

PRESUPUESTO, DINERO Y PRECIOS: UN PANORAMA

*BUDGET, MONEY AND PRICES: A SURVEY*

*Regina Escario*  
Universidad de Zaragoza  
rescario@unizar.es

Recibido: septiembre de 2009; aceptado: diciembre de 2010

RESUMEN

Este artículo ofrece un panorama empírico sobre el vínculo existente entre las necesidades de financiación del déficit público, el crecimiento monetario y la inflación. De él se concluye que la evidencia a favor del vínculo es sensible al método econométrico utilizado, ya que en algunos trabajos su ausencia sólo refleja la limitación técnica de no aplicar un método de estimación dinámico, ignorando la posibilidad de una acomodación monetaria diferida en el tiempo. En segundo lugar, los contrastes sistematizados dejan claro que el resultado no es independiente del periodo considerado, lo que recomendaría tener en cuenta posibles rupturas en estudios con muestras largas. Finalmente, destaca la mayor prodigalidad con que emerge el dominio fiscal cuando los trabajos se centran en países no desarrollados.

*Palabras claves:* Déficit; Dinero; Precios; Dominio fiscal.

## ABSTRACT

This paper surveys the empirical literature on the link between the financing needs of the Treasury and monetary growth and inflation. The first conclusion is that the evidence in favour of the link is sensitive to the selection of the econometric method. In some works, the lack of fiscal dominance might simply reflect the non use of dynamic methods of estimation able to capture a delayed monetary response to deficits. Secondly, the survey shows how results depend significantly on the period under examination, making it convenient to consider breaks when dealing with long-term studies. Finally, the influence of fiscal policy on monetary policy is evident when works focus on samples of non developed countries.

*Keywords:* Deficit; Money; Prices; Fiscal Dominance.

*Clasificación JEL:* E5, H5, H6.



## 1. INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

La interacción entre políticas fiscal y monetaria ha sido objeto de discusión permanente entre economistas, tomando en determinados momentos especial relevancia. A finales de los setenta, la preocupación académica que en Estados Unidos suscitó la inflación, supuestamente derivada de las políticas de corte keynesiano aplicadas en los sesenta y primeros setenta, estimuló la formalización del vínculo entre déficit público y dinero. Ejemplo de ello son las contribuciones teóricas de Barro (1977, 1978a, 1978b), Niskanen (1978) y Levy (1981), donde las desviaciones anormales del gasto público, el déficit o el nivel de deuda pública aparecían como determinantes de la oferta monetaria.

Así, el primero de ellos, Barro (1977), desarrolló una ecuación de crecimiento anticipado del dinero según la cual eran las variaciones atípicas del gasto, y no su nivel o el del saldo presupuestario, las que afectaban al crecimiento monetario. En un siguiente paso (1978a), estimó el crecimiento 'no anticipado' del dinero a partir del anterior, para utilizarlo a su vez como variable explicativa en una ecuación de precios. De esta forma y según su formulación final, desviaciones anormales en el nivel de gasto, por medio del crecimiento 'no anticipado' del dinero, influyen sobre el nivel de precios. En ello insistió, incluyendo la variable déficit en la ecuación de crecimiento 'no anticipado', en el trabajo de 1978b. Por su parte, Niskanen (1978) desarrolló un modelo donde la oferta de dinero aumentaba en respuesta al déficit acumulado en el propio año, y cuya ecuación de incremento de precios también incluía el déficit como variable explicativa. Finalmente, Levy (1981) planteó la función de reacción de la oferta monetaria dentro de un marco multiecuacional IS-LM, entre cuyas endógenas se incluían el nivel de precios, la demanda de dinero y la deuda en manos del público. En este planteamiento, la conexión entre la variable monetaria y el gasto público vendría dada en forma de monetización de la deuda.

<sup>1</sup> Este trabajo se ha beneficiado del apoyo financiero de Gobierno de Aragón y Caja Inmaculada, a través del Programa de ayudas Europa XXI para estancias de investigación; del proyecto CICYT SEJ-2006 08432 y del programa del Grupo de Excelencia de Investigación SEIM (SEC 269-124).

Relacionados con estos trabajos, pero introduciendo la Restricción Presupuestaria Intertemporal (RPI) de los gobiernos en el análisis, están los de Sargent y Wallace (1981) y King y Plosser (1985), quienes describieron una relación dinámica entre los déficit actuales y sus necesidades, presentes o futuras, de financiación monetaria. Así, Sargent y Wallace (1981) propusieron un modelo teórico en el que la lucha contra la inflación por medio de una política monetaria restrictiva podía no ser sostenible a largo plazo, ya que una vez la demanda de deuda alcanzase un máximo que es función del tamaño de la economía, la monetización pasaría a ser el medio principal de financiación de la deuda y sus intereses. Aceptando el supuesto monetarista, el nivel de precios crecería en todo momento de manera proporcional a la base monetaria per cápita. En línea con este planteamiento, King y Plosser (1985) también concluyeron, partiendo de la RPI, que en modelos de 'dominio fiscal' los déficit y las políticas monetarias –ya sean pasados, presentes o previstos para el futuro– podrían generar necesidades de seigniorage a largo plazo. Por último, Obstfeld (2005) también cuestionó la relación entre políticas fiscal y monetaria, planteando una modelización dinámica del seigniorage basada en la teoría de juegos. La novedad radicó en que además de un gobierno maximizador del bienestar social y sujeto a su RPI, consideró también el comportamiento del sector privado, maximizador a su vez de su propia utilidad y sujeto a la restricción correspondiente. Ambos sectores son interdependientes a través de la oferta y la demanda de dinero y de las expectativas de inflación, siendo que la variable endógena es la evolución de la deuda pública. De este modelo teórico concluyó que si la tasa de preferencia temporal del gobierno supera a la privada pueden darse sendas para los precios y el saldo presupuestario que incluyen estados estacionarios con inflación persistente.

Apoyados en estas bases teóricas han proliferado los contrastes empíricos. En un primer momento, en los años setenta y primeros ochenta, las aplicaciones se centraron en EE.UU. Sin embargo, el estudio del vínculo entre finanzas públicas y variables monetarias no quedó constreñido a ese país. Por una parte, con objeto de analizar si el grado de desarrollo de una economía determina el tipo de relación entre sus políticas fiscales y monetarias se han venido sucediendo, desde mitades de los ochenta, estudios comparativos con amplias muestras de países. Por otra parte, a partir de los noventa, la creación de la Unión Monetaria Europea (UME) renovó el interés por el tema, fruto del cual surgieron estudios de largo plazo sobre el vínculo entre déficit y dinero para España, Grecia, Italia y Turquía.

Este mismo guión se sigue en lo que resta de artículo. La evidencia empírica, a favor y en contra de la hipótesis, se presenta agrupada en el segundo apartado, diferenciando mediante los epígrafes correspondientes entre estudios aplicados a EE.UU. (2.1), los aplicados a muestras amplias de países (2.2) y los estudios de largo plazo sobre países europeos (2.3). Así, en el transcurso de esta exposición se justifica la evolución de la metodología econométrica utilizada y se realiza un análisis comparativo de los trabajos. En

el apartado de conclusiones (3) se extraen los supuestos bajo los cuales cabe esperar que la política fiscal influya sobre la política monetaria y los precios. Por último, un anexo final ofrece una compilación cronológica de todos los trabajos empíricos citados, explicitando de manera sintética sus objetivos, resultados y modelizaciones concretas.

## 2. EVIDENCIA EMPÍRICA

### 2.1. EL CASO DE ESTADOS UNIDOS

Los primeros trabajos empíricos aplicados a EE.UU. son los de Barro (1977, 1978a, 1978b) y Niskanen (1978) ya mencionados. El primer autor, con datos correspondientes al periodo 1941-1973 y estimando ecuaciones de oferta monetaria y precios, halló que desviaciones del gasto afectaban positivamente al crecimiento del dinero (más que los déficit), mientras que los precios se veían a su vez afectados positivamente por la cantidad de dinero del sistema. Sin embargo Niskanen (1978), estimando su función de reacción monetaria para el periodo 1948-1976, no encontró evidencia de que la oferta fuese sensible a variaciones en el déficit corriente, lo que achacó a la sencillez de su función de reacción monetaria. Este fue el punto de partida para que Levy (1981) planteara un modelo multiecuacional con una función de reacción monetaria endógena al sistema. Aplicado el contraste a la economía americana entre 1952-1978, el autor halló un vínculo positivo entre deuda y dinero. Lo cual no fue óbice para que ese mismo año Hamburger y Zwick (1981) y luego Allen y Smith (1983), hallaran evidencia del vínculo entre finanzas públicas y dinero, a partir de la función de reacción monetaria uniecuacional de Barro (1977, 1978a).

La aportación de Hamburger y Zwick (1981) estuvo en diferenciar dentro del periodo 1954-76 dos subperiodos, antes y después de 1961, a efectos de considerar los importantes cambios producidos en la política macroeconómica durante los años 60. La evidente diferencia entre los primeros años de posguerra y el keynesianismo de los 60-70 les llevó a criticar los trabajos de Barro por no distinguir entre ambos periodos a la hora de contrastar los efectos de los déficit sobre el crecimiento del dinero y el de Niskanen por limitarse a incluir una representativa de una mayor tasa de expansión monetaria para el segundo periodo. Partiendo de la misma ecuación de crecimiento anticipado de dinero, hallaron clara evidencia del efecto del déficit público (más intenso que el de los gastos no anticipados) sobre el dinero entre 1961 y 1976. Por su parte, Allen y Smith (1983) estimaron el mismo modelo para 1954-1980, tanto en su forma original, como aplicando pequeñas variaciones (básicamente sustituyendo déficit por deuda). Sus resultados destacan la importancia del déficit en la expansión de la base monetaria, además del efecto positivo de la variable deuda sobre el dinero una vez corregida la inestabilidad estructural detectada en el periodo.

En la estela de Barro y Niskanen aún habría otros dos trabajos. El primero, de Giannaros y Kolluri (1985), estimó sendas ecuaciones de comportamiento

para el agregado monetario y los precios entre 1950 y 1981, no sólo para EE.UU., sino también para otros nueve países industrializados. A diferencia de Niskanen (1978), halló un efecto positivo de los déficit (y no el gasto público) sobre el crecimiento monetario y los precios en EE.UU., Italia, Bélgica, Francia y Suiza, aunque no para el resto de países analizados, esto es, Canadá, Japón, Reino Unido, Alemania Oriental y los Países Bajos. El segundo trabajo, de Joines (1985), se ciñe a EE.UU. pero amplía la cobertura temporal a 1866-1983. En este caso, el autor no halló evidencia de que el crecimiento del dinero de alto contenido hubiera estado relacionado con el componente 'no bélico' del déficit, aunque se revelaba un nexo entre el gasto público y el dinero en los periodos en que el gasto bélico alcanzó una proporción considerable del PIB.

En cualquier caso, sobre los anteriores trabajos, pesó la crítica de no haber considerado la posibilidad de causación inversa. En todos ellos, un coeficiente del déficit (gasto no anticipado o deuda) positivo y estadísticamente significativo se consideró evidencia a favor de la hipótesis de que el déficit 'causa' el crecimiento del dinero y/o la inflación, descontando la posibilidad de causalidad inversa o bidireccional. Frente a tal proceder, autores como Dwyer (1982), Miller (1983), King y Plosser (1985) y Ahking y Miller (1985) optaron por la modelización de la relación entre déficit, dinero y precios mediante un sistema de ecuaciones simultáneas, donde cada variable se trataba como potencialmente endógena. En la práctica, este objetivo se tradujo en la aplicación del análisis de Vectores Auto-Regresivos (VAR) propuesto por Sims (1980). Así, Dwyer (1982) efectuó un análisis de la relación dinámica entre déficit e inflación aplicando esta modelización, aunque sin encontrar evidencia a favor de que los déficit hubieran jugado un papel importante en la determinación de la inflación en el periodo 1952-1981. Tampoco King y Plosser (1985) hallaron relación dinámica concluyente entre déficit y dinero en EE.UU. aplicando un VAR de cinco variables (que incluía además gastos e ingresos públicos y deuda) en el periodo 1953-1982; relación que tampoco detectan en el análisis de Reino Unido, Francia, Alemania Oriental, Italia y Japón. Sin embargo, otros análisis VAR aplicados a periodos similares obtuvieron diferentes conclusiones. De este modo, Miller (1983) para 1948-1981 y Ahking y Miller (1985) para 1947-1980, sí hallaron evidencia a favor del vínculo entre finanzas públicas e inflación.

## 2.2. TRABAJOS CON MUESTRAS DE PAÍSES

Dentro de los estudios aplicados a muestras de países conviene diferenciar entre los que se ciñen al examen de países desarrollados o en desarrollo y aquellos que optan por incluir en la muestra ambos tipos de países. Estudios de series temporales con grupos de *países desarrollados* son los de King y Plosser (1985), Giannaros y Kolluri (1985) –ya descritos al hilo de los trabajos sobre EE.UU.–, Protopapadakis y Siegel (1987) o Vieira (2000). Dichos estudios no alcanzaron a confirmar la influencia de los déficit sobre las magnitudes monetarias. Más en concreto, Protopapadakis y Siegel

(1987) contrastaron empíricamente la relación entre crecimiento de la deuda pública, crecimiento del dinero e inflación para diez países en el periodo 1952-1983, coincidiendo con la cobertura temporal de King y Plosser (1985) y Giannaros y Kolluri (1985). Los autores contrastaron dos relaciones: una ecuación de reacción monetaria (dependiente del crecimiento de la deuda y de la producción) y una ecuación de precios (función del crecimiento monetario, de la deuda y de la producción). No hallaron vínculo significativo entre crecimiento de la deuda y dinero en ningún país y sólo para subperiodos más cortos (una década) se confirmaba la relación entre deuda y dinero para Francia y Reino Unido. Finalmente, Vieira (2000), a partir de una compleja estimación econométrica basada en modelos VAR con variables de distinto orden de integración, tampoco halló evidencia empírica que confirmase la influencia de los déficit sobre la inflación en Europa durante el periodo 1950-1996, un hecho que asoció al giro hacia posiciones monetarias más restrictivas exigido por las condiciones de acceso a la UME.

Un mayor éxito alcanzaron los estudios aplicados a muestras exclusivas de Kolluri y Giannaros (1987), aplicaron el mismo modelo bicuacional de Giannaros y Kolluri (1985) sobre Brasil y México, sólo que dada la carga de deuda acumulada por ambos países, lo estimaron una segunda vez sustituyendo la variable representativa del déficit por la deuda externa. Como resultado, aunque no se halló evidencia de que el déficit hubiera influido sobre el dinero, sí se halló para la deuda. Por su parte De Haan y Zelhorst (1990), aplicando un modelo VAR a la ecuación de crecimiento monetario de 17 países en desarrollo entre 1960 y 1985, no hallaron para la mayoría que el déficit o la deuda hubieran causado el crecimiento monetario, pero sí encontraron excepciones para el caso de los países latinoamericanos (Brasil y México en periodos de alta inflación, en consonancia con lo hallado por Kolluri y Giannaros (1987)).

Finalmente, entre los trabajos sobre muestras que aglutinan a *países con distinto grado de desarrollo*, destaca el de Karras (1994), basado en los estudios de Barro (1977) y Niskanen (1978) y aplicado a un total de 32 países. El análisis se llevó a cabo para distintos países y periodos, concluyendo que sólo en cuatro el impacto del déficit sobre el dinero era positivo y significativo. Entre ellos estaba el caso de EE.UU., que al igual que en Giannaros y Kolluri (1985), volvía a aparecer como la excepción a la regla entre los países desarrollados. Más recientemente, Fischer, Sahay y Végh (2002) aplicaron la metodología de datos de panel al análisis del comportamiento de la inflación en 94 países, desarrollados y no desarrollados, durante el periodo 1960-1995. No hallaron evidencia de vínculo entre el saldo y los precios en países poco inflacionarios o durante fases de baja inflación, pero sí durante episodios muy inflacionarios y/o en países con alta inflación –por regla general, no desarrollados. Un resultado que refrenda el trabajo de Catão y Terrones (2005), cuando analizando una muestra de 107 países para el periodo 1960-2001 por medio de técnicas de panel, sólo halla evidencia de que el déficit influye sobre los precios cuando excluye del panel

a los países desarrollados de menor inflación (los correspondientes al cuartil inferior). En otras palabras, sólo para el subgrupo de países desarrollados con bajas tasas de inflación no se detecta la influencia.

Para terminar, y enlazando con el próximo epígrafe, cabe citar una serie de estudios multi-país motivados por el proyecto UME, donde lógicamente dominan los europeos. Así, Méltz (1997, 2002), centrándose en una muestra de 19 países de la OCDE (14 miembros de la UE) en el periodo 1960-1995, estima funciones de reacción de las políticas fiscales y monetarias de manera simultánea, y halla que ambas, exceptuando las de economías mediterráneas, se han coordinado para compensar sus efectos. Además, en contra de lo que predice la hipótesis de dominio fiscal, no encuentra vínculo alguno entre la política monetaria y la fiscal durante la última década del siglo XX, hecho que relaciona con las exigencias de entrada en la UME. A la misma conclusión llega Wyplosz (1999) al estimar de forma independiente las funciones de reacción monetaria y fiscal, incorporando los costes laborales unitarios, para los países miembros de la UME en 1982-1997. Por su parte, tampoco Favero (2002) halla evidencia de que las variables fiscales influyan sobre las monetarias de manera significativa en la UME durante los noventa.

### 2.3. EUROPA

Con carácter de estudio país, se hallan trabajos que analizan el vínculo entre variables fiscales y financieras para Reino Unido, Italia, Grecia, Turquía y España; algunos de ellos, con un enfoque de muy largo plazo. Así, Barro (1987) analiza el impacto sobre distintas variables, entre ellas el crecimiento del dinero y el nivel de precios, de 'los cambios temporales en el gasto público' (principalmente gasto bélico) para *Reino Unido* en 1701-1918. De sus conclusiones, destaca cómo el incremento del gasto público temporal aumentó tanto el crecimiento de la cantidad de dinero como el nivel de precios, pero sólo en los periodos de suspensión del patrón oro (1797-1821 y 1914-1918). El resultado parece lógico si se tiene en cuenta que el sostenimiento de la convertibilidad oro supuso la determinación endógena de la política monetaria, que quedaba así fuera del control de las autoridades fiscales. También referido a Reino Unido, debe citarse el estudio de Hendry (2001), que a partir de un VAR implícito no lineal, en el que considera más de diez variables explicativas para la inflación entre 1875 y 1991, no halló que la definida como exceso de deuda resultara significativa. Más reciente, pero referido también a la economía de Reino Unido, está el trabajo de Janssen, Nolan y Thomas (2002) para el periodo 1872-1996, que analiza las posibles interacciones entre deuda, déficit, base monetaria y nivel de precios en un contexto de vectores autorregresivos. Tampoco hallaron evidencia de que el stock de deuda hubiera influido sobre el de dinero.

Mayor evidencia a favor del nexo entre finanzas públicas y dinero se halla en los trabajos referidos al área mediterránea. Por una parte, Favero y Spinelli (1999) estimaron para *Italia* un modelo estructural de ecuaciones simultáneas



(monetaria, de salarios y de precios) para el periodo 1875-1999, y hallaron que el crecimiento del dinero fue endógeno al déficit público hasta 1975. Sin embargo, el modelo no funcionaba al extenderlo hasta 1994 e incluir lo que llamaron el 'divorcio' entre el Tesoro y el Banco de Italia en 1981, año en que el Banco Central se hizo independiente. En la misma línea, Fratianni y Spinelli (2001) obtuvieron evidencia a favor del vínculo entre el déficit y el componente público de la base monetaria italiana en su análisis del periodo que va de la unificación política (1861) hasta la integración de la lira en la UME (1998). Sin embargo, en coherencia con Favero y Spinelli (1999), detectaron un debilitamiento del vínculo a partir de los 80.

En lo que a *Greciase* refiere, Lazaretou (1995) analizó la relación entre gasto público y políticas monetarias durante el periodo 1833-1914, hallando que en gasto ejercieron un efecto positivo y significativo sobre la cantidad de dinero. Para periodos más cercanos en el tiempo, Apergis y Katrakilidis (1995), con metodología VAR, pusieron de manifiesto la influencia de los déficit sobre la evolución de la base monetaria y los precios. También Hondroyannis y Papapetrou (1994, 1997), a partir de un VAR bivariante, hallan evidencia a favor del efecto que el déficit, a través de su monetización, ejerce en 1957-1993 sobre los precios.

Sin moverse del Mediterráneo, dentro del grupo de trabajos centrados en *Turquía*, Akçay, Alper y Özmucur (1996) encuentran para el periodo 1948-94 que el análisis de cointegración señala un impacto significativo del déficit hacia la inflación, si bien con un modelo general VAR el vínculo entre crecimiento del dinero e inflación se debilita a partir de 1985, tras prohibirse la monetización directa de los déficit. Esta prohibición, por su parte, podría explicar por qué mientras Metin (1998) halla que los déficit afectaron a variables monetarias y precios entre 1952 y 1987, Soydan (2001) no hallara ningún tipo de vínculo al restringir su análisis entre 1988 y 2000. Lo cual no es óbice para que a partir de la liberalización financiera de los 80, que restringió el acceso a los recursos del Banco Central, los desequilibrios fiscales siguieran condicionando la marcha de los precios en Turquía. Así lo defienden Koru y Özmen (2003), quienes re-examinan la relación entre déficit, agregado monetario e inflación para el periodo 1983-1999 ampliando la definición de dinero con los bonos utilizados desde 1981 en la financiación del déficit (bonos privados pero con respaldo gubernamental ante posibles requerimientos de liquidez). Como resultado, si bien no hallan relación entre los déficit y la base monetaria, sí la encuentran con el agregado monetario más amplio, y de éste con la evolución de los precios.

Finalmente, Sabaté et ál. (2006) aplican un análisis VAR al vínculo entre saldo presupuestario y dinero para en el periodo 1874-1935, que confirma el cumplimiento de la hipótesis de dominio fiscal. El mismo influjo del presupuesto sobre la base monetaria se confirma en el análisis de Escario (2006) extendido al periodo 1874-1998. Sin embargo, el análisis de causalidad por subperiodos revela que el vínculo se debilita con el paso del tiempo hasta perder significatividad en 1984-1998, pérdida que se relaciona con la decisión de abandonar la

monetización inmediata a favor de una financiación más ortodoxa del déficit. El que una parte significativa del déficit se financiara a partir de entonces con la emisión de títulos de deuda cuasi-líquidos explicaría que repitiendo el análisis del vínculo entre déficit y el agregado monetario Activos Líquidos en Manos del Público (ALP), la causalidad no decline hasta primeros de los 90, esto es, hasta la concesión de autonomía al Banco de España.

### 3. CONCLUSIONES

El objeto de estas páginas ha sido el de ofrecer un estado empírico de la cuestión sobre el vínculo existente entre las necesidades de financiación del déficit público, por un lado, y el crecimiento del dinero y los precios, por otro. De la disparidad de resultados empíricos recabados dependiendo del método de estimación, país y periodo considerados puede concluirse lo siguiente.

Primero, que el vínculo entre variables fiscales y monetarias debería contrastarse a partir de métodos econométricos dinámicos. La falta de evidencia a favor del vínculo entre variables fiscales y monetarias en alguna de las contrastaciones [por ejemplo Barro (1977, 1978); Niskanen (1978)] podría estar simplemente reflejando la limitación técnica de no incluir retardos de la variable presupuestaria, lo que dejaría sin explorar la posibilidad de una acomodación diferida en el tiempo. En este punto, especialmente ilustrativo es el ejercicio de Catão y Terrones (2005) cuando comparan la intensidad del vínculo entre déficit e inflación con un enfoque econométrico estático y hallan una relación más débil que si utilizan un enfoque dinámico.

En segundo lugar, de las múltiples contrastaciones sistematizadas queda claro que el resultado no es independiente del periodo considerado. En este punto, especialmente ilustrativos son los trabajos de Hamburger y Zwick (1981) y Allen y Smith (1983), capaces de hacer aflorar una relación significativa sin más que fragmentar para EE.UU. un periodo en diferentes etapas.

Igualmente destacable es la ausencia de vínculo entre variables fiscales y monetarias cuando el estudio se centra en los países de la UME durante los años noventa [por ejemplo, Mèlitz (2002) y Favero (2002)]. La relación entre las políticas fiscal y monetaria puede cambiar de naturaleza con el paso del tiempo y, por supuesto, con el grado de desarrollo de los países. Por ello, finalmente, habría que destacar la mayor prodigalidad con que emerge el vínculo déficit-dinero-precios cuando los ejercicios discriminan entre países desarrollados y no desarrollados [por ejemplo, Fisher, Sahay y Végh (2002)]. Los países más desarrollados, con profundos sistemas financieros y amplio acceso a los mercados internacionales de capital tienen un amplio margen para manejar sus RPI sin tener que recurrir a la emisión de dinero. Sólo así se entiende, para concluir, por qué en ejercicios como los realizados por Fratianni y Spinelli (2001) para Italia o Escario (2006) para España, el fin del *seigniorage*, tras dilatados periodos de dominio fiscal, coincide con procesos de modernización financiera doméstica e independencia de los bancos centrales, en un contexto de creciente movilidad internacional del capital.

OBJETIVO	VARIABLES CONSIDERADAS	MÉTODO DE ESTIMACIÓN	RESULTADOS
Barro (1977) / EE.UU. 1941-1973: datos en medias anuales Evaluar los efectos del crecimiento del dinero en relación al desempleo y la inflación.	FEDV: gasto del gobierno en relación al considerado normal UN: tasa de desempleo DM: tasa de crecimiento del dinero (M1)	Formula y estima la siguiente ecuación de crecimiento 'anticipado' de dinero: $DM_t = \alpha_0 + \alpha_1 DM_{t-1} + \alpha_2 DM_{t-2} + \alpha_3 FEDV_t + \alpha_4 UN_{t-1}$	Explica el crecimiento 'anticipado' del dinero en función del gasto público relativizado por el 'normal', un retardo de la tasa de desempleo y dos del propio crecimiento del dinero.
Barro (1978a) / EE.UU. 1941-1976 Extender el análisis del efecto del crecimiento 'no anticipado' del dinero al output y al nivel de precios.	Además de las ya definidas, incluye: X: media del gasto real P: precios (deflactor del PIB) r: tipo de interés nominal DMR: componente 'no anticipado' del crecimiento del dinero, $DM_t - \hat{DM}_t$ MIL: variable que mide el incentivo a evitar el desempleo	- Idéntica ecuación de crecimiento monetario, reestimada con los nuevos datos otorgando una menor ponderación a los años de la II Guerra Mundial. - Ecuación de precios: $\log P_t = const + \log M_t - b_1(a_1 DMR_t + a_2 DMR_{t-1} + a_3 DMR_{t-2} + a_4 DMR_{t-3}) - b_2 r_t - (b_1 a_6 + b_3) \gamma - (\epsilon_t + b_1 u_t)$	Los resultados de la ecuación de dinero son similares a los anteriores, pese a la menor ponderación asignada a la II Guerra Mundial. La ecuación de precios revela una influencia positiva sobre los mismos de la demanda de dinero, el gasto y el tipo de interés y negativa del crecimiento de dinero 'no anticipado'.
Barro (1978b) / EE.UU. 1941-1976 Contrastar mediante su ecuación de crecimiento monetario (1978a) si el déficit tiene un efecto positivo sobre la creación de dinero.	La única variable no presentada en anteriores trabajos es: SUR: superávit nominal relativizado por el deflactor del PIB	Estima tres variantes de su ecuación de crecimiento de dinero para los periodos 1941-76 y 1946-76: - incluyendo la variable FEDV; (esto es, como en Barro 1978a) - sustituyendo la variable FEDV por la variable SUR; - incluyendo ambas FEDV y SUR;	El principal nexo entre gasto público y creación de dinero está más relacionado con las desviaciones del gasto público de su trayectoria habitual -gastos bélicos, recortes de posguerra- que con el saldo presupuestario (o el nivel de gasto) <i>per se</i> .
Niskanen (1978) / EE.UU. 1948-1976: datos anuales Aportar evidencia empírica sobre la relación entre déficit, gasto e inflación.	M: oferta monetaria Y: PIB real P: deflactor del PIB S: dummy (0: 1948-66 / 1: 1967-76) D: déficit público	Estima una función de oferta de dinero en la forma: $\dot{M} = a - b \dot{Y}_{t-1} - c \dot{P}_{t-1} + dS + e(D/M_{t-1})$ y una ecuación sobre el comportamiento de los precios: $\Delta \ln P = f(F, \Delta \ln M_{t-1}, \Delta \ln M_{t-2})$ donde F es el 'impulso fiscal' definido como $F = (Y - Y_{t-1})/Y_{t-1} = g(D/Y_{t-1})$	El aparente impacto significativo de los déficit sobre la oferta monetaria desaparece una vez controlada la ruptura estructural de los sesenta. La tasa de inflación no se ve afectada por ellos.
Hamburger y Zwick (1981) / EE.UU. 1954-1976: datos anuales Analizar la influencia de los déficits sobre el crecimiento monetario utilizando el modelo de Barro (1978) y teniendo en cuenta una posible ruptura estructural (1961) en el periodo.	DM: tasa de crecimiento de M1 UN: tasa de desempleo FEDV: gasto público en relación al considerado "normal" FED: gasto público relativizado por PIB DEF: déficit público relativizado por PIB	En primer lugar modelizan y estiman la tasa de crecimiento de la oferta monetaria para todo el periodo 1954-76 siguiendo el modelo ideado por Barro (1977-78): $DM = DM(DM_{t-1}, DM_{t-2}, UN_{t-1}, FEDV) DM_{1,2,3,4} > 0$ Repiten la estimación <sup>a)</sup> añadiendo la variable DEF, <sup>b)</sup> sustituyendo la variable FEDV por la DEF y <sup>c)</sup> por la FED. En segundo lugar reestiman todas estas ecuaciones para una segunda parte del periodo, 1961-74.	La conexión entre déficit y dinero sólo se observa para el segundo subperiodo (1961-74).
Levy (1981) / EE.UU. 1952-1978: datos trimestrales Investigar si el crecimiento de la oferta monetaria tiene un efecto positivo sobre la inflación. Para ello, contrastar el nexo déficit-dinero.	MB: base monetaria (MB <sub>E</sub> : autónoma) Y: PNN (Y <sub>T</sub> : potencial) i: tipo de interés nominal e <sup>e</sup> : expectativas de inflación B: deuda en manos del público UR: tasa de desempleo	Propone un sistema de ecuaciones en un marco IS-LM con sector monetario endógeno. Bajo este modelo estructural se determinan las endógenas en:	Resultan significativos en la explicación de la expansión monetaria los incrementos de la deuda, los incrementos anteriores en la base monetaria y las expectativas inflacionarias. Al intercambiar la variable deuda por déficit el coeficiente resulta significativo y mayor.

	<p>G: gasto público T: recaudación impositiva W: riqueza neta C: consumo I: inversión D: déficit público Time, CONS, DUM<sub>1,2,3</sub>: tendencia, constante, dummies estacionales</p>	$\begin{matrix} \hat{i} \\ \hat{B} \\ \hat{UR} \end{matrix} = f \left( \begin{matrix} CONS, G, Y, T, W, i_{t-1}, \pi^e, \pi^e_{t-1}, \\ Y_f, C_{t-1}, I_{t-1}, \sum_{j=1}^2 UR_{t-j}, DUM_{1,2,3} \end{matrix} \right)$ <p>que utilizará posteriormente como exógenas en su función de reacción monetaria:</p> $MB = MB_0 + \lambda_1 Y_f + \lambda_2 MB_{t-1} + \lambda_3 i + \lambda_4 \pi^e + \lambda_5 B + \lambda_6 UR + \lambda_7 Time + \lambda_{8,9,10} DUM_{1,2,3}$ <p>También se estima sustituyendo la variable dependiente B -deuda en manos del público- por el déficit D con el fin de poder comparar con estudios previos.</p>	<p>No se encuentra evidencia de que mayores déficit conduzcan a incrementos de precios, gasto, tipo de interés o cantidad de dinero. Tampoco parece que la Reserva Federal adquiriera en ese caso más deuda.</p>
<p>Dwyer (1982) / EE.UU. 1952-1981: datos trimestrales</p>	<p>* Vector X<sub>t</sub> formado por las siguientes variables en forma (X<sub>t</sub>-X<sub>t-1</sub>)/X<sub>t-1</sub>: P: nivel de precios (IPC) Y: renta nacional (PIB) M: cantidad de dinero (M1 y M2) I: tipo de interés a tres meses de los bonos del Tesoro F: deuda pública en la Reserva Federal B: deuda pública en manos del público</p>	<p>Representa la relación entre las variables por medio de un modelo estacionario de vectores autorregresivos (VAR) de seis variables (precios, renta, cantidad de dinero, tipo de interés, deuda en manos del público y deuda en manos de la Reserva Federal):</p> $x_t = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k x_{t-k} + \varepsilon_t$ <p>A partir de este modelo general y estimando el set de ecuaciones por OLSQ se deriva una forma reducida del sistema sobre la que se aplican los test de ratio de verosimilitud que contrastan las hipótesis económicas como si fueran restricciones.</p>	
<p>Allen y Smith (1983) / EE.UU. 1954-1980: datos trimestrales</p>	<p>DB: <math>\log(B_t/B_{t-1})</math>, con B<sub>t</sub> = media trimestral de la base monetaria FED: <math>G_t/P_t y_t^*</math>, con G<sub>t</sub> = gasto público DEBT: <math>\Delta NFD/P_t y_t^*</math>, con <math>\Delta NFD</math> = incremento de deuda pública neta en t DM: <math>\log(M_t/M_{t-1})</math>, con M<sub>t</sub> = stock medio de M1 UN: <math>\log(U/(1-U))</math>, con U = tasa de desempleo FEDY: gasto público relativizado por el considerado "normal"</p>	<p>- Se estima una nueva versión de la ecuación de Hamburger y Zwick (1981) sustituyendo DM por DB y déficit por deuda; resulta una ecuación de base monetaria de la forma:</p> $DB_t = c_0 + \sum_{i=1}^5 c_i DB_{t-i} + d_1 FED + d_2 DEBT$ <p>- Y un modelo derivado del de Barro (1978a, b) incluyendo la deuda pública como variable independiente y considerando como dependiente tanto DM como DB:</p> $\begin{matrix} DM_t \\ DB_t \end{matrix} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \beta_i DM_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_i UN_{t-i} + \gamma_1 FEDV + \gamma_2 DEBT$ <p>- Posteriormente se contrasta la estabilidad estructural de las ecuaciones de oferta o base monetaria mediante los estadísticos de Quandt y Chow.</p>	<p>Se evidencia la importancia del impacto de los requerimientos de crédito del Tesoro sobre el crecimiento de la base monetaria en los periodos 1954-61 y 1961-74. No es significativo el coeficiente de la variable gasto relativizado por el "normal". Si es significativo y positivo el coeficiente de la variable deuda pública una vez corregida la inestabilidad del periodo 1961-80.</p>
<p>Miller (1983) / EE.UU. 1948-1981: datos trimestrales</p>	<p>RGNP: PIB real GMPD: deflactor del PIB RTB: tipo de interés de los bonos del Tesoro a 90 días TR: reservas bancarias totales (medida de la cantidad de dinero) DEBT: deuda federal (medida de deuda)</p>	<p>Se construye un modelo VAR estacionario con 5 variables (renta, precios, tipo de interés, cantidad de dinero y deuda) que pretende ser el sistema más pequeño capaz de capturar los canales principales de influencia política.</p> <p>El sistema se expresa <math>Y_t = C + \sum_{i=1}^m A_i Y_{t-i} + \lambda_t</math>, donde <math>Y_t = [\ln(RGNP), \ln(GMPD), RTB, \ln(DEBT), \ln(TR)]</math>.</p>	<p>La evidencia empírica obtenida a través del modelo VAR apoya la tesis de que políticas deficitarias incrementan la inflación.</p>
<p>King y Plosser (1985) / EE.UU. 1953-1982 (posteriormente amplía el análisis a R.U., Francia, Alemania Oriental, Suiza Italia y Japón; diferentes periodos); datos anuales</p>			



<p>Comprobar si se cumple el modelo de dominio fiscal.</p>	<p>S1: cambio en la base monetaria como porcentaje del PIB g: gasto público (compras de bienes y servicios por parte del gobierno como porcentaje del PIB) g': ingresos gubernamentales como porcentaje del PIB r': cambio en el stock real de deuda del gobierno como porcentaje del PIB</p>	<p>Se estima un modelo estacionario de vectores autorregresivos (VAR) con 4 variables significativas para la política (cantidad de dinero, gastos e ingresos públicos y deuda) incluyendo además tres retardos de cada una de ellas.</p>	<p>Los déficit ayudan a predecir el <i>seigniorage</i>, pero la relación es muy sensible a la inclusión de otras variables. Los resultados acerca de si la política fiscal estadounidense influyó sobre la creación de dinero y la inflación no son concluyentes. Tampoco se detecta un nexo entre déficit y creación de dinero para R.U., Francia, Alemania Oriental, Italia y Japón; siendo Suiza la única excepción.</p>
<p>Joines (1985) / EE.UU. 1872-1983; datos anuales</p>	<p>DM: incremento cantidad de dinero (dinero de alto contenido) relativizado por tendencia del PIB WAR: gasto bélico relativizado DEFN: componente no bélico del déficit relativizado GOLD: flujos netos de oro relativizados UN: tasa de desempleo DEFRN: componente no bélico del déficit real relativizado</p>	<p>- Regresión sobre variables nominales relativizadas: <math>DM_t = \alpha + \tau + \phi DM_{t-1} + \sum_{j=0}^M \beta_j DEFN_{t-j} + \sum_{j=0}^N \gamma_j WAR_{t-j} + \psi GOLD_t + \sum_{j=1}^P \delta_j UN_{t-j} + \varepsilon_t</math> - Regresión sobre variables reales relativizadas: <math>DM_t = \alpha + \tau + \sum_{j=0}^M \beta_j DEFNR_{t-j} + \sum_{j=0}^N \gamma_j WAR_{t-j} + \psi GOLD_t + \sum_{j=1}^P \delta_j UN_{t-j} + \varepsilon_t</math></p>	<p>No hay evidencia de que el crecimiento de la cantidad de dinero esté relacionado con el déficit no bélico. Si lo está con el gasto bélico (positivamente) en los períodos en que éste supone una parte sustancial del PIB. El gobierno establece independientemente sus objetivos de déficit y crecimiento de la cantidad de dinero. Desde 1950 permitió que su déficit nominal creciera compensando parcialmente la depreciación del valor real de la deuda inducida por la inflación.</p>
<p>Ahking y Miller (1985) / EE.UU. 1947-1980; datos trimestrales para tres períodos: 1950ii-1960iv, 1961i-1970iv y 1971i-1980iii (división con sentido histórico-económico)</p>	<p>D: tasa de crecimiento anual de la deuda pública en manos privadas (déficit). H: tasa de crecimiento de la base monetaria P: tasa de inflación anual</p>	<p>- Utilizan un modelo VAR estacionario trivariante (déficit, base monetaria, inflación). Mediante un procedimiento por etapas investigan cuál es el número de retardos óptimo para cada una de las variables. - Utilizan también el método de descomposición de la varianza para tratar de confirmar los resultados anteriores.</p>	<p>Durante los años 60, déficit público e inflación se comportaron exógenamente. En los 50 y los 70 déficit, crecimiento del dinero e inflación están relacionados causalmente. El efecto del déficit sobre la inflación es independiente del que pueda tener sobre ésta el crecimiento de la base monetaria.</p>
<p>Giannaros y Kolluri (1985) / 10 países industrializados: Alemania Oriental, Bélgica, Canadá, EE.UU., Francia, Holanda, Italia, Japón, R.U. y Suiza (1950-1981)</p>	<p>M: tasa de variación del agregado monetario M1 D/Y<sub>-1</sub>: nivel de déficit público nominal en porcentaje del PIB del año anterior. P: tasa de variación del deflactor del PIB (principalmente precios).</p>	<p>Estiman por máxima verosimilitud el siguiente modelo econométrico bi-ecuacional: - Por un lado, su ecuación de crecimiento monetario es una variante de la inicial de Barro (1978a,b) y posteriormente utilizada por Hamburger y Zwick (1981): <math>\dot{M} = \alpha_{11} + \alpha_{12} \dot{M}_{-1} + \alpha_{13} \dot{M}_{-2} + \alpha_{14} (D/Y_{-1}) + u_1</math> - Por otro, la ecuación de crecimiento de los precios puede considerarse una aproximación de la utilizada por Niskanen (1978): <math>\dot{P} = \beta_{11} + \beta_{12} \dot{M} + \beta_{13} \dot{M}_{-1} + \beta_{14} \dot{M}_{-2} + \beta_{15} (D/Y_{-1}) + u_2</math></p>	<p>En general, los déficit no tienen un efecto significativo sobre el crecimiento de la oferta monetaria o la inflación. Se acepta la influencia del incremento monetario sobre los precios para la mitad de los países analizados. EE.UU. es el único para el cual se verifica una relación entre déficit y precios a través del incremento en el agregado monetario.</p>
<p>Barro (1987) / R.U. 1701-1918; datos anuales</p>	<p>g<sub>t</sub>: gasto bélico relativizado r<sub>t</sub>: tipo de interés g̃<sub>t</sub>: parte temporal del gasto bélico (principalmente interés, crecimiento del</p>	<p>- Modeliza la primera diferencia de g<sub>t</sub> como un proceso ARIMA (2,1,2). - La determinación del tipo de interés se expresa en la forma: <math>r_t = \sum_{j=0}^4 \alpha_j \tilde{g}_{t-j} + u_t</math>, con <math>u_t = \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t</math></p>	<p>Resultados sobre el impacto del gasto público temporal: 1. Su incremento aumenta el tipo de interés a largo plazo (también el de sus retardos). 2. Tiene una fuerte relación con el déficit, de forma que es difícil distinguir si el tipo de</p>

<p>dinero, nivel de precios y déficit.</p>	<p><math>M_t</math> : cantidad de dinero  <math>P_t</math> : nivel de precios  <math>B_t</math> : deuda nominal  <math>\hat{y}_t</math> : tendencia real del PNB  <math>R_t</math> : tipo de interés a largo plazo</p>	<p>- Y la relación entre cantidad de dinero y gasto bélico con la regresión:  <math>\log(M_t / M_{t-1}) = \alpha + \beta \hat{G}_t</math>                  - La regresión para la inflación es: <math>\log(P_t / P_{t-1}) = \alpha + \beta \hat{G}_t</math>                  - Y para el déficit: <math>(B_t - B_{t-1}) / P_t \hat{y}_t = b_0 (B_{t-1} / P_{t-1} \hat{y}_{t-1}) + b_1 \hat{G}_t + v_t</math>, con <math>v_t = \phi v_{t-1} + \eta_t</math>                  - Por último, plantea una regresión del tipo de interés a largo plazo sobre déficit, retardo de deuda y gasto bélico relativizados:  <math display="block">R_t = \alpha + \beta \frac{B_t - B_{t-1}}{P_t \hat{y}_t} + \gamma \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} \hat{y}_{t-1}} + \sum_{i=0}^5 \delta_i \hat{G}_{t-i}</math></p>	<p>interés a largo plazo reacciona ante el gasto temporal o ante su déficit asociado.                  3. Su incremento aumenta tanto el crecimiento de la cantidad de dinero como el nivel de precios, pero sólo durante los períodos de suspensión del patrón oro.</p>
<p>Protapadakis y Siegel (1987) / 10 países industrializados: Canadá, Finlandia, Francia, Alemania, Holanda, Italia, Japón, Suiza, R.U. y EE.UU. (1952-1983); datos anuales</p>	<p><math>m</math>: crecimiento de la cantidad de dinero (base monetaria y <math>M1</math>)  <math>d</math>: crecimiento de deuda pública  <math>y</math>: crecimiento del PIB real  <math>p</math>: inflación</p>	<p>- Test no paramétricos (<i>rank correlation tests</i>): se ordenan los países según el crecimiento de su deuda, el de la cantidad de dinero y el deflactor del PIB y se comparan las ordenaciones mediante los coeficientes de correlación de Spearman y de Kendall.                  - Se contrasta signo y significatividad del coeficiente de la deuda en la siguiente relación entre crecimiento de la deuda y del dinero:  <math display="block">\tilde{m}_t = \sum_{i=1}^4 \mu_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \delta_i d_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t</math>                  - Se contrasta la relación entre crecimiento de la deuda e inflación sobre la ecuación:  <math display="block">\tilde{p}_t = \sum_{i=1}^4 \pi_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \mu_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \delta_i d_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t</math></p>	<p>En general, los test implementados no confirman que el crecimiento de la deuda pública esté relacionado con el crecimiento del dinero durante intervalos temporales iguales o inferiores a una década.                  Asimismo, la evidencia a favor de una asociación entre crecimiento de la deuda e incrementos <i>permanentes</i> en los precios es muy débil.</p>
<p>Kolluri y Giannaros (1987) / Brasil y México (1965-1981 aprox.); datos anuales</p>	<p>Mismas variables que en el trabajo de 1985, además de:  <math>XDEBT/Y</math> : deuda externa en porcentaje del PIB.</p>	<p>Mismo modelo bi-ecuacional del trabajo de 1985.                  En esta ocasión las dos ecuaciones se estiman dos veces, la segunda sustituyendo la variable <math>D/Y_{t-1}</math> por la <math>XDEBT/Y</math>.</p>	<p>El déficit vuelve a resultar no significativo en la explicación del crecimiento de la oferta monetaria, pero sí lo es la deuda. También se confirma la relación positiva y significativa entre crecimiento de la oferta e inflación.</p>
<p>De Haan y Zellhorst (1990) / 17 países en desarrollo 1960-1985; datos anuales</p>	<p><math>m</math>: tasa de crecimiento del dinero.  <math>d</math>: déficit público en porcentaje del PIB.  <math>X</math> : resto de variables relevantes (crecimiento del PIB real <math>\hat{y}</math>, tasa de inflación y saldo corriente de la balanza de pagos en porcentaje del PIB <math>bop</math>)</p>	<p>Los autores estiman las ecuaciones en forma reducida del siguiente modelo VAR:  <math display="block">\dot{m}_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \dot{m}_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j d_{t-j} + \sum_{k=1}^n \phi_k X_{t-k} + \varepsilon_t</math>                  La estimación se realiza considerando primero un VAR trivariante, donde el vector <math>X</math> lo forma tan solo la variable <math>\hat{y}</math>. Posteriormente se reestima como un VAR con cinco variables, donde <math>X</math> incluye además las variables tasa de inflación y <math>bop</math>.                  Se distinguen dos definiciones de cantidad de dinero: base monetaria y <math>M1</math>.</p>	<p>Sólo una minoría de los países en desarrollo analizados confirma la tesis de partida según la cual los déficit públicos provocan crecimiento monetario.                  Si se da una relación positiva entre déficit e incremento de precios en períodos con altas tasas de inflación.</p>
<p>Hondroyannis y Papapetrou (1994) / Grecia 1960-1992; datos anuales</p>	<p><math>PSBR</math>: necesidades netas de financiación del sector público en porcentaje del PIB (como <i>proxy</i> del déficit)</p>	<p>El primer paso es estudiar el orden de integración de las variables con el test ADF, tanto de las variables en logaritmos [LPSBR y LCPI ~ I(1)] como de sus primeras diferencias logaritmos [DLPSBR y DLCPI ~ I(0)].                  Se contrasta después la posible cointegración entre las variables por el</p>	<p>La evidencia empírica revela la existencia de una relación positiva de largo plazo entre las variables saldo presupuestario y nivel de precios, resultando ser la causalidad entre</p>



<p>relación entre saldo presupuestario e inflación.</p>	<p>CPI: índice de precios al consumo</p>	<p>procedimiento de Johansen y se analiza la dirección de la causalidad entre las variables implementando un modelo VAR bivariante con ECM.</p>	<p>ellas bidireccionales.</p>
<p>Karras (1994) / 32 países.</p>	<p>diferentes periodos entre 1950 y 1989; datos anuales</p>	<p>Se especifican las siguientes ecuaciones en forma reducida de tasa de crecimiento de la oferta monetaria:</p> $m_t = a_0 + \sum_{k=1}^{K_{mm}} a_{1k} m_{t-k} + a_2 d_t + \sum_{k=1}^{K_{3k}} a_{3k} y_{t-k}$ <p>y de tasa de inflación:</p> $p_t = b_0 + \sum_{k=1}^{K_{mp}} b_{1k} p_{t-k} + \sum_{k=0}^{K_{2k}} b_{2k} d_{t-k} + \sum_{k=1}^{K_{3k}} b_{3k} m_{t-k}$	<p>Según los resultados de las estimaciones no parece que los déficit, en general, se hayan monetizado. La evidencia empírica si apoya en cambio en 14 de los 32 países la idea de que incrementos del agregado monetario tienen una relación positiva con la inflación.</p>
<p>Estudiar los efectos de los presupuestarios sobre crecimiento monetario, inflación, inversión y crecimiento del output.</p>	<p>DEF: déficit público (<math>d_t = 100 \cdot DEF_t / Y_t</math>)  M1: oferta monetaria a final de año (<math>m_t = 100 \cdot (M1_t - M1_{t-1}) / M1_{t-1}</math>)  CPI: índice de precios al consumo  <math>\rho = 100 \cdot [(CPI_t - CPI_{t-1}) / CPI_{t-1}]</math>  Y: PIB  YR: PIB a precios constantes  <math>y = 100 \cdot [(YR_t - YR_{t-1}) / YR_{t-1}]</math></p>	<p>A continuación se introducen en el panel los datos correspondientes a los 32 países de la muestra y se estiman las regresiones por mínimos cuadrados generalizados (GLS).</p>	<p>El incremento en el gasto público estuvo correlacionado positiva pero apenas significativamente con la tasa de inflación. Los shocks en el gasto público tuvieron un efecto positivo significativo sobre la creación de dinero (<i>seigniorage</i>), aunque no fue persistente durante los periodos de suspensión del patrón oro.</p>
<p>Lazarétou (1995) / Grecia 1833-1914; datos anuales</p>	<p>Analizar cómo el gasto público determina las políticas monetarias y éstas repercuten a su vez sobre el régimen del tipo de cambio.</p>	<p>- Modeliza la tasa de gasto como un proceso AR(1) <math>g_t = const + \alpha \cdot g_{t-1} + u_t</math> y lo utiliza como proxy del componente permanente del gasto público <math>g_t^p</math>.  - A continuación estima por OLS las regresiones sobre inflación y <i>seigniorage</i> para los periodos 1877-1914 y 1846-1914 respectivamente:  <math>\pi_t = const + \alpha' \cdot g_t^p + u_t</math> y <math>st_t = const + \alpha'' \cdot g_t^p + u_t</math></p>	<p>El análisis de causalidad revela que el déficit si afecta a la oferta monetaria pero no a los precios. El análisis de la descomposición de la varianza y las funciones impulso-respuesta confirman la influencia del déficit público sobre agregados monetarios y precios.</p>
<p>Apergis y Katrakilidis (1995) / Grecia 1976-1987; datos trimestrales</p>	<p>Investigar la relación entre déficit público, dinero e inflación.</p>	<p>Se examina la relación a largo plazo entre las variables en el contexto de cointegración multivariante (Johansen 1988; Johansen y Juselius 1990). Análisis de Causalidad de Granger en el sistema VAR de 4 variables en forma de VECM (D, ΔM, ΔP, ΔY). Como la metodología adoptada es incapaz de detectar efectos contemporáneos entre las variables, se aplican también un modelo contemporáneo de estimación, el método de descomposición de la varianza y funciones impulso-respuesta.</p>	<p>Los vectores de cointegración estimados no rechazan que haya un impacto significativo de los déficit públicos sobre la inflación. Sin embargo, este nexo se debilita utilizando el VAR general con datos trimestrales para el segundo subperiodo (1987-95) por la introducción a partir del 86 de una nueva forma de financiación del déficit (mediante bonos o préstamo del sector privado).</p>
<p>Akçay, Alper y Özmucur (1996) / Turquía 1948-1994; datos anuales</p>	<p>Contrastar la existencia de una relación estable de largo plazo entre déficit, crecimiento de dinero e inflación.</p>	<p>Seleccionan 2 retardos según el contraste del ratio de verosimilitud (4 para los datos trimestrales). El procedimiento de estimación de Johansen revela que hay 2 relaciones de cointegración. Especifican un modelo general VAR trivariante (déficit, crecimiento del dinero, inflación) con funciones impulso respuesta y descomposiciones de la varianza y un VECM (Vector Error Correction Model).</p>	<p>Se confirma la existencia de una relación de largo plazo entre las variables dinero y precios. La causalidad entre ellas es unidireccional de dinero a precios.</p>
<p>Hondroyannis y Papapetrou (1997) / Grecia 1957-1993; datos anuales</p>	<p>Analizar la relación entre dinero y precios y explorar los efectos directos y/o indirectos de</p>	<p>M1 (en logaritmos)  CPI: índice de precios al consumo (en logaritmos)  DEF/GDP: déficit en porcentaje del PIB</p>	<p>Se contrasta la cointegración (enfoque de máxima verosimilitud de Johansen) entre dinero (M1) y precios (CPI) por medio de un modelo VAR bivariante. Se investiga la dirección de la causalidad con el test de Granger. Por último, se emplea un modelo de corrección de error derivado de la relación de</p>

<p>los déficit sobre la inflación.</p> <p>Metin (1998) / Turquía 1952-1987; datos anuales</p> <p>Analizar la relación entre la inflación y el déficit público</p> <p>B: déficit (como diferencia entre ingresos T y gastos G) relativizado por la base monetaria  P: nivel de precios  H: base monetaria  Y: PIB real</p>	<p>El déficit no tiene un impacto directo sobre la inflación, sólo indirecto a través del dinero.</p> <p>La modelización de la inflación a partir del análisis de cointegración revela que: <sup>(1)</sup> un aumento en el déficit incrementa la inflación de manera inmediata; <sup>(2)</sup> un aumento en los ingresos reales tiene un efecto negativo inmediato sobre la inflación, y positivo en su segundo retardo; <sup>(3)</sup> la monetización también afecta a la inflación mediante su segundo retardo.</p>
<p>Favero y Spinelli (1999) / Italia 1875-1994; datos anuales</p> <p>Examinar económicamente el modelo de dominio fiscal.</p> <p>LP: logaritmo del deflactor del PIB  LW: logaritmo de los salarios  LM: logaritmo del dinero (M2)  DLP: log proxy para la inflación anual  DLW: tasa de crecimiento de los salarios  DLM: tasa de crecimiento del dinero  DLPIM: tasa de inflación de los precios de las importaciones  DEFY: déficit relativizado por el PIB</p>	<p>1. Los test no rechazan el modelo de dominio fiscal para el período 1875-1975, aunque revelan que también son importantes factores de oferta en la determinación de la inflación italiana.  2. Destaca la relevancia de la independencia del banco central al evaluar el modelo para el período 1976-1994 (en que ésta incrementa drásticamente): los datos lo rechazan claramente tras el 'divorcio' entre el Banco de Italia y el Tesoro en 1981.</p>
<p>Wyplosz (1999) / países UME-15 excepto Luxemburgo (1982-1997); datos anuales</p> <p>Desentrañar la interacción entre políticas fiscales y monetarias.</p> <p>- Tipo de interés a corto plazo  - Saldo primario en porcentaje del PIB  Variables instrumentales: Inflación, Output gap, Costes laborales unitarios (CLU) relativos, Saldo por cuenta corriente en porcentaje del PIB.</p>	<p>1<sup>o</sup>) Especificación de un modelo en forma reducida:  <math display="block">Y_t = \sum_{i=1}^n D_i Y_{t-i} + \sum_{k=0}^m F_k X_{t-k} + v_{1t}; \text{ con } X_t = \sum_{j=1}^k A_j X_{t-j} + v_{2t}</math> <p>donde Y es un vector que contiene a LP, LM, LW y X un vector que contiene DLPIM y DEFY. Se incluyen 2 retardos a las variables y dummies para los años de guerra.  2<sup>o</sup>) Identificación de un pequeño modelo estructural: se estiman tres ecuaciones estructurales (para DLM, DLW y DLP) para el modelo estimado por FIML -full information maximum likelihood-.</p> </p>
<p>Vieira (2000) / 6 países de la UE: Alemania, Bélgica, Francia, Holanda, investigar el posible efecto inflacionario de los déficit.</p>	<p>Detecta una respuesta estabilizadora de la política fiscal ante la deuda, así como una "sustituibilidad estratégica" entre las políticas: políticas fiscales laxas llevan a monetarias estrictas, y políticas monetarias estrictas llevan a fiscales expansivas.</p> <p>No puede confirmarse para los países elegidos que los déficit presupuestarios hayan contribuido al crecimiento de los precios.</p>
<p>Soydan (2001) / Turquía 1988-2000; datos trimestrales</p> <p>Analizar la relación entre déficit público e inflación.</p> <p>debt: logaritmo de la deuda (como proxy del déficit público)  mny: logaritmo de la oferta monetaria  cpi: logaritmo del nivel de precios  D94: dummy que recoge la crisis financiera de ese año.</p>	<p>Dado el distinto orden de integración de las variables se aplica el contraste bounds testing de Pesaran, Shin y Smith (2001).  La relación de causalidad entre déficit e inflación se estudia con el procedimiento LA-VAR de Toda y Yamamoto (1995) y Dolado y Lütkepohl (1996).</p> <p>- El test de cointegración entre las variables (Johansen maximum likelihood approach) asume la existencia de un vector de cointegración.  - Estimación del modelo VAR trivariante en diferencias con término de corrección de error. Las variables consideradas son debt, mny y cpi.</p>
<p>Fratlanni y Spinelli (2001) / Italia 1861-1998; datos anuales</p> <p>Examinar la influencia de los déficit públicos sobre el crecimiento de la oferta</p> <p>M: stock de dinero  Y: renta nacional neta  DEF: déficit [def: DEFY]</p>	<p>Este análisis no proporciona evidencia de que los déficit causen la inflación a través del crecimiento del dinero.  Tampoco se obtienen resultados sobre la relación monetarista entre crecimiento del dinero e inflación.</p> <p>El dominio fiscal ha sido el modelo seguido en Italia desde su unificación en 1861. Alrededor del 70% de la contribución al crecimiento total</p>





<p>monetaria.</p>	<p>MB: base monetaria total, que descomponen en: - MBTR: componente del Tesoro [<math>\Delta mbtr_t = MBTR_t - MBTR_{t-1} / Y_{t-1}</math>] - BMO: componente doméstico - BF: componente exterior</p>	<p>analiza la causalidad entre déficit y crecimiento de MBTR mediante la estimación de un modelo VAR estacionario bivariante (con 3 retardos según contraste LR) definido de la forma:</p> $\begin{cases} def_t = c_1 + A_{11}(L)def_t + A_{12}(L)\Delta mbtr_t + \varepsilon_{1t} \\ \Delta mbtr_t = c_2 + A_{21}(L)def_t + A_{22}(L)\Delta mbtr_t + \varepsilon_{2t} \end{cases}$	<p>de la BM es debido a su componente público (Tesoro), contribución relativa que se dobló en periodos de guerra. Los requerimientos de financiación pública ejercieron su mayor influencia en los años 30, alcanzando su apogeo en los 70. La necesidad de alcanzar los requisitos de Maastricht en los 90 hizo que el modelo funcionase a partir de entonces en dirección contraria.</p>
<p>Hendry (2001) / R.U. 1875-1991; datos anuales</p>	<p>Modelizar la inflación atendiendo a los excesos de demanda de todos los sectores de la economía, incluyendo variables representativas de las teorías más extendidas.</p>	<p>1°) Describe de las relaciones de cointegración potencialmente relevantes en el proceso de inflación: exceso de demanda de bienes y servicios; dinero, tipo de interés y deuda; precios exteriores, tipo de cambio, CLU (costes laborales unitarios) y presiones del mercado laboral. Al no poder aplicar un análisis multivariante de cointegración dada la gran dimensión de la información y las numerosas rupturas estructurales, analiza cada relación separadamente, interpretable como una ecuación de un modelo VAR no-lineal implícito. 2°) Construye un modelo inicial de <math>\Delta p</math> que incluye un retardo de <math>y^d, m^d, n^d, U^d, e, c, (R_s - R_f), p, p_0, R_f, \Delta p_e, \Delta p, \Delta U_r, \Delta W_s, \Delta C, \Delta m, \Delta n, \Delta R_s, \Delta R_f, \Delta p_0</math>; el valor contemporáneo de <math>\Delta p_{e,t}</math>, las <i>dummies</i> y una tendencia lineal. 3°) Simplifica el modelo eliminando las variables menos significativas y agrupando otras (formando por ejemplo el término de <i>markup</i>).</p>	<p>El modelo empírico revela que muchos de los potenciales determinantes de la inflación importan, rebatiendo explicaciones unicasales. Los más relevantes son el exceso de demanda de bienes y servicios<sup>(*)</sup>, la inflación de los precios exteriores<sup>(*)</sup>, la diferencia entre los tipos de interés a corto y largo plazo<sup>(*)</sup> y el <i>markup</i><sup>(*)</sup> [tipo de cambio<sup>(*)</sup>, CLU<sup>(*)</sup> y precios de las materias primas<sup>(*)</sup>]. El crecimiento nominal del dinero<sup>(*)</sup>, el crecimiento de los precios de las materias primas<sup>(*)</sup> y los cambios en el tipo de interés<sup>(*)</sup> también importan; pero no los excesos de dinero, deuda y demanda de trabajo. Contingencias históricas como guerras o crisis del petróleo también juegan un papel importante.</p>
<p>Fischer, Sahay y Végh (2002) / 161 países, 94 seleccionados para el análisis econométrico (1960-1995); variables con al menos 10 observaciones anuales</p>	<p>Caracterizar el comportamiento dinámico de la inflación analizando mecanismos básicos como: la relación entre crecimiento de la cantidad de dinero e inflación; déficit, <i>seigniorage</i> e inflación; y la relación causal entre dinero, inflación y tipo de cambio.</p>	<p>Diferentes regresiones de panel entre: (1) <i>Dinero e inflación</i>. (2) <i>Dinero, tipo de cambio e inflación</i> (datos de 8 países). Para distinguir las relaciones dinámicas se implementan test de causalidad de Granger por medio de vectores autorregresivos (VAR). (3) <i>Déficit y seigniorage</i> (4) <i>Inflación y seigniorage</i>. Considerando el efecto Laffer, la relación estimada (mediante <i>cross-sectional plot</i>) es no-lineal: <math display="block">seigniorage = \alpha + \beta \cdot inflation + \gamma \cdot (inflation)^2</math> (+) (-) (5) <i>Déficit e inflación</i>.</p>	<p>1. La relación entre inflación y crecimiento del dinero resulta excepcionalmente fuerte tanto a corto como a largo plazo. 2. La causalidad es más frecuente de tipo de cambio e inflación hacia el crecimiento de la cantidad de dinero que a la inversa. 3. La relación entre déficit y <i>seigniorage</i> es fuerte solo en los países con alta inflación. 4. Los ingresos por <i>seigniorage</i> aumentan hasta un máximo de inflación; a partir de ahí decrecen. 5. No se encuentra relación entre inflación y déficit en países de baja inflación. La relación es fuerte en países de alta inflación.</p>
<p>Janssen, Nolan y Thomas (2002) / R.U. 1705-1996; datos anuales</p>	<p>Analizar las relaciones entre superávit, deuda, base monetaria e inflación para contrastar</p>	<p>Estiman las relaciones entre las variables seleccionadas por medio de modelos VAR con Mecanismo de Corrección de Error (VECM), que permiten distinguir entre relaciones de corto y de largo plazo:</p>	<p>Las estimaciones evidencian una relación positiva entre la deuda de un periodo y el superávit del siguiente, así como entre base monetaria e inflación.</p>

<p>cuál de las teorías de determinación de precios resulta más plausible: la convencional o ricardiana (sea bajo liderazgo fiscal o monetario) o la FTPL (<i>fiscal theory of the price level</i>).</p>	<p><i>D</i><sub>it</sub>: variación del tipo de cambio  <i>Liab-gap</i>: desviación de la variable 'suma de deuda pública y base monetaria' de su equilibrio de largo plazo  <i>Y-gap</i>: desviación de la renta  <i>B-gap</i>: desviación de la deuda  <i>M-gap</i>: desviación de la base monetaria</p>	<p><math display="block">\Delta q_t = \eta + \Pi q_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t</math></p> <p>Contrastan con el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen el rango de la matriz <math>\Pi</math>, que determina el número de relaciones de cointegración entre las variables.          Una vez identificadas las relaciones de largo plazo entre las variables se anidan como variables estacionarias en un modelo VAR en forma reducida dinámico de corto plazo y se buscan los <i>feed-backs</i>.</p>	<p>No se confirma en cambio que incrementos en la deuda provoquen incrementos en la base monetaria.          Los datos parecen ser más consistentes con teorías tradicionales de determinación de precios que con la más reciente FTPL.</p>
<p>Favero (2002) / Francia, Alemania, Italia y España (1980:1-1999:2); investigar el PIB</p>	<p>PIB          Deflactor del PIB          PIB potencial / <i>output gap</i>          Saldo primario          Pagos por intereses          Deuda pública          IPC          Tipo de interés de mercado</p>	<p>Se estiman conjuntamente las políticas fiscales y monetarias, distinguiendo entre sus componentes sistemáticos y no-sistemáticos (<i>shocks</i>).          Para ello se estructura un pequeño modelo estructural VAR que contiene tres tipos de variables: indicadores macroeconómicos (<i>output gap</i>, inflación), indicadores de política monetaria (tipo de interés) e indicadores de política fiscal (resto).          Simulando un modelo dinámico en el que los <i>shocks</i> se igualan a cero, se evalúa el impacto tanto del comportamiento sistemático de las políticas como de posibles <i>shocks</i>. Los modelos se estiman para cada país por el método SURE (<i>Seemingly Unrelated Regression Equations</i>).</p>	<p>En los años 80 y 90 se ha logrado estabilizar la inflación anclando las políticas monetarias domésticas a la alemana, independientemente de la falta de disciplina fiscal.</p>
<p>Méltiz (1997, 2002) / 19 países OCDE (UE-15 + EE.UU., Canadá, Japón)</p>	<p><i>R<sub>it</sub></i>: tasa intervención mercado de dinero  <i>S<sub>it</sub>/Y<sub>it</sub></i>: saldo primario, relativizado por el output potencial  <i>(G<sub>it</sub>+TR<sub>it</sub>)/Y<sub>it</sub></i>: consumo y transferencias gubernamentales, relativizado  <i>(T-G<sub>it</sub>)/Y<sub>it</sub></i>: impuestos menos inversión pública, relativizado</p>	<p>Doble método de estimación, por mínimos cuadrados en dos etapas y generalizado (en tres etapas: 3SLS) del modelo de corrección de error (VECM):  <math display="block">\Delta X_t = f(X_{t-1}, \Delta X_{t-1}, Y_t, \theta, \Delta Z_t)</math>         donde <math>\Delta X</math> es el cambio en la variable monetaria [<i>R<sub>it</sub></i>] o fiscal [<i>S<sub>it</sub>/Y<sub>it</sub></i>, <i>(G<sub>it</sub>+TR<sub>it</sub>)/Y<sub>it</sub></i> o <i>(T-G<sub>it</sub>)/Y<sub>it</sub></i>, según sea el caso]; <i>X<sub>t-1</sub></i> su retardo; <math>\Delta X_{t-1}</math> la matriz de cambios retardados en los valores de las condiciones iniciales relevantes; <math>\theta</math>: la matriz de desarrollos actuales y <math>\Delta Z</math> el cambio en la variable de la política contraria de <i>X</i>.</p>	<p>Las autoridades fiscales responden de forma estabilizadora ante el ratio deuda/PIB (tanto por el lado de ingresos como por el de gastos).          Autoridades fiscales y monetarias están coordinadas: políticas fiscales más relajadas promueven políticas monetarias más estrictas, y viceversa.</p>
<p>Koru y Özmen (2003) / Turquía 1983-1999; datos cuatrimestrales</p>	<p><i>DEFY</i>: déficit presupuestario consolidado relativizado por el PIB.  <i>4p</i>: índice de precios al por mayor (incremento del logaritmo)  <i>4cc</i>: dinero en circulación (incremento del logaritmo)  <i>4m2y</i>: agregado monetario amplio (incremento del logaritmo)</p>	<p>Se definen 2 sistemas trivariantes alternativos según se escoja una definición más o menos restringida del agregado monetario:  <math display="block">z_{1t} = (DEFY_t, \Delta p_t, \Delta m2y_t)</math> <math display="block">z_{2t} = (DEFY_t, \Delta p_t, \Delta cc_t)</math>         y <math>z_{2t}</math> = <math>(DEFY_t, \Delta p_t, \Delta m2y_t)</math>          - En el primer modelo VAR, el análisis de cointegración identifica una ecuación de inflación a largo plazo en la que resulta significativo el incremento del dinero en circulación.          - En el segundo modelo VAR se hallan dos relaciones de cointegración, según las cuales la inflación viene determinada por el crecimiento del agregado monetario amplio y éste tanto por la inflación como por el déficit.</p>	<p>- No parece haber un nexo directo entre déficit e inflación.          - Los déficit determinan exógenamente el crecimiento monetario; pero no el del dinero en circulación, sino el de un agregado más amplio que incluye activos emitidos por la banca privada respaldados por el gobierno.          Así, el déficit se financia con la creación de activos cuasi-liquidos.</p>
<p>Catão y Terrones (2005) / 107 países, 1960-2001; datos anuales</p>	<p><i>M</i>: cantidad de dinero  <math>\pi_t = (p_{t+1}/p_t) - 1</math>: tasa de inflación  <i>g<sub>t</sub></i>: gasto público en términos reales (nominal: <i>G</i>)  <math>\tau_t</math>: recaudación tributaria (ingresos públicos) en términos reales (nominal: <i>P</i>)</p>	<p>La relación de largo plazo a examinar presenta la tasa de inflación como proporcional al déficit presupuestario relativizado por la cantidad de dinero. Empíricamente la ecuación a contrastar se expresa de la forma <math>\pi = \psi((G-T)/M)</math>, que se integra en un modelo ARDL: <math display="block">\pi_{t,i} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{i,j} \pi_{t-i-j} + \sum_{i=0}^q \rho_{i,i} x_{t-i-j} + \varepsilon_{t,i}</math></p> <p>En él, <math>\mu_i</math>, <math>\lambda_{i,j}</math> son efectos fijos y <math>x_{t,i}</math> un vector (<math>k \times 1</math>) de variables explicativas tal que</p>	<p>Los déficit fiscales son inflacionarios en la mayoría de los países. La relación es especialmente fuerte en países en vías de desarrollo y en países con tasas de inflación tanto altas (cuartil superior de la muestra) como moderadas (tasa anual de entre uno y dos dígitos).          Por otro lado, los déficit no parecen tener un</p>



	T)	$x_{i,t}^* = \frac{(G_{i,t} - T_{i,t})}{M_{i,t} x_{i,t}^*}$ <p>; donde <math>x_{i,t}^*</math> a su vez es un vector <math>(k-1, 1)</math> que incluye el resto de explicativas (inflación de los precios del petróleo, apertura comercial, régimen de tipo de cambio).</p>	<p>efecto positivo significativo en la inflación de largo plazo en los países desarrollados con larga tradición de inflación reducida (de un solo dígito).</p>
<p>Sabaté, Gadea y Escario (2006) / España 1874-1935: datos anuales</p> <p>Modelizar el nexo entre el PIB nominal y el PIB real</p> <p><math>dm</math>: incremento de la variable monetaria, relativizado. Esta es, alternativamente:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- <math>dmb</math>: base monetaria <math>BM</math></li> <li>- <math>dmbtr</math>: componente público de la <math>BM</math></li> <li>- <math>dmbtrpi</math>: componente público de la <math>BM</math> ampliado con la deuda pignorada</li> </ul> <p><math>D</math>: vector de variables <i>dummy</i></p>	<p><math>b_i</math>: saldo presupuestario, relativizado por el PIB nominal</p> <p><math>dmb</math>: incremento de la variable monetaria, relativizado. Esta es, alternativamente:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- <math>dmb</math>: base monetaria <math>BM</math></li> <li>- <math>dmbtr</math>: componente público de la <math>BM</math></li> <li>- <math>dmbtrpi</math>: componente público de la <math>BM</math> ampliado con la deuda pignorada</li> </ul> <p><math>D</math>: vector de variables <i>dummy</i></p>	<p>- Triple análisis de causalidad de Granger sobre una modelización VAR entre déficit y crecimiento del dinero <math>dm</math>, definido sucesivamente como <math>dm=dmb</math>, <math>dm=dmbtr</math> y <math>dm=dmbtrpi</math>:</p> $b_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i b_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_i dm_{t-i} + \alpha D_t + \varepsilon_t$ $dm_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i dm_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i b_{t-i} + \beta D_t + \xi_t$ <p>- Análisis de la varianza (FEDV) y de las funciones impulso-respuesta (IRF).</p>	<p>Los análisis de causalidad muestran la influencia del saldo presupuestario sobre la base monetaria.</p> <p>La causalidad se fortalece al considerar únicamente el componente público de la base monetaria, y más aún al añadirle la liquidez generada por la pignoración de deuda en el Banco de España.</p>
<p>Escario (2006) / España 1874-1998: datos anuales</p> <p>Contrastar la endogeneidad de la política monetaria con respecto de la fiscal y la influencia del déficit sobre los precios a través del agregado monetario.</p>	<p><math>b_i</math>: saldo presupuestario, relativizado por el PIB nominal</p> <p><math>dmb</math>: incremento de la base monetaria</p> <p><math>dm</math>: incremento del neperiano de los ALP</p> <p><math>m, p, y</math>: neperianos de ALP, precios, PIB.</p> <p><math>D</math>: vector de variables <i>dummy</i></p>	<p>- Análisis de causalidad de Granger sobre un VAR (<math>b_t, dmb_t</math>) [como en Sabaté et al. (2006)]</p> <p>- Análisis de rupturas estructurales de Bai-Perron (1998, 2003a,b) sobre la ecuación <math>dm b_t = \alpha + \beta_1 dmb_{t-1} + \beta_2 b_{t-1} + \zeta_t</math>, y posterior reestimación VAR para los 3 subperíodos detectados.</p> <p>- Cambio de agregado monetario representativo de <math>BM</math> a <math>ALP</math> [<math>ALP \sim I(1)</math>], haciendo necesario el uso de la metodología <i>bounds-testing/ARDL</i> de Pesaran, Shin y Smith (2001) y Pesaran y Shin (1999). Análisis de causalidad Lag-Augmented VAR de Toda y Yamamoto (1995) y Dolado y Lütkepohl (1996).</p> <p>- Aplicación de la misma metodología al vínculo entre dinero y precios.</p>	<p>1. Fuerte relación de causalidad unidireccional entre déficit y <math>BM</math> para el periodo completo.</p> <p>2. Dos rupturas estructurales: entre 1874 y 1934 causalidad presupuesto-base muy intensa, menor entre 1935 y 1983 y no significativa a partir de 1984.</p> <p>3. Repitiendo el análisis con los ALP, el vínculo déficit-dinero llega a principios de los noventa.</p> <p>4. Se confirma una relación de causalidad positiva y unidireccional de ALP a precios.</p>

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akçay, O. C., Alper, C. E. y Özmucur, S. (1996): "Budget Deficits, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data for Turkey", *Bo aziçi University Research Papers*, 96-12.
- Ahking, F. W. y Miller, S. M. (1985): "The Relationship between Government Deficits, Money Growth and Inflation", *Journal of Macroeconomics*, 7(4), 447-467.
- Allen, S. D. y Smith, M. D. (1983): "Government Borrowing and Monetary Accommodation", *Journal of Monetary Economics* 12, 605-616.
- Apergis, N. y Katrakilidis, K. P. (1995): "Public Deficit Monetization in Greece: Evidence Using Structural VAR Modeling", *Studi Economici* 56, 137-152.
- Bai, J. y Perron, P. (1998): "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica* 66(1), 47-78.
- Bai, J. y Perron, P. (2003a): "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Economics* 18, 1-22.
- Bai, J. y Perron, P. (2003b): "Critical Values of Multiple Structural Change Tests", *Econometrics Journal* 6, 72-78.
- Barro, R. (1977): "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", *American Economic Review* 67, 101-115.
- Barro, R. (1978a): "Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States", *Journal of Political Economy* 86, 549-580.
- Barro, R. (1978b): "Comment from an Unreconstructed Ricardian", *Journal of Monetary Economics* 4, 569-581.
- Barro, R. (1987): "Government Spending, Interest Rates, Prices, and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701-1918", *Journal of Monetary Economics* 20, 221-247, North-Holland.
- Catão, L. A. V. y Terrones, M. E. (2005): "Fiscal Deficits and Inflation", *Journal of Monetary Economics* 52, 529-554.
- De Haan, J. y Zelhorst, D. (1990): "The Impact of Government Deficits on Money Growth in Developing Countries", *Journal of International Money and Finance* 9, 455-469.
- Dolado, J. J. y Lütkepohl, H. (1996): "Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems", *Econometrics Reviews* 15, 369-386.
- Dwyer, G. P. (1982): "Inflation and Government Deficits", *Economic Inquiry* 20(3), 315-329.
- Escario, R. (2006): "Déficit, dinero y precios. España 1874-1998", Tesis Doctoral leída el 13/07/2006, Universidad de Zaragoza.
- Favero, C. (2002): "How Do European Monetary and Fiscal Authorities Behave?" *IGIER WP Series* no. 214.

- Favero, C. A. y Spinelli, F. (1999): "Deficits, Money Growth and Inflation in Italy: 1875-1994", *Economic Notes* by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA, 28 (1), 43-71.
- Fischer, S., Sahay, R. y Végh, C. A. (2002): "Modern Hyper- and High- Inflations", *Journal of Economic Literature* XL, 837-880.
- Fратиanni, M. y Spinelli, F. (2001): "Fiscal Dominance and Money Growth in Italy: the Long Record", *Explorations in Economic History* 38(2), 252-272.
- Giannaros, D. S. y Kolluri, B. R. (1985): "Deficit Spending, Money and Inflation: Some International Empirical Evidence", *Journal of Macroeconomics* 7(3), 401-417.
- Granger, C. W. J. (1988): "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics* 39, 199-211.
- Hamburger, M. J. y Zwick, B. (1981): "Deficits, Money and Inflation", *Journal of Monetary Economics* 7, 141- 150.
- Hendry, D. F. (2001): "Modelling UK Inflation, 1875-1991", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 255-275.
- Hondroyiannis, G. y Papapetrou, E. (1994): "Cointegration, Causality and the Government Budget-Inflation Relationship in Greece", *Applied Economics Letters* 1, 204-206.
- Hondroyiannis, G. y Papapetrou, E. (1997): "Are Budget Deficits Inflationary? A Cointegration Approach", *Applied Economics Letters* 4, 493-496.
- Janssen, N., Nolan, C. y Thomas, R. (2002): "Money, Debt and Prices in the U.K. 1705-1996", *Economica* 69(275), 461-479.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S. (1995): "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models", *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Joines, D. H. (1985): "Deficits and Money Growth in the United States 1872-1983", *Journal of Monetary Economics* 16, 329-351, North-Holland.
- Karras, G. (1994): "Macroeconomics Effects of Budget Deficits: Further International Evidence", *Journal of International Money and Finance* 13(2), 190-210.
- King, R. y Plosser, C. (1985): "Money, Deficit and Inflation", *Carnegie-Rochester Conference Series* 22, 147-196.

- Kolluri, B. R. y Giannaros, D. S. (1987): "Deficit and External Debt Effects on Money and Inflation in Brazil and Mexico: Some Evidence", *Eastern Economic Journal* 13(3), 243-248.
- Koru, A. T. y Özmen, E. (2003): "Budget Deficits, Money Growth and Inflation: the Turkish Evidence", *Applied Economics* (Routledge, Taylor & Francis Group), 35(5), 591-596.
- Lazaretou, S. (1995): "Government Spending, Monetary Policies, and Exchange Rate Regimes Switches: The Drachma in the Gold Standard Period", *Explorations in Economic History* 32, 28-50.
- Levy, M. D. (1981): "Factors Affecting Monetary Policy in an Era of Inflation", *Journal of Monetary Economics* 8, 351-373.
- Lucas, R. E. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory* 4, 103-124.
- Lucas, R. E. (1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review* 63, 326-334.
- Méltiz, J. (1997): "Some Cross-country Evidence about Debt, Deficits and the Behaviour of Monetary and Fiscal Authorities", *CEPR Discussion Paper Series* 1653.
- Méltiz, J. (2002): "Debt, Deficits and the Behaviour of Monetary and Fiscal Authorities" en: Marco Buti, Jürgen von Hagen y Carlos Martínez Mongay, *The behaviour of fiscal authorities – Stabilization, growth and institutions*, Palgrave, 215-240.
- Metin, K. (1998): "The Relationship between Inflation and the Budget Deficit in Turkey", *Journal of Business and Economic Statistics* 16(4), 412-422.
- Miller, P. (1983): "Higher Deficit Policies lead to Higher Inflation", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 8-19.
- Niskanen, W. A. (1978): "Deficits, Government Spending and Inflation: What is the Evidence?", *Journal of Monetary Economics* 4, 591-602.
- Obstfeld, M. (2005): "Dynamic Seigniorage Theory - An Exploration", *Macroeconomic Dynamics* 1(3), 588-614.
- Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1999): "An Autoregressive Distributed Lag Approach to Cointegration Analysis", en: Storm, S. (ed.): *Econometrics and Economic Theory in the 20<sup>th</sup> Century: The Ragnar Fisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, capítulo 11.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001): "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics* 16, 289-326.
- Protopapadakis, A. A. y Siegel, J. J. (1987): "Are Money Growth and Inflation Related to Government Deficits? Evidence from Ten Industrialized Economies", *Journal of International Money and Finance* 6, 31-48.

- Sabaté, M., Gadea, M.D. y Escario, R. (2006): "Does Fiscal Policy Influence Monetary Policy? The Case of Spain 1874-1935", *Explorations in Economic History*, 43(2), 309-331.
- Sargent, T. J. y Wallace, N. (1981): "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1-17.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48 (January), 1-48.
- Soydan, A. (2001): "Do Budget Deficits 'Cause' Inflation? A Cointegrating VAR Analysis", Middlesex University Business School – London, *International Conference in Economics V*, 10-13 septiembre, Ankara.
- Toda, H. y Yamamoto, T. (1995): "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics* 66, 225-250.
- Vieira, C. (2000): "Are fiscal deficits inflationary? Evidence for the EU", *Economic Research Paper* nº 00/7, Department of Economics, Loughborough University.
- Wyplosz, C. (1999): "Economic policy coordination in EMU: Strategies and institutions", <http://heiwww.unige.ch/~uniwyplosz>.