

**UNIVERSIDAD CATÓLICA SANTO TORIBIO DE MOGROVEJO
FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES
ESCUELA DE ECONOMÍA**



La neutralidad del dinero en el Perú 1992 - 2023

**TESIS PARA OPTAR EL TÍTULO DE
ECONOMISTA**

AUTOR

Angela Yeleny Vasquez Campos

ASESOR

Antonio Gilberto Escajadillo Durand
<https://orcid.org/0000-0001-8897-0543>

Chiclayo, 2025

La neutralidad del dinero en el Perú 1992 - 2023

PRESENTADA POR
Angela Yeleny Vasquez Campos

A la Facultad de Ciencias Empresariales de la
Universidad Católica Santo Toribio de Mogrovejo
para optar el título de

ECONOMISTA

APROBADA POR

Renzo Jair Vidal Caycho
PRESIDENTE

Joel Vladimir Diaz Plaza
SECRETARIO

Antonio Gilberto Escajadillo Durand
VOCAL

Dedicatoria

Dedico esta tesis a mis padres, cuyo amor y apoyo incondicional han sido la base de todos mis logros. Su fe y confianza en mí me ha impulsado a superar cada Desafío. A mis hermanos, por ser mis fieles compañeros de vida y por su constante aliento en cada paso de este camino.

A mis profesores quienes con su dedicación y sabiduría han guiado mi formación en el fascinante mundo de la Economía. Cada uno de ustedes han contribuido a mi crecimiento personal y académico.

Agradecimientos

Quiero expresar mi más sentido agradecimiento a todas las personas que han hecho posible la realización de esta tesis. A mis padres, por su gran apoyo incondicional y por enseñarme la importancia del esfuerzo y la perseverancia. A mis hermanos, por su motivación, y ser mi soporte y fuerzas en momentos más difíciles. Agradezco también a mis profesores y mentores de la universidad, quienes han compartido su conocimiento y pasión por la carrera. Gracias por abrirme los ojos a nuevas ideas y por inspirarme a seguir aprendiendo.

La neutralidad del dinero en el Perú 1992-2023.

INFORME DE ORIGINALIDAD

| | | | |
|---------------------|---------------------|---------------|-------------------------|
| 7 % | 6 % | 2 % | 1 % |
| INDICE DE SIMILITUD | FUENTES DE INTERNET | PUBLICACIONES | TRABAJOS DEL ESTUDIANTE |

FUENTES PRIMARIAS

| | | |
|----------|---|------|
| 1 | zoboko.com Fuente de Internet | <1 % |
| 2 | tesis.usat.edu.pe Fuente de Internet | <1 % |
| 3 | www.coursehero.com Fuente de Internet | <1 % |
| 4 | docplayer.es Fuente de Internet | <1 % |
| 5 | hdl.handle.net Fuente de Internet | <1 % |
| 6 | repositorio.unp.edu.pe Fuente de Internet | <1 % |
| 7 | www.dii.uchile.cl Fuente de Internet | <1 % |
| 8 | www.scielo.org.mx Fuente de Internet | <1 % |
| 9 | Liliana Rojas-Suárez. "Fortalezas macroeconómicas y retos para el Perú", | <1 % |

Índice

| | |
|--|-----------|
| Resumen | 7 |
| Abstract | 8 |
| Introducción..... | 9 |
| I. Revisión de Literatura..... | 13 |
| II. Materiales y métodos | 19 |
| III. Resultados y discusión | 28 |
| Conclusiones | 41 |
| Recomendaciones | 42 |
| Referencias | 43 |
| Anexos | 46 |

Lista de Tablas

| | |
|---|----|
| Tabla 1. Estadística descriptiva de las variables empleadas (pc: per cápita o por trabajador) | 19 |
| Tabla 2. Resultados MCO para estimaciones de las variables con estacionalidad y tendencia | 31 |
| Tabla 3. Número de rezagos óptimos por variable, según criterios de Información..... | 32 |
| Tabla 4. Análisis de raíces unitarias (estacionariedad) por variable, usando ADF..... | 32 |
| Tabla 5. Número de rezagos óptimos del VAR, según criterio de información | 33 |
| Tabla 6. Resultados paramétricos (contemporáneos) del SVAR en niveles | 34 |
| Tabla 7. Matriz de varianza covarianza del SVAR en niveles..... | 35 |
| Tabla 8. Resultados paramétricos (contemporáneos) del SVAR en variaciones | 35 |
| Tabla 9. Matriz de varianza covarianza del SVAR en variaciones | 36 |

Lista de Figuras

| | |
|--|----|
| Figura 1. Relación entre Capital real per cápita y PBI real per cápita - trimestral 1992-2023 | 20 |
| Figura 2. Evolución trimestral de las variables empleadas – 1992 – 2023 | 28 |
| Figura 3. Evolución trimestral de las variables empleadas – 1992 – 2023 | 29 |
| Figura 4. Variables empleadas sin estacionalidad o tendencia – 1992 – 2023 | 31 |
| Figura 5. Variables con raíz unitaria corregidas | 33 |
| Figura 6. Función impulso respuesta del capital real per cápita y sus variaciones | 37 |
| Figura 7. Función impulso respuesta de la inflación anual | 37 |
| Figura 8. Función impulso respuesta de la Tasa de interés real pasiva, con shocks de inflación | 38 |
| Figura 9. Análisis de causalidad de Granger espectral..... | 39 |

Resumen

El objetivo de esta tesis es analizar la existencia de la neutralidad del dinero en la economía peruana. Para ello recurrimos a un modelo VAR estructural, donde las variables endógenas relevantes son el capital per cápita y el dinero nominal per cápita. La idea es que el dinero tiene influencia en el capital per cápita y por tanto no es neutral a largo plazo.

Para probar dicha hipótesis, usamos datos desde mensuales desde 1992 a 2023, para las variables antes señaladas y otras endógenas, como: consumo per cápita, inflación y la tasa de interés real.

Se diseñaron dos modelos VAR estructurales, uno para niveles, es decir cambios en el saldo monetario nominal per cápita y otro para medir la tasa de variación de dicho saldo. En ambos casos, los resultados indican que el dinero no es neutral a largo plazo, es decir cambios monetarios en nivel o en tasa de variación, crean cambios en el capital per cápita, por tanto, el dinero influencia los ciclos económicos reales.

Se hizo además una estimación de causalidad de Granger espectral, para validar los hallazgos y encontramos que el dinero en niveles, si causa al capital per cápita en alta frecuencia o con efectos trimestrales, mientras que esta causalidad es menor cuando se producen modificaciones en la tasa de variación del dinero.

Palabras clave: Neutralidad del dinero, relación capital trabajo, crecimiento económico, consumo

JEL: C53, O11, O42, B22.

Abstract

The objective of this thesis is to analyze the existence of the neutrality of money in the Peruvian economy. To do this, we resort to a structural VAR model, where the relevant endogenous variables are capital per capita and nominal money per capita. The idea is that money has an influence on capital per capita and therefore is not neutral in the long term.

To test this hypothesis, we use monthly data from 1992 to 2023, for the aforementioned variables and other endogenous ones, such as: per capita consumption, inflation and the real interest rate.

Two structural VAR models were designed, one for levels, that is, changes in the nominal monetary balance per capita, and another to measure the rate of variation of said balance. In both cases, the results indicate that money is not neutral in the long term, that is, monetary changes in level or rate of variation create changes in capital per capita, therefore money influences real economic cycles.

A spectral Granger causality estimate was also made to validate the findings and we found that money in levels does cause capital per capita in high frequency or with quarterly effects, while this causality is lower when changes occur in the rate. variation of money.

Keywords: Neutrality of money, labor capital relationship, economic growth, consumption

Introducción

La neutralidad del dinero sigue siendo un aspecto de amplio debate en la economía. Como recopila Jijón (2000), este debate tiene un origen antiguo, desde los postulados de teoría monetaria planteados por Hume, donde el dinero crea cambios proporcionales en los precios, hasta los modelos de crecimiento con dinero que propone Sidrauski.

Jijón (2000) también menciona las propuestas de Friedman y Phelps, quienes, en 1968, señalaron que el dinero no guarda relación con el producto de largo plazo. Algo que posteriormente es reafirmado por Robert Lucas, quien en 1972 sostiene que, en presencia de expectativas racionales, los precios tienen ajustes flexibles, de modo que las tasas naturales de crecimiento son la respuesta de equilibrio general, el dinero en ese sentido sigue siendo neutral. El dinero podía ser no neutral siempre que haya muchas imperfecciones en la formación de expectativas, pero este fenómeno es un proceso de corto plazo.

Ya a fines de los años 80, se muestran algunas evidencias de no neutralidad (propuestas de Barro o McCallum por ejemplo), pero siempre a corto plazo, o con pequeños efectos, incluso bajo modelos de ciclos reales, donde el disparador de la dinámica del producto son los cambios tecnológicos, en estos modelos se inserta dinero y el efecto puede ser bajo o inexistente.

Finalizando el recorrido histórico a grandes rasgos, Jijón (2000) indica la presencia de una nueva síntesis neoclásica, donde las rigideces de precios permiten cierta presencia de una demanda agregada que impulsa el producto, con algún origen o efecto monetario, que se diluye en el tiempo, tal como proponen los modelos de Goodfriend y King a fines de los años 90. Esta nueva síntesis, tiene mucho que ver con las explicaciones neokeynesianas de la no neutralidad del dinero, las propuestas de Romer por ejemplo (a mediados de los 90), indican que, ante rigideces reales, se crean efectos reales de los choques monetarios.

El debate sigue siendo relevante para economías con un pasado turbulento en materia inflacionaria, como Perú. En esa línea, Dorich y Triveño (2000) debaten la neutralidad de la política monetaria peruana en un contexto de reglas versus discreción. La evidencia ampliamente discrecional de la política monetaria peruana de los años 80, tiene también un fundamento en los amplios roles del BCRP (cuya ley orgánica hasta 1991, permitía muchos objetivos de política: crecimiento del producto, del ingreso, del empleo, fomentar el desarrollo del sistema financiero y la estabilidad monetaria), los que fueron modificados con una ley en 1992. El BCRP desde entonces, sólo se enfoca en la estabilidad monetaria o de precios.

Por eso, el debate en los años 90, eran las ventajas del uso de reglas monetarias o de precios, los estudios además señalan que dichas reglas, permitían ganar credibilidad al BCRP, además de plantear reglas retroalimentadas, es decir lejos de mecanismos arbitrarios de fijación de parámetros. Ello justifica, que en Perú, las reglas de precios tienen ya un horizonte relativamente amplio, Rosini (2001) reporta que ya en 1994 el Banco Central de Reserva Peruano (BCRP) planteó sus primeras metas de inflación (un rango de 15 a 20%, que fue bajando hasta el rango de 1 a 3% actual), bajo

los acuerdos del país con el Fondo Monetario Internacional y como parte de las reformas de los años 90 (incluyendo la independencia constitucional del BCRP, aprobada en 1993); luego de la profunda crisis peruana de finales de los años 80, con inflaciones promedio de 43% mensual.

Desde la perspectiva de presencia de reglas de precios, tanto Rosini (2001) como Dorich y Triveño (2000) señalan que la neutralidad se basa en los efectos de los cambios que tienen el dinero, los precios y el producto sobre la tasa de interés de los saldos de balance del emisor, que sería la meta operacional del BCRP. Si el emisor, ajusta su política a esos cambios, el dinero no tendría efectos reales, cambios monetarios pueden ser rápidamente ajustables con las tasas del BCRP, incluso responderían a cambios en la demanda agregada que van saliendo de las rutas previsibles (superan los shocks), en los distintos modelos de reglas que plantea el BCRP.

En ese sentido el producto, sigue una senda basada en factores reales y no en choques nominales. Los hallazgos en estos casos, sugieren también, un vínculo más amplio entre los precios y la política monetaria, comparado al menor vínculo de los precios con la brecha de producto (medido como demanda menos pbi real, cuyo efecto es aproximadamente la mitad del efecto precio rezagado).

Ampliaciones del análisis conducen a períodos donde el dinero fue directamente neutral (años 1997-1998), es decir el crecimiento de la emisión primaria es consistente con la meta de inflación, por tanto, es igualmente neutral al producto. No obstante, ese período también tuvo tasas de interés expansivas por parte del BCRP, lo que implica efectos reales en el producto. Esto también puede explicarse, debido a que los shocks externos del período, pueden afectar a las tasas de interés y crear esa dinámica expansiva (un BCRP con tasas a la baja y el mercado financiero ajustándose a tasas mayores), a pesar de tener dinero neutral.

En base a los análisis de Dorich y Triveño (2000), existen fases de dinero contractivo y otras de dinero expansivo, entonces visto como ciclos de largo plazo, no es posible afirmar que el dinero tenga siempre efectos no neutrales (fases donde hay más posibilidades de que los excesos de dinero creen más producto o demanda), es más probable que sus efectos promedio o de largo plazo sean cero.

Las críticas a las reglas de precios, o a modelos que suponen una política monetaria con neutralidad y por tanto siempre se ajusta alguna regla, para preservar esa neutralidad, o se ajusta la base monetaria; no han estado ausentes en el caso peruano, incluso cuando las evidencias de una política monetaria basada en reglas, ha tenido mucho éxito en las últimas décadas, si miramos la inflación promedio y un producto que redujo su volatilidad. Como bien muestran Castillo *et al* (2015), quienes encuentran que las anclas monetarias (reglas monetarias) reducen los efectos de los shocks de demanda sobre el producto y la inflación, estos efectos han caído desde un 0.3 en los años 80 a 90, hasta un 0.17 entre los años 2006 a 2013.

En contraparte, en este análisis histórico, es bueno mostrar que Jimenez e Iguñiz (2010) tienen miradas no neutrales para la economía peruana de los 90, ellos indican que los precios no seguían un patrón monetarista, sino más bien un enfoque de costos, por tanto, los ajustes monetarios son una

respuesta equivocada para corregir los precios. Más bien estos ajustes monetarios, aceleran los precios, por tanto, el dinero afecta las variables reales como consumo e inversión, deteriorando las mismas.

Para ellos la demanda efectiva tiene mucho que ver con el déficit fiscal, pero en Perú esta variable se limita por sectores industriales no integrados (además muy dependientes de flujos externos de bienes y activos), este déficit fiscal es la variable que sostiene las caídas reales del consumo e inversión, por tanto, el financiamiento monetario del déficit fiscal, no necesariamente conduce a mayor inflación (esta es estructural).

En este sentido el crecimiento económico de largo plazo, se deteriora con el rol del dinero, pero no por afectar el producto, sino por afectar los ingresos reales ante la aceleración de precios, la propuesta de ajuste inflacionario, desde la perspectiva de Jimenez e Iguñiz (2010) es elevar los ingresos reales por parte de la política fiscal y tener controles de precios.

Dado las amplias miradas en los roles monetarios y sus efectos sobre el sector real, planteamos como pregunta de investigación: ¿Existe neutralidad del dinero en la economía peruana, considerando el período 1992-2023?

Nuestra hipótesis, es que dicha neutralidad existe y se visualiza a largo plazo, basadas en una política de reglas de precios que ha tenido éxito en el manejo inflacionario en los últimos 30 años. Nuestro análisis procura vincular los cambios monetarios con variables reales como la tasa de capital por trabajador, por ello creemos que el estudio es relevante.

Los objetivos del trabajo son a modo principal: analizar la existencia de la neutralidad del dinero en la economía peruana, para el período 1992-2023 y en específico, validar dicha neutralidad con un test de causalidad, además de probar la neutralidad en dos formas, una por nivel o stock monetario per cápita y otra cuando se miden las variaciones del dinero per cápita.

Aportamos de ese modo, en el análisis de neutralidad, ya que normalmente se supone que el dinero crea o no efectos reales, usando curvas de Phillips. Rojas (2019) por ejemplo, muestra que durante todo el lapso de uso de metas de inflación en Perú, no se evidencian cambios en la relación entre producto e inflación, el dinero en este sentido es mínimamente estable a largo plazo.

Mientras que Aquino (2019) muestra que la curva de Phillips no tuvo una baja de pendiente (que mostraría más dinámica entre precios y producto), por tanto, el dinero a largo plazo que modificaría los precios, no ha creado cambios en sus relaciones con el producto (hay homogeneidad del comportamiento nominal, medido antes y después de la crisis financiera global de 2008), estas relaciones siguen teniendo el mismo comportamiento estructural.

La inflación según los autores analizados, se basa mucho en la expectativa de precios, incluso a corto plazo, además de los shocks respectivos (choques de mayor persistencia afectan los precios en mayor medida en períodos recientes), el BCRP tendría que enfocarse en estas expectativas, dado que los nexos con el producto no cambian en el tiempo.

Nuestro estudio, podría reafirmar esa conclusión de política, en escenarios actuales, donde la economía peruana pierde potencia y surgen voces de un estado más activo, incluso en temas monetarios.

El estudio contiene 9 secciones, la segunda es una revisión de literatura; de la tercera sección a la quinta, se muestran explicaciones del método desarrollado, que consiste en plantear un modelo de Vectores Autorregresivos. La sección seis, muestra los resultados y discusión del estudio, buscando probar la hipótesis planteada. Finalmente tenemos las secciones finales, que incluyen las conclusiones, recomendaciones y referencias.

I. Revisión de Literatura

Friedman (1968) plantea que el dinero es neutral, señalando que los cambios en el desempleo, tienen que ver con la diferencia entre la inflación versus la inflación esperada, entonces cambios en el dinero, en una economía flexible, pueden crear inflación, pero si estos procesos son rápidamente incorporados en los procesos de decisión de los agentes, entonces la inflación esperada sube (a largo plazo no es posible sorprender a nadie) y el dinero pierde todo efecto real, lo que incluso se modela en curvas de Phillips con expectativas.

La idea de mucha información en los procesos decisionales de los agentes parte más atrás, de acuerdo con Hetzel (2007) ya Muth (1960) propuso el esquema de expectativas racionales y la idea fue tomada luego por Lucas (1981, 1972) quien la usó para explicar, como los agentes que tienen una amplia anticipación de la política monetaria, no cambian sus decisiones reales incluso con aceleraciones de la tasa monetaria, lo que implica que el desempleo no se mueve con la política monetaria.

Sobre esto último, Medel (2015) siguiendo las propuestas de Galí and Monicelli (2005); encuentra que, si los mercados tienen una alta probabilidad de que las firmas, ajusten precio por expectativas o forward looking, entonces la inflación se basa principalmente en las expectativas de precios.

En este caso, la relación entre la inflación y el sector real (desde el costo marginal o inversa de productividad) se basa en la probabilidad de firmas que tienen precios dados (muy neokeynesianas o con muchas fallas de mercado). Si esta última probabilidad es baja, entonces la inflación sólo se basaría en las expectativas y podría ser controlada con reglas de interés. El dinero sería super neutral. Entonces el nexo entre costos marginales y precios, que podrían darse por algún efecto monetario, sólo existe cuando las fallas de mercado son muy amplias, en este caso el dinero dejaría de ser neutral al estilo neokeynesiano.

En medio de esas amplias contribuciones a la teoría económica, surgen los modelos de utilidad con dinero, para explicar el crecimiento. Reis (2007) señala que esa contribución es de Sidrauski (1967), quien plantea la super neutralidad del dinero, puesto que la economía crece de modo independiente a la tasa de crecimiento monetario.

En un análisis amplio del último enfoque, De Pablo (1980, pág. 4) primero define la neutralidad del dinero “*como los cambios inesperados del stock nominal de dinero que no tienen efectos reales*”, condición que se asocia con un estado estacionario del crecimiento económico. El cambio del dinero, sólo tendría efectos en el movimiento de los precios. Cuando se menciona a los efectos reales, estamos señalando que el consumo real, el ingreso real (producto real), la demanda de dinero (dinero real) y la tasa de interés real permanecen sin cambios. Inclusive, las tasas nominales de interés pueden quedar invariantes.

Esto último suena peculiar, si los precios se elevan, con tasas nominales constantes, sólo podemos esperar que los precios tengan movimientos temporales, de modo que los mercados se ajustan automáticamente, o simplemente que los precios ya fueron predichos antes por otra variable,

denominada precio esperado, de modo que los precios corrientes (por llamarlo de algún modo) simplemente se ajustan al nivel esperado, sin causar cambios en la economía.

De Pablo (1980, pág. 5), también menciona la superneutralidad del dinero, en este caso considera que *“los movimientos de las tasas de crecimiento del dinero nominal no modifican la relación capital trabajo”*, la cual es invariante a largo plazo, lo que implica que las demás variables de la economía (antes mencionadas), se mantienen sin cambios.

Hay que señalar que los niveles o tasas de crecimiento económico, se asocian con los movimientos de trabajo y capital, de modo que el dinero funciona a través de la relación capital trabajo, antes que directamente. Esto ya se basa en los modelos de Sidrauski (1967a, 1967b), quien relaciona los cambios en las tasas de crecimiento monetario nominal con las tasas de inflación de largo plazo, si esto no altera la relación capital trabajo, entonces hay super neutralidad, de lo contrario el dinero no es neutral.

Para ambos procesos de ajuste, partimos siempre de un equilibrio estacionario en la economía. En la super neutralidad del dinero, el consumo real se mantiene (explicado por la existencia de alzas de precios junto con alzas de consumo nominal) cuando cambia positivamente la tasa de crecimiento de dinero nominal. Esto debería mantener estable la tasa de ahorro y por tanto el stock de capital per cápita no debe cambiar a largo plazo.

A corto plazo verificaremos que el capital debe caer, ya que el consumo nominal sube, pero esta caída es básicamente temporal. En el equilibrio a largo plazo, el capital per cápita se mantiene invariante con un nivel de inflación más alto.

Esto es debido a que la tasa de capital per cápita se asocia con los movimientos poblacionales o de la estructura laboral, lo cual no tiene que ver con el dinero o se relaciona con las decisiones de inversión de largo plazo, fundamentadas en ahorro real o las tasas de rendimiento a largo plazo, en este caso equivalentes a la productividad marginal del capital.

Lo último, implica además que las tasas reales de interés no deben moverse a largo plazo, de modo que los agentes no alteran sus decisiones de consumo e inversión (es decir mantienen la tasa de ahorro, que sería endógena) a largo plazo.

Como Tirado (2000) plantea, explicando a Sidrauski (1967a, 1967b), los movimientos monetarios que elevan la inflación, se equilibran con la tasa resultante de la utilidad marginal del dinero sobre la utilidad marginal del consumo. El consumo crece a niveles mayores que los efectos del dinero en la utilidad, esto se da manteniendo constante la productividad marginal del capital, que como ya se dijo antes, se asocia al movimiento poblacional y a la tasa de descuento social (o preponderancia por el presente), o también a la tasa real de interés, pero no al movimiento monetario.

Finalmente, se crean también movimientos de la tasa real de interés que no dependen del movimiento del dinero o de la tasa de inflación, estas asimetrías en dichos cambios también se denominan efecto Fisher (Mota, 2006) o que la tasa real es invariante a la inflación.

Groth (2016) separa dos canales para el proceso de neutralidad, un canal es el movimiento del nivel monetario (shock de nivel) a tasas constantes de crecimiento del dinero posterior. El otro canal, es cambios en la tasa de crecimiento del dinero y luego se mantiene constante, lo cual sería un shock de tasa.

En ambos casos, la neutralidad se verifica con movimientos del consumo per cápita y del capital per cápita, independientes del movimiento del dinero (cambios de nivel o de tasa). Los cambios del dinero simplemente crean cambios en precios, la liquidez per cápita de la economía en términos reales cae, sin mayores efectos.

La dinámica detrás de la super neutralidad es un cambio inicial positivo del capital, debido a que hay más dinero. La mayor inflación reduce la tenencia de saldos reales, los agentes esperan que la tasa nominal de interés suba siguiendo a la inflación. La mayor tasa nominal, incentiva la compra de capital, que se financia con el cambio de demanda de dinero, hasta aquí, la compra de capital muestra el efecto Tobin típico ya señalado antes.

Sin embargo, el proceso continúa, el exceso de compra de capital, reduce la productividad marginal del mismo, esto hace que los rendimientos del capital sean menores y por tanto es más redituable, consumir. Además, el crecimiento inflacionario termina también alineando la menor productividad con una menor tasa real de interés, lo que implica nuevamente un crecimiento del consumo real per cápita, esto último reduce el ahorro y finalmente cae el capital per cápita, volviendo al punto inicial, esto es, la ratio de capital por trabajador se mantiene. Esto sería el equilibrio de largo plazo.

Sin embargo, fuera de este estado estacionario (tasas reales de interés que se desajustan de las tasas de impaciencia que marcan el comportamiento del consumo, por tanto la utilidad marginal del consumo no es cero), hay posibilidades de no neutralidad, aunque el efecto del dinero sobre el capital per cápita sigue siendo pequeño, como prueban Blanchard and Fisher (1989). La idea de no estacionariedad como base de un modelo no neutral del dinero, es la propuesta de Fisher and Seater (1993) basada en la relación de variables integradas o modelos ARIMA.

Siguiendo con la verificación de la no neutralidad, esta puede asociarse con la posición de los agentes para demandar dinero. Si la tasa de demanda de dinero está dada (un supuesto plausible, considerando la estacionariedad o estabilidad), entonces cambios monetarios que elevan la liquidez implican cambios en el ingreso disponible; y como es de esperar este mayor ingreso eleva el consumo, ello reduce los fondos para capital, entonces el capital per cápita debe reducirse en el equilibrio y la economía caería en su tasa de crecimiento.

Esta caída del crecimiento, impacta en los demandantes de dinero, quienes deciden mantener menos saldos reales monetarios, lo que acelera la inflación.

La inflación esperada sube también, ante un mayor crecimiento esperado del gasto de los agentes consumidores, lo cual sería un crecimiento bastante inorgánico. Esto debería impulsar las tasas nominales de interés, lo cual crearía efectos de mayor duración en la caída de la demanda de dinero

(saldos reales monetarios). Como ahora se prefiere menos dinero, entonces se decide consumir de modo más persistente y por tanto el ahorro debe caer a largo plazo.

Visto como un portafolio de activos, que dependen de la decisión del agente, entonces tener dinero cuesta cada vez más (por alzas de la tasa nominal de interés, lo que también puede entenderse como menor utilidad marginal del dinero) respecto de las tasas de consumo (descuento social), así la tasa que mide la utilidad marginal del dinero sobre la utilidad marginal del consumo se mantiene, como la inflación sube, entonces el producto marginal del capital debe caer, para sostener el equilibrio.

Finalmente, todo lo anterior, supone que las caídas de la productividad marginal del capital, no se equilibran con los movimientos de precios hacia arriba, por tanto, la economía termina con efectos reales. El equilibrio o la vuelta al estado estacionario, sólo se produce con mayores niveles de capital por trabajador, que deben relacionarse con un producto decreciente, para ser consistente con las caídas de productividad marginal, tal como explica De Pablo (1980).

También podemos abordar otras ideas de no neutralidad, Tirado (2000) considera que la base para ello, es el no cumplimiento del efecto Fisher, es decir ahora la tasa real de interés si depende de la inflación.

Una mayor inflación (acelerada) puede ser persistentemente más alta que los cambios de la tasa nominal de interés, lo cual reduce la tasa real de interés en el tiempo.

Si el individuo o agente, maximiza su bienestar independientemente del dinero, una versión ajustada a la de Sidrasuki (1967b) distinta a la explicada por De Pablo (1980); entonces sucede que la productividad marginal del capital se reduce con la inflación (dependiendo además de la tasa de descuento social y el crecimiento poblacional), lo que nos lleva a cambios reales en la economía, en este caso, las caídas de productividad, se asocian con menos inversión y por ende menos producto. En otra variante, Tirado (2000) también muestra que el dinero puede ser un bien acumulable, cuando se vincula al consumo, es decir el dinero tiene utilidad marginal y puede ser sustituto del capital (el dinero es otro activo para el agente), para ello se usan los modelos de Mino y Shibata (1995) y se concluyen que hay un efecto Tobin (1955) o no neutralidad.

Para esto se demuestra que alzas de la tasa de crecimiento del dinero, implican una caída de la tasa de consumo sobre capital, esto implica que la velocidad del capital debe crecer, en tanto esto crea efectos en el producto que dependen del capital, lo que conlleva a que el dinero tiene no neutralidad, la inflación resultante adicional, tiene correlato con mayores niveles de capital.

Pero estos resultados finales pueden ser siempre discutibles, como el mismo Tirado (2000) demuestra, las condiciones de no neutralidad positiva, sólo se dan siempre que el saldo monetario sea mayor al capital de la economía, considerando preferencias homogéneas entre consumo y dinero, como generadores de utilidad del individuo.

Esto explicaría, que aumentos del dinero conducen a los agentes a preferir capital antes que consumo y la economía tendría efectos reales positivos. Pero estas condiciones pueden ser cambiantes, entonces la no neutralidad es una situación que puede ser inestable en los efectos. También puede

estar asociada a las preferencias por saldos reales de dinero (lo opuesto a las preferencias por consumo de bienes); mayor valor de estas preferencias, pueden conducir a caídas del stock de capital puesto que el mayor dinero se preserva para consumo futuro.

En ese caso, el consumo crecería en contrario al capital y ello crea efectos reales negativos en la economía, como también ensayan Burdizzo *et al* (2013); quienes también amplían el análisis, considerando que la inestabilidad propia de la economía puede contribuir a efectos Tobin negativos o contrarios a lo esperado.

Incluso autores como León (2000) señalan que los supuestos de neutralidad al ser muy restrictivos, implican que a corto plazo normalmente no existe neutralidad. Un ejemplo sencillo es que los agentes pueden reaccionar de modos diferentes a los cambios de precios que generan los cambios monetarios. Por ejemplo, quienes poseen ahorro o quienes poseen deudas, pueden ver afectados sus ingresos de distintas formas, creando ajustes de capital cuyas diferencias de efectos netos entre ambos grupos, crean efectos reales en la economía.

Otros ejemplos son mostrados por Ravier (2010), quien señala que la no neutralidad se basa en que excesos monetarios (tasas de crecimiento positivas), implican un menor valor del dinero, lo que reduce su demanda, esto eleva la demanda de activos como el capital, creando efectos reales en la economía, siempre que el consumo de bienes diversos -no activos- tenga menos velocidad o termine siendo desplazado por activos que crean retornos o el capital propiamente dicho. En ambos casos, la inflación en la economía, igual responde positivamente a los movimientos monetarios.

Las evidencias de no neutralidad desde el modelo de Sidrauski, suponen un proceso que está más allá de la estacionariedad del crecimiento, para Reis (2007) una economía con tasas de interés decrecientes, puede crear efectos persistentes en el consumo que se trasladan a efectos crecimiento de largo plazo. Se indica que esta no neutralidad, puede basarse en externalidades en torno al proceso de generación o acumulación de capital (otros efectos sectoriales o agregados del mayor o menor capital de una firma, lo cual crea un retorno social que supera al privado).

En una economía donde hay poco capital acumulado (externalidades negativas), altas tasas de interés real pueden tener escenarios de bajo ahorro. Los agentes no perciben los retornos marginales del ahorro, las altas tasas distorsionan la elección entre consumo y activos, se darían muchas preferencias por consumo presente (con exceso de demanda de dinero para consumo) y un sesgo de tasas crecientes esperadas, que alientan más el consumo contra el ahorro y este bajo ahorro crea pocas condiciones de capitalización de las firmas.

En este caso, cambios en la tasa de crecimiento del dinero que crean bajas tasas nominales (tendiente o cercana a cero), alinean la percepción de los agentes, quienes modifican la demanda de saldos reales (se llevan al óptimo, dado que el saldo estaba distorsionado y alto). Se esperarían precios mayores, con menores tasas reales. Mantener dinero ahora, tendría costos de oportunidad, es mejor entonces ahorrarlo, creando condiciones necesarias para la acumulación de capital.

Desde una óptica basada en la solución de Sidrauski, Groth (2016) indicaba que el dinero no es neutral fuera de las condiciones de estacionariedad. Visto desde un comportamiento temporal, si tenemos un producto y dinero ambos no estacionarios, que cointegran, entonces es posible pensar que no existe neutralidad, el dinero predice cambios en el producto a largo plazo. La condición es necesaria, pero finalmente hay que estimar los parámetros de los efectos entre dinero y producto (endógeno) para validarlo. Si finalmente, estos parámetros son significativos, existiría no neutralidad, tal como evidencian Wallace and Shilley (2004) para Nicaragua, quienes encuentran que el señoreaje ha sido efectivo, pero a costa de una caída del sector real. También se pueden obtener evidencias similares con Iranmanesh and Jalae (2021) para Irán, quienes encuentran no neutralidad del dinero a largo plazo, usando liquidez y stock monetario o nivel del dinero.

II. Materiales y métodos

Este estudio es cuantitativo y explicativo, busca medir principalmente, la existencia de neutralidad o no neutralidad del dinero a largo plazo. En las pruebas de validez, el estudio puede ser causal estadístico, al usar una prueba espectral de Granger.

Los datos para este trabajo provienen del BCRP, se obtuvieron de modo trimestral, desde el primer trimestre de 1992 al primer trimestre de 2023. Para las tasas de crecimiento, las variables en stock se comparan de modo interanual, es decir trimestre 1 (primer) de un año, contra el trimestre 1 del año anterior. Con esto, se perderá un año de datos o cuatro trimestres. Esto sería en concreto, la población que implica todo el horizonte histórico y muestra empleada que va desde 1992 a 2023.

Las variables usadas son:

- Capital real per cápita o por trabajador: se obtuvo dividiendo la formación bruta de capital fijo real privada del trimestre, entre la PEA trimestral. Usada en log.
- Dinero nominal per cápita o por trabajador: se obtuvo dividiendo el dinero M1 (nominal) del trimestre, entre la PEA trimestral. Usada en Log.
- Tasa de inflación anual, en el corte trimestral. En este caso, las inflaciones anuales a marzo, junio, septiembre, diciembre de cada año.
- Tasa de interés real anual, en el corte trimestral. En este caso, restamos la tasa de interés pasiva promedio en moneda nacional anual de la inflación anual, para los meses de marzo, junio, septiembre, diciembre.
- Consumo real per cápita o por trabajador: se obtuvo dividiendo el consumo real privado del trimestre, entre la PEA trimestral. Usada en log.
- Para obtener la PEA trimestral, se obtuvo del BCRP, la PEA anual. Luego se estimó la tasa de crecimiento al interno de cada año (tasa trimestral), con ese dato se estimó la PEA trimestral.

El resumen estadístico de los datos (sin log), pueden verse en la tabla 1:

Tabla 1. Estadística descriptiva de las variables empleadas (pc: per cápita o por trabajador)

| Variable | Medido en | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|-----------------------------|-----------------|-----|-----------|-----------|--------|--------|
| Consumo real pc | En mlls S/ 2007 | 125 | 0.0035984 | 0.0009 | 0.0020 | 0.0053 |
| Capital real pc | En mlls S/ 2007 | 125 | 0.0009808 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0017 |
| Dinero nominal pc | En mlls S/ | 125 | 0.0006251 | 0.0006 | 0.0000 | 0.0024 |
| Inflación anualizada | % | 125 | 8.140404 | 15.12 | -1.08 | 100.74 |
| Tasa de interés pasiva real | % | 125 | -2.7256 | 11.53 | -73.90 | 10.00 |

Fuente: BCRP

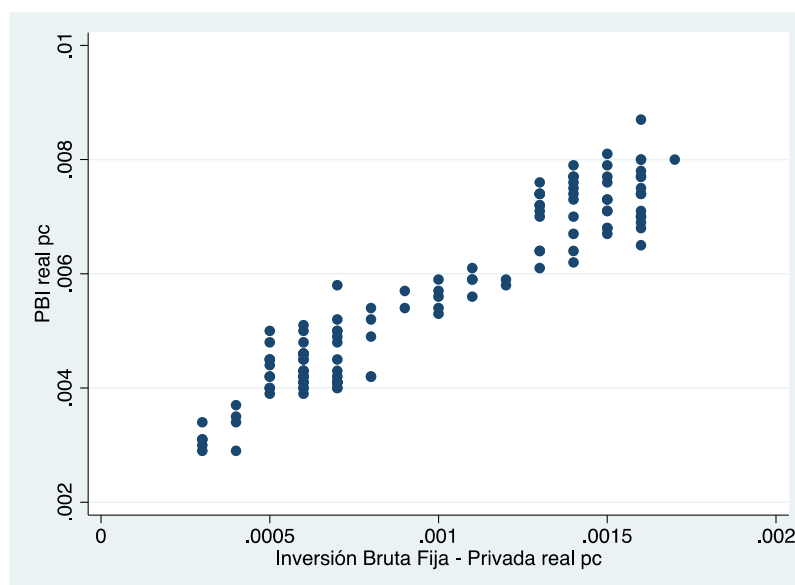
El consumo, capital y dinero (sin log), pueden ser obtenidos en variaciones porcentuales, para el caso de probar la neutralidad en variaciones porcentuales.

El diseño específico de la investigación, implica primero validar los hallazgos fuera del modelo, para ello debemos analizar si el capital real por trabajador (inversión per cápita) tiene un amplio nexo con el producto real per cápita. De ese modo, si el dinero es no neutral, es decir afecta el capital real por trabajador, entonces también afecta al producto real per cápita y sus ciclos reales.

Para explicar la relación capital - producto ambos per cápita, se muestra la figura siguiente, donde validamos esta idea, considerando el patrón de comportamiento y el coeficiente de correlación respectivo, que resultó 0.9489 y estadísticamente significativo.

Igual estimamos un modelo de regresión (ver Anexo 1), entre PBI real per cápita como dependiente y Capital per cápita como explicativa, además se consideró a la tendencia y las estacionalidades trimestrales como regresores. El modelo MCO, tuvo autocorrelación y se corrigió usando estimadores en primeras diferencias, en ese caso, igual el producto per cápita es explicado por la inversión per cápita, cuyo parámetro es estadísticamente significativo.

Figura 1. Relación entre Capital real per cápita y PBI real per cápita - trimestral 1992-2023



Fuente: El autor

Dado la relación anterior establecida, ya podemos diseñar y estimar el VAR estructural, considerando las variables indicadas en la tabla 1.

Para ello planteamos el procesamiento de datos, partiendo de King y Watson (1997), las pruebas de neutralidad, implican probar que un cambio en la cantidad de dinero (permanente, si el enfoque es el largo plazo) no tiene efectos reales o crea cambios en el producto a largo plazo. También puede decirse, que un cambio en la tasa de inflación (nuevamente permanente, cuando se habla de largo plazo), no tiene efectos en la tasa de interés real.

Una forma de modelar esta neutralidad, supone un diseño como el siguiente:

$$\Delta y_t = \mu_y + \theta_{y\eta}(L) e_t^\eta + \theta_{yx}(L) e_t^x \quad (1a)$$

$$\Delta x_t = \mu_x + \theta_{x\eta}(L) e_t^\eta + \theta_{xx}(L) e_t^x \quad (1b)$$

Primero, las variables “y, x” son endógenas simultáneas y tienen un comportamiento estacionario. En los modelos (1a), (1b), se muestran las tasas de variación de las variables endógenas. Luego tenemos los comportamientos promedio de ambas variables, mostradas por “ μ ”. El término L, representa los rezagos (períodos pasados) que poseen las variables y que contienen información relevante para explicar las variables endógenas. También tenemos los shocks estructurales de cada variable. Así “ e_t^η ” representa los shocks que tienen otras variables, pero que no tienen que ver con “x”, que afectan a “y”. Mientras que “ e_t^x ” son los shocks en la variable “x” que afectan a la variable “y”.

Para hablar de neutralidad, tenemos que estimar el siguiente indicador:

$$\gamma_{ym} = \theta_{yx}(1) / \theta_{xx}(1) \quad (1c)$$

Así, “ γ_{ym} ” representa la tasa o elasticidad que mide: El cambio no esperado en la variable y (permanente), cuando se produce un cambio no esperado en la variable x (permanente). Donde (1) representa, el efecto con sólo un rezago. Si $\gamma_{ym} = 0$, entonces existe neutralidad de largo plazo de la variable x.

Para fines econométricos, podemos decir que las ecuaciones (1a), (1b); pueden expresarse como el vector V_t , como sigue:

$$V_t = \Theta(L) e_t \quad (1d)$$

En la ecuación (1d), asumimos que $\Theta(L)$ tiene inversa (esto requiere que las variables endógenas sea n estacionarias), por tanto, usando dicha inversa, se puede expresar (1d), del modo siguiente:

$$\alpha(L) V_t = e_t \quad (1e)$$

Finalmente, desplegando esta ecuación en variables continuas endógenas y sus rezagos (los rezagos restados a la izquierda, es similar a colocar los rezagos a la derecha), obtenemos el comportamiento a largo plazo de las variables, esto se denomina modelo de Vectores Autorregresivos (VAR):

$$\Delta y_t = \lambda_{yx} \Delta x_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yx} \Delta x_{t-j} + e_t^\eta \quad (2a)$$

$$\Delta x_t = \lambda_{xy} \Delta y_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,xy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,xx} \Delta x_{t-j} + e_t^x \quad (2b)$$

Una versión de estimación de este modelo, es el denominado VARestructural, usando de modo directo las ecuaciones (2a) y (2b). Esto implica pensar en imponer restricciones a los comportamientos de los parámetros en el modelo. Por ejemplo, podemos considerar que los

estimadores “ λ ”, son cero o que los efectos contemporáneos no existen. Esa puede ser una versión de neutralidad sin rezagos, además de identificar el modelo (básicamente, que el número de ecuaciones sea suficiente, para resolver o hallar los parámetros del modelo).

Podemos también considerar que estimadores “ λ ”, son iguales a 1 (uno), esto indicaría, que, en la ecuación restringida, el efecto contemporáneo es siempre el mismo, o una idea de estabilidad a largo plazo.

También hay que considerar que los shocks estructurales “ e^{η}_t, e^x_t ” no están correlacionados. Otra forma de analizar la neutralidad, desde las ecuaciones (2a) y (2b), es que los shocks estructurales de una variable no afectan a la otra, lo cual se deriva también de la ecuación (1c).

Entonces, finalmente plantearemos un modelo VAR estructural, basado en las siguientes ecuaciones, considerando que la variable real a seguir es la relación capital por trabajador (k).

Notemos que el modelo propuesto no tiene constante, pero eso puede ser incluido sin ningún inconveniente y representa la media de las variables o la diagonal de medias del VAR, que como indicamos antes, pueden comportarse de modo constante o estable a largo plazo.

$$\Delta k_t = \lambda_{kc} \Delta c_t + \lambda_{kp} \Delta p_t + \lambda_{kr} \Delta r_t + \lambda_{km} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,kk} \Delta k_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,kc} \Delta c_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,kp} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,kr} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,km} \Delta m_{t-j} + e_t^n \quad (3a)$$

$$\Delta c_t = \lambda_{ck} \Delta k_t + \lambda_{cp} \Delta p_t + \lambda_{cr} \Delta r_t + \lambda_{cm} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ck} \Delta k_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,cc} \Delta c_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,cp} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,cr} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,cm} \Delta m_{t-j} + e_t^c \quad (3b)$$

$$\Delta p_t = \lambda_{pk} \Delta k_t + \lambda_{pc} \Delta c_t + \lambda_{pr} \Delta r_t + \lambda_{pm} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,pk} \Delta k_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,pc} \Delta c_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,pp} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,pr} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,pm} \Delta m_{t-j} + e_t^p \quad (3c)$$

$$\Delta r_t = \lambda_{rk} \Delta k_t + \lambda_{rc} \Delta c_t + \lambda_{rp} \Delta p_t + \lambda_{rm} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,rk} \Delta k_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,rc} \Delta c_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,rp} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,rr} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,rm} \Delta m_{t-j} + e_t^r \quad (3d)$$

$$\Delta m_t = \lambda_{mk} \Delta k_t + \lambda_{mc} \Delta c_t + \lambda_{mp} \Delta p_t + \lambda_{mr} \Delta r_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mk} \Delta k_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mc} \Delta c_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mp} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mr} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \Delta m_{t-j} + e_t^m \quad (3e)$$

Donde:

“ k ” es el capital real per cápita (por trabajador), “ m ” es el nivel de dinero nominal per cápita (por trabajador), “ p ” es la tasa de inflación, “ c ” es el consumo real per cápita y “ r ” es la tasa de interés real. Los shocks estructurales se representan como “ e ”. Restringiremos los efectos contemporáneos de “ k ”, sobre “ m ” y sobre “ r ”, entre otros.

Una siguiente variante del VAR estructural, es expresar “ k ” y “ m ” en tasas de crecimiento, para ver los efectos en variaciones. Esto puede también verse cuando en el modelo tuviéramos que “ k ” es una variable no estacionaria de orden (1) o integrada (1) y el dinero es no estacionaria de orden (2) o integrada (2). En ese caso, el modelo sin tasas de variación (%) del capital per cápita, está mostrando los efectos de las tasas de crecimiento del dinero y no del nivel (King y Watson, 1997).

Hemos colocado la secuencia de las ecuaciones (3a) a (3e), considerando que “ k ” es la más endógena y “ m ” es la menos endógena, es probable que el orden pueda cambiar, a partir de probar la causalidad del VAR.

La hipótesis, como se señala en la introducción, es que existe neutralidad del dinero, esto es que los shocks estructurales del dinero, no crean cambios significativos sobre el capital per cápita, y que shocks inflacionarios estructurales no crean cambios en la tasa real de interés. Finalmente, shocks estructurales del dinero, si crean cambios o shocks estructurales en la inflación. Otra forma de neutralidad, es ver la no significancia estadística de λ_{km} , λ_{kp} y λ_{rp} , con la significancia estadística de λ_{pm} . El resto de parámetros puede tener significancia o no, dependiendo de sus shocks o de su evolución temporal.

Para estimar el VAR estructural, seguimos los pasos siguientes, aquí usamos “X” para representar cualquier variable y V para representar un vector o matriz de variables:

- Remover o quitar la estacionalidad y también la tendencia de las series, donde “X” es la serie, “t” es la tendencia y “q” son los dummies de trimestres (toma valor 1, para el trimestre 1 y cero para los otros, así se hace para cada trimestre):

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_t t + \alpha_1 q_1 + \alpha_2 q_2 + \alpha_3 q_3 + u_t \quad (4a)$$

Si $\alpha_t, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$; son estadísticamente significativos, entonces, remover estas variables implican que la variable final queda (o sólo se remueven las variables estadísticamente significativas, lo cual puede incluir a la constante):

$$X_t - (\alpha_0 + \alpha_t t + \alpha_1 q_1 + \alpha_2 q_2 + \alpha_3 q_3) = X_t^* = u_t \quad (4b)$$

- Probar la raíz unitaria de la serie sin tendencia y sin estacionalidades (puede ser con constante y sin ella, en caso se usó la remoción planteada en la ecuación (4b)):

$$X_t^* = \alpha^* + \alpha_{11} X_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (4c)$$

Si $\alpha_{11} = 1$, entonces X_t^* no es estacionario. Por tanto, hay que probar el siguiente modelo (restando el pasado de X_t^* en ambos lados):

$$\Delta X_t^* = \alpha^* + (1 - \alpha_{11}) X_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (4d)$$

La ecuación (4d) es el modelo Dickey-Fuller, si $(1 - \alpha_{11})$ es igual a cero, entonces la serie es no estacionaria, además el valor debe ser estadísticamente significativo, considerando los valores críticos de Dickey-Fuller (Mahadeva y Robinson, 2009).

La versión aumentada del modelo puede expresarse del siguiente modo, con conclusiones similares respecto del parámetro “g” que indica la raíz unitaria:

$$\Delta X_t^* = \alpha^* + g X_{t-1}^* + \sum_i \beta_i \Delta X_{t-i}^* + \varepsilon_t \quad (4e)$$

- Luego hay que obtener las series estacionarias, removiendo la raíz unitaria., Siempre que haya raíz unitaria, la ecuación resultante (donde L es el operador de rezagos) sería la (4f). En este caso se estima con constante, en caso la constante sea cero (no significativa) solo queda ε_t :

$$\Delta X_t^* = \alpha^* + \varepsilon_t \quad (4f)$$

- Establecer el orden o rezagos del VAR, según series estacionarias, para esto usaremos los criterios de información de Akaike y Sharwtz.

- Restringir el VAR estructural. Para ello mostraremos el VAR en matrices o vectores, que contienen todas las endógenas (para k rezagos):

$$A V_t = C_1 V_{t-1} + \dots + C_k V_{t-k} + e_t \quad (4g)$$

Con fines de mantener un shock constante o independiente, cuando otro shock impulsa a la variable resultante, necesitamos tener shocks estructurales no correlacionados, para ello podemos probar una combinación lineal de shocks estructurales, del modo siguiente:

$$e_t = B \mu_t \quad (4h)$$

Si consideramos que los cambios de μ_t son constantes, entonces se puede obtener un shock estructural independiente, ello implica que $E(\mu_t \mu_t') = I$ (donde I es la identidad o matriz de unos). Con esa idea reescribimos el VAR, del modo siguiente:

$$A V_t = C_1 V_{t-1} + \dots + C_k V_{t-k} + B \mu_t \quad (4i)$$

Entonces resolviendo la ecuación previa, queda:

$$V_t = A^{-1} C_1 V_{t-1} + \dots + A^{-1} C_k V_{t-k} + A^{-1} B \mu_t \quad (4j)$$

A partir de esta última ecuación, Podemos restringir los efectos, con fines de tener identificación y estimar los shocks estructurales deseados, para ello tenemos las matrices A y B, con restricciones para efectos de corto plazo (usando la notación de Stata):

```
matrix A1 = (1,.,.,.,. \ .,1,.,.,. \ .,0,1,0,. \ 0,0,.,1,. \ 0,0,.,.,1)
matrix B1=(.,0,0,0,0 \ 0,.,0,0,0 \ 0,0,.,0,0 \ 0,0,0,.,0 \ 0,0,0,0,.)
```

En este caso, a modo preliminar, se ha restringido en la matriz A (A1), los parámetros de las ecuaciones (3a) a (3e): λ_{pc} , λ_{pr} , λ_{rk} , λ_{rc} , λ_{mk} , λ_{mc} . Se les dio el valor cero. Las diagonales o las medias de cada variable, toman valor 1. Para la matriz B (B1), se restringe fuera de la diagonal, con fines de tener la estimación mostrada en la ecuación (4h).

También podemos emplear la ecuación (1d) y considerar que existe una matriz: $lr = C = \Theta(L)$, la misma que permite restringir efectos de largo plazo, lo cual se expresa del siguiente modo, siguiendo la notación de Stata:

```
matrix lr=(0,.,.,.,.\ .,0,.,.,.\ 0,0,0,0,.\ 0,0,.,0,.\ 0,0,.,.,0)
```

Donde restringimos todas las diagonales o efectos promedio de la misma variable.

También restringimos los efectos del capital real, el consumo real y de la tasa real de interés sobre la inflación.

Otras restricciones son del capital real y el consumo real sobre la tasa de interés real. Finalmente restringimos el capital real y el consumo real sobre el dinero nominal. Esta sería nuestra versión de estimación final.

- Estimar el VAR estructural, obteniendo los parámetros de las ecuaciones (3a) a (3e), siguiendo los criterios previos.
- Probar la Causalidad de Granger (1969), a más causalidad, más endogeneidad, el VAR podría ser re-estimado si las causalidades no se establecen de acuerdo a las ecuaciones (3a) a (3e). Siguiendo a Montero (2013), para verificar la causalidad, se puede plantear ecuaciones como:

$$y_t = \mu_y + \sum_{i=1}^m b_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j x_{t-j} + e^y_t \quad (4k)$$

$$x_t = \mu_x + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j y_{t-j} + e^x_t \quad (4l)$$

Las ecuaciones previas, son el modelo no restringido. También pueden plantearse modelos restringidos como:

$$y_t = \mu_y + \sum_{i=1}^m b_i y_{t-i} + e^y_t \quad (4m)$$

$$x_t = \mu_x + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + e^x_t \quad (4n)$$

De modo que puede estimarse un estadístico de causalidad, el que se distribuye chi cuadrado, y se estima como:

$$LR = -2 \ln \frac{L(m1)}{L(m2)} = 2 [ll(m2) - ll(m1)] \quad (4ñ)$$

Donde $L(m1)$ es la verosimilitud del modelo restringido, es decir las ecuaciones (4m) y (4n) y $ll(m1)$ es el logaritmo respectivo. Mientras que $L(m2)$ es la verosimilitud del modelo no restringido, es decir las ecuaciones (4k) y (4l) y $ll(m2)$ es el logaritmo respectivo.

El valor creciente de LR, significa que el modelo no restringido tiene mayor ratio de verosimilitud, por tanto “x” causa a “y”. En contrario si un ratio de verosimilitud restringido es alto, o un LR bajo, indica que “x” no causa a “y”.

Habimana (2019) evalúa la causalidad, usando un análisis espectral basado también en el análisis de Granger, así el dinero causa el producto en Estados Unidos, pero no en Suecia. Este análisis implica que una variable estacionaria, independiente del tiempo t , tiene una auto covarianza que puede ser representada como una distribución espectral. De igual modo, dos series estacionarias, cada una con su espectro, pueden tener covarianza, de modo que eso define el grado de relación entre ellas.

- Finalmente, hay que obtener las funciones Impulso respuesta del VAR. Para ello partimos de la ecuación (4j) y vamos a re-expresarla del modo siguiente, donde $k_i = A^{-1} C_i$, además $v_t = A^{-1} B \mu_t$:

$$V_t = k_1 V_{t-1} + \dots + k_k V_{t-k} + v_t \quad (4o)$$

Al infinito (n) de períodos rezagados, se puede obtener lo siguiente:

$$V_t = \theta + \sum_{i=0}^n k_1^i v_{t-i} \quad (4p)$$

Donde θ es la media de cada una de las variables endógenas. De modo que reemplazando las variables originales obtenemos:

$$V_t = \theta + \sum_{i=0}^n [A^{-1} C_1]^i [A^{-1} B \mu_{t-i}] \quad (4q)$$

$$V_t = \theta + \sum_{i=0}^n [A^{-1} C_1]^i [A^{-1}] [e_t] \quad (4r)$$

Donde los multiplicadores de impulso respuesta, son los parámetros resultantes de las matrices:

$$\phi_i = [A^{-1} C_1]^i [A^{-1}] \quad (4s)$$

Finalmente, cada multiplicador de impulso respuesta, mide el efecto de un shock estructural de impulso, sobre un shock estructural respuesta, esta medida tienen un valor dado o tamaño del efecto, para cada período “i”. Esto replica el indicador de elasticidad mostrado en la ecuación (1c).

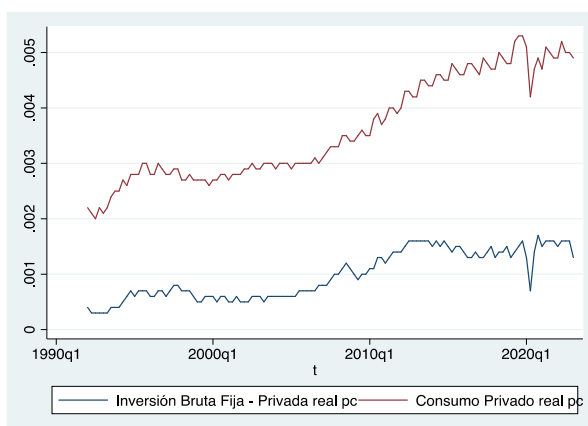
III. Resultados y discusión

Usando la Figura siguiente, vemos la evolución de las variables en estudio, en soles por trabajador sean reales o nominales. Las tendencias son marcadas en el comportamiento histórico, pero en una mirada quinquenal surgen algunos detalles. A modo de contexto, el PBI real per cápita tuvo un crecimiento de 6.5% anual entre 1992 y 1997, un resultado inicial de las reformas peruanas de los años 90. Luego, en torno a la crisis global del 2008-09, los resultados quinquenales decayeron a 1% entre 1997 al 2002.

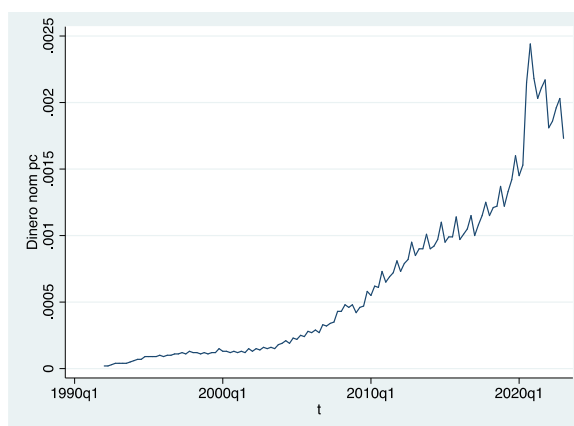
A partir de allí la economía peruana tuvo dos quinquenios expansivos, llegando a un promedio de 4.8% hasta el año 2012. Pasado ese período, se corrigieron los vientos expansivos por la menor demanda mundial de materias primas, así el crecimiento per cápita pasó a 2.4% promedio anual entre 2012 a 2017 y se desplomó con el Covid-19, sin recuperarse a sus niveles previos de crecimiento. Ya que, en promedio en el quinquenio final de análisis, apenas se creció 0.4% entre 2017 hasta 2023 (primer trimestre).

Figura 2. Evolución trimestral de las variables empleadas – 1992 – 2023

a. Capital (inversión) per cápita y consumo
Per cápita real



b. Dinero nominal per cápita



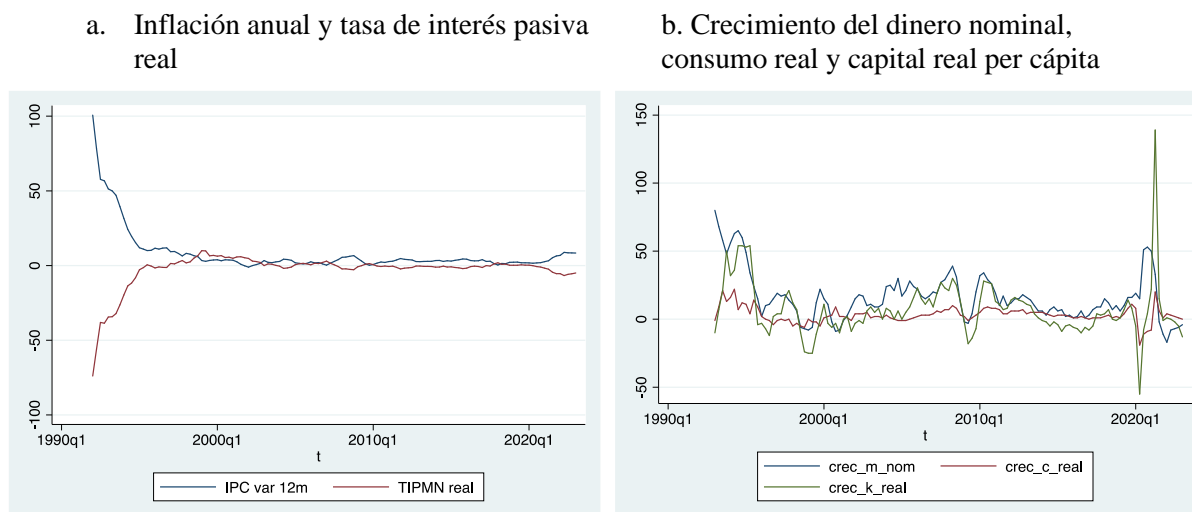
Fuente: BCRP

Bajo el contexto previo, el consumo real per cápita reacciona de modo similar, sin embargo, la inversión real per cápita o el capital por trabajador tiene reacciones de mayor intensidad. Por ejemplo, entre 1997 a 2002, esta variable cayó a -4.2% de crecimiento anual promedio y entre 2012 a 2017 cayó a -1.9% anual. En ambos casos el PBI real per cápita tuvo menor dinamismo y principalmente se sostuvo por la demanda interna personal. El período antes y post Covid-19, muestra un capital por trabajador creciendo 1.2% promedio anual entre 2017 hasta el 2023, una recuperación insuficiente para la caída del quinquenio previo, la economía peruana, en estos últimos años, claramente se desacelera.

Mirando el dinero, la evolución per cápita nominal y real es similar en patrón e incluso se evidencian comportamientos asociados al producto. Así los quinquenios de menor dinamismo del PBI per cápita,

también corresponden a períodos de menor expansión monetaria, por ejemplo, entre 1997 al 2002 con un dinero nominal creciendo 4.5% y entre 2012 al 2017, creciendo a 6.5% promedio anual, muy distinto a los demás quinquenios donde se expandió a tasas mayores, esta estructura quinquenal es similar usando el dinero real per cápita.

Figura 3. Evolución trimestral de las variables empleadas – 1992 – 2023



Fuente: BCRP

Lo anterior, también se visualiza en la Figura 3b, las tasas de crecimiento trimestral del dinero, se asocian más con la dinámica del capital real per cápita y con menor intensidad con el consumo real per cápita (las correlaciones entre dinero y capital es de 0.53 y entre dinero y consumo es 0.34)

Alguna de las razones para este proceso de intensidad, se puede basar en que el Perú es una economía con mucha incidencia del sector extractivo primario, sobre todo minero. Datos de la Sociedad Nacional de Minería, indican que el PBI peruano responde en más de 2% por cada 15% de exportaciones mineras (las que representan más del 52% del total), además el sector extractivo financia de modo directo, mucho gasto fiscal en las localidades mineras.

Cifras del BCRP indican, por ejemplo, que el año 2022, la inversión minera real cayó 5.5%, la inversión no minera real creció 0.2% y la inversión total cayó 0.4%. Se espera un panorama más agudo el año 2023, con caída de la inversión total privada en -2.5%, debido a la caída de la inversión minera en -18.9%, con un sector no minero cuya inversión sólo cae -0.5%.

Por eso, los ciclos quinquenales analizados, tienen mucho que ver con la demanda de materias primas (por ende, los precios internacionales), mostrando la dependencia del país (y del capital) a estos shocks (Vega y Gondo, 2017).

La figura 3a, también muestra el comportamiento de la tasa de inflación y la tasa pasiva de interés real, hay un claro comportamiento inverso en los primeros años de estudio, la inflación tiene una amplia caída (por ejemplo, pasa de 100.74% en 1992 a 9.3% en 1997, usando cifras de cierre de cada

quinquenio), mientras que la tasa real se comporta a la inversa, pasando de -73.92% en 1992 a 1.4% en 1997.

Posterior a ese lapso, los comportamientos han sido muy estables. La tasa real osciló entre -1.27% a -4.78% en los siguientes cierres de quinquenios. Al año 2023, la tasa real fue negativa en -4.96%.

La inflación si tuvo algo más de movimiento, el rango de variabilidad fue más amplio: entre 0.25% a 8.4% en 2023-1; incluso la inflación llegó a 8.81% en 2002-2, la cual también fue la tasa más alta desde 1998, debido a muchos shocks externos como el post Covid 19, la guerra en Ucrania, el alza del precio petróleo o de los alimentos, entre otros.

Sin embargo, la política monetaria tiende a ser efectiva, porque si miramos la inflación subyacente (una medida sin shocks), esta fue de 94.59% en 1992, bajó a 9.69% en 1997 (al cierre del quinquenio) y en adelante, su rango de variación estuvo entre 1.08% a 6.77%, mucho menor volatilidad que la inflación y debido principalmente a las políticas de reglas de interés.

En este sentido, la tasa de interés de los Certificados de depósitos del BCRP, tuvo un rango de variación de 4.14% a 7.57% desde el año 2000 al 2023, con un comportamiento claramente vinculado a la inflación subyacente, ya que la correlación fue de 0.88.

El comportamiento de la inflación parece seguir ese patrón (más inflación, sube la tasa CDBCRP), ya que la masa monetaria ha tenido una evolución siempre positiva, desligándose de la variabilidad de la inflación.

Dado que hemos encontrado evidencias de tendencia, es importante probar este comportamiento dentro de cada serie de tiempo analizada. También es probable que algunos trimestres del año puedan presentar patrones, o estacionalidades, lo cual también probaremos.

La tabla siguiente muestra los modelos MCO realizados, para probar la presencia de estacionalidad o tendencia. Un primer criterio para elegir la relevancia o utilidad del modelo es el ajuste del mismo. El R^2 de cada modelo se muestra en la Tabla 2, en base a ello, los modelos más explicativos fueron, para las variables dependientes (modelos 1 al 4): capital real per cápita, consumo real per cápita, la tasa de inflación y el dinero nominal per cápita. En este caso, nuestro corte fue tener R^2 mayores a 20%. A partir de ello, los demás modelos evaluados no contienen tendencia ni estacionalidad, por lo menos a nivel de ajuste global (modelos 5 al 8).

Dentro de los modelos elegidos, la tendencia fue estadísticamente significativa en todos ellos. Adicionalmente, en el caso del modelo que explica al capital real per cápita, las variables: estacionalidad del trimestre 1 (q1) y trimestre 2 (q2) resultaron estadísticamente significativas.

Para los demás modelos con tendencia relevante, las variables de estacionalidad no fueron significativas, por tanto no se usarán a la hora de remover esos aspectos de la variable dependiente.

Tabla 2. Resultados MCO para estimaciones de las variables con estacionalidad y tendencia

| VARIABLES | (1) Capital real pc | (2) Consumo real pc | (3) Inflación | (4) Dinero nominal pc | (5) Tipmn real | (6) Crec. Dinero nominal pc | (7) Crec. Consumo real pc | (8) Crec. Capital real pc |
|--------------|----------------------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------------|----------------------|--------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| Tendencia | 1.06e-05*** (4.80e-07) | 2.46e-05*** (6.90e-07) | -0.209*** (0.0329) | 1.55e-05*** (6.22e-07) | 0.101*** (0.0275) | -0.181*** (0.0443) | -0.0235 (0.0146) | -0.0791 (0.0532) |
| q1 | -8.43e-05* (4.88e-05) | -5.07e-05 (7.02e-05) | 2.156 (3.344) | -7.90e-05 (6.32e-05) | -1.624 (2.796) | 1.159 (4.359) | -0.0826 (1.434) | -1.296 (5.230) |
| q2 | -8.84e-05* (4.92e-05) | 4.60e-05 (7.07e-05) | 0.942 (3.371) | -7.39e-05 (6.37e-05) | -0.688 (2.819) | 0.872 (4.395) | 0.586 (1.446) | 2.242 (5.274) |
| q3 | -1.52e-05 (4.91e-05) | 6.01e-05 (7.07e-05) | 0.209 (3.370) | -5.68e-05 (6.37e-05) | -0.141 (2.818) | 0.853 (4.394) | 0.443 (1.446) | -0.279 (5.273) |
| Constante | -0.000995*** (9.80e-05) | -0.00109*** (0.000141) | 47.07*** (6.720) | -0.00226*** (0.000127) | -21.32*** (5.619) | 50.34*** (9.097) | 7.364** (2.994) | 22.00** (10.92) |
| Observations | 125 | 125 | 125 | 125 | 125 | 121 | 121 | 121 |
| R-squared | 0.806 | 0.914 | 0.255 | 0.839 | 0.104 | 0.126 | 0.025 | 0.023 |

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

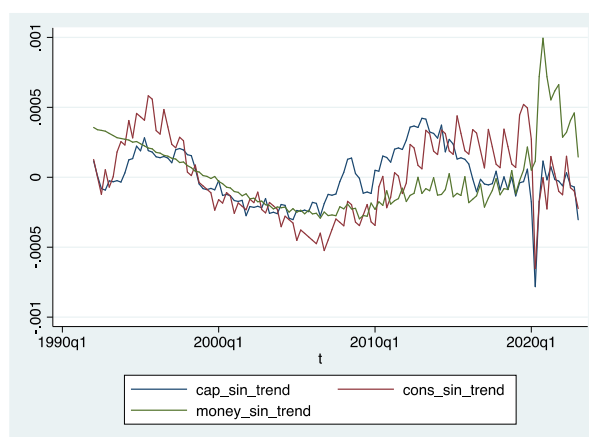
pc: per cápita o por trabajador
Standard errors in parentheses

Fuente: El Autor

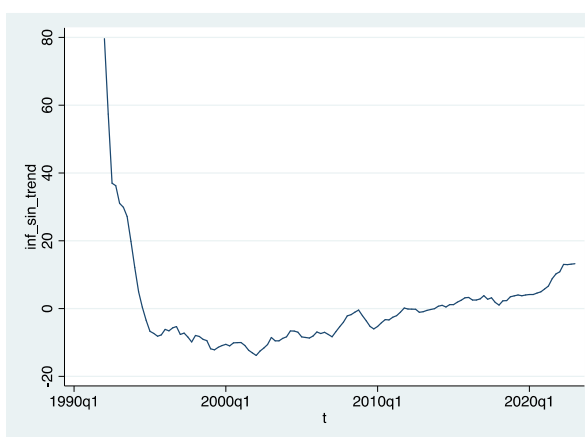
La Figura 4, muestra las correcciones por tendencia, en el caso de consumo real, inflación y dinero nominal per cápita. Mientras que el capital per cápita real, tiene correcciones o se removió la tendencia y estacionalidad de los trimestres 1 y 2. Asimismo todas las correcciones contienen la constante a la hora de estimar la variable dependiente y luego remover las variables explicativas señaladas.

Figura 4. Variables empleadas sin estacionalidad o tendencia – 1992 – 2023

a. Dinero nominal, consumo real y capital real per cápita



b. Inflación anual



Fuente: El Autor

Una vez que tenemos las series anteriores y las demás series que emplearemos, se les aplicó criterios de información como Akaike (AIC) y Schwartz (SBIC), con fines de obtener el número de rezagos necesarios para evaluar su estacionariedad (Ver Anexo 2)

La Tabla 3 muestra los resultados de los criterios de información, decidimos usar el SBIC para establecer el número de rezagos, básicamente porque los correlogramas de las variables pueden mostrar autocorrelación en 10 rezagos (ejemplo la inflación, donde el AIC recoge este patrón), pero tienen una autocorrelación parcial de 1 o 2 rezagos, es decir pueden tener mucha información pasada relevante, hasta con dos diferencias, antes de tener un comportamiento estacionario.

Por ello, consideremos que el SBIC captura mejor este proceso, además no tenemos abundantes datos para penalizarlos con el número de parámetros (rezagos) que van subiendo al usar AIC, por eso el indicador más sencillo es SBIC, ya que penaliza el alza de parámetros usando además el tamaño de la muestra.

Tabla 3. Número de rezagos óptimos por variable, según criterios de Información

| Variable | Tratamiento previo | Nro de rezagos AIC | Nro de rezagos SBIC |
|-----------------------------|---------------------------------|--------------------|---------------------|
| Capital real pc | Sin Tendencia ni estacionalidad | 3 | 1 |
| Consumo real pc | Sin Tendencia | 4 | 3 |
| Inflación anualizada | Sin Tendencia | 10 | 6 |
| Dinero nominal pc | Sin Tendencia | 10 | 6 |
| Tasa de interés pasiva real | | 6 | 6 |
| Crec. del dinero nominal pc | | 10 | 5 |
| Crec. del consumo real pc | | 10 | 5 |
| Crec. del capital real pc | | 9 | 1 |

Fuente: El Autor

En base a la Tabla 3, se procedió a evaluar la estacionariedad de las series a emplear en los VAR estructurales (SVAR), la Tabla 4, muestra los resultados de ese proceso de evaluación.

Tabla 4. Análisis de raíces unitarias (estacionariedad) por variable, usando ADF

| Variable | Ajuste | Rezagos | Test | Valor crítico al 1% | Valor crítico al 5% | Estacionario |
|---|---------------|---------|--------|---------------------|---------------------|--------------|
| Capital real pc sin tendencia ni estacionalidad | Sin constante | 1 | -2.7 | -2.597 | -1.95 | Si |
| Consumo real pc sin tendencia | Sin constante | 3 | -1.608 | -2.597 | -1.95 | No |
| Inflación anualizada sin tendencia | Sin constante | 6 | -1.759 | -2.598 | -1.95 | No |
| Dinero nominal pc sin tendencia | Sin constante | 6 | -1.443 | -2.598 | -1.95 | No |
| Tasa de interés pasiva real | Con constante | 6 | -4.467 | -3.504 | -2.889 | Si |
| Crec. del dinero nominal pc | Con constante | 5 | -4.085 | -3.505 | -2.889 | Si |
| Crec. del consumo real pc | Con constante | 5 | -3.826 | -3.505 | -2.889 | Si |
| Crec. del capital real pc | Con constante | 1 | -5.007 | -3.504 | -2.889 | Si |

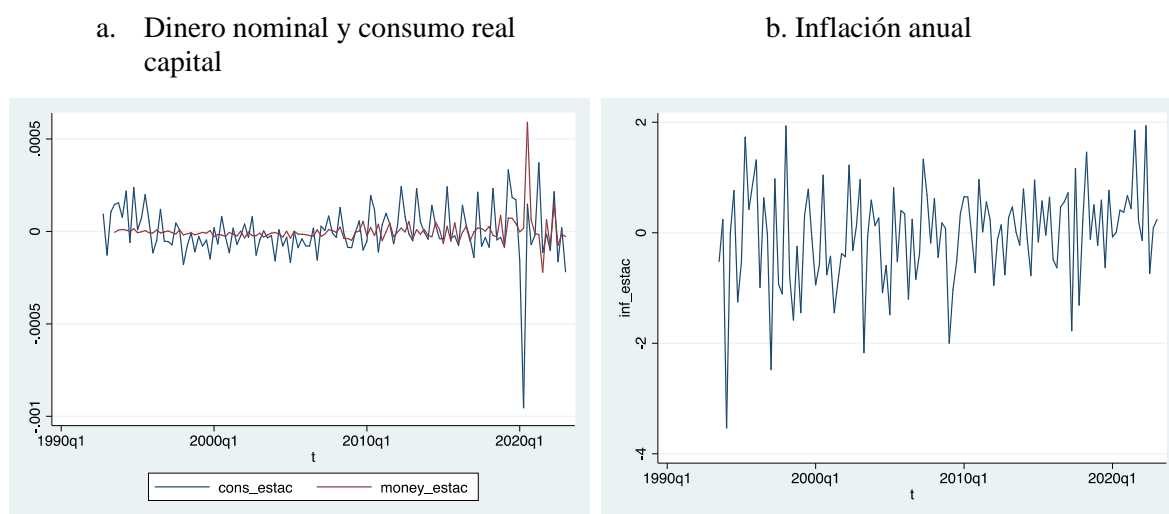
Fuente: El Autor

Al evaluar la raíz unitaria con el método Dickey-Fuller aumentado, aplicando los rezagos respectivos, encontramos que las series: consumo real per cápita sin tendencia ni constante no es

estacionaria. Igual pasó con la inflación sin tendencia ni constante y también con el dinero nominal per cápita sin tendencia ni constante.

Las series anteriores fueron corregidas, removiendo el componente autoregresivo no estacionario, para ello se hicieron estimaciones de la variable dependiente en base a los rezagos respectivos, las cuales se restaron de la dependiente evaluada. Los estimados pueden verse en el Anexo 3. En base a ello, finalmente tenemos las series estacionarias corregidas (Ver Figura 5), denominadas: consumo estacionario, money (dinero) estacionario y tasa de inflación estacionaria. Las cuales se usarán, junto a las demás variables estacionarias de la Tabla 4, para estimar el SVAR.

Figura 5. Variables con raíz unitaria corregidas



Fuente: El Autor

Tabla 5. Número de rezagos óptimos del VAR, según criterio de información

| Modelo | Variable | Nro de rezagos AIC | Nro de rezagos SBIC |
|------------------------------|---|--------------------|---------------------|
| VAR con niveles | Capital real pc sin tendencia ni estacionalidad | 5 | 1 |
| | Consumo real pc sin tendencia estacionario | | |
| | Inflación anualizada sin tendencia estacionaria | | |
| | Tasa de interés pasiva real | | |
| | Dinero nominal pc sin tendencia estacionario | | |
| VAR con tasas de crecimiento | Crec. del capital real pc | 10 | 1 |
| | Crec. del consumo real pc | | |
| | Inflación anualizada sin tendencia estacionaria | | |
| | Tasa de interés pasiva real | | |
| | Crec. del dinero nominal pc | | |

Fuente: El Autor

Antes de estimar los SVAR tanto en niveles como en variaciones, se hizo un análisis conjunto para la estimación de rezagos del SVAR, los resultados se muestran en la Tabla 5 y puede verse el Anexo 4. Nuevamente usaremos el SBIC, como criterio para definir el número de rezagos del VAR.

Se procedió a estimar primero el SVAR en niveles o valores reales o nominales per cápita. En este caso la Tabla 6, muestra los resultados de los parámetros de estimación contemporáneos del VAR para los shocks estructurales de cada variable, sobre la variable endógena respectiva. Esta estimación se hizo con las variables endógenas en niveles (excepto inflación y tasa de interés real) o en valores (soles) reales o nominales per cápita.

Tabla 6. Resultados paramétricos (contemporáneos) del SVAR en niveles

| | <i>k</i> | <i>c</i> | <i>p</i> | <i>r</i> | <i>m</i> |
|----------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|
| <i>k</i> | 0.00000000 | 0.00050400 | 0.00016550 | -0.00008290 | 0.0003248 * |
| <i>c</i> | 0.00011790 | 0.00000000 | 0.00001350 | -0.00007910 | 0.00007780 |
| <i>p</i> | 0.00000000 | 0.00000000 | 0.00000000 | 0.00000000 | 0.7376422 * |
| <i>r</i> | 0.00000000 | 0.00000000 | 4.980618 * | 0.00000000 | -4.57337400 |
| <i>m</i> | 0.00000000 | 0.00000000 | -0.00000187 | 0.00005810 | 0.00000000 |

Fuente: El Autor

Hemos colocado (*) a las variables de interés, sin embargo, en el Anexo 5, puede verse la estimación completa. Primero los parámetros restringidos en sus efectos de largo plazo se muestran con valor cero, consideramos que estos efectos no eran de interés para el estudio, de igual modo se consideró también la diagonal o efecto promedio de la misma variable.

Los parámetros estimados en la Tabla 6, fueron estadísticamente significativos al 1% o 5%, excepto el efecto de la inflación “*p*” en el dinero “*m*” (-0.00000187), el efecto de la inflación “*p*” en el consumo “*c*” (0.00001350) y fue significativo al 10% el efecto de tasa real de interés “*r*” sobre el capital “*k*” (-0.00008290).

Vemos que el dinero tiene un efecto contemporáneo positivo sobre el capital (0.0003248), lo cual indica que no existe neutralidad del dinero en términos de largo plazo, a partir de los parámetros contemporáneos. Cuando crece el nivel del dinero nominal per cápita, los inversores destinan mayores fondos al capital por trabajador, el cual se eleva en términos reales.

Este dinero, también tiene efectos en una mayor disponibilidad de fondos para los agentes, lo cual se evidencia en un efecto positivo del dinero sobre el consumo (0.00007780). Es importante notar, que el consumo per cápita real no rivaliza aquí, con el capital per cápita real. Ya que la relación entre ambos es positiva cuando el consumo per cápita crece (0.00050400).

También vemos, que incrementos en el nivel de dinero per cápita de largo plazo, elevan la tasa de inflación (0.7376422), dado el parámetro positivo. Sin embargo, cuando esa inflación crece, la tasa real de interés también se expande a largo plazo (4.980618), lo que supone una ausencia del efecto Fisher y nuevamente señalamos que no existe neutralidad del dinero.

Esto también puede basarse, en la corrección de tasas de interés que realiza el BCRP, para mantener la inflación anclada. Así, ante alzas de los precios esperados (con una correlación de 0.88 con la inflación del período), el BCRP corrige las tasas nominales (la correlación entre la tasa de Certificados de depósito del BCRP con la inflación esperada es de 0.38), lo que supone que las tasas reales terminan expandiéndose para capturar la efectividad de la política monetaria peruana.

La Tabla 7, muestra la matriz de varianza covarianza del SVAR en niveles, lo resaltante es que las varianzas son bastante pequeñas fuera de la diagonal, excepto el componente precio - tasa real de interés (-0.731603800). Varianzas pequeñas, nos dan una idea de una estimación con cierto grado de robustez.

Tabla 7. Matriz de varianza covarianza del SVAR en niveles

| <i>Var-Cov</i> | <i>k</i> | <i>c</i> | <i>p</i> | <i>r</i> | <i>m</i> |
|----------------|--------------|-------------|--------------|--------------|-------------|
| <i>k</i> | 0.000000010 | | | | |
| <i>c</i> | 0.000000008 | 0.000000019 | | | |
| <i>p</i> | 0.000014890 | 0.000010890 | 0.791485650 | | |
| <i>r</i> | -0.000011000 | 0.000000856 | -0.731603800 | 1.224592800 | |
| <i>m</i> | 0.000000002 | 0.000000002 | 0.000007041 | -0.000003747 | 0.000000003 |

Fuente: El Autor

La Tabla 8, muestra los efectos contemporáneos del SVAR usando tasas de variación (%) de las variables: capital real, consumo real y dinero nominal per cápita. Como puede verse en el Anexo 6, los parámetros de efectos de largo plazo contemporáneos, son todos significativos al 5%, excepto el efecto de la inflación “*p*” sobre la variación del capital real per cápita “*k var %*” (1.28083). Nuevamente encontramos que el dinero nominal per cápita, ahora en tasas de crecimiento, tiene efectos positivos de largo plazo sobre el capital, indicando que no existe neutralidad del dinero. Elevar la tasa de crecimiento monetario (0.6344026), también tiene efectos positivos en la inflación, de modo que los shocks nominales presentan el comportamiento esperado. El efecto Fisher vuelve a incumplirse, puesto que la inflación en esta estructura de comportamiento, nuevamente afecta a la tasa real de interés (5.188111).

Tabla 8. Resultados paramétricos (contemporáneos) del SVAR en variaciones

| <i>Endógena</i> | <i>k var %</i> | <i>c var %</i> | <i>p</i> | <i>r</i> | <i>m var %</i> |
|-----------------|----------------|----------------|------------|----------|----------------|
| <i>k var %</i> | 0.00000 | 11.85094 | 1.28083 | 20.89802 | 5.936496 * |
| <i>c var %</i> | 6.22796 | 0.00000 | -1.36627 | 1.46415 | 3.50561 |
| <i>p</i> | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.6344026 * |
| <i>r</i> | 0.00000 | 0.00000 | 5.188111 * | 0.00000 | -4.53124 |
| <i>m var %</i> | 0.00000 | 0.00000 | 9.90529 | 31.54189 | 0.00000 |

Fuente: El Autor

La ausencia de efecto Fisher es algo muy probable en presencia de no neutralidad, Keating (2022) indica que el dinero es endógeno, es decir responde a otras dinámicas, su crecimiento tiene efectos reales en la medida, que los agentes ante crecimientos del producto (shocks de productividad) necesitan dinero nominal. Otro tema es que las reglas de interés, implican ahora que el dinero, sigue las metas operativas de tasas. Un Banco Central, que desea reducir las tasas, tiene que colocar liquidez, creando la endogeneidad monetaria. En inflaciones bajas, quizás no haya que reducir las tasas, pero restricciones financieras, shocks de capital externo o incluso crecimientos rápidos del mercado financiero, pueden obligar a colocar dinero. También procesos de señoreaje en estos contextos de baja inflación, crean la misma endogeneidad monetaria.

Por ejemplo en la Tabla 6, la tasa real afecta el stock nominal per cápita y en Tabla 8, la dinámica de la inflación afecta al crecimiento del dinero, igualmente sucede con la tasa real. Tasas nominales altas en el mercado financiero, crean presiones en el sector real, que pueden verificarse con tasas reales crecientes, en estos casos colocar liquidez puede ser una buena respuesta del Banco Central, generando dicha endogeneidad, creando efectos reales y finalmente, probando que no hay efecto Fisher.

Algunas diferencias con la Tabla 6, se muestran principalmente a nivel de signo en algunos efectos. Por ejemplo alzas de la tasa real de interés, conducen a mayor tasa de crecimiento del capital (en la Tabla 6 el stock de capital per cápita se reduce, pero es un efecto no significativo al 5%), dicha velocidad (20.89802) puede asociarse al comportamiento de los saldos reales, el dinero más rentable está disponible, con lo cual crece la tasa de consumo y también la de capital (recordemos que la productividad marginal del capital refleja los retornos reales, por ello vinculamos este análisis con tasas pasivas reales).

Vemos también que mayor inflación, reduce la tasa de crecimiento del consumo (-1.36627) lo cual es algo esperado, el efecto en niveles resulta ser no significativo, aunque positivo.

También estimamos la matriz de varianza covarianza para al SVAR en tasas de variación y encontramos que debajo de la diagonal, las covarianzas son relativamente altas y superan a las covarianzas de la Tabla 7, de modo que el modelo SVAR en niveles tiene mejor poder explicativo que el SVAR en variaciones, basado en su menor nivel de varianzas conjuntas.

Tabla 9. Matriz de varianza covarianza del SVAR en variaciones

| <i>Var-Cov Variaciones</i> | <i>k var %</i> | <i>c var %</i> | <i>p</i> | <i>r</i> | <i>m var %</i> |
|----------------------------|----------------|----------------|----------|----------|----------------|
| <i>k var %</i> | 176.07768 | | | | |
| <i>c var %</i> | 35.53154 | 16.44860 | | | |
| <i>p</i> | 1.40412 | -0.27568 | 0.73382 | | |
| <i>r</i> | -1.67502 | 0.53367 | -0.68362 | 1.17497 | |
| <i>m var %</i> | 5.57032 | 2.55605 | -0.01702 | -0.37987 | 39.84071 |

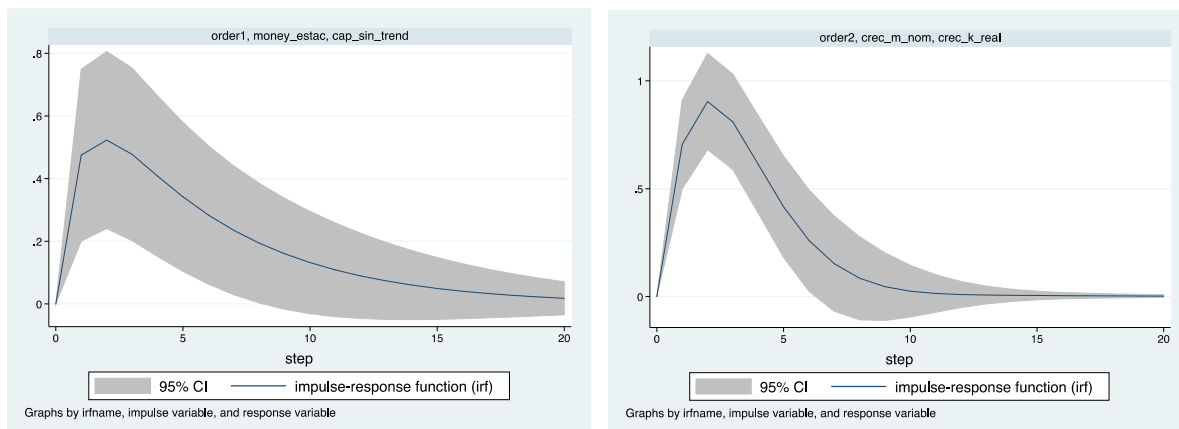
Fuente: El Autor

Ahora mostramos los impulsos respuesta de las variables de interés, es decir los efectos de los shocks estructurales rezagados en el tiempo.

Figura 6. Función impulso respuesta del capital real per cápita y sus variaciones

a. Con shocks en dinero nominal
Per cápita

b. Con shocks en el crecimiento del dinero
nominal per cápita



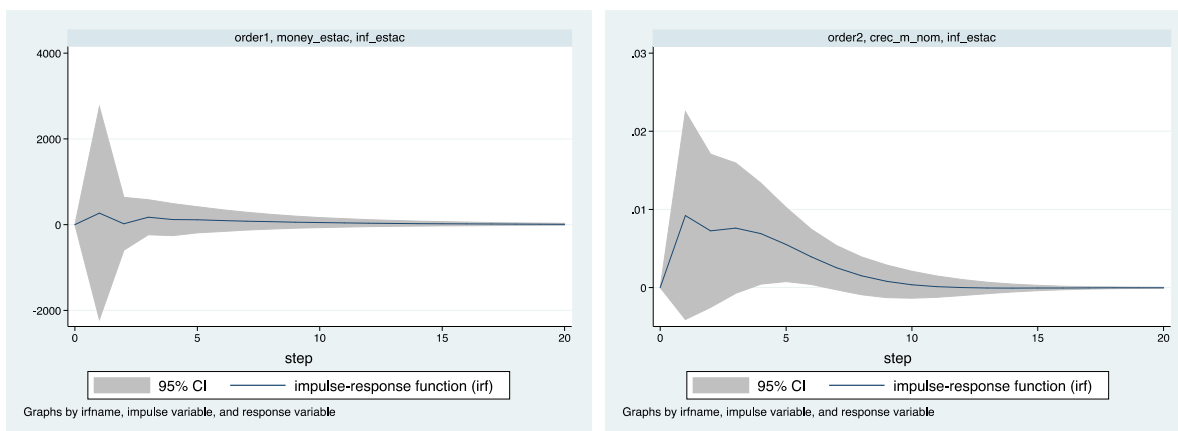
Fuente: El Autor

La Figura 6, muestra claramente que no existe neutralidad del dinero, en ambos casos, shocks nominales (6a son shocks de dinero nominal per cápita y 6b, son shocks de la tasa de crecimiento del dinero), crean shocks positivos a largo plazo en el capital, los efectos se diluyen en alrededor de 15 trimestres para el stock de capital y 10 trimestres para la tasa de crecimiento del capital per cápita real.

Figura 7. Función impulso respuesta de la inflación anual

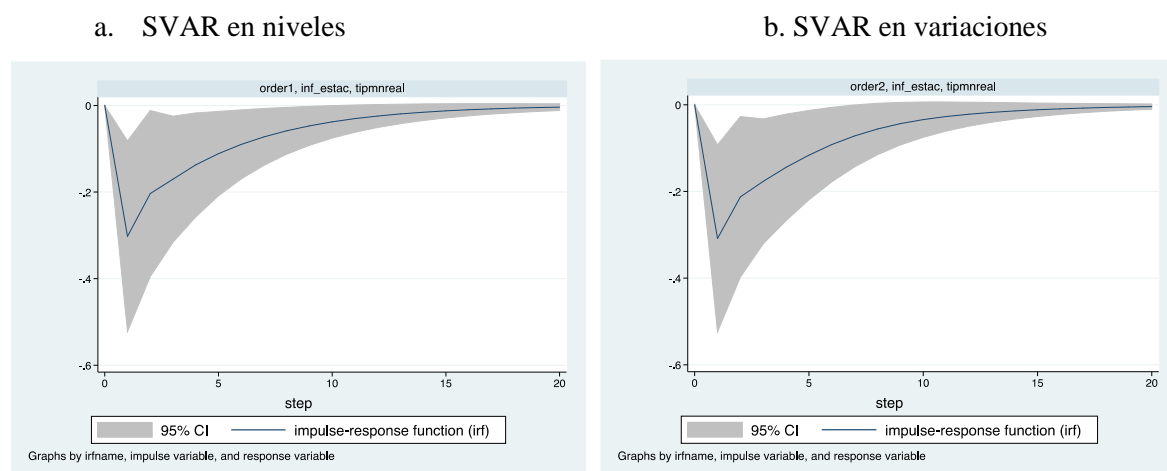
a. Con shocks en dinero nominal
Per cápita

b. Con shocks en el crecimiento del dinero



Fuente: El Autor

Figura 8. Función impulso respuesta de la Tasa de interés real pasiva, con shocks de inflación



Fuente: El Autor

Las Figura 7, muestra el efecto del dinero (7a) y del crecimiento del dinero nominal per cápita (7b) en la tasa de inflación. La efectividad de la política monetaria se pone en evidencia aquí. El mayor stock de dinero no crea presiones inflacionarias, sin embargo, la velocidad de expansión de la masa monetaria si afecta, pero máximo es 0.01%.

El efecto del cambio de nivel de dinero a largo plazo tiene poca duración, máximo 2 a 3 trimestres, siendo de corto plazo. Mientras que la mayor tasa de crecimiento monetario puede durar hasta 10 trimestres.

En el caso de la Figura 8a y 8b, los cambios no previstos para shocks de inflación y sus efectos en las tasas reales de interés, son similares en el caso del SVAR en niveles como del SVAR en variaciones. Si bien el efecto contemporáneo resulta positivo (Tabla 6 por ejemplo), los efectos rezagados evidencian el cambio esperado rezagado en la tasa real, nuevamente no existe efecto Fisher.

La tasa real de interés cae ante shocks previos inflacionarios, los efectos son de largo plazo y duran alrededor de 15 trimestres. Un análisis conjunto, indicaría que la presencia de mayor cantidad de dinero (un shock previo o efecto rezagado), logra que el capital se expanda.

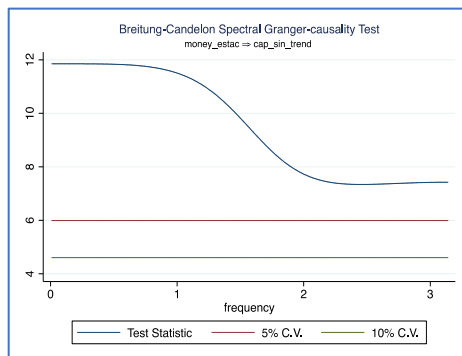
Ante este escenario esperado, que se verifica a nivel de la expectativa de inflación, el BCRP ajusta las tasas de interés nominales (esto crea el efecto positivo contemporáneo en la tasa real). Pero el público percibe mayor disponibilidad monetaria y eleva también el consumo real, esto implica que la inflación finalmente se materializa (efecto de demanda), con lo cual las tasas reales pasivas terminan cayendo en el siguiente período, para luego irse ajustando gradualmente al nivel previo a los shocks.

Es probable que economías de menor desarrollo tengan esta evidencias de efectos reales, quizás producto de las diversas restricciones financieras, sectores reales de mayor concentración, muy

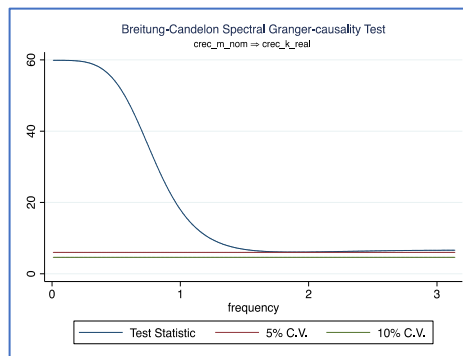
rígidos en los mercados de trabajo, presencia de mecanismos imperfectos de transmisión del dinero o por la existencia de tasas de interés con mayores rigideces, sobre todo a corto plazo.

Figura 9. Análisis de causalidad de Granger espectral

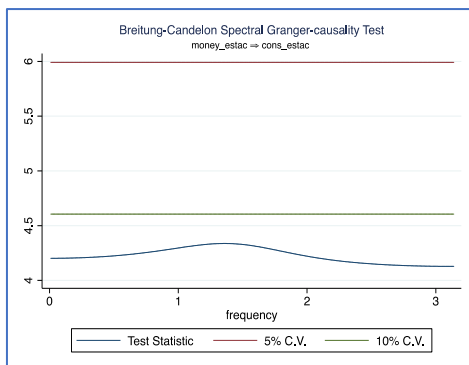
a. Dinero causa capital



b. Crecimiento del dinero causa crecimiento del capital



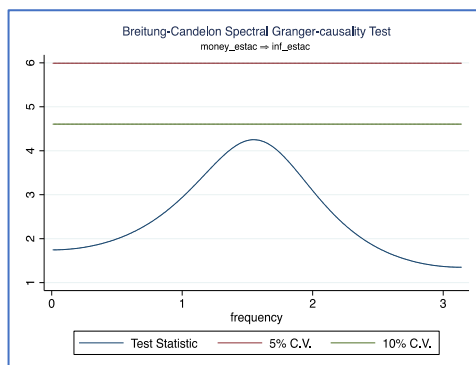
c. Dinero causa consumo



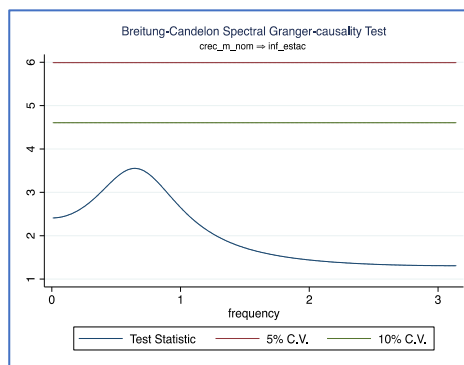
d. Crecimiento del dinero causa crecimiento del consumo



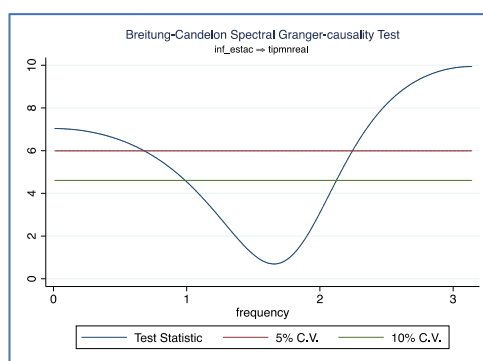
e. Dinero causa inflación



f. Crecimiento del dinero causa inflación



g. Inflación causa tasa pasiva de interés real



Fuente: El Autor

Sin embargo para países desarrollados y en escenarios de muy largo plazo (100 años), parece que hay más preponderancia de neutralidad. Usando datos de inflación, tasas de corto plazo nominales y tasas nominales de bonos de largo plazo, West and Cao (2022) encontraron elevada correlación entre dinero e inflación y a la vez amplias correlaciones entre dinero y tasas nominales, respaldando la presencia de tasas reales estables, por tanto, validando el efecto Fisher.

Finalmente, quisimos validar la endogeneidad de las variables, con fines de tener otra evidencia de robustez de los SVAR's estimados, para ello se graficaron los análisis de causalidad de Granger espectrales.

La Figura 9, muestra estas evidencias para las variables de mayor relevancia. Para 9a y 9b, efectivamente comprobamos que el dinero nominal si causa al capital real, tanto en niveles como en tasas de crecimiento y esta causalidad se valida al 5% de significancia.

En el caso 9c y 9d, no encontramos evidencia de que el dinero cause al consumo en niveles, ni al 5% ni al 10%. Sin embargo, tasas de crecimiento del dinero si causan dinámica en las tasas de crecimiento del consumo real, a baja frecuencia (1 equivale a 4 trimestres), superando los niveles de 5% y 10%.

También confirmamos que el BCRP al seguir un esquema de metas de inflación, desliga la dinámica del dinero de los cambios en los precios, la variable de política es la tasa de interés de sus instrumentos monetarios, con sus respectivos efectos en las tasas del mercado. Esta evidencia surge de 9e y 9f, donde vemos que el dinero no causa inflación, ni al 5% ni al 10%.

Finalmente, la evidencia del efecto Fisher se valida, a baja frecuencia y alta frecuencia (a muy corto plazo, menos de 4 trimestres y largo plazo, mayor de 2 trimestres). En esos tramos, la inflación si causa a la tasa de interés real, con mayor énfasis en el largo plazo. En ambos casos al 5% de significancia.

Conclusiones

Estimamos dos SVAR, uno con niveles de las variables capital real, consumo real y dinero nominal per cápita y otro con tasas de variación en las mismas variables. En ambos casos las otras dos endógenas fueron la tasa de inflación y la tasa de interés pasiva real.

Contrario a nuestra hipótesis, hallamos que el dinero no es neutral a largo plazo, en ambos SVAR, el dinero tiene efectos contemporáneos positivos, estadísticamente significativos y sus shocks estructurales rezagados tienen efectos positivos de largo plazo, durando por lo menos 10 trimestres.

Otra evidencia de la no neutralidad, la hallamos en el incumplimiento del efecto Fisher, es decir la tasa real de interés no se mantiene constante ante cambios en la tasa de inflación. El efecto contemporáneo es positivo, creemos que es una evidencia de las políticas del BCRP que no se mueven a nivel de tasa de inflación del período, sino usando tasas esperadas de la misma, de modo que el ajuste de tasas nominales de interés en similares períodos es fuerte.

El efecto rezagado de shocks inflacionarios, crea caídas de las tasas reales en el tiempo, que pueden durar 15 trimestres, con un máximo de -0.3%, esto se da cuando la inflación debido a un mayor consumo presente, se materializa y tiene efectos rezagados en dichas tasas reales.

Las evidencias de no neutralidad, también pueden verse desde un análisis espectral de causalidad de Granger, hemos hallado que el dinero si causa capital real a baja y alta frecuencia (períodos trimestrales) y en menor medida a partir de shocks de las tasas de variación del dinero.

Finalmente hallamos que la inflación si causa a la tasa pasiva de interés real, tanto a baja frecuencia, como a períodos que superan los dos años de frecuencia, con lo cual tampoco hay evidencia de efecto Fisher.

Recomendaciones

Consideramos que una ampliación al análisis de neutralidad del dinero, pasa por probar la neutralidad de las tasas de interés o de los efectos de la misma sobre la tasa de inflación (Cochrane, 2023); esto implica incluir en el debate, las presiones fiscales en la economía.

El estudio de esta neutralidad no queda allí, los Bancos Centrales alteran las tasas nominales ante precios esperados más altos, pueden con ello corregir la inflación o incluso pueden también elevarla. Por ejemplo, los agentes financieros que esperan niveles más altos tasas de inflación, adelantan sus decisiones a subir la tasa de interés y reducen la oferta real, creando un shock de precios, con lo cual se pueden causar estragos en el sector real de la economía, ello supone la inexistencia de neutralidad de la política monetaria.

El Banco Central no es el único agente capaz de alterar precios, gobierno que mueven intensamente los niveles de financiamiento, terminan creando menos déficit fiscal a partir de mayor inflación, lo cual es atractivo, esto supone que la neutralidad termina dependiendo de las acciones fiscales, siendo necesario nuevas variables endógenas.

Por tanto el estudio de neutralidad del dinero o de las políticas monetarias usando otras variables relevantes en el presente, es un proceso que sigue avanzando y se recomienda analizar esos enfoques.

Referencias

- Aquino, J. (2019) *The Small Open Economy New Keynesian Phillips Curve: Specification, Structural Change*. Banco Central de Reserva del Perú, Revista Estudios Económicos, Nro 38.
- Blanchard, O. and S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Chapter 4. MIT Press.
- Burdisso, Tamara. Corso, Eduardo y Katz, Sebastian (2013) *Un efecto Tobin “perverso”: disrupciones monetarias y financieras y composición óptima del portafolio en Argentina*. Desarrollo Económico Vol. 52. No 209-210.
- Cochrane, John H. (2023) *Expectations and the neutrality of interest rates*. Working Paper Series 30468. NBER.
- De Pablo, Juan (1980) *Neutralidad del dinero en modelos de crecimiento con dinero*. Económica; vol. 26, no. 1-2. Instituto de Investigaciones Económicas. UNLP. Argentina.
- Dorich, José y Luis Triveño (2000) *Reglas Monetarias para el Perú*. Revista Estudios Económicos Nro 6. BCRP.
- Castillo, Paúl. Montoya, Jimena y Quineche, Ricardo (2015) *Cambios en la volatilidad del PBI en el Perú: el rol de la estabilidad monetaria*. Revista Moneda Nro 162. BCRP
- Fisher, Mark E. and John J. Seater (1993) *Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework*. The American Economic Review. Vol. 83, No. 3.
- Friedman, Milton (1968) *Inflation: Causes and Consequences* in Dollars and Deficits, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N. J.
- Galí, Jordí and T. Monacelli (2005) *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*. Review of Economic Studies N° 72.
- Granger, C. W. J. (1969). *Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method*. Econometrica, 37, 424–438.
- Groth, Christian (2016) Lecture notes in Macroeconomics. Chapter 17. Draft-Mimeo.
- Habimana, Olivier (2019) *Wavelet Multiresolution Analysis of the Liquidity Effect and Monetary Neutrality*. Computational Economics Vol. 53.
- Heztel, Robert (2007) *Las contribuciones de Milton Friedman a la economía*. Boletín CEMLA Volumen LIII, número 4.
- Iranmanesha, Nasim and Sayyed Abdolmajid Jalaei (2021) *Testing the long-run neutrality and superneutrality of money in a developing country: Evidence from Iran*. MethodsX Vol. 8.
- Jijón, Armando (2000) *Breve reseña sobre la literatura relacionada con la Neutralidad Monetaria*. Cuestiones Económicas Vol. 16. Nro 2.
- Jimenez, Félix y Iguñiz, Javier (2010) *La economía peruana del último medio siglo: ensayos de interpretación*. CISEPA. PUCP.
- Keating, John W. (2022) *Implications of Endogenous Money Growth for Some Tests of Superneutrality and the Fisher Effect*. Journal Economía Vol. 45. Issue 89. PUCP.

- King, Robert and Mark W. Watson (1997) *Testing Long-Run Neutrality*. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 83 (3).
- León, María (2000) *La neutralidad del dinero desde una perspectiva histórica*. Investigación Económica, vol. IX: 234. México
- Lucas, Robert E. (1981) *Expectations and the Neutrality of Money*. The MIT Press, Cambridge, Ma.
- Lucas, Robert E. (1972) *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoff*. The MIT Press, Cambridge, Ma.
- Mahadeva, Lavan y Paul Robinson (2009) *Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo*. CEMLA.
- Medel, Carlos (2015) *Inflation Dynamics and the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile*. Revista Monetaria Vol. XXXVII, Nro 1. CEMLA.
- Mino, K y Shibata, A. (1995) *Monetary Policy, Overlapping Generations and Patterns of Growth*. Economica. Vol. 62.
- Montero, R (2013) *Test de Causalidad*. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. España
- Mota, Beatriz (2006) *El efecto Fisher y el premio al riesgo en México*. Revista Comercio Exterior, Vol. 56. No 11. México.
- Muth, John (1960) *Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts*. Journal of the American Statistical Association, vol. 55, no 290.
- Ravier, Adrián (2010) *La no neutralidad del dinero en el largo plazo. Un debate entre Chicago y Viena*. Cuadernos de Economía vol.29 Nro.52 Bogotá. Colombia.
- Reis, Ricardo (2007) *The analytics of monetary non-neutrality in the Sidrauski model*. Economics Letters Vol. 94
- Rojas, Youel (2019) *Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú*. Revista Estudios Económicos, Nro 38.
- Rossini, Renzo (2001) *Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú*. Revista Estudios Económicos Nro 7. BCRP.
- Sidrauski, Miguel (1967a) *Rational choice and Patterns of Growth in a Monetary economy*. American Economic Review. Paper and Proceedings Vol LVII. Nro 2.
- Sidrauski, Miguel (1967b) *Inflation and Economic Growth*. Journal of Political Economy. Vol 75.
- Tirado, Ramón (2000) *Crecimiento en economías monetarias. Revisión de algunos resultados centrales*. Investigación Económica, vol. LX: 231
- Tobin, James, (1955) *A Dynamic Aggregative Model*. Journal of Political Economy. Vol 63.
- Vega, Marco y Rocío Gondo (2017) *The Dynamics of Investment Projects: Evidence from Peru*. DT. N°. 2017-006. Working Paper series. Banco Central de Reserva del Perú

Wallace, Frederick and Shelley, Gary (2004) *Long Run Neutrality and Superneutrality of Money: Aggregate and Sectoral Tests for Nicaragua*. Macroeconomics 0402004, University Library of Munich, Germany.

West, Kenneth D. and Tu Cao (2022) *Some Long-Run Correlations of Inflation in Developed Countries*. Journal Economía Vol. 45. Issue 89. Pp. 1-23.PUCP.

Anexos

Anexo 1: Estimación del PBI real per cápita corregido por diferencias

Iteration 0: rho = **0.0000**
 Iteration 1: rho = **0.5625**
 Iteration 2: rho = **0.6338**
 Iteration 3: rho = **0.6530**
 Iteration 4: rho = **0.6583**
 Iteration 5: rho = **0.6598**
 Iteration 6: rho = **0.6602**
 Iteration 7: rho = **0.6603**
 Iteration 8: rho = **0.6603**
 Iteration 9: rho = **0.6603**
 Iteration 10: rho = **0.6603**
 Iteration 11: rho = **0.6603**

Prais-Winsten AR(1) regression -- iterated estimates

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 125 |
|----------|-------------------|------------|-------------------|---------------|---|---------------|
| Model | .000040492 | 5 | 8.0984e-06 | F(5, 119) | = | 214.31 |
| Residual | 4.4967e-06 | 119 | 3.7787e-08 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.9000 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.8958 |
| Total | .000044989 | 124 | 3.6281e-07 | Root MSE | = | .00019 |

| pbirealpc | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|---------------------------------|------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------|------------------|
| InversiónBrutaFijaPrivadarealpc | 1.958968 | .15826 | 12.38 | 0.000 | 1.645597 | 2.272339 |
| t | .0000195 | 2.13e-06 | 9.19 | 0.000 | .0000153 | .0000237 |
| q1 | -.0002346 | .0000383 | -6.12 | 0.000 | -.0003105 | -.0001588 |
| q2 | .0000943 | .0000438 | 2.15 | 0.033 | 7.52e-06 | .0001811 |
| q3 | -.0001255 | .000036 | -3.48 | 0.001 | -.0001968 | -.0000541 |
| _cons | .0000371 | .0003024 | 0.12 | 0.903 | -.0005618 | .0006359 |
| rho | .6603353 | | | | | |

Durbin-Watson statistic (original) **0.873038**
 Durbin-Watson statistic (transformed) **2.075200**

Anexo 2: Número de rezagos óptimo por variable

. varsoc cap_sin_trend, maxlag(10)

Selection-order criteria

Sample: 1994q3 - 2023q1

Number of obs = 115

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|---------|---------|----|-------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | 818.25 | | | | 3.9e-08 | -14.213 | -14.2034 | -14.1892 |
| 1 | 887.412 | 138.32 | 1 | 0.000 | 1.2e-08 | -15.3985 | -15.3791* | -15.3507* |
| 2 | 888.058 | 1.2918 | 1 | 0.256 | 1.2e-08 | -15.3923 | -15.3632 | -15.3207 |
| 3 | 890.355 | 4.5937* | 1 | 0.032 | 1.2e-08* | -15.4149* | -15.3761 | -15.3194 |
| 4 | 890.648 | .58583 | 1 | 0.444 | 1.2e-08 | -15.4026 | -15.3541 | -15.2832 |
| 5 | 890.689 | .08349 | 1 | 0.773 | 1.2e-08 | -15.3859 | -15.3278 | -15.2427 |
| 6 | 890.69 | .00174 | 1 | 0.967 | 1.2e-08 | -15.3685 | -15.3007 | -15.2014 |
| 7 | 890.692 | .0044 | 1 | 0.947 | 1.3e-08 | -15.3512 | -15.2737 | -15.1602 |
| 8 | 890.969 | .55249 | 1 | 0.457 | 1.3e-08 | -15.3386 | -15.2514 | -15.1238 |
| 9 | 890.997 | .05599 | 1 | 0.813 | 1.3e-08 | -15.3217 | -15.2248 | -15.083 |
| 10 | 891.019 | .04454 | 1 | 0.833 | 1.3e-08 | -15.3047 | -15.1981 | -15.0421 |

Endogenous: cap_sin_trend

Exogenous: _cons

. varsoc cons_sin_trend, maxlag(10)

Selection-order criteria

Sample: 1994q3 - 2023q1

Number of obs = 115

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|---------|---------|----|-------|----------|----------|-----------|----------|
| 0 | 776.603 | | | | 8.1e-08 | -13.4888 | -13.4791 | -13.4649 |
| 1 | 846.173 | 139.14 | 1 | 0.000 | 2.5e-08 | -14.6813 | -14.6619 | -14.6335 |
| 2 | 846.851 | 1.3562 | 1 | 0.244 | 2.5e-08 | -14.6757 | -14.6466 | -14.6041 |
| 3 | 855.314 | 16.927* | 1 | 0.000 | 2.2e-08 | -14.8055 | -14.7667* | -14.71* |
| 4 | 856.4 | 2.1713 | 1 | 0.141 | 2.2e-08* | -14.807* | -14.7585 | -14.6876 |
| 5 | 856.469 | .13828 | 1 | 0.710 | 2.2e-08 | -14.7908 | -14.7326 | -14.6475 |
| 6 | 856.611 | .28377 | 1 | 0.594 | 2.2e-08 | -14.7758 | -14.708 | -14.6088 |
| 7 | 856.666 | .11139 | 1 | 0.739 | 2.3e-08 | -14.7594 | -14.6819 | -14.5685 |
| 8 | 856.68 | .02723 | 1 | 0.869 | 2.3e-08 | -14.7423 | -14.6551 | -14.5274 |
| 9 | 857.736 | 2.1111 | 1 | 0.146 | 2.3e-08 | -14.7432 | -14.6463 | -14.5045 |
| 10 | 859.052 | 2.6338 | 1 | 0.105 | 2.3e-08 | -14.7487 | -14.6422 | -14.4862 |

Endogenous: cons_sin_trend

Exogenous: _cons

. varsoc inf_sin_trend, maxlag(10)

Selection-order criteria

Sample: 1994q3 - 2023q1

Number of obs = 115

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|---------|----|-------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | -377.425 | | | | 42.2428 | 6.58131 | 6.591 | 6.60518 |
| 1 | -176.427 | 402 | 1 | 0.000 | 1.3037 | 3.10308 | 3.12246 | 3.15082 |
| 2 | -156.247 | 40.361 | 1 | 0.000 | .933929 | 2.76951 | 2.79858 | 2.84112 |
| 3 | -152.488 | 7.5176 | 1 | 0.006 | .890192 | 2.72153 | 2.76028 | 2.81701 |
| 4 | -151.725 | 1.5255 | 1 | 0.217 | .893897 | 2.72566 | 2.7741 | 2.845 |
| 5 | -143.09 | 17.27 | 1 | 0.000 | .782778 | 2.59288 | 2.65101 | 2.73609 |
| 6 | -138.502 | 9.1761 | 1 | 0.002 | .735466 | 2.53047 | 2.59829 | 2.69756* |
| 7 | -138.339 | .32719 | 1 | 0.567 | .746298 | 2.54502 | 2.62253 | 2.73597 |
| 8 | -138.293 | .0924 | 1 | 0.761 | .758853 | 2.56161 | 2.6488 | 2.77643 |
| 9 | -137.502 | 1.5813 | 1 | 0.209 | .761712 | 2.56525 | 2.66213 | 2.80394 |
| 10 | -131.56 | 11.883* | 1 | 0.001 | .699084* | 2.47931* | 2.58588* | 2.74186 |

Endogenous: inf_sin_trend

Exogenous: _cons

```
. varsoc money_sin_trend, maxlag(10)
```

Selection-order criteria

Sample: 1994q3 - 2023q1

Number of obs = 115

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|---------|---------|----|-------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | 795.24 | | | | 5.9e-08 | -13.8129 | -13.8032 | -13.789 |
| 1 | 895.537 | 200.59 | 1 | 0.000 | 1.0e-08 | -15.5398 | -15.5204 | -15.492 |
| 2 | 895.56 | .04705 | 1 | 0.828 | 1.1e-08 | -15.5228 | -15.4937 | -15.4512 |
| 3 | 899.121 | 7.1226 | 1 | 0.008 | 1.0e-08 | -15.5673 | -15.5286 | -15.4719 |
| 4 | 902.068 | 5.8928 | 1 | 0.015 | 9.8e-09 | -15.6012 | -15.5527 | -15.4818 |
| 5 | 930.922 | 57.708 | 1 | 0.000 | 6.0e-09 | -16.0856 | -16.0275 | -15.9424 |
| 6 | 940.735 | 19.626 | 1 | 0.000 | 5.2e-09 | -16.2389 | -16.1711* | -16.0718* |
| 7 | 940.862 | .25404 | 1 | 0.614 | 5.3e-09 | -16.2237 | -16.1462 | -16.0327 |
| 8 | 942.268 | 2.8111 | 1 | 0.094 | 5.2e-09 | -16.2307 | -16.1436 | -16.0159 |
| 9 | 942.94 | 1.3453 | 1 | 0.246 | 5.3e-09 | -16.2251 | -16.1282 | -15.9864 |
| 10 | 945.349 | 4.8171* | 1 | 0.028 | 5.1e-09* | -16.2495* | -16.143 | -15.987 |

Endogenous: money_sin_trend

Exogenous: _cons

```
. varsoc tipmreal, maxlag(10)
```

Selection-order criteria

Sample: 1994q3 - 2023q1

Number of obs = 115

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|---------|----|-------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | -299.496 | | | | 10.8933 | 5.22602 | 5.23571 | 5.24989 |
| 1 | -174.055 | 250.88 | 1 | 0.000 | 1.251 | 3.06182 | 3.0812 | 3.10956 |
| 2 | -167.711 | 12.688 | 1 | 0.000 | 1.13999 | 2.96888 | 2.99795 | 3.04049 |
| 3 | -166.308 | 2.8052 | 1 | 0.094 | 1.13205 | 2.96188 | 3.00064 | 3.05736 |
| 4 | -164.151 | 4.3138 | 1 | 0.038 | 1.10953 | 2.94176 | 2.9902 | 3.06111 |
| 5 | -162.48 | 3.343 | 1 | 0.067 | 1.0967 | 2.93008 | 2.98821 | 3.0733 |
| 6 | -157.472 | 10.015* | 1 | 0.002 | 1.02292* | 2.86039* | 2.92821* | 3.02747* |
| 7 | -157.345 | .25561 | 1 | 0.613 | 1.03863 | 2.87556 | 2.95306 | 3.06651 |
| 8 | -157.065 | .55924 | 1 | 0.455 | 1.05183 | 2.88809 | 2.97528 | 3.10291 |
| 9 | -155.837 | 2.4554 | 1 | 0.117 | 1.0478 | 2.88413 | 2.98101 | 3.12282 |
| 10 | -155.1 | 1.4739 | 1 | 0.225 | 1.05275 | 2.8887 | 2.99527 | 3.15126 |

Endogenous: tipmreal

Exogenous: _cons

```
. varsoc crec_m_nom, maxlag(10)
```

Selection-order criteria

Sample: 1995q3 - 2023q1

Number of obs = 111

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|---------|----|-------|---------|----------|----------|----------|
| 0 | -440.044 | | | | 165.481 | 7.94673 | 7.95663 | 7.97114 |
| 1 | -381.371 | 117.34 | 1 | 0.000 | 58.5403 | 6.90759 | 6.92739 | 6.95641 |
| 2 | -369.728 | 23.287 | 1 | 0.000 | 48.325 | 6.71581 | 6.74552 | 6.78904 |
| 3 | -367.276 | 4.9033 | 1 | 0.027 | 47.0782 | 6.68966 | 6.72927 | 6.7873 |
| 4 | -367.172 | .20787 | 1 | 0.648 | 47.8459 | 6.7058 | 6.75531 | 6.82785 |
| 5 | -362.084 | 10.176 | 1 | 0.001 | 44.4504 | 6.63215 | 6.69156* | 6.77861* |
| 6 | -361.074 | 2.0209 | 1 | 0.155 | 44.4448 | 6.63196 | 6.70128 | 6.80283 |
| 7 | -361.07 | .00797 | 1 | 0.929 | 45.2534 | 6.6499 | 6.72912 | 6.84519 |
| 8 | -361.023 | .09429 | 1 | 0.759 | 46.0419 | 6.66707 | 6.7562 | 6.88676 |
| 9 | -356.194 | 9.6564* | 1 | 0.002 | 42.9789 | 6.5981 | 6.69712 | 6.8422 |
| 10 | -355.011 | 2.3671 | 1 | 0.124 | 42.844* | 6.59479* | 6.70372 | 6.8633 |

Endogenous: crec_m_nom

Exogenous: _cons

. varsoc crec_c_real, maxlag(10)

Selection-order criteria

Sample: 1995q3 - 2023q1

Number of obs = 111

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|--------|----|-------|---------|----------|----------|----------|
| 0 | -330.69 | | | | 23.0695 | 5.97639 | 5.98629 | 6.0008 |
| 1 | -313.796 | 33.787 | 1 | 0.000 | 17.325 | 5.69002 | 5.70983 | 5.73884 |
| 2 | -313.79 | .01163 | 1 | 0.914 | 17.6383 | 5.70794 | 5.73764 | 5.78117 |
| 3 | -313.782 | .01683 | 1 | 0.897 | 17.9566 | 5.7258 | 5.76541 | 5.82344 |
| 4 | -310.259 | 7.047 | 1 | 0.008 | 17.1589 | 5.68033 | 5.72985 | 5.80238 |
| 5 | -299.924 | 20.668 | 1 | 0.000 | 14.5033 | 5.51215 | 5.57157 | 5.65861* |
| 6 | -299.892 | .06391 | 1 | 0.800 | 14.7595 | 5.52959 | 5.59891 | 5.70046 |
| 7 | -299.889 | .00761 | 1 | 0.930 | 15.028 | 5.54754 | 5.62676 | 5.74282 |
| 8 | -297.65 | 4.4779 | 1 | 0.034 | 14.6978 | 5.52522 | 5.61434 | 5.74491 |
| 9 | -291.473 | 12.353 | 1 | 0.000 | 13.3907 | 5.43195 | 5.53097 | 5.67605 |
| 10 | -289.386 | 4.175* | 1 | 0.041 | 13.133* | 5.41236* | 5.52128* | 5.68087 |

Endogenous: crec_c_real

Exogenous: _cons

. varsoc crec_k_real, maxlag(10)

Selection-order criteria

Sample: 1995q3 - 2023q1

Number of obs = 111

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|---------|----|-------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | -478.754 | | | | 332.397 | 8.64421 | 8.65411 | 8.66862 |
| 1 | -466.386 | 24.735 | 1 | 0.000 | 270.836 | 8.43939 | 8.45919 | 8.48821* |
| 2 | -466.236 | .30096 | 1 | 0.583 | 275.017 | 8.4547 | 8.4844 | 8.52793 |
| 3 | -465.575 | 1.3202 | 1 | 0.251 | 276.711 | 8.46082 | 8.50043 | 8.55846 |
| 4 | -461.636 | 7.8785 | 1 | 0.005 | 262.445 | 8.40786 | 8.45737 | 8.52991 |
| 5 | -459.81 | 3.6519 | 1 | 0.056 | 258.58 | 8.39298 | 8.45239 | 8.53944 |
| 6 | -459.779 | .06348 | 1 | 0.801 | 263.147 | 8.41042 | 8.47974 | 8.5813 |
| 7 | -459.739 | .07982 | 1 | 0.778 | 267.761 | 8.42772 | 8.50694 | 8.623 |
| 8 | -459.262 | .95419 | 1 | 0.329 | 270.325 | 8.43714 | 8.52627 | 8.65684 |
| 9 | -451.36 | 15.803* | 1 | 0.000 | 238.748* | 8.31279* | 8.41182* | 8.5569 |
| 10 | -451.36 | .00065 | 1 | 0.980 | 243.127 | 8.33081 | 8.43973 | 8.59932 |

Endogenous: crec_k_real

Exogenous: _cons

Anexo 3: Estimaciones de modelos autorregresivos para hallar variables estacionarias

```
. reg cons_sin_trend L1.cons_sin_trend L2.cons_sin_trend L3.cons_sin_trend,nocons
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 122 |
|----------|-------------------|-----|-------------------|---------------|---|---------------|
| Model | 7.0300e-06 | 3 | 2.3433e-06 | F(3, 119) | = | 112.59 |
| Residual | 2.4768e-06 | 119 | 2.0814e-08 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.7395 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.7329 |
| Total | 9.5068e-06 | 122 | 7.7925e-08 | Root MSE | = | .00014 |

| cons_sin_trend | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|----------------|------------------|-----------------|--------------|--------------|---------------------------|
| cons_sin_trend | | | | | |
| L1. | .7044394 | .0857273 | 8.22 | 0.000 | .5346908 .874188 |
| L2. | -.1504088 | .1064336 | -1.41 | 0.160 | -.3611579 .0603404 |
| L3. | .3539351 | .0855397 | 4.14 | 0.000 | .1845579 .5233122 |

```
. reg inf_sin_trend L1.inf_sin_trend L2.inf_sin_trend L3.inf_sin_trend L4.inf_s:
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 119 |
|----------|-------------------|-----|-------------------|---------------|---|----------------|
| Model | 6952.64566 | 6 | 1158.77428 | F(6, 113) | = | 1325.98 |
| Residual | 98.7503962 | 113 | .873897312 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.9860 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.9853 |
| Total | 7051.39606 | 119 | 59.2554291 | Root MSE | = | .93482 |

| inf_sin_trend | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|---------------|------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------------|
| inf_sin_trend | | | | | |
| L1. | 1.572516 | .0810281 | 19.41 | 0.000 | 1.411984 1.733047 |
| L2. | -.4548022 | .1417903 | -3.21 | 0.002 | -.7357143 -.17389 |
| L3. | -.1236175 | .1324729 | -0.93 | 0.353 | -.3860701 .1388352 |
| L4. | -.301007 | .0916337 | -3.28 | 0.001 | -.4825498 -.1194641 |
| L5. | .5222061 | .0858892 | 6.08 | 0.000 | .352044 .6923681 |
| L6. | -.2454763 | .0419751 | -5.85 | 0.000 | -.3286365 -.1623161 |

```
. reg money_sin_trend L1.money_sin_trend L2.money_sin_trend L3.money_sin_trend L4.> d,noconstant
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs | = | 119 |
|----------|-------------------|-----|-------------------|---------------|---|----------------|
| Model | 6.4889e-06 | 6 | 1.0815e-06 | F(6, 113) | = | 231.14 |
| Residual | 5.2871e-07 | 113 | 4.6789e-09 | Prob > F | = | 0.0000 |
| | | | | R-squared | = | 0.9247 |
| | | | | Adj R-squared | = | 0.9207 |
| Total | 7.0176e-06 | 119 | 5.8971e-08 | Root MSE | = | 6.8e-05 |

| money_sin_trend | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|-----------------|------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------------|
| money_sin_trend | | | | | |
| L1. | 1.206375 | .0862217 | 13.99 | 0.000 | 1.035555 1.377196 |
| L2. | -.4160464 | .1086571 | -3.83 | 0.000 | -.6313158 -.200777 |
| L3. | -.0258884 | .0906081 | -0.29 | 0.776 | -.2053995 .1536227 |
| L4. | .8300345 | .0906123 | 9.16 | 0.000 | .6505153 1.009554 |
| L5. | -1.073765 | .1146183 | -9.37 | 0.000 | -1.300845 -.8466855 |
| L6. | .433263 | .0932633 | 4.65 | 0.000 | .2484915 .6180345 |

Anexo 4: Número de rezagos óptimos en el VAR

```
. varsoc cap_sin_trend cons_estac inf_estac tipmreal money_estac, maxlag(10)
```

Selection-order criteria

Sample: 1996q1 - 2023q1

Number of obs = 109

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|---------|---------|----|-------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | 2086.14 | | | | 1.8e-23 | -38.1861 | -38.136 | -38.0627 |
| 1 | 2392.61 | 612.93 | 25 | 0.000 | 1.0e-25 | -43.3507 | -43.0503* | -42.6099* |
| 2 | 2425.54 | 65.849 | 25 | 0.000 | 8.9e-26 | -43.4961 | -42.9453 | -42.138 |
| 3 | 2457.5 | 63.925 | 25 | 0.000 | 7.9e-26 | -43.6238 | -42.8228 | -41.6485 |
| 4 | 2498.31 | 81.628 | 25 | 0.000 | 6.0e-26 | -43.914 | -42.8626 | -41.3214 |
| 5 | 2543.5 | 90.382 | 25 | 0.000 | 4.2e-26* | -44.2844* | -42.9827 | -41.0746 |
| 6 | 2560.63 | 34.253 | 25 | 0.103 | 5.0e-26 | -44.14 | -42.5879 | -40.3128 |
| 7 | 2586.31 | 51.353 | 25 | 0.001 | 5.2e-26 | -44.1524 | -42.35 | -39.708 |
| 8 | 2611.58 | 50.555 | 25 | 0.002 | 5.6e-26 | -44.1575 | -42.1048 | -39.0958 |
| 9 | 2630.35 | 37.531 | 25 | 0.051 | 6.8e-26 | -44.0431 | -41.7401 | -38.3641 |
| 10 | 2656.91 | 53.131* | 25 | 0.001 | 7.4e-26 | -44.0718 | -41.5185 | -37.7755 |

Endogenous: cap_sin_trend cons_estac inf_estac tipmreal money_estac

Exogenous: _cons

```
. varsoc crec_k_real crec_c_real inf_estac tipmreal crec_m_nom, maxlag(10)
```

Selection-order criteria

Sample: 1996q1 - 2023q1

Number of obs = 109

| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|-----|----------|--------|----|-------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | -1577.86 | | | | 2.8e+06 | 29.0433 | 29.0934 | 29.1668 |
| 1 | -1244.92 | 665.89 | 25 | 0.000 | 9938.02 | 23.393 | 23.6933* | 24.1337* |
| 2 | -1217.24 | 55.347 | 25 | 0.000 | 9489.69 | 23.3439 | 23.8946 | 24.7019 |
| 3 | -1190.98 | 52.528 | 25 | 0.001 | 9339.45 | 23.3207 | 24.1218 | 25.296 |
| 4 | -1157.7 | 66.559 | 25 | 0.000 | 8133.82 | 23.1688 | 24.2202 | 25.7614 |
| 5 | -1119.48 | 76.43 | 25 | 0.000 | 6527.49 | 22.9263 | 24.228 | 26.1362 |
| 6 | -1101.59 | 35.785 | 25 | 0.075 | 7692.26 | 23.0567 | 24.6088 | 26.8839 |
| 7 | -1080.52 | 42.141 | 25 | 0.017 | 8673.76 | 23.1288 | 24.9312 | 27.5733 |
| 8 | -1032.52 | 96.003 | 25 | 0.000 | 6072.7 | 22.7068 | 24.7595 | 27.7685 |
| 9 | -993.863 | 77.311 | 25 | 0.000 | 5156.92* | 22.4562 | 24.7592 | 28.1352 |
| 10 | -965.883 | 55.96* | 25 | 0.000 | 5469.27 | 22.4015* | 24.9549 | 28.6978 |

Endogenous: crec_k_real crec_c_real inf_estac tipmreal crec_m_nom

Exogenous: _cons

Anexo 5: Resultados del VAR estructural en niveles

Structural vector autoregression

(1) [c_1_1]_cons = 0
 (2) [c_2_2]_cons = 0
 (3) [c_3_1]_cons = 0
 (4) [c_3_2]_cons = 0
 (5) [c_3_3]_cons = 0
 (6) [c_3_4]_cons = 0
 (7) [c_4_1]_cons = 0
 (8) [c_4_2]_cons = 0
 (9) [c_4_4]_cons = 0
 (10) [c_5_1]_cons = 0
 (11) [c_5_2]_cons = 0
 (12) [c_5_5]_cons = 0

Sample: 1993q4 - 2023q1
 Overidentified model

Number of obs = 118
 Log likelihood = 2530.124

| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|---------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| /c_1_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_2_1 | .0001179 | 7.68e-06 | 15.36 | 0.000 | .0001029 | .0001329 |
| /c_3_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_5_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_1_2 | .000504 | .0000328 | 15.36 | 0.000 | .0004397 | .0005683 |
| /c_2_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_3_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_5_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_1_3 | .0001655 | .0000482 | 3.43 | 0.001 | .0000709 | .00026 |
| /c_2_3 | .0000135 | .0000131 | 1.03 | 0.302 | -.0000122 | .0000392 |
| /c_3_3 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_3 | 4.980618 | .3242106 | 15.36 | 0.000 | 4.345177 | 5.616059 |
| /c_5_3 | -1.87e-06 | 5.35e-06 | -0.35 | 0.726 | -.0000124 | 8.60e-06 |
| /c_1_4 | -.0000829 | .0000467 | -1.78 | 0.076 | -.0001745 | 8.61e-06 |
| /c_2_4 | -.0000791 | .000012 | -6.58 | 0.000 | -.0001026 | -.0000555 |
| /c_3_4 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_4 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_5_4 | .0000581 | 3.78e-06 | 15.36 | 0.000 | .0000507 | .0000655 |
| /c_1_5 | .0003248 | .0000531 | 6.11 | 0.000 | .0002206 | .0004289 |
| /c_2_5 | .0000778 | .000012 | 6.47 | 0.000 | .0000542 | .0001013 |
| /c_3_5 | .7376422 | .0480164 | 15.36 | 0.000 | .6435318 | .8317527 |
| /c_4_5 | -4.573374 | .5464724 | -8.37 | 0.000 | -5.64444 | -3.502308 |
| /c_5_5 | 0 | (constrained) | | | | |

LR test of identifying restrictions: chi2(2) = 40.81

Prob > chi2 = 0.000

Anexo 6: Resultados del VAR estructural en variaciones

Structural vector autoregression

(1) [c_1_1]_cons = 0
 (2) [c_2_2]_cons = 0
 (3) [c_3_1]_cons = 0
 (4) [c_3_2]_cons = 0
 (5) [c_3_3]_cons = 0
 (6) [c_3_4]_cons = 0
 (7) [c_4_1]_cons = 0
 (8) [c_4_2]_cons = 0
 (9) [c_4_4]_cons = 0
 (10) [c_5_1]_cons = 0
 (11) [c_5_2]_cons = 0
 (12) [c_5_5]_cons = 0

Sample: 1993q4 - 2023q1
 Overidentified model

Number of obs = 118
 Log likelihood = -1451.73

| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------|-----------|---------------|-------|-------|----------------------|-----------|
| /c_1_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_2_1 | 6.227962 | .4054058 | 15.36 | 0.000 | 5.433381 | 7.022542 |
| /c_3_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_5_1 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_1_2 | 11.85094 | .7714307 | 15.36 | 0.000 | 10.33897 | 13.36292 |
| /c_2_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_3_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_5_2 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_1_3 | 1.280827 | 2.213197 | 0.58 | 0.563 | -3.056959 | 5.618612 |
| /c_2_3 | -1.366265 | .595638 | -2.29 | 0.022 | -2.533694 | -.1988358 |
| /c_3_3 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_3 | 5.188111 | .3377173 | 15.36 | 0.000 | 4.526197 | 5.850025 |
| /c_5_3 | 9.905291 | 2.974393 | 3.33 | 0.001 | 4.075587 | 15.735 |
| /c_1_4 | 20.89802 | 1.743774 | 11.98 | 0.000 | 17.48028 | 24.31575 |
| /c_2_4 | 1.464152 | .5811982 | 2.52 | 0.012 | .3250241 | 2.603279 |
| /c_3_4 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_4_4 | 0 | (constrained) | | | | |
| /c_5_4 | 31.54189 | 2.053202 | 15.36 | 0.000 | 27.51768 | 35.56609 |
| /c_1_5 | 5.936496 | 1.246895 | 4.76 | 0.000 | 3.492628 | 8.380365 |
| /c_2_5 | 3.505605 | .6375756 | 5.50 | 0.000 | 2.25598 | 4.75523 |
| /c_3_5 | .6344026 | .0412961 | 15.36 | 0.000 | .5534637 | .7153414 |
| /c_4_5 | -4.531236 | .5427985 | -8.35 | 0.000 | -5.595102 | -3.467371 |
| /c_5_5 | 0 | (constrained) | | | | |

LR test of identifying restrictions: chi2(2) = 43.94

Prob > chi2 = 0.000