

La influencia del tipo de interés en los precios. Una reinterpretación heterodoxa de Wicksell

En el presente trabajo pretendemos contrastar empíricamente una interpretación alternativa del enfoque wickselliano, desarrollada por Edward Nell, cuyos aspectos más relevantes son: a) el tipo de interés natural está afectado por la tasa de crecimiento del *output*; b) una discrepancia entre el tipo de interés natural y el monetario genera una alteración en la tasa de variación de los precios de activos financieros, no necesariamente en el precio de las mercancías, y c) el tipo de interés monetario evoluciona paralelamente al natural, pero sin alcanzarlo. Para la contrastación empírica hemos utilizado datos referidos a la economía de los Estados Unidos que cubren el período 1955-2005. Las principales conclusiones obtenidas son: 1) la tasa de crecimiento del *output* afecta positivamente a los índices bursátiles; 2) aunque se admite que el banco central tiene una elevada influencia sobre los tipos de interés reales de largo plazo, los cambios en las cotizaciones bursátiles afectan a los tipos de interés a largo; 3) existe causalidad en el sentido de Granger desde la variación porcentual de las cotizaciones bursátiles (reales) hacia los tipos de interés a largo plazo.

Honako lan honetan enpirikoki egiaztatu nahi genuke Wicksell-en ikuspenaren interpretazio alternatibo bat, Edward Nell-ek garatua. Hona interpretazio horren alderdirik aipagarrienak: a) interes-tasa naturala outputaren hazkunde-tasak erasanda dago; b) interes-tasa naturalaren eta monetarioaren arteko desadostasun batek eraldakuntza bat eragiten du finantza-aktiboen prezioaren aldakuntza-tasan, eta ez nahitaez salgaien prezioan, eta c) interes-tasa monetarioa naturalarekin batera bilakatzen da, baina hura iritsi gabe. Egiaztapen enpirikorako, Estatu Batuetako ekonomiari buruzko datuak erabili ditugu, 1995-2005 aldia betetzen baitute. Lortutako ondorio nagusiak honako hauek dira: 1) outputaren hazkunde-tasak eragin positiboa duela burtsa-indizeetan; 2) nahiz eta onartzen den Banku Zentralak eragin handia duela epe luzerako benetako interes-tasen gainean, burtsa-kotizazioetan izaten diren aldaketek epe luzerako interes-tasei erasaten dietela; 3) kausalitatea dagoela Granger-en zentzuan, burtsa-kotizazioen (benetako) aldakuntza portzientualetatik epe luzerako interes-tasetarantz.

In the present paper, we aim to test the validity of a non-orthodox approach to Wicksell's contribution, as developed by Edward Nell. Its most remarkable aspects are: (1) the natural interest rate is ruled by the rate of growth of *output*; (2) when a gap between this natural and the monetary rate of interest arises, there is a change in the rate of growth of stock prices, not necessarily in commodity prices; (3) the monetary interest rate follows the natural interest rate without reaching it. For the empirical research, we have used data taken from the US economy, covering the period from 1955 to 2005. The main conclusions are: (1) the rate of growth of *output* positively affects the rate of change of stock prices; (2) although the central bank has a great control of the long-term real interest rate, through changes in the short-term interest rate, changes in stock prices affect the long term interest rate; (3) there is Granger-causality running from the percentage change of (deflated) stock prices to the long-term real interest rate.

ÍNDICE

1. Introducción
 2. Una interpretación alternativa de la influencia del tipo de interés sobre los precios
 3. La evidencia empírica
 4. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: Wicksell, tipo de interés, tasa de crecimiento, precio de activos financieros.

Keywords: Wicksell, interest rate, growth rate, financial asset price.

N.º de clasificación JEL: E12, E43, E44.

1. INTRODUCCIÓN

En la actualidad, es ampliamente aceptado que la política monetaria se instrumenta por medio de variaciones de un tipo de interés nominal de muy corto plazo, tal y como se describe por medio de la Regla de Taylor. Entre otras cosas, esta regla requiere conocer el valor del tipo de interés de equilibrio que, generalmente, se identifica con el concepto wickselliano de tipo de interés natural (Wicksell, 1898). Si bien su definición es ambigua, en la literatura se asume que:¹

- está determinado por la productividad marginal del capital;
- iguala las decisiones de inversión y ahorro para el nivel de producción potencial;

— es compatible con una inflación estable cuando es igual al tipo de interés monetario.

Para que el tipo de interés natural o de equilibrio sea un concepto operativo, además de tener un fundamento teórico sólido, deberá ser posible:² 1) disponer de una lista exhaustiva de sus principales determinantes, 2) cuantificar la influencia de cada uno de ellos, y 3) medir sus correspondientes valores. Y aquí aparecen problemas: se requiere un modelo económico exacto, del cual no disponemos, y algunos de los determinantes no son directamente observables, como por ejemplo las preferencias intertemporales de los agentes. Esto da lugar a que esta variable haya de ser estimada indirectamente, utilizando información presente y pasada que puede ser observada. Pero, el método de estimación, junto con el modelo económico subyacente y el tipo de

* Los autores agradecen las valiosas aportaciones efectuadas por los evaluadores en el proceso de revisión del artículo.

¹ Véase, por ejemplo, Crespo Cuaresma *et al.* (2005, p. 30 y ss.).

² Weber (2006, p. 13).

información utilizada, dan lugar a medidas del tipo de interés de equilibrio altamente discrepantes (véase Crespo Cuaresma *et al.*, 2005).

Así las cosas, la opinión dominante parece ser la de que el concepto de tipo de interés natural o de equilibrio es un concepto teóricamente sólido, pero difícil de manejar en la práctica por problemas de medición (Weber, 2006, p. 23).

Sin embargo, el aspecto teórico de este concepto ha sido objeto de serias críticas. Entre otras:

- la crítica del capital, a partir del trabajo de Sraffa (1960) anula el significado y relevancia del concepto de productividad marginal del capital;
- la teoría del dinero endógeno (de la que el propio Wicksell es considerado uno de los principales antecedentes históricos) muestra que el ahorro y la inversión no son funciones independientes, de modo que el tipo de interés no puede ser el mecanismo que los iguale;
- en general, cuando las economías disponen de exceso de capacidad instalada y de oferta de trabajo, la inflación es más un fenómeno de costes que un problema de demanda, siendo la cantidad de dinero la que se ajusta a los nuevos niveles de precios y no a la inversa.

Entonces, si la naturaleza teórica del tipo de interés natural no es tan sólida como a veces se nos hace pensar y su medición es tan problemática, podemos preguntarnos hasta qué punto la contribución de Wicksell nos puede ser de utilidad. En nuestra opinión, y siguiendo a Nell (1998, 1999, 2004), hay una interpretación alternativa del au-

tor sueco que puede ser relevante para entender el funcionamiento de una economía capitalista avanzada. El objeto del presente trabajo es el de contrastar empíricamente esa interpretación alternativa, utilizando datos de la economía de los Estados Unidos para el período que va desde el último trimestre de 1954 hasta el último trimestre de 2005. Llegamos a la conclusión de que la interpretación de Nell es cualitativamente válida, si bien su relevancia cuantitativa es moderada.

2. UNA INTERPRETACIÓN ALTERNATIVA DE LA INFLUENCIA DEL TIPO DE INTERÉS SOBRE LOS PRECIOS

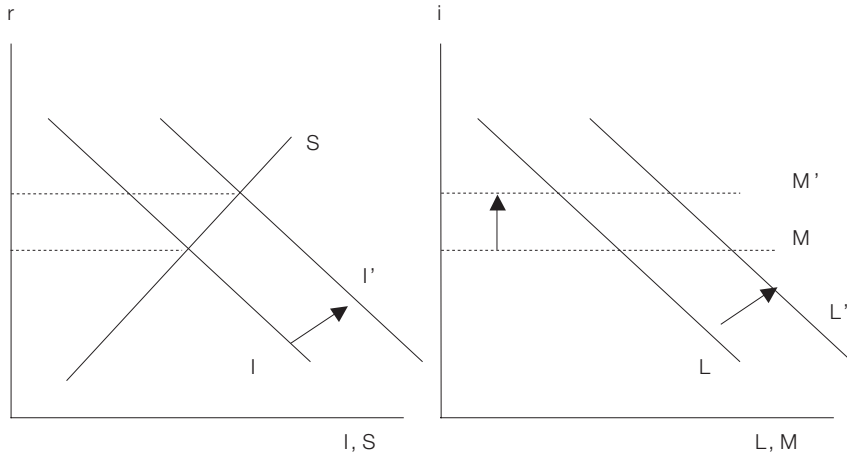
2.1. Wicksell, la inflación y los dos tipos de interés

En su obra *El tipo de interés y su influencia sobre los precios*, Wicksell (1898), elabora una explicación de la inflación, alternativa a la teoría cuantitativa del dinero. En opinión de Wicksell, cuando el tipo de interés natural (asociado al tipo de beneficio) se eleva por encima del tipo de interés monetario (al que los bancos conceden créditos), la demanda de bienes y servicios destinados a inversión y la de empleo se elevan. Esto será así porque, descontando el riesgo y la incertidumbre, la inversión real proporciona un rendimiento más que suficiente para devolver la deuda más los intereses y obtener una ganancia neta. Cuando la economía gravita en torno a una posición de pleno empleo, la presión de la demanda hace que los precios de los bienes y el trabajo se eleven, provocando inflación. En este planteamiento, la cantidad de dinero se ajusta a las necesidades del sistema (esto es, la causalidad va desde el incremento

Gráfico n.º 1

Planteamiento de Wicksell.

La relación entre tipos de interés, inversión, ahorro y demanda de dinero



Fuente: Elaboración propia.

de los precios a la elevación de la cantidad de dinero), por lo que se afirma que el dinero es endógeno.

En opinión de Wicksell, la tasa de interés natural está regulada por la productividad marginal del capital (que subyace a la función de inversión) y las preferencias intertemporales (que regulan la función de ahorro).

El gráfico n.º 1 pretende recoger el mensaje central de Wicksell: si hay una mejora de la productividad del capital, la demanda de inversión, I , se eleva para cada tipo de interés natural, r . Esto se traduce en un desplazamiento de la demanda de dinero, L , para cada tipo de interés monetario, i . En un sistema de crédito puro, el sistema bancario puede acomodar cualquier volumen de demanda de liquidez al tipo de interés

monetario inicial, generándose una inflación creciente cuando la inversión sobrepasa el ahorro correspondiente al nivel de *output* de pleno empleo. Pero esto no será así en la realidad, que todavía (en su tiempo) dista de reflejar tal economía de crédito puro. En ese caso, a medida que la demanda de liquidez aumenta, las reservas bancarias escasean y los bancos se ven obligados a elevar el tipo de interés monetario, siguiendo al real (paso de M a M'). En el equilibrio final, vemos que ambos tipos de interés son más elevados (persiguiendo el de mercado al real), y con un volumen de ahorro e inversión mayores. Esto último ocurre porque los precios aumentan proporcionalmente más que los salarios, de modo que tiene lugar una redistribución a favor de los beneficios sobre los que se practica un ahorro proporcionalmente mayor.

Hay, en nuestra opinión, al menos dos cuestiones susceptibles de crítica (si no tres) en el planteamiento wickselliano.

1. Se acepta implícitamente la Ley de Say en los mercados de bienes. Es decir, cuando se establece que los empresarios van a endeudarse a un tipo i porque con ese endeudamiento pueden realizar una inversión que proporciona una rentabilidad i' de modo que $i' > i$, entonces se está asumiendo que el producto que se obtiene a partir de la inversión, y que permite la materialización de la rentabilidad, siempre va a encontrar un comprador al precio planeado por el productor. A nuestro juicio, el volumen de producción está determinado, con carácter general, por el principio keynesiano de la demanda efectiva. Así, aun cuando el tipo de interés monetario fuese nulo, los empresarios no se endeudarían si creyesen que el producto que podrían enviar al mercado no iba a encontrar comprador a precios normales.³
2. El concepto de capital wickselliano, elaborado a partir de las contribuciones de Jevons y Böhm-Bawerk, sucumbe a las críticas del capital de Cambridge (cf. Rogers, 1989, capítulo 2; Cohen y Harcourt, 2003). Cuando afirma que el tipo de interés natural es el que resultaría en el caso de una economía sin dinero, donde se toman a préstamo directamente los bienes que componen el concepto capital y luego se devuelve tal capital más un producto, descontando los salarios y las rentas; se asume que el valor (el conjunto de los precios relativos) pue-

de ser determinado previamente a la determinación de la distribución del excedente.⁴ Hoy sabemos que esto no es correcto con carácter general.

3. En un mundo con dinero endógeno,⁵ como la economía del crédito puro que asume Wicksell, la inversión no se financia a partir de unos fondos ahorrados y depositados previamente en los bancos. Aquí, la inversión precede al ahorro en sentido lógico: una vez finalizado un proceso de producción, disponemos de una cesta de bienes heterogéneos; para que el proceso pueda repetirse (a igual escala o ampliada), se requiere intercambio que no es otra cosa que inversión, financiado con dinero de nueva creación. Una vez acontecen los intercambios, es posible comenzar un nuevo proceso productivo, que da lugar a renta de la que se puede ahorrar (cf. Febrero, 2008).⁶ Entonces, si el aho-

⁴ Las nuevas teorías del crecimiento óptimo, basadas en las aportaciones de Ramsey, Cass y Koopmans (cf. por ejemplo, Romer, 2006, capítulo 2, o Laubach y Williams, 2001) no se libran de esta crítica, puesto que sostienen que el tipo de interés natural de equilibrio depende positivamente de la tasa de crecimiento del PIB y, la tasa de preferencias intertemporales, e inversamente de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo per cápita. No obstante, lo que se iguala a estos factores es la productividad marginal del capital, que se da por supuesto igual al tipo de beneficio – interés natural.

⁵ Véase Moore (1988), Lavoie (1992, capítulo IV) o Graziani (2003), entre otros.

⁶ Febrero (2008) construye un modelo de naturaleza muy similar al que propone Wicksell (1898, capítulo IX, sección B), sólo que más complejo, para incluir más bienes, algunos de los cuales pueden ser utilizados como medios de producción durante más de un período (es decir, capital fijo). Una de las conclusiones a las que se llega de un modo natural es que no existe un circuito ahorro-inversión, puesto que el ahorro obtenido por algún agente en un período t debe utilizarse para cancelar deudas pendientes de algún otro período pasado, no para financiar inversión que se realizará en el período $t+1$.

³ Moore (1988), especialmente capítulo 14; Davidson (1994) capítulo 9.

ro es una consecuencia de la inversión y no una función independiente de ésta, no pueden combinarse entre sí para determinar el tipo de interés natural.

2. 2. **Nell, arbitraje y tasas de crecimiento, interés y beneficios**

La interpretación alternativa que realiza Nell (1998, 1999) prescinde de dos elementos wicksellianos: (1) la hipótesis de pleno empleo y la aceptación de la Ley de Say y (2) la determinación del tipo de interés natural por (a) la productividad marginal del capital (b) la interacción entre el ahorro y la inversión, por medio de lo que ha venido a conocerse como teoría de los fondos pres-tables.

Esta interpretación heterodoxa puede describirse del modo siguiente.

Se distinguen, con Wicksell (1898, 1907), dos tipos de interés: el tipo de interés monetario y el tipo de interés natural, que identificamos con el tipo de beneficio. Aquí aparece la primera divergencia con Wicksell. Se rechaza la hipótesis de que el tipo de interés natural esté determinado por la productividad marginal del capital. Tomando como teoría alternativa de la distribución a la marginalista, haremos uso de la ecuación de Cambridge (Kaldor, 1956, Pasinetti, 1974), de modo que el tipo de beneficio depende de la tasa de crecimiento de la capacidad productiva y de la propensión a ahorrar de los capitalistas:

$$r = \frac{1}{s_c} g$$

siendo s_c la propensión a ahorrar de los propietarios y g la tasa de crecimiento del *output*.

La segunda discrepancia con Wicksell reside en la hipótesis de pleno empleo. Siguiendo a Keynes, se asumirá plena vigencia del principio de la demanda efectiva: las economías capitalistas avanzadas disponen, en el caso general, con recursos suficientes para producir más de lo que se envía al mercado en condiciones normales. Así, en caso de que la demanda agregada se eleve, el sistema dispondrá de capacidad productiva que podrá utilizar de un modo más intensivo así como un ejército de reserva de mano de obra. Esto supone que no necesariamente elevaciones de la demanda dan como resultado necesario una elevación de los precios. Más aun, no serán las elevaciones del tipo de interés natural sobre el monetario las que conduzcan a una elevación de la demanda de bienes y trabajo, sino que, al contrario, elevaciones en la demanda darán lugar a elevaciones del tipo de beneficio/tipo de interés natural.

Seguidamente, al igual que Wicksell, se asume que el dinero es endógeno. El interés al que los bancos privados conceden créditos y préstamos está bajo el control del banco central. Sin embargo, cuando el tipo de interés natural, r , difiere del tipo de interés monetario, i , asumiremos que no necesariamente habrán de cambiar los precios de las mercancías. La tercera diferencia con Wicksell consiste en suponer que cuando existe alguna discrepancia entre ambos tipos de interés, aparecerán cambios en los precios de activos financieros (y por extensión también de activos reales) y no necesariamente en los precios de las mercancías. Éste es el objeto central del presente trabajo.

El argumento puede describirse del modo siguiente. Podemos asumir que los agentes esperan una determinada tasa de crecimiento del *output* y que ésta se man-

tenga durante un periodo relativamente largo. De acuerdo con la ecuación de Cambridge, el tipo de beneficio de las empresas dependerá de dicha tasa. Si el número de acciones emitidas permanece estable, su cotización va a evolucionar al mismo ritmo al que crecen los beneficios, esto es, al ritmo de crecimiento del *output* (obviamente, con un tipo de interés esperado que se mantiene estable). El rendimiento total de las acciones vendrá dado por la suma del rendimiento por dividendo más la diferencia entre el precio de compra y el de venta.

Por otro lado, el banco central controla el tipo de interés (nominal) de corto plazo, y tiene una considerable capacidad para afectar a los tipos (nominales) de largo plazo por medio de la gestión de expectativas sobre cómo la institución va a modificar en el futuro el tipo a corto plazo. Supongamos, por el momento, que el banco central consigue que el sistema acepte un tipo de interés nominal de largo plazo de tal magnitud que los inversores financieros permanezcan indiferentes entre invertir en deuda pública o en acciones.

Cuando el rendimiento total de las acciones tiene una rentabilidad similar a la de la deuda, no hay razón para el arbitraje. Pero qué ocurriría si, por cualquier circunstancia, la tasa de crecimiento del producto se eleva con respecto al tipo de interés de la deuda. En ese caso, los agentes esperarán unos beneficios futuros crecientes en proporción a la nueva tasa de crecimiento del *output*. Si el número de acciones no varía, su precio se elevará, inicialmente, en proporción a la discrepancia entre la tasa de crecimiento y el tipo de interés de la deuda.

Los inversores financieros, al percatarse de que las acciones están proporcionando un rendimiento superior a la deuda pública

intentarán reorganizar su cartera, reduciendo sus tenencias de deuda e incrementando las de acciones. Pero en este proceso ocurrirá un exceso de oferta en el mercado de bonos y, simultáneamente, un exceso de demanda en el mercado de acciones. Lo primero provocará una caída del precio de los bonos, elevando su rendimiento, pero lo segundo elevará todavía el precio de las acciones más allá de lo que dicta la elevación de los beneficios. Esta segunda elevación del precio de las acciones puede desatar un proceso especulativo (similar a la causalidad acumulativa Wickselliana).⁷

El lector notará que, si bien el primer aumento del precio de las acciones era consecuencia de la diferencia entre la tasa de crecimiento del *output* y el tipo de interés, el segundo aumento es consecuencia del arbitraje entre deuda y acciones.

En este proceso, el tipo de interés se mueve en la misma dirección que la apreciación de las acciones, aunque sin llegar a alcanzar la nueva rentabilidad de las segundas. Y este proceso no puede durar indefinidamente. Es posible que la elevación del precio de las acciones eleve la tasa de crecimiento de la demanda por medio del efecto riqueza, lo que, a través del principio de la demanda efectiva unido a la Ecuación de Cambridge, dé lugar a ulteriores elevaciones del precio de las acciones, pero si llega un momento en que los inversores no obtienen los rendimientos que esperaban en los mercados bursátiles, la venta de acciones se acelerará, con las manías transformándose en pánicos, llegando a convertirse en cracks bursátiles, parafraseando a Kindleberger (1989).

⁷ Dicho proceso acumulativo puede verse exacerbado cuando hay demanda de crédito por motivos especulativos.

Volvamos ahora de nuevo al tipo de interés monetario. Aunque podemos distinguir múltiples tipos de interés en función de diferentes criterios (vencimientos, liquidez, riesgo, etc.) hablaremos, en aras a la simplicidad, de tipos de interés monetario a corto plazo y largo plazo. El primero (en términos nominales) está bajo el control del banco central. El segundo dependerá de dos factores. Por un lado, es una media ponderada de los tipos de interés de corto plazo esperados para el futuro, más una prima que depende del riesgo, la liquidez y otros factores en relación con el instrumento financiero en consideración. Y, por otro lado, estará afectado por el rendimiento de activos financieros alternativos.

Si el banco central goza de credibilidad y establece una política monetaria persistente (relativamente altos o bajos tipos de interés de corto plazo), puede hacer que los agentes acepten un determinado valor del tipo de interés como la referencia a utilizar en operaciones particulares (p.ej. el factor de descuento a la hora de calcular el valor presente de un flujo monetario esperado para el futuro. Aquí nos referimos a la naturaleza convencional, en el sentido keynesiano, del tipo de interés: Keynes, 1936, capítulo 15, pp. 202-207; Dejuán, 2007). Esto está recogido en el primer componente del tipo de interés a largo plazo. Y este tipo de interés puede diferir de la tasa de crecimiento del *output* (ambos en términos reales).

Lo que importa para los fines de nuestro argumento es que la inflación de precios de activos financieros, no es la comparación entre niveles de tipo de interés de largo plazo y tasa de crecimiento, sino sus cambios de nivel.⁸ Esta discrepancia es la que pue-

de generar procesos especulativos que, a su vez, pueden provocar cambios en el segundo componente del tipo de interés.⁹

2.3. ¿Interpretación heterodoxa o ampliación del modelo wickselliano?

Consideramos, que el argumento desarrollado por Nell, supone una interpretación heterodoxa de la contribución de Wicksell y no tanto una mera ampliación del esquema del autor sueco, por diferentes razones.

1. Nell sostiene que es la demanda agregada, vía tasa de crecimiento del PIB, la que puede provocar una discrepancia entre los dos tipos de interés, mientras que Wicksell defendía la idea de que es la discrepancia entre tipos la que puede provocar perturbaciones en la demanda de bienes y trabajo.
2. Nell considera que la inflación de bienes y trabajo no necesariamente tiene que estar causada por el lado de la demanda. No obstante, la demanda agregada puede provocar inflación del precio de activos financieros y reales. Wicksell, por el contrario, sostiene que perturbaciones de la demanda provocan inflación de bienes y

⁸ De hecho, el tipo de interés a largo plazo ha sido sistemáticamente superior a la tasa de crecimiento del *output* en los Estados Unidos durante el último cuarto del siglo xx.

⁹ Atesoglu (2005) encuentra una relación de largo plazo estable entre los tipos de interés norteamericanos de corto y largo plazo, además de una causalidad unidireccional desde los de corto a los de largo. Pero también detecta que las variaciones del tipo de interés de corto plazo bajo control de la Reserva Federal tardan mucho tiempo en hacer efecto sobre los tipos de largo. Encontramos en este argumento una justificación para establecer que las expectativas no son el único determinante de los tipos de largo plazo.

trabajo, y no dice nada sobre el precio de activos financieros y reales.

3. Nell y Wicksell afirman que el tipo de interés natural (el tipo de beneficio) y el tipo de interés monetario se mueven en la misma dirección, con un cierto retardo de la segunda variable. Sin embargo, las causas que se aducen son diferentes. En el caso de Nell, es el arbitraje entre acciones y bonos; mientras que en opinión de Wicksell, es la escasez de reservas en relación con los depósitos creados.

Además de estas razones, recordamos que están también la crítica del capital, el supuesto de pleno empleo y la no independencia de las funciones de ahorro e inversión.

3. LA EVIDENCIA EMPÍRICA

La hipótesis a analizar puede describirse del modo siguiente. Cuando la tasa de crecimiento del *output* se eleva y esto no es seguido de una elevación del tipo de interés real de corto plazo, el índice bursátil representativo (en términos reales) se incrementará, dando lugar a una elevación del tipo de interés real de largo plazo. Además, el *spread* o diferencial de intereses (el de largo menos el de corto plazo) debería aumentar también.

En ausencia de inflación, asumimos que el tipo de interés a corto plazo debería mantenerse relativamente estable. Entonces, de acuerdo con la interpretación de Wicksell que proponemos en este trabajo, una elevación de la brecha entre el crecimiento de la producción y el tipo de interés a corto plazo dará lugar a movimientos del tipo de interés a largo plazo en el mismo senti-

do que la tasa de crecimiento del producto, pero sin llegar a coincidir con él.¹⁰

Alternativamente, si la tasa de crecimiento del *output* y la inflación están relacionadas positivamente podría aparecer correlación espuria: al aumentar la tasa de crecimiento del producto se elevaría la inflación, tal y como describen los modelos de los «nuevos keynesianos»;¹¹ para evitar que ésta se descontrole el banco central debería subir el tipo de interés a corto más de lo que lo hace la inflación, pero además los mercados predican este movimiento dando lugar a elevaciones del tipo de interés a largo. Así, tendríamos que el tipo de interés a largo plazo y la variación del nivel de un índice bursátil representativo, se mueven en la misma dirección, pero el primero está causado por el tipo de interés a corto plazo (que, a su vez, está originado por una variación de la inflación), mientras que la segunda está afectada por la variación de la tasa de crecimiento del *output*. Para evitar esta correlación espuria, podemos concentrarnos en la evolución del diferencial entre el tipo de interés a largo y corto plazo. Así, la influencia del tipo de interés a corto plazo puede eliminarse. Debe notarse también que, en el caso de que la elevación del tipo de interés a corto sea muy acentuada, podría ocurrir que sobrepasase el aumento del valor del incremento de los beneficios

¹⁰ De hecho, al elevarse la tasa de crecimiento del producto por encima de la tendencia a largo plazo, el banco central aumentará el tipo de interés a corto, de acuerdo con la Regla de Taylor. Taylor (1993) asumió un valor de 0,5 para el correspondiente parámetro, pero Judd y Rudebusch (1998) estiman un valor aproximado igual a la unidad. Sin embargo, a diferencia de Taylor, éstos detectan que la evolución del tipo de interés es gradual. Para nuestros fines, lo que importa es que la elevación del factor de descuento no cancele la elevación de los beneficios esperados.

¹¹ Ejemplos de referencias muy asequibles son Romer (2000) y Taylor (2000).

futuros esperados, de modo que su valor actual disminuyese, resultando una caída del precio de las acciones. Si es el caso general, entonces el planteamiento de Nell se vuelve irrelevante.

Por último, debemos apuntar que en el caso general, la financiación de la expansión de la economía debería financiarse por medio de la inversión de beneficios retenidos y el crédito bancario y no vía nuevas emisiones de acciones.¹² Cuando el número de acciones se modifica, el beneficio imputable a cada una se ve alterado.

3.1. Los datos

Las series utilizadas tienen frecuencia trimestral y abarcan el período que va desde 1954 (cuarto trimestre) a 2005 (cuarto trimestre) de la economía de Estados Unidos. Son las siguientes:

- Inflación: Se ha utilizado el índice de precios de producción (*producer price index: all commodities*) elaborado por el *Bureau of Labour Statistics* (Series ID: PPIACO). La información está disponible en números índice con frecuencia mensual. Nosotros la convertimos en trimestral calculando (los valores medios) y procedemos a obtener la variación porcentual con respecto al trimestre anterior. Llamaremos a esta serie p .
- Standard & Poor 500. Tomamos la serie histórica con frecuencia mensual de <http://uk.finance.yahoo.com>. Dividimos los valores de esta serie por los de la serie «índice de precios

de producción» anterior, obteniendo así una serie en términos reales. Entonces, pasamos la serie a frecuencia trimestral y procedemos a calcular las variaciones porcentuales respecto al trimestre anterior. Ésta será la serie s .

- Interés real a largo plazo. Usaremos el rendimiento de los bonos del Tesoro estadounidense a 10 años (madurez constante). La serie está elaborada por la Reserva Federal (Series ID: GS10, H.15 *Selected interest rates*). La frecuencia original es mensual y los valores indican rendimiento anual en tanto por ciento. Nosotros la hemos transformado para obtener primero el rendimiento trimestral y a continuación le descontamos la inflación trimestralizada para obtener la serie en términos reales. Para la deflación utilizamos la inflación del trimestre corriente. Denominamos a esta serie i_{LP}^R .¹³
- Interés real a corto plazo. Para esta variable tomaremos el tipo efectivo de interés sobre los fondos federales (*effective federal funds rate*). La serie está elaborada por la Reserva Federal y presenta las mismas características que la correspondiente al tipo de interés a largo plazo: tiene frecuencia mensual, informa del tipo de interés anual en tanto por ciento y es nominal. Así, la sometemos a la misma transformación que la serie anterior. Ésta será la serie i_{CP}^R .
- Tasa de crecimiento real del *output*. Utilizamos la serie de PIB real con un

¹² Corbett y Jenkinson (1997) apuntan que esto es así en los casos de los Estados Unidos, Alemania, Japón y Reino Unido durante el período 1970-1994.

¹³ Reconocemos la complicación de determinar los tipos de interés reales *ex ante*. Con esta hipótesis asumimos que los agentes predicen correctamente la inflación futura.

decimal (ID Series: GIPC1) elaborada por el *Bureau of Economic Analysis* (BEA). La frecuencia de la serie es trimestral y la producción está medida en dólares encadenados del año 2000. Calculamos la variación trimestral en tanto por ciento y llamamos a esta serie g .

- Tasa de crecimiento real del crédito bancario total. Tomamos la información del crédito bancario total, elaborada por la Reserva Federal (Series ID: H8-510) con frecuencia mensual. Calculamos el valor medio por trimestre, después su variación porcentual y le descontamos la inflación corriente. Ésta será la serie bc .
- Tipo de beneficio. Es el cociente entre el beneficio y el valor del *stock* de capital. Para el numerador disponemos de los beneficios (antes de impuestos) de las sociedades financieras y no financieras (no está desglosado). Para el *stock* de capital utilizamos el *stock* neto de activo fijo privado de sociedades financieras y no financieras. Ambas series están elaboradas por el BEA. La información está disponible con una frecuencia anual. Para pasar a frecuencia trimestral interpolamos. Llamamos a esta serie r .
- Cociente entre el saldo presupuestario (negativo si es déficit) y el PIB. La información está disponible en las tablas históricas, editadas por la *Office of Management and Budget*, disponibles en: www.withehouse.gov/omb/budget. Los datos son anuales así que obtenemos frecuencia trimestral por interpolación. Denominamos a esta serie def .

3.2. Análisis preliminar de los datos

El primer paso del análisis consistirá en contrastar el orden de integración de las series para determinar el tipo de modelización más adecuado, dados los datos de los que disponemos. Para ello, vamos a utilizar los contrastes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y de Phillips-Perron (P-P). En el cuadro n.º 1, podemos observar los resultados. El contraste de Dickey-Fuller requiere conocer previamente si es necesario introducir componentes deterministas (constante y/o tendencia) en la regresión, para lo que se ha seguido la estrategia incluida en Dolado *et al.* (1990). El rechazo de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria nos lleva a la conclusión de que la mayor parte de nuestras series son estacionarias (o integrables de orden cero, $I(0)$)¹⁴. Las únicas series que son $I(1)$ son el tipo de beneficio de las sociedades no financieras (r) y el cociente entre el déficit (o superávit) público y el PIB (def), por lo que habrá que aplicarles una diferencia para convertirlas en $I(0)$ y poder utilizar la modelización estándar sin problemas de regresiones espurias (las series en primeras diferencias la denotaremos como Δr y Δdef , respectivamente).

Hemos detectado la presencia de cambios estructurales en algunas de las series incluidas en nuestro trabajo. Concretamente, la serie del tipo de interés a largo plazo y la del tipo de interés a corto plazo (i_{LT}^R e i_{ST}^R , respectivamente) presentan cambios estructurales hacia el año 1981. Este período coincide con el experimento monetarista que tiene lugar durante la época Volcker.

¹⁴ Aunque nuestra idea inicial era estimar un modelo VAR cointegrado, el análisis preliminar de los datos nos ha llevado a utilizar la modelización estacionaria estándar, sin problemas de regresiones espurias, dado que la mayoría de nuestras series son $I(0)$.

Cuadro n.º 1
Contrastes de raíz unitaria
 (H_0 : raíz unitaria)

Variables	ADF*	P-P	Orden de Integración	Valores Críticos**	Constante	Tendencia
<i>s</i>	-10,788 (<i>k</i> =0)	-10,804	I(0)	-2,5763 (1% significación)	No	No
<i>g</i>	-4,629 (<i>k</i> =1)	-7,705	I(0)			
<i>p</i>	-2,767 (<i>k</i> =3)	-6,663	I(0)	-1,9424 (5% significación)		
<i>bc</i>	-3,313 (<i>k</i> =2)	-7,047	I(0)			
<i>di</i>	-3,662 (<i>k</i> =1)	-3,443	I(0)			
<i>r</i>	-0,602 (<i>k</i> =9)	-1,005	I(1)	-1,6157 (10% significación)		
<i>def</i>	-1,319 (<i>k</i> =13)	-1,450	I(1)			

* Entre paréntesis se muestran los valores del esquema autorregresivo de orden *k* seleccionados a partir del criterio de Hannan-Kinn.

** MacKinnon (1996).

Fuente: Elaboración propia.

Perron (1989) introduce la idea de que las series con cambio estructural presentan una raíz unitaria con los contrastes tradicionales (por ejemplo, el contraste de Dickey-Fuller) y cuando se incorpora el cambio estructural a los contrastes, las series se convierten en estacionarias I(0). Perron intenta incorporar los cambios de estructura a los contrastes habituales de raíces unitarias. Y, posteriormente, Zivot y Andrews (1992) y Ben-David y Pappell (1994), desarrollan contrastes secuenciales, a fin de determinar si hay cambios estructurales en las series sin considerar res-

tricciones *a priori*, y contrastan si las series son estacionarias o no, ante la presencia de cambio estructural.

En este trabajo, se considerará una variedad del contraste de raíces unitarias válido cuando hay un cambio estructural en la tendencia de la serie temporal, tal y como propone Zivot y Andrews (1992)¹⁵.

¹⁵ Los desarrollos más recientes sobre los contrastes de raíz unitaria para series temporales con cambio estructural los podemos encontrar en Kim y Perron (2006).

Cuadro n.º 2

**Contraste de raíces unitarias
en presencia de cambio estructural**

(H₀: raíz unitaria)

Variables	ADF*	Orden de integración	Valores Críticos**	Constante	Tendencia
i_{LT}^R	-8,711 (k=0)	I(0)	-2,5763 (1% significación)	No	No
i_{ST}^R	-8,838 (k=0)	I(0)	-1,9424 (5% significación)		
			-1,6157 (10% significación)		

* Entre paréntesis, se muestran los valores del esquema autorregresivo de orden k seleccionados a partir del criterio de Hannan-Kinn.

** MacKinnon (1996).

Fuente: Elaboración propia.

Para ello, se estimará la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \gamma_1 DUM_t + \gamma_2 DUMT_t + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

para $t = 1, 2, 3, \dots, T$, donde DUM_t y $DUMT_t$ son variables *dummy* para representar los cambios en la constante y en la tendencia para el momento del tiempo T_A . $DUM_t = 1$ si $t > T_A$ y 0 en cualquier otro caso. $DUMT_t = t$ si $t > T_A$ y 0 en cualquier otro caso. (Observar que la única diferencia con la regresión del contraste ADF que incluye constante y tendencia, es la inclusión de las variables DUM_t y $DUMT_t$). La hipótesis nula sigue siendo la existencia de una raíz unitaria frente a la alternativa de serie estacionaria con cambio estructural en la tendencia. Los valores críti-

cos son tomados de Ben-David y Pappell (1994).

En el cuadro n.º 2, se muestran los contrastes de raíz unitaria en presencia de cambio estructural. La elección del punto de cambio de estructura se basa en la estrategia de Ben-David y Pappell. En nuestras series, el punto de cambio estructural ha sido para el período 1981 (tercer trimestre). Se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de serie estacionaria con cambio de estructura en la tendencia. En conclusión, tanto i_{LT}^R como i_{ST}^R son series estacionarias, $I(0)$.

Resultados de las regresiones

En las conclusiones del análisis preliminar de los datos, se ha llegado a la conclusión de que la mayoría de las series son estacionarias, por lo que nuestro análisis empírico

puede utilizar la modelización estándar sin problemas de regresiones espurias¹⁶.

Concretamente, vamos a especificar un sistema de ecuaciones simultáneas formado por dos ecuaciones, utilizando como variables endógenas i_{LT}^R y s (el tipo de interés de largo plazo y el Standard & Poor 500, respectivamente):

$$i_{LT}^R = \beta_0 + \beta_1 s_t + \beta_2 i_{ST}^R + \beta_3 p_t + \beta_4 g_t + \beta_5 bc_t + \beta_6 \Delta r_t + \beta_7 \Delta def_t + \beta_8 i_{LT,t-1}^R + \nu_t \quad (5)$$

$$s_t = \delta_0 + \delta_1 i_{LT}^R + \delta_2 i_{ST}^R + \delta_3 p_t + \delta_4 g_t + \delta_5 bc_t + \delta_6 \Delta r_t + \delta_7 \Delta def_t + \delta_8 s_{t-1} + \omega_t \quad (6)$$

En los modelos multiecuacionales de ecuaciones simultáneas, los términos de error de las diferentes ecuaciones pueden estar correlacionados. En estos casos, la eficiencia de la estimación puede mejorar teniendo en cuenta estas correlaciones entre las ecuaciones. Por este motivo, se ha utilizado el método de Mínimos Cuadrados Trietápicos (MC3E) para estimar el modelo multiecuacional que hemos especificado¹⁷. Como su propio nombre indica, para

¹⁶ Como se ha apuntado anteriormente, las únicas series que no han resultado ser estacionarias son r (el tipo de beneficio) y def (déficit o superávit público / PIB), por lo que en los modelos estimados las incluiremos en primeras diferencias para así convertirlas también en estacionarias.

¹⁷ El método de MC3E generaliza el método de Mínimos Cuadrados Bietápicos (MC2E) al tener en cuenta las correlaciones entre las ecuaciones, del mismo modo que los modelos SUR (Regresiones aparentemente no relacionadas) generalizan los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La principal diferencia entre cada par de modelos (SUR y MCO, y MC3E y MC2E) es que no hay diferencias entre las variables instrumentales y endógenas en el primer par de modelos, sin embargo esta información sí es útil en el otro par de métodos de estimación. El método de estimación de MC3E implica, por tanto, la aplicación de la estimación por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) a un sistema de ecuaciones.

estimar por MC3E es necesario seguir tres etapas:

- en la primera etapa del proceso, se estima la forma reducida del sistema para así obtener las variables endógenas estimadas (que serán una combinación lineal de las variables predeterminadas), que se utilizarán en la siguiente etapa como variables instrumentales;
- la segunda etapa consiste en aplicar el método de variables instrumentales, sustituyendo las variables endógenas que actúan de explicativas, por las variables instrumentales obtenidas en la etapa anterior (estas dos etapas coinciden con el método de MC2E);
- en la tercera etapa, se utilizan los residuos de cada ecuación para estimar la matriz de varianzas-covarianzas de ecuaciones cruzadas. De este modo, el procedimiento de MC3E produce estimaciones más eficientes que el de MC2E, al tener en cuenta la correlación de ecuaciones cruzadas¹⁸.

Los principales resultados obtenidos en las estimaciones se resumen en el cuadro n.º 3.

3.4. Interpretación de los resultados numéricos

Comenzaremos por la ecuación del tipo de interés real a largo plazo.

- El tipo de interés a corto plazo muestra un comportamiento muy similar en

¹⁸ Para conocer con mayor detalle del método de estimación de MC3E puede consultarse el libro de Greene (1999), págs. 650-651.

Cuadro n.º 3

Análisis de las regresiones

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos (MC3E)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Ec 5.1	Ec 6.1	Ec 5.2	Ec 6.2	Ec 5.3	Ec 6.3	Ec 5.4	Ec 6.4	Ec 5.5	Ec 6.5	Ec 5.6	Ec 6.6	Ec 5.7	Ec 6.7
Var. Dep. ⇒	i_{LT}^R	s_t	i_{LT}^R	s_t	i_{LT}^R	s_t	i_{LT}^R	s_t	i_{LT}^R	s_t	i_{LT}^R	s_t	i_{LT}^R	s_t
Var. Predet. ↓														
C	0,0128 (4,68)	0,0212 (1,65)	0,0007 (2,09)	-0,0164 (-3,48)	0,0015 (1,72)	-0,0048 (-0,69)	0,0015 (1,78)	0,0292 (2,19)	0,0020 (2,05)	0,0022 (2,34)	0,0025 (2,70)	-0,0173 (-2,38)		
$i_{LT(t)}^R$		1,1287 (4,43)		1,5859 (6,66)		1,1346 (4,58)		1,0977 (4,43)		2,0760 (8,60)		1,7297 (4,16)		1,9008 (4,55)
$i_{LT(t-1)}^R$	-0,0025 (-0,43)													
s_t	0,0008 (0,98)		0,0065 (2,20)		0,0051 (2,91)		0,0056 (3,17)		0,0068 (3,72)		0,0086 (4,83)		0,0090 (5,05)	
s_{t-1}			0,0122 (3,41)		0,0082 (4,64)		0,0086 (4,91)		0,0073 (3,88)		0,0114 (6,10)		0,0119 (6,43)	
s_{t-2}			0,0066 (1,95)		0,0059 (3,61)		0,0061 (3,63)		0,0056 (3,21)		0,0059 (3,56)		0,0060 (3,68)	
$i_{ST(t)}^R$	0,2909 (9,54)		0,8848 (39,92)		0,9289 (63,99)		0,9286 (63,94)		0,9760 (91,68)		0,9119 (51,46)		0,9074 (51,35)	

.../...

Cuadro n.º 3 (continuación)
Análisis de las regresiones
 Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos (MC3E)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Ec 5.1	Ec 6.1	Ec 5.2	Ec 6.2	Ec 5.3	Ec 6.3	Ec 5.4	Ec 6.4	Ec 5.5	Ec 6.5	Ec 5.6	Ec 6.6	Ec 5.7	Ec 6.7
$i^R_{St(t+1)}$		-1,8027 (-2,45)						-2,3694 (-3,10)		-0,3434 (-1,54)				
p_t	-0,6959 (-21,66)													
p_{t+1}		-1,6890 (-2,30)						-2,2307 (-2,93)						
Δp_{t+1}										1,0332 (4,57)	-0,0472 (-4,44)	1,0150 (4,29)	-0,0496 (-4,68)	1,1587 (4,79)
g_t	-0,0068 (-1,07)	0,6444 (2,10)		1,7542 (4,91)		0,7664 (2,41)		0,6687 (2,19)	0,0157 (1,31)	0,5239 (1,90)				
g_{t+1}			0,0697 (2,84)		0,0255 (2,26)		0,00254 (2,24)				0,0257 (2,26)	0,5861 (2,06)	0,0259 (2,28)	0,7800 (2,64)
bc_t	0,0049 (0,64)		0,1150 (5,29)		0,0589 (4,61)		0,0585 (4,58)					0,3788 (1,14)		0,5422 (1,621)
Δs_t		0,4731 (17,04)		0,4781 (11,75)		0,4761 (16,54)		0,4725 (16,97)		0,5024 (18,41)		0,4923 (17,90)		0,4864 (17,59)
Δr_{t-1}											0,1048 (1,68)		0,1838 (2,29)	

.../...

Cuadro n.º 3 (continuación)
Análisis de las regresiones
 Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos (MC3E)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Ec 5.1	Ec 6.1	Ec 5.2	Ec 6.2	Ec 5.3	Ec 6.3	Ec 5.4	Ec 6.4	Ec 5.5	Ec 6.5	Ec 5.6	Ec 6.6	Ec 5.7	Ec 6.7
ΔV_{t+1}												2,5701 (1,73)		2,1682 (1,50)
Δdef_t													-0,0010 (-1,45)	-0,0074 (-0,60)
AR(1)*	0,97 (62,03)	0,57 (8,70)			0,87 (24,65)	0,55 (8,31)	0,87 (24,53)	0,58 (8,72)	0,95 (59,76)	0,59 (9,48)	0,88 (25,01)	0,59 (9,50)	0,87 (24,46)	0,57 (8,94)
R ² ajust.	0,9953	0,6635	0,9500	0,5252	0,9870	0,6522	0,9870	0,6640	0,9954	0,6539	0,9862	0,6868	0,9862	0,6916
DW		-1,66	0,37	1,06	1,80	1,63	1,79	1,66	1,78	1,55	1,61	1,56	1,62	1,57
h-Durbin**	0,15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

* Se necesita incluir un esquema autorregresivo (AR(1)) para corregir los problemas de autocorrelación. Para ello, se estima el parámetro ρ del proceso AR(1): $u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$.
 ** Cuando en la regresión se incluyen variables endógenas retardadas, el contraste de autocorrelación de Durbin-Watson no es válido, dado que suele estar sesgado hacia el valor 2. En estos casos, es aconsejable utilizar el contraste h-Durbin, que para «muestras grandes» sigue una distribución normal estándar. La hipótesis nula de este contraste es la ausencia de autocorrelación, y al 5% de significación los valores críticos están en el rango $-1,96 < h < 1,96$.

Fuente: Elaboración propia.

todos los modelos analizados. El parámetro de regresión siempre es positivo (si exceptuamos la primera especificación del modelo, el parámetro está comprendido entre 0,88 y 0,976), con una *t-Student* mostrando valores muy elevados. Esta observación nos conduce a sostener que el Banco Central (la Reserva Federal) tiene un gran control sobre la evolución de los tipos de interés reales de largo plazo, si bien dicho control no es completo.

- Existe cierta evidencia a favor del arbitraje entre deuda pública y acciones, ya que el parámetro de regresión de s (tanto el valor corriente como con retardos) es positivo y con una t elevada en los modelos 2-6. Sin embargo, debemos reconocer que el peso del arbitraje es reducido ya que los valores de los parámetros de regresión son reducidos (rondando el 1%).
- La inflación afecta negativamente al tipo de interés real a largo plazo. Aumentos de la inflación suelen venir acompañados de aumentos en los tipos de interés nominales, tanto a corto como a largo plazo, en menor cuantía, por lo que tenemos que elevaciones de la inflación dan lugar a caídas del tipo de interés real a largo plazo. Deducimos de este resultado que no hay correlación espuria: la podría haber si g , i_{LT}^R , ρ , y $\Delta\rho$ estuviesen correladas positivamente.
- El valor de g con un adelanto es estadísticamente significativo. Asignamos a esta relación la siguiente interpretación: los agentes tienen capacidad para predecir con suficien-

te acierto la evolución del PIB del siguiente trimestre. El valor del parámetro de regresión es positivo. El valor presente de g , sin embargo, es ambiguo y no significativo (modelos 1 y 5).

- La tasa de crecimiento con un adelanto (que interpretamos como la tasa de crecimiento esperada) tiene un impacto positivo sobre el tipo de interés real a largo plazo, pero la variación de la inflación esperada ($\rho_{t+1} - \rho_t$) tiene un impacto negativo (modelos 6 y 7). Como se comenta en el punto anterior, consideramos que este resultado apunta en la dirección de que no hay correlación espuria: si al elevarse la tasa de crecimiento el tipo de interés real a largo plazo aumentase porque los agentes esperan una elevación de los precios, el parámetro de la variación de la inflación debería haber sido positivo. Pero el resultado es el opuesto, y es estadísticamente significativo.
- La tasa de crecimiento real del crédito bancario está positivamente relacionada con el tipo de interés a largo plazo (modelos 2, 3 y 4).
- Existe cierta relación positiva entre el tipo de interés a largo plazo y el tipo de beneficio con un retardo (modelo 6: el parámetro de regresión es significativo al 10%, y modelo 7: el parámetro es significativo).¹⁹
- La variación del cociente entre el déficit y el PIB presenta un coeficiente con signo negativo, acorde con

¹⁹ Howe y Pigott (1991-1992) llegan a una conclusión similar a partir de la teoría de los fondos prestables.

lo que sostiene la teoría económica convencional. En cualquier caso, el parámetro no es estadísticamente significativo (modelo 7) y su valor es muy reducido.

- El estadístico R^2 ajustado muestra valores elevados en todos los modelos, de modo que, en principio, aceptaremos estas formulaciones.
- El estadístico h-Durbin está comprendido entre $-1,96$ y $1,96$ de modo que podemos descartar la presencia de autocorrelación en el modelo 1. Además, el D-W es aproximadamente 1.8 en los modelos 3-5 (1,6 en el modelo 6). El lector habrá observado que los modelos 2 y 3 son similares con la excepción de que el último incluye un AR(1). Esto elimina el problema de autocorrelación, presente en ese modelo 2 (donde el D-W es 0,37).

Seguimos a continuación con la ecuación de la variación porcentual (en términos reales) del S&P 500:

- Está positivamente relacionada con el tipo de interés real a largo plazo.
- Está negativamente relacionada con el tipo de interés real a corto plazo con un adelanto.
- Está negativamente relacionada con la inflación con un adelanto (modelos 1 y 4), aunque está positivamente relacionada con la variación (la primera diferencia) de la inflación presente (modelos 5 y 6). Interpretamos este resultado un tanto ambiguo del modo siguiente: los agentes tienen capacidad de predecir con gran acierto la evolución próxima de la inflación. Así, si ésta se eleva, conclu-

yen que la autoridad monetaria elevará el tipo de interés a corto plazo, afectando negativamente a la valoración del S&P 500; pero si el tipo de interés a corto plazo sube menos que la inflación de hecho, habrá una caída en los tipos reales.

- La evolución del PIB real afecta positivamente al S&P 500.
- El parámetro de regresión del tipo de beneficio con un adelanto es positivo y estadísticamente significativo, tal y como predice la teoría expuesta en el presente trabajo, en el modelo 6, pero no es estadísticamente significativo en el modelo 7.
- El R^2 ajustado está comprendido entre 0,65 y 0,69, excepto para la ecuación 6,2. Concluimos pues que algún factor relevante debe faltar en la especificación del modelo.
- El estadístico D-W muestra valores entre 1,55 y 1,66: descartamos la presencia de autocorrelación.

También se ha estudiado el conjunto de variables que incide sobre el diferencial entre el tipo de interés a largo plazo y el tipo de interés a corto plazo (*spread*). En este caso, se ha construido un modelo uniecuacional con la siguiente especificación inicial:

$$dj_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \alpha_2 i_{ST_t}^R + \alpha_3 p_t + \alpha_4 g_t + \alpha_5 bc_t + \alpha_6 dj_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Los principales resultados están resumidos en el cuadro n.º 4.

El contraste h-Durbin de la regresión 7.1 nos lleva a la conclusión de que existe autocorrelación de orden uno en el término de

Cuadro n.º 4

Resultados de la estimación

	Ec 7.1	Ec 7.2	Ec 7.3	Ec 7.4	Ec 7.5
Variable endógena ⇒	<i>di</i>	<i>di</i>	<i>di</i>	<i>di</i>	<i>di</i>
Variables predet. ↓					
<i>C</i>	0,0018 (4,39)	0,0018 (5,31)	0,0014 (3,90)	0,0005 (2,93)	0,0001 (0,86)
<i>S_t</i>	0,0040 (1,98)	0,0046 (2,35)	0,0027 (1,36)		
<i>i_{ST(t)}^R</i>	-0,0724 (-3,72)	-0,0801 (-4,28)	-0,0702 (-3,75)		
<i>i_{ST(t-1)}^R</i>					0,0275 (3,07)
<i>p_t</i>	-0,0958 (-4,55)	-0,0954 (-4,94)	-0,0885 (-4,62)		
<i>p_{t+1}</i>				-0,0186 (-2,10)	
<i>g_t</i>	0,0001 (0,01)				
<i>g_{t+1}</i>			0,0415 (2,98)		
<i>bc_t</i>	-0,0050 (-0,38)				
<i>di_{t-1}</i>	0,7611 (17,89)	0,9504 (14,00)	0,9273 (13,82)	1,0380 (15,01)	1,0376 (15,28)
<i>di_{t-2}</i>		-0,2263 (-3,49)	-0,2190 (-3,44)	-0,1857 (-2,70)	-0,1667 (-2,44)
ΔS_t				0,0041 (2,43)	0,0045 (2,78)
ΔS_{t-1}				0,0055 (3,10)	0,0047 (2,59)
ΔS_{t-2}				0,0050 (3,00)	0,0044 (2,68)
<i>R² ajustado</i>	0,7966	0,8104	0,8183	0,7940	0,7991
DW	—	—	—	—	—
h-Durbin	4,17	2,05*	2,49*	-2,09*	-2,43*

* Se acepta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación con un nivel de significación del 1% (valor crítico = 2,57).

Fuente: Elaboración propia.

error del modelo. Además, hay varios parámetros que no son significativos estadísticamente.

En cualquier caso, podemos comprobar en los otros modelos, que la variación porcentual del S&P 500 en términos reales está positivamente relacionada con el diferencial de tipos, así como la primera diferencia con varios retardos. La inflación está negativamente relacionada y, como veíamos anteriormente, las variaciones del tipo de interés a corto plazo no son completamente transmitidas al tipo de interés a largo plazo.

Por último, también hemos hecho un estudio de la causalidad en el sentido de Granger²⁰. Los resultados se pueden ver en el cuadro n.º 5. Observamos una causalidad, en sentido de Granger, de doble sentido entre la tasa de variación del S&P500 (s) y el tipo de interés real a largo plazo i_{LT}^R .²¹ No obstante, cuando pasamos de series con frecuencia trimestral a mensual, encontramos una fuerte evidencia de que s causa a i_{LT}^R (cuadro n.º 6). Lo mismo sucede cuando se utiliza el segundo, tercer e incluso el cuarto retardo, sigue existiendo causalidad de s a i_{LT}^R .

La tasa de variación del S&P500 causa al diferencial entre el tipo de interés a largo y a corto plazo (di), sin embargo, di no causa a s . La inflación (p) también causa, en el sentido de Granger, a di . Sin embargo, cuando utilizamos datos de frecuencia mensual, las relaciones de causalidad en el sentido de Granger, se revierten en ambos casos (cuadro n.º 6).²²

Por otro lado, también encontramos evidencia empírica de que los cambios en el diferencial existente entre la tasa de crecimiento del PIB y el tipo de interés de largo plazo ($[g_t - i_{LT(t)}^R]$) provocan cambios en la tasa de crecimiento del S&P500 (s), al considerar ambas variables en el período corriente. También, al utilizar uno, dos, e incluso tres retardos para la variable $[g_{t-i} - i_{LT(t-i)}^R]$ sigue existiendo causalidad con la variable s .

Finalmente, también aparece una fuerte evidencia empírica para la causalidad en el sentido de Granger, y para diferentes retardos, al analizar las variables g y di , en este caso, la causalidad aparece en ambos sentidos.

4. CONCLUSIONES

En el presente trabajo hemos intentado comprobar la validez de una interpretación alternativa de la contribución teórica de Wicksell, sugerida por Nell. La tasa de crecimiento real del *output* afecta positivamente a la variación porcentual en términos reales del S&P 500 mientras que el

²⁰ El tema de la causalidad es en gran medida filosófico, con todo el tipo de controversias que esto conlleva. Hay econométricos que prefieren el uso del término «precedencia temporal» en lugar del de causalidad, mientras que otros autores se inclinan más por el término de «causalidad predictiva» (que acaban abreviando al decir que « x causa a y », en el sentido de que x contiene información útil para predecir y). En Gujarati (2004, pp. 671-677), se puede encontrar un análisis detallado de la interpretación de la prueba de causalidad de Granger y de la controversia surgida en el ámbito de la Econometría con el término *causalidad*.

²¹ Lavoie y Secareccia (2004) obtienen un resultado similar si bien ellos construyen una serie s a partir exclusivamente de los dividendos pagados a los accionistas.

²² Podríamos pensar en correlación espuria si, con frecuencias mensuales, la inflación causase el *spread* y , a su vez, causase la variación del S&P 500, pero el primer eslabón de la cadena de causalidad no se cumple.

Cuadro n.º 5

Contrastes de causalidad de Granger con datos trimestrales

Hipótesis nula (Ho):	Test de Granger	Se rechaza Ho	Retardo	Valores críticos	
				5% nivel de significación	1% nivel de significación
i_{LT}^R no causa a s	5,3235	Sí (nivel 5%)	k=1	3,89	6,76
s no causa a i_{LT}^R	3,8937*	Sí (nivel 5%)			
di no causa a s	0,9212	No	k=1	3,89	6,76
s no causa a di	5,0677	Sí (nivel 5%)			
di no causa a p	0,6482	No	k=1	3,89	6,76
p no causa a di	16,9893	Sí			
$[g - i_{LT}^R]$ no causa a s	5,0133	Sí (nivel 5%)	k=1	3,89	6,76
s no causa a $[g - i_{LT}^R]$	5,8393	Sí (nivel 5%)			
$[g_{t-1} - i_{LT(t-1)}^R]$ no causa a s	5,2041	Sí (nivel 5%)	k=1	3,89	6,76
s no causa a $[g_{t-1} - i_{LT(t-1)}^R]$	8,9034	Sí			
$[g_{t-2} - i_{LT(t-2)}^R]$ no causa a s	7,2264	Sí	k=1	3,89	6,76
s no causa a $[g_{t-2} - i_{LT(t-2)}^R]$	3,9550	Sí (nivel 5%)			
$[g_{t-3} - i_{LT(t-3)}^R]$ no causa a s	5,2658	Sí (nivel 5%)	k=1	3,89	6,76
s no causa a $[g_{t-3} - i_{LT(t-3)}^R]$	2,7380**	No			
di no causa a g	23,4760	Sí	k=1	3,89	6,76
g no causa a di	5,7848	Sí (nivel 5%)			
di no causa a g	13,8755	Sí	k=2	3,04	4,71
g no causa a di	6,1718	Sí			

* El test de Granger requiere la utilización de variables estacionarias (Gujarati, 2004, pp. 672-675). Y como se demostró al realizar el análisis preliminar de datos, la serie i_{LT}^R tiene cambios estructurales a partir del año 1981, lo que obliga a especificar una ecuación en el test de cointegración incluyendo unas variables *dummy* para representar dichos cambios de estructura (véase Ecuación 4). Por este motivo, al construir el test de Granger para la relación «s causa i_{LT}^R » se han incluido también estas variables *dummy* para tener en cuenta el cambio estructural señalado. Los resultados mostrados en la tabla se corresponderían con dicha especificación.

** Se rechaza la Ho con un nivel de significación del 10% (valor crítico=2,73).

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro n.º 6

Contrastes de causalidad de Granger con datos mensuales*

Hipótesis nula (Ho):	Test de Granger	Se rechaza Ho	Retardo	Valores críticos	
				5% nivel de significación	1% nivel de significación
s no causa a i_{LT}^R	8,3136**	Sí	$k=1$	3,84	6,63
i_{LT}^R no causa a s	0,1205	No			
s no causa a i_{LT}^R	8,4160**	Sí	$k=2$	3,00	4,61
i_{LT}^R no causa a s	0,3706	No			
s no causa a i_{LT}^R	7,8268**	Sí	$k=3$	2,60	3,78
i_{LT}^R no causa a s	0,2546	No			
s no causa a i_{LT}^R	7,0352**	Sí	$k=4$	2,37	3,32
i_{LT}^R no causa a s	0,6579	No			
s no causa a $dí$	2,5658	No	$k=1$	3,84	6,63
$dí$ no causa a s	6,9213	Si			
$dí$ no causa a p	21,4538	Si	$k=1$	3,84	6,63
p no causa a $dí$	0,0958	No			

* Los contrastes de causalidad de Granger que implican a la variable g (tasa de crecimiento real del *output*) no se han realizado para los datos de frecuencia mensual, dado que las series del PIB utilizados en este trabajo tienen frecuencia trimestral en su fuente original.

** El test de Granger requiere la utilización de variables estacionarias (Gujarati, 2004, págs. 672-675). Y como se demostró al realizar el análisis preliminar de datos, la serie i_{LT}^R tiene cambios estructurales a partir del año 1981, lo que obliga a especificar una ecuación en el test de cointegración incluyendo unas variables *dummy* para representar dichos cambios de estructura (véase Ecuación 4). Por este motivo, al construir el test de Granger para la relación « s causa i_{LT}^R » se han incluido también estas variables *dummy* para tener en cuenta el cambio estructural señalado. Los resultados mostrados en el cuadro se corresponderían con dicha especificación.

Fuente: Elaboración propia.

tipo de interés a corto plazo actúa en el sentido contrario. El tipo de interés a largo plazo sigue la evolución del tipo de interés a corto, pero también está afectado, mediante arbitraje, por la evolución del S&P 500. Así, la capacidad del Banco Central

para determinar el tipo de interés a largo plazo es elevada pero no es completa. Además, la causalidad en sentido de Granger va desde la variación porcentual del S&P 500 hacia el tipo de interés a largo plazo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ATESOGLU, H.S. (2005): «Monetary policy and long run interest rates», *Journal of Post Keynesian Economics*, 27, 3: 533-539.
- BEN-DAVID, D. Y PAPPELL, D.H. (1994): «The great wars, the great crash, and the unit root hypothesis: some new evidence about an old stylized fact», *NBER Working Paper*, 4752.
- COHEN, A. Y HARCOURT, G. (2003): «Whatever Happened to the Cambridge Capital Theory Controversies?», *Journal of Economic Perspectives*, 17, 1: 199-214.
- CORBETT, J. Y JENKINSON, T. (1997): «How is Investment Financed? A Study of Germany, Japan, the United Kingdom and the United States», *The Manchester School Supplement*, 0025-2034: 69-93.
- CRESPO CUARESMA, J.; GNAN, E. Y RITZBERGER GRUENWALD, D. (2005) «The Natural Rate of Interest – Concepts and Appraisal for the Euro Area», *Monetary Policy and the Economy*, Q4: 29-47.
- DAVIDSON, P. (1994): *Post Keynesian Macroeconomic Theory: a foundation for successful economic policies for the Twenty-first Century*, Aldershot, Edward Elgar.
- DEJUÁN, Ó. (2007): «The conventional versus the natural rate of interest: implications for central bank autonomy», *Journal of Post Keynesian Economics*, 29, 4: 645-666.
- DOLADO, J.; JENKINSON, T. Y SOSVILLA-RIVERO, S. (1990): «Cointegration and Unit Roots: a Survey», *Journal of Economic Surveys*, 4, 3: 249-273.
- FEBRERO, E. (2008): «The Monetization of Profits in a Monetary Circuit Framework», *Review of Political Economy*, 20,1: 111-125.
- GRAZIANI, A. (2003): *The Monetary Theory of Production*, Cambridge, Cambridge University Press.
- GREENE, W.H. (1999): *Análisis Económico*, 3.ª edición. Madrid, Prentice Hall Iberia.
- GUJARATI, D.N. (2004): *Econometría*, 4.ª edición. México, McGraw-Hill Interamericana.
- HOWE, H. Y PIGOTT, C. (1991-1992): «Determinants of long-term interest rates: an empirical study of several industrial countries», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Winter, 12-28.
- JUDD, J. P. Y RUDEBUSCH, G. D. (1998): «Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997», *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3: 3-16.
- KALDOR, N. (1956): «Alternative Theories of Distribution», *Review of Economic Studies*, 23: 83-100.
- KEYNES, J. M. (1936): *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan.
- KIM, D. Y PERRON, P. (2006): «Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time Under both the Null and Alternative Hypotheses», *Boston University Working Paper*, Marzo.
- KINDLEBERGER, C. (1989): *Manias, panics and crashes, a history of financial crises*, Versión castellana en Barcelona: Ariel.
- LAUBACH, T. Y WILLIAMS, J. (2001) «Measuring the natural interest rate», FEDS Working Paper 56, November.
- LAVOIE, M. (1992): *Foundations of Post Keynesian Economics*, Aldershot, Edward Elgar.
- LAVOIE, M. Y SECARECCIA, M. (2004): «Long-Term Interest Rates, Liquidity Preference and the Limits of Central Banking», en LAVOIE, M. Y SECARECCIA, M. (eds.), *Central Banking in the Modern World. Alternative Perspectives*, Cheltenham, Edward Elgar.
- MOORE, B. (1988): *Horizontalists and Verticalists: the Macroeconomics of Credit Money*, Cambridge, Cambridge University Press.
- NELL, E.J. (1998): *The General Theory of Transformational Growth*. Cambridge, Cambridge University Press.
- 1999: «Wicksell after Sraffa. "Capital arbitrage" and "normal" rates of growth, interest and profits», en MONGIOVI, G. Y PETRI, F. (eds.), *Value, Distribution and Capital. Essays in honour of Piergangelo Garegnani*, London, Routledge.
- 2004: «Monetizing the Classical Equations: a theory of circulation», *Cambridge Journal of Economics*, 28: 173-203.
- PASINETTI, L.L. (1974): *Growth and Income Distribution*, Cambridge, Cambridge University Press.
- PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- ROGERS, C. (1989): *Money, interest and capital: a study in the foundations of monetary theory*, Cambridge, Cambridge University Press.
- ROMER, D. (2000): «Keynesian Macroeconomics without the LM Curve», *Journal of Economic Perspectives*, 14, 2: 149-169.
- 2006: *Macroeconomía Avanzada*, 3.ª Edición. Madrid, McGraw-Hill.
- SRAFFA, P. (1960): *Production of commodities by means of commodities. Prelude to a critique of economic theory*, Cambridge, Cambridge University Press.
- TAYLOR, J. (1993): «Discretion versus policy-rules in practice», *Carnegie Rochester Conference series on Public Policy* 39, 4: 195-214.

- 2000: «Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level», *American Economic Review* 90, 2: 90-94.
- WEBER, A. (2006): «The Role of Interest Rates in Theory and Practice – How Useful is the Concept of the Natural Rate of Interest for Monetary Policy?», G.L.S. Shackle Memorial Lecture, Cambridge 9 marzo.
- WICKSELL, K. (1898): *Interest and prices*, Versión castellana en Madrid, Ed. Aosta.
- 1907: «The Influence of the Rate of Interest on Prices», *Economic Journal*, 17: 213-220.
- ZIVOT, E. Y ANDREWS, D. (1992): «Further evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis», *Journal of Business & Economics Statistics*, 10, 3: 251-270.