedfunds	0.9957

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.00000	0.44139	-0.06095	0.10465
d_inf_ann	0.44139	1.00000	-0.11285	0.09681
outputgap	-0.06095	-0.11285	1.00000	-0.13792
fedfunds	0.10465	0.09681	-0.13792	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.37: Diagnósticos del VAR B en subperiodo Greenspan ($p = 6$)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.947460		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	215.55	176	0.02258
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	226.05	176	0.00648

Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	323.58	256	0.002659
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	1278.8	1200	0.05621
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	258.91	8	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	33.635	4	8.853e-07
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	225.28	4	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.0342657
d_inf_ann	0.00485004
outputgap	0.925854
fedfunds	0.920738

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.38: FEVD del VAR B en subperiodo Greenspan (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.000000000	0.00000000	0.000000000
d_inf_ann	0.1948235	0.8051765	0.00000000	0.000000000
outputgap	0.0037148518	0.009173840	0.9871113	0.0000000000
fedfunds	0.010951477	0.003181829	0.016119966	0.9697467

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.8987871	0.045372762	0.03791313	0.017927037
d_inf_ann	0.2330069	0.6989474	0.03393570	0.034110060
outputgap	0.0009970392	0.092025286	0.9065538	0.0004238521
fedfunds	0.007074659	0.004607644	0.289526388	0.6987913

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
-----------------	-------------------------------	----------------------------	----------------------------	---------------------------

energy_index	0.8965744	0.045918765	0.03807330	0.019433487
d_inf_ann	0.2309138	0.6930502	0.04055638	0.035479626
outputgap	0.0007666820	0.126774244	0.8682371	0.0042219571
fedfunds	0.006352832	0.031902997	0.524036097	0.4377081

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.39: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Greenspan (p = 6) Matriz estructural B

Método: Cholesky Tamaño muestral: 216

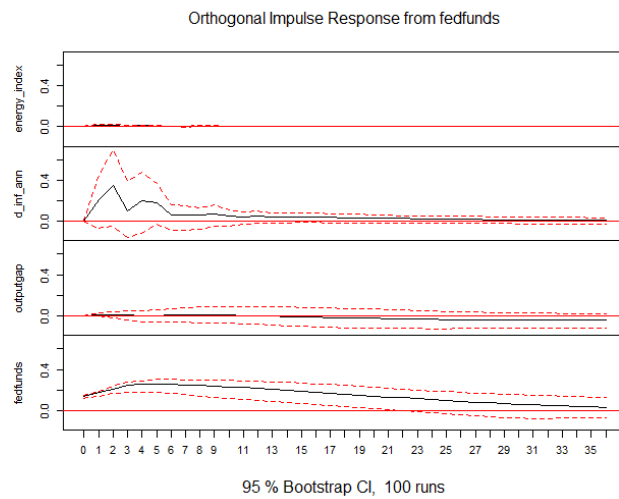
B =

(0.0710662490001.0698454152.17493317800-0.006047084-0.0095027840.0985730800.0143961280.007759751-0.017465920.1354686)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.071066249	0.000000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	1.069845415	2.174933178	0.000000000	0.000000000
outputgap	-0.006047084	-0.009502784	0.09857308	0.000000000
fedfunds	0.014396128	0.007759751	-0.01746592	0.1354686

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.10: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el subperiodo Greenspan (VAR B, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.40: Estimación del VAR B en subperiodo Bernanke ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	91
Log Likelihood	93.353
Raíz máxima del polinomio característico	0.9337
RSE energy_index	0.06402

R ² ajustado energy_index	0.1816
RSE d_inf_ann	3.049
R ² ajustado d_inf_ann	0.4904
RSE outputgap	0.1386
R ² ajustado outputgap	0.9920
RSE fedfunds	0.1030
R ² ajustado fedfunds	0.9929

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.00000	0.55323	0.28772	0.01831
d_inf_ann	0.55323	1.00000	0.01431	0.24223
outputgap	0.28772	0.01431	1.00000	-0.17544
fedfunds	0.01831	0.24223	-0.17544	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.41: Diagnósticos del VAR B en subperiodo Bernanke (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.933721		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	186.68	176	0.2764
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	209.07	176	0.04474
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	351.15	256	7.151e-05
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	790	1200	1.0000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	560.09	8	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	62.768	4	7.594e-13
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	497.33	4	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.942567
d_inf_ann	0.90155
outputgap	0.816908

fedfunds	0.807443
----------	----------

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.42: FEVD del VAR B en subperiodo Bernanke ($p = 6$)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.3060682	0.6939318	0.000000000	0.000000000
outputgap	0.08278189	0.03024208	0.8869760	0.000000000
fedfunds	0.0003351832	0.07763270	0.01971866	0.9023135

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.8072982	0.040042851	0.081041139	0.071617782
d_inf_ann	0.3584027	0.3745017	0.1461365176	0.12095910
outputgap	0.10753825	0.26752739	0.6178735	0.0070608436

fedfunds	0.0469501669	0.15106706	0.11929691	0.6826859
----------	--------------	------------	------------	-----------

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.7434971	0.064853494	0.124938274	0.066711148
d_inf_ann	0.3508101	0.3699859	0.1621382677	0.11706574
outputgap	0.09558092	0.32551582	0.5617940	0.0171092946
fedfunds	0.0533843563	0.15136615	0.11013393	0.6851156

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.43: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Bernanke (p = 5) Matriz estructural B

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 91

$B =$

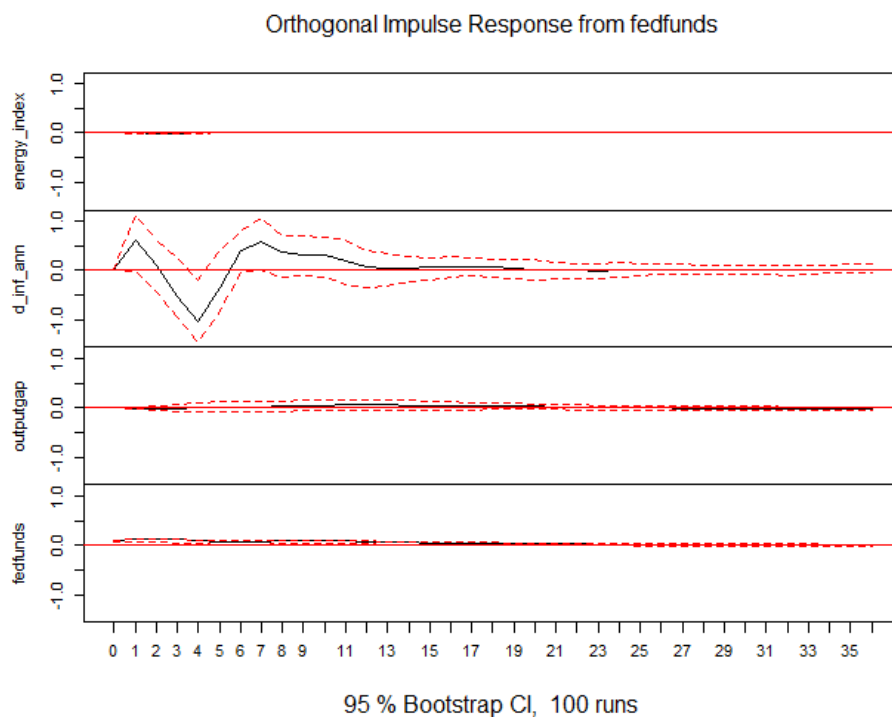
(0.0640237410001.6867838292.53985371000.039880522-0.024104550.1305416500.0018857290.02869858-0.014463610.09784008)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.064023741	0.00000000	0.00000000	0.00000000

d_inf_ann	1.686783829	2.53985371	0.00000000	0.00000000
outputgap	0.039880522	-0.02410455	0.13054165	0.00000000
fedfunds	0.001885729	0.02869858	-0.01446361	0.09784008

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.11: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el subperiodo Bernanke (VAR B, $p = 5$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.44: Estimación del VAR B en subperiodo Yellen ($p = 6$)

Elemento	Valor
----------	-------

Variables endógenas	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	43
Log Likelihood	159.696
Raíz máxima del polinomio característico	1.0330
RSE energy_index	0.07249
R ² ajustado energy_index	-0.2847
RSE d_inf_ann	1.75
R ² ajustado d_inf_ann	0.2466
RSE outputgap	0.05119
R ² ajustado outputgap	0.9928
RSE fedfunds	0.06323
R ² ajustado fedfunds	0.9923

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.000000	0.546878	-0.098433	-0.003124
d_inf_ann	0.546878	1.000000	0.147279	-0.221510
outputgap	-0.098433	0.147279	1.000000	0.008374
fedfunds	-0.003124	-0.221510	0.008374	1.000000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.45: Diagnósticos del VAR B en subperiodo Yellen (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	1.033112		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	158.34	176	0.826
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	202.77	176	0.08145
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	172.0	256	1.000
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	310.0	1200	1.000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	6.9029	8	0.5471

Normalidad	Skewness multivariante χ^2	0.90804	4	0.9234
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	5.9949	4	0.1995

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.974881
d_inf_ann	0.0537468
outputgap	0.218726
fedfunds	0.426088

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.46: FEVD del VAR B en subperiodo Yellen (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.0000000	0.0000000	0.0000000
d_inf_ann	0.2990752	0.7009248	0.0000000	0.0000000

outputgap	0.009689025	0.05770258	0.9326084	0.000000000
fedfunds	0.000009760146	0.068927203	0.005425372	0.9256377

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.7492733	0.06150424	0.130928991	0.058293489
d_inf_ann	0.2055915	0.4311081	0.3035453	0.059755024
outputgap	0.144898582	0.02267340	0.5385921	0.293835960
fedfunds	0.09177015	0.006479813	0.006617721	0.8951323

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.7235379	0.06353814	0.153275885	0.059648067
d_inf_ann	0.1960657	0.3858910	0.3614785	0.056564825
outputgap	0.098434610	0.01609809	0.3891632	0.496304151

fedfunds	0.09710847	0.002338157	0.002319245	0.8982341
----------	------------	-------------	-------------	-----------

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.47: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Yellen ($p = 6$) Matriz estructural B

Método: Cholesky Tamaño muestral: 43

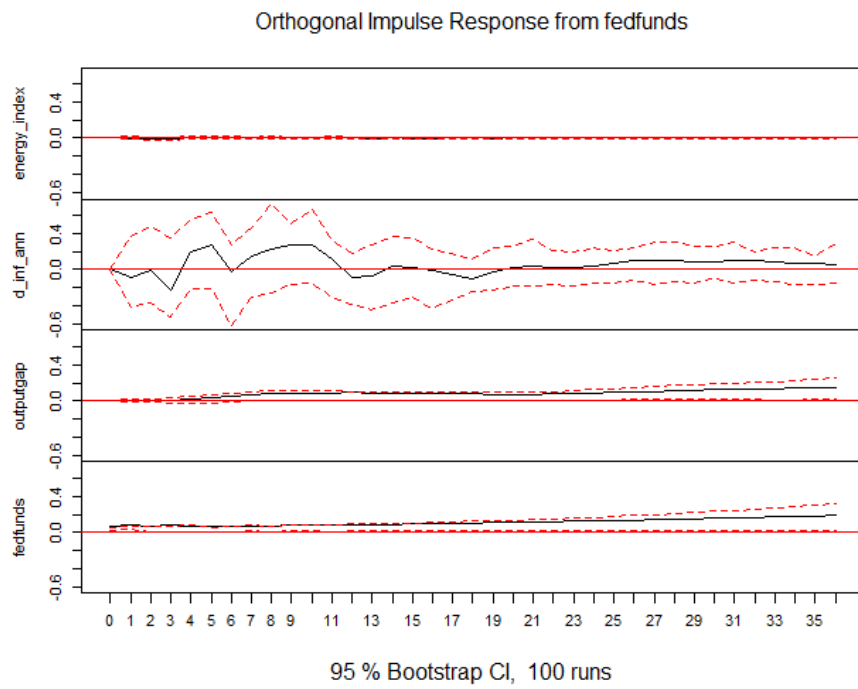
$B =$

(0.07249112510000.95685237631.4648408400-0.00503833030.012295440.0494306430-0.0001975465-0.016601080.0046575330.06083614)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.0724911251	0.00000000	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	0.9568523763	1.46484084	0.00000000	0.00000000
outputgap	-0.0050383303	0.01229544	0.049430643	0.00000000
fedfunds	-0.0001975465	-0.01660108	0.004657533	0.06083614

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.12: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo Yellen (VAR B, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.48: Estimación del VAR B en subperiodo Powell ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	74
Log Likelihood	-41.385
Raíz máxima del polinomio característico	0.9563

RSE energy_index	0.09506
R ² ajustado energy_index	0.3140
RSE d_inf_ann	2.49
R ² ajustado d_inf_ann	0.5431
RSE outputgap	0.4189
R ² ajustado outputgap	0.9537
RSE fedfunds	0.1379
R ² ajustado fedfunds	0.9961

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.0000	0.2148	0.3709	0.1994
d_inf_ann	0.2148	1.0000	0.1698	0.2878
outputgap	0.3709	0.1698	1.0000	0.1038
fedfunds	0.1994	0.2878	0.1038	1.0000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.49: Diagnósticos del VAR B en subperiodo Powell (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.956306		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	200.15	176	0.1024
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	230.05	176	0.003856
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	296	256	0.04341
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	620	1200	1.0000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	178.02	8	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	38.929	4	7.205e-08
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	139.09	4	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.0984614
d_inf_ann	0.584197

outputgap	0.358693
fedfunds	0.943609

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.50: FEVD del VAR B en subperiodo Powell ($p = 6$)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.00000000	0.00000000	0.000000000
d_inf_ann	0.04614746	0.9538525	0.0000000	0.00000000
outputgap	0.1375648	0.008524132	0.8539111	0.0000000000
fedfunds	0.03976235	0.06291882	0.00005200315	0.8972668

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.5981815	0.11402497	0.12931165	0.158481918
d_inf_ann	0.11370387	0.4258072	0.2737974	0.18669152

outputgap	0.1427408	0.121337634	0.6339327	0.1019888945
fedfunds	0.21049282	0.46726395	0.06125023	0.2609930

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.5902495	0.12202528	0.13000434	0.157720875
d_inf_ann	0.12081186	0.4331366	0.2579910	0.18806056
outputgap	0.1483575	0.156155576	0.5946118	0.1008750458
fedfunds	0.23311321	0.54883232	0.06613979	0.1519147

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.51: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo Powell (p = 6) Matriz estructural B

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 74

$B =$

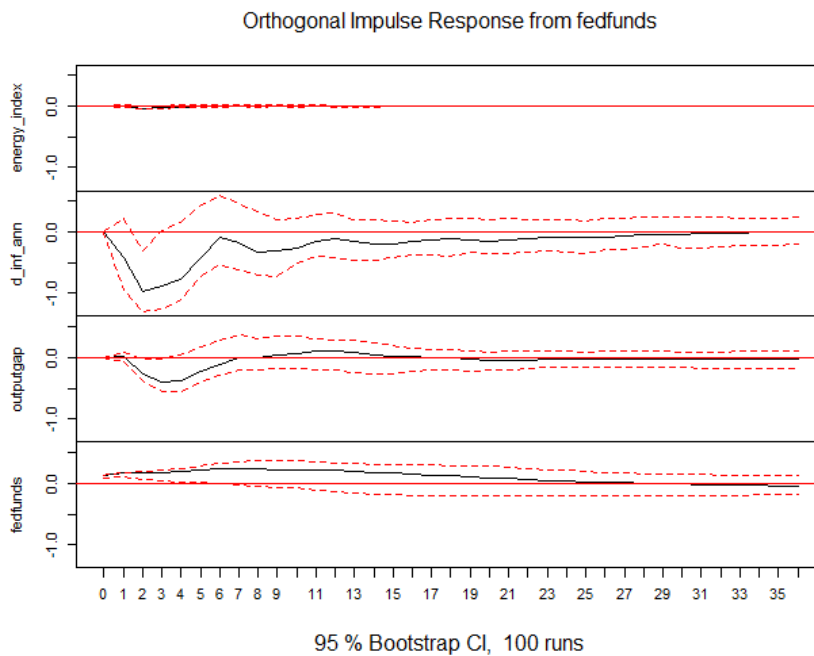
(0.095063610000.534921842.43196345000.155365460.038674600.387085686500.027500520.034593550.00099453410.1306368)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
-----------------------------------	---------	---------	---------	---------

energy_index	0.09506361	0.00000000	0.0000000000	0.00000000
d_inf_ann	0.53492184	2.43196345	0.0000000000	0.00000000
outputgap	0.15536546	0.03867460	0.3870856865	0.00000000
fedfunds	0.02750052	0.03459355	0.0009945341	0.1306368

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.13: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo Powell (VAR B, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.52: Estimación del VAR A en subperiodo pre COVID ($p = 6$)

Elemento	Valor
----------	-------

Variables endógenas	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	482
Log Likelihood	-1696.314
Raíz máxima del polinomio característico	0.9878
RSE fedfunds	0.5101
R ² ajustado fedfunds	0.9846
RSE d_inf_ann	4.185
R ² ajustado d_inf_ann	0.2322
RSE outputgap	0.2417
R ² ajustado outputgap	0.9852

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.00000	-0.12309	0.07001

d_inf_ann	-0.12309	1.00000	0.16234
outputgap	0.07001	0.16234	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.53: Diagnósticos del VAR A en subperiodo pre COVID (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.987827		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	167.25	99	2.182e-05
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	170.41	99	1.09e-05
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	364.32	144	< 2.2e-16
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	1484.4	432	< 2.2e-16
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	356708	6	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	3496.4	3	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	353211	3	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	2.17365e-07
d_inf_ann	0.991086
outputgap	0.014675

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.54: FEVD del VAR A en subperiodo pre COVID ($p = 6$)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.01515110	0.9848489	0.000000000
outputgap	0.004902043	0.029676997	0.9654210

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.8607287	0.011133130	0.128138206
d_inf_ann	0.11683195	0.8597588	0.023409274

outputgap	0.007823169	0.014222697	0.9779541
-----------	-------------	-------------	-----------

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.8122290	0.008486993	0.179284055
d_inf_ann	0.13281806	0.8414627	0.025719233
outputgap	0.010676267	0.023030505	0.9662932

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

**Cuadro A.55: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo pre COVID
(p = 6) Matriz estructural B**

Método: Cholesky

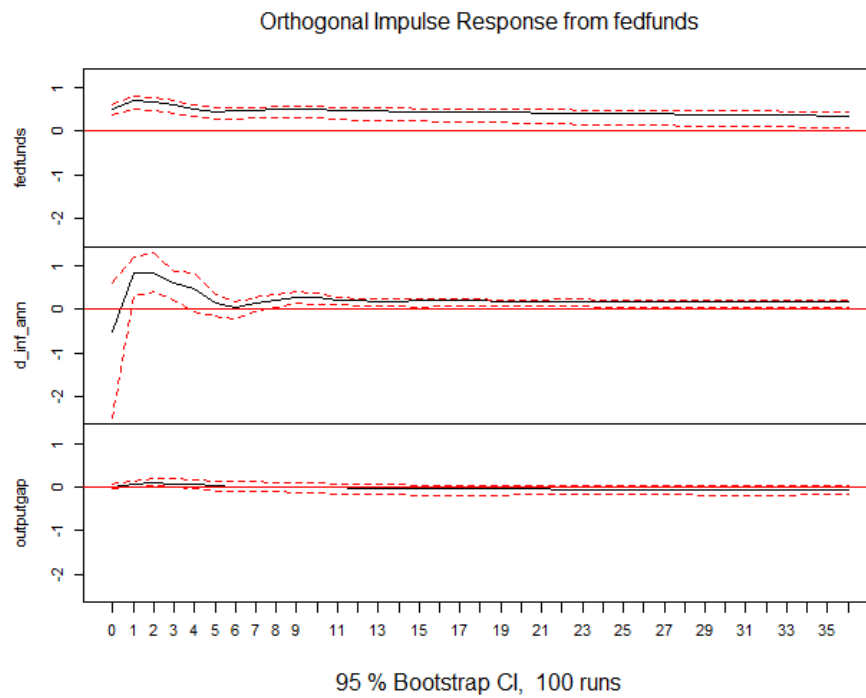
Tamaño muestral: 482

$B = (0.5101367200-0.515102714.1529488400.016923480.041640030.2374977)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.51013672	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	-0.51510271	4.15294884	0.00000000
outputgap	0.01692348	0.04164003	0.2374977

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.14: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en *fedfunds* en el subperiodo pre COVID (VAR A, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.56: Estimación del VAR A en subperiodo post COVID ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	fedfunds, d_inf_ann, outputgap
Determinísticos	const
Tamaño muestral	49
Log Likelihood	5.665

Raíz máxima del polinomio característico	0.9191
RSE fedfunds	0.09035
R ² ajustado fedfunds	0.9978
RSE d_inf_ann	2.551
R ² ajustado d_inf_ann	0.4524
RSE outputgap	0.1074
R ² ajustado outputgap	0.8822

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	fedfunds	d_inf_ann	outputgap
fedfunds	1.00000	0.36585	0.01175
d_inf_ann	0.36585	1.00000	0.12978
outputgap	0.01175	0.12978	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.57: Diagnósticos del VAR A en subperiodo post COVID (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.919098		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	112.13	99	0.1731
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	137.98	99	0.005895
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	147	144	0.415
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	222	432	1.000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	3.8321	6	0.6994
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	3.4075	3	0.333
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	0.42457	3	0.9351

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
fedfunds	0.259855
d_inf_ann	0.518521
outputgap	0.109326

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.58: FEVD del VAR A en subperiodo post COVID ($p = 6$)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	1.0000000	0.000000000	0.00000000
d_inf_ann	0.1338443	0.8661557	0.000000000
outputgap	0.0001381352	0.018178742	0.9816831

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.7654326	0.037436081	0.19713137
d_inf_ann	0.2066142	0.6902997	0.103086113
outputgap	0.0144118779	0.064847392	0.9207407

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock fedfunds	Shock d_inf_ann	Shock outputgap
fedfunds	0.7889880	0.064231714	0.14678033

d_inf_ann	0.2303104	0.6683683	0.101321239
outputgap	0.0468612982	0.071352630	0.8817861

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.59: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo post COVID (p = 6) Matriz estructural B

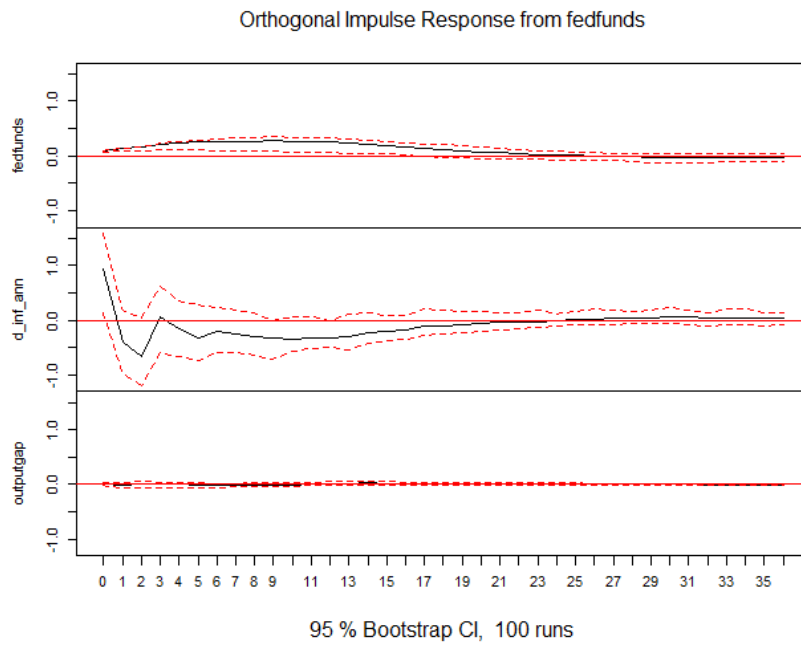
Método: Cholesky Tamaño muestral: 49

$B = (0.090350232000.9333287652.3742838200.0012627240.014485660.1064491)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3
fedfunds	0.090350232	0.00000000	0.00000000
d_inf_ann	0.933328765	2.37428382	0.00000000
outputgap	0.001262724	0.01448566	0.1064491

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.15: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo post COVID (VAR A, p = 6)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.60: Estimación del VAR B en subperiodo pre COVID ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds
Determinísticos	const
Tamaño muestral	482
Log Likelihood	-1051.262
Raíz máxima del polinomio característico	0.9878
RSE energy_index	0.07078

R ² ajustado energy_index	0.04432
RSE d_inf_ann	4.089
R ² ajustado d_inf_ann	0.2670
RSE outputgap	0.2427
R ² ajustado outputgap	0.9851
RSE fedfunds	0.5120
R ² ajustado fedfunds	0.9844

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
energy_index	1.00000	0.23781	0.23171	0.09276
d_inf_ann	0.23781	1.00000	0.16229	-0.11633
outputgap	0.23171	0.16229	1.00000	0.07184
fedfunds	0.09276	-0.11633	0.07184	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.61: Diagnósticos del VAR B en subperiodo pre COVID (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.987814		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	266.21	176	1.316e-05
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	271.71	176	4.816e-06
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	587.56	256	< 2.2e-16
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	2632.3	1200	< 2.2e-16
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	649217	8	< 2.2e-16
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	7552.8	4	< 2.2e-16
Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	641665	4	< 2.2e-16

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.527461
d_inf_ann	0.980917
outputgap	0.0156527

fedfunds	4.17134e-07
----------	-------------

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.62: FEVD del VAR B en subperiodo pre COVID ($p = 6$)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000
d_inf_ann	0.05655526	0.9434447	0.000000000	0.000000000
outputgap	0.05368768	0.012178736	0.9341336	0.000000000
fedfunds	0.008604957	0.020300065	0.004672723	0.9664223

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.9557346	0.019209971	0.019421437	0.005633984
d_inf_ann	0.12448018	0.7621571	0.02137497	0.09198773
outputgap	0.01725535	0.014129032	0.9629877	0.005627937

fedfunds	0.025371789	0.003107756	0.167318896	0.8042016
----------	-------------	-------------	-------------	-----------

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.9554066	0.019211659	0.019689117	0.005692594
d_inf_ann	0.12233074	0.7453822	0.02501743	0.10726964
outputgap	0.01308489	0.018862117	0.9496169	0.018436082
fedfunds	0.026588840	0.003814327	0.226618279	0.7429786

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.63: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo pre COVID (p = 6) Matriz estructural B

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 482

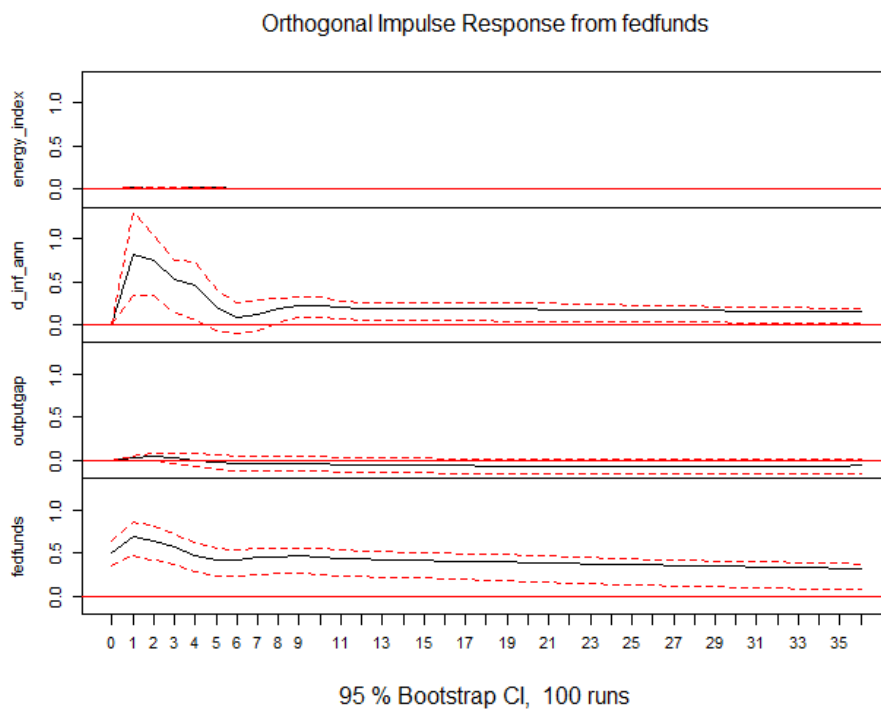
$B=(0.070781440000.972409273.97164884000.056232230.026782380.2345592200.04749039-0.072942410.034995840.503286)$

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.07078144	0.00000000	0.00000000	0.000000
d_inf_ann	0.97240927	3.97164884	0.00000000	0.000000

outputgap	0.05623223	0.02678238	0.23455922	0.000000
fedfunds	0.04749039	-0.07294241	0.03499584	0.503286

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.16: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo pre COVID (VAR B, $p = 6$)



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.64: Estimación del VAR B en subperiodo post COVID ($p = 6$)

Elemento	Valor
Variables endógenas	energy_index, d_inf_ann, outputgap, fedfunds

Determinísticos	const
Tamaño muestral	49
Log Likelihood	78.553
Raíz máxima del polinomio característico	0.9315
RSE energy_index	0.08531
R ² ajustado energy_index	0.1680
RSE d_inf_ann	2.545
R ² ajustado d_inf_ann	0.4550
RSE outputgap	0.1133
R ² ajustado outputgap	0.8689
RSE fedfunds	0.09228
R ² ajustado fedfunds	0.9977

Panel B: Matriz de correlaciones de residuos

	energy_index	d_inf_ann	outputgap	fedfunds
--	---------------------	------------------	------------------	-----------------

energy_index	1.00000	0.02817	0.04934	0.11694
d_inf_ann	0.02817	1.00000	0.18931	0.29579
outputgap	0.04934	0.18931	1.00000	0.05778
fedfunds	0.11694	0.29579	0.05778	1.00000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.65: Diagnósticos del VAR B en subperiodo post COVID (p = 6)

Bloque	Estadístico	Valor	gl	p valor
Estabilidad	max root	0.931472		
Autocorrelación	Portmanteau asymptotic χ^2	195.05	176	0.1548
Autocorrelación	Portmanteau adjusted χ^2	241.11	176	0.0008148
Autocorrelación	Breusch Godfrey BG χ^2	196	256	0.9979
Heterocedasticidad	ARCH multivariante χ^2	370	1200	1.0000
Normalidad	Jarque Bera JB multivariante χ^2	2.7353	8	0.9499
Normalidad	Skewness multivariante χ^2	1.5835	4	0.8118

Normalidad	Kurtosis multivariante χ^2	1.1518	4	0.8860
------------	---------------------------------	--------	---	--------

Panel B: Ljung Box por ecuación (lag = 24)

Ecuación	p valor
energy_index	0.0908976
d_inf_ann	0.388336
outputgap	0.0921349
fedfunds	0.0852093

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Cuadro A.66: FEVD del VAR B en subperiodo post COVID (p = 6)

Panel A: FEVD en el horizonte 1

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	1.0000000	0.0000000	0.0000000	0.0000000
d_inf_ann	0.0007935874	0.9992064	0.0000000000	0.0000000
outputgap	0.002434445	0.03534249	0.9622231	0.0000000000

fedfunds	0.01367493	0.08562224	0.00000934264	0.9006935
----------	------------	------------	---------------	-----------

Panel B: FEVD en el horizonte 12

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.7062029	0.16277377	0.05147193	0.079551382
d_inf_ann	0.1370269273	0.6853927	0.1058992989	0.07168105
outputgap	0.044136101	0.09138635	0.8409195	0.0235580963
fedfunds	0.06718299	0.17911780	0.2531883	0.5005109

Panel C: FEVD en el horizonte 24

Variable	Shock energy_index	Shock d_inf_ann	Shock outputgap	Shock fedfunds
energy_index	0.6841767	0.16820699	0.06576281	0.081853545
d_inf_ann	0.1316372875	0.6802239	0.1058451863	0.08229358
outputgap	0.045435705	0.10684387	0.8046411	0.0430793208
fedfunds	0.06053285	0.24415775	0.1937936	0.5015158

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

**Cuadro A.67: Identificación SVAR por Cholesky en subperiodo post COVID
(p = 6) Matriz estructural B**

Método: Cholesky **Tamaño muestral:** 49

B =

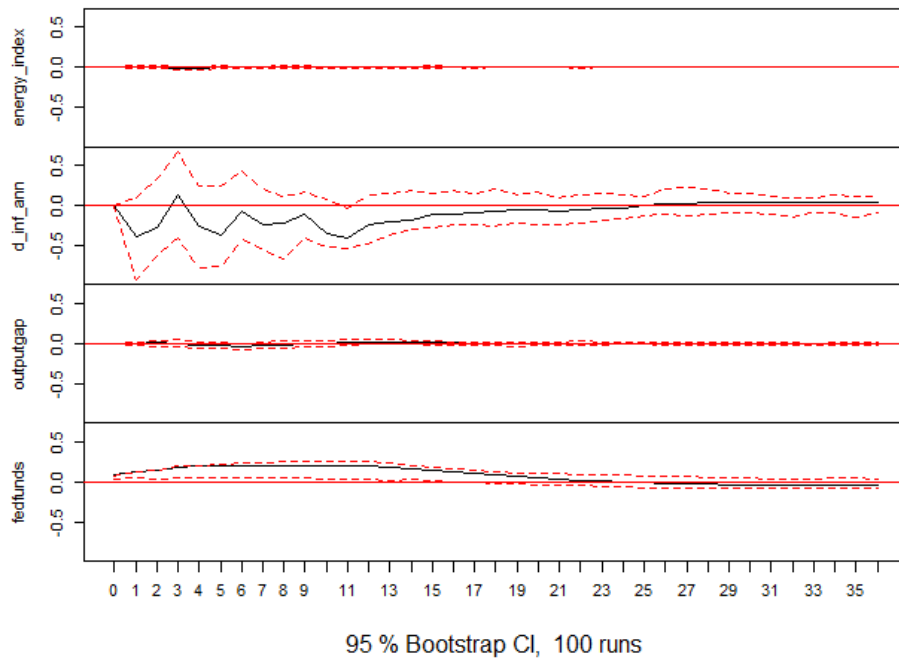
(0.0853092270000.0716967182.54407254000.0055914350.021304530.111163231700.0107917010.02700354-0.00028207350.08758222)

Variable (fila) \ Shock (columna)	Shock 1	Shock 2	Shock 3	Shock 4
energy_index	0.085309227	0.00000000	0.0000000000	0.00000000
d_inf_ann	0.071696718	2.54407254	0.0000000000	0.00000000
outputgap	0.005591435	0.02130453	0.1111632317	0.00000000
fedfunds	0.010791701	0.02700354	-0.0002820735	0.08758222

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.

Imagen A.17: Funciones impulso respuesta ortogonales ante un shock en fedfunds en el subperiodo post COVID (VAR B, p = 6)

Orthogonal Impulse Response from fedfunds



Fuente: elaboración propia a partir de resultados de R Studio.