

MULTICOINTEGRACIÓN, SOSTENIBILIDAD DEL DÉFICIT Y *SEIGNIORAGE*. EL CASO ESPAÑOL EN EL LARGO PLAZO*

(VERSIÓN PRELIMINAR)

Regina Escario**

María Dolores Gadea

Marcela Sabaté

*Universidad de Zaragoza
Departamento de Economía Aplicada, Facultad de CC. Económicas
Gran Vía 4, 50005 Zaragoza – España*

* Este trabajo ha disfrutado del apoyo financiero del Proyecto CICYT BEC-07531 y del programa del Grupo de Investigación SEIM SEC 269-62 (<http://seim.unizar.es>).

** *Autor de contacto:* email: rescario@unizar.es (Regina Escario)
Tel. +34 976 76 1783
Fax +34 976 76 1840

**“Multicointegración, sostenibilidad del déficit y seigniorage:
el caso español en el largo plazo”**

1. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente la literatura económica había aludido al cumplimiento de la Restricción Presupuestaria Intertemporal (Sargent y Wallace 1981) cuando se trataba de estudiar la sostenibilidad de las cuentas públicas. Desarrollos econométricos posteriores basados en el concepto de multicointegración (Granger y Lee 1989, 1990; Haldrup 1994; Engsted *et al.* 1997) han permitido derivar recientemente nuevos criterios de sostenibilidad útiles bajo cualquier estado de la naturaleza (Leachman *et al.* 2005), y no sólo para aquéllos en los que la tasa de crecimiento económico supera la de los tipos de interés. La existencia de multicointegración entre series integradas de orden uno permite analizar las relaciones de equilibrio dinámico entre ellas, bien sea entre las propias variables flujo (ingresos y gastos públicos) o bien con sus acumuladas (variables *stock* como deuda pública o riqueza nacional).

El caso de España suscita un especial interés, dado que los recurrentes desequilibrios fiscales en que habitualmente estuvieron sumidas sus cuentas públicas fueron en gran parte financiados por medio de mecanismos de monetización más o menos directa (*seigniorage*), caracterizándose así como un modelo de claro “dominio fiscal” (Sabaté *et al.* 2006) –esto es, de permanente subordinación de la política monetaria ante los requerimientos presupuestarios–.

El presente trabajo tratará por tanto de analizar las series presupuestarias españolas mediante las técnicas mencionadas bajo un enfoque de muy largo plazo (1857-2000).

Ello permitirá, por un lado, desentrañar las consecuencias financieras de la particular política presupuestaria española en términos de su contribución a la consolidación del régimen de dominio fiscal. Por otro lado, se avanzará un paso más en la aplicación de esta metodología al incluir la posibilidad de que se hubieran producido rupturas estructurales (Carrión y Berenguer 2007), hecho altamente plausible si se consideran las sustanciales transformaciones del mercado financiero acometidas en tan largo periodo de tiempo hasta lograr alcanzar el actual grado de desarrollo financiero.

El artículo se estructura como sigue: el segundo apartado aborda una breve descripción del concepto y la metodología de la multicointegración, así como su aplicación al caso de la sostenibilidad de las finanzas públicas. En el tercer apartado se esboza el contexto presupuestario de la España de largo plazo (1857-2000), destacando como particularidad la frecuencia con que se recurrió a la monetización como medio de financiación de los desequilibrios de las cuentas públicas. Por otro lado, se indican las fuentes utilizadas en la reconstrucción de la base de datos. En el cuarto apartado, el de las aplicaciones empíricas, se desarrolla un doble análisis que permite establecer el impacto cuantitativo que el *seigniorage* pudo, aun indirectamente, ejercer sobre las condiciones de sostenibilidad de la senda del saldo presupuestario. Por último se recopilan los principales resultados obtenidos en el apartado de conclusiones.

2. MARCO TEÓRICO: MULTICOINTEGRACIÓN Y SOSTENIBILIDAD DEL DÉFICIT

La línea de investigación de este trabajo se centra en una metodología econométrica relativamente reciente basada en el concepto de multicointegración, que permite incluir en un mismo análisis el estudio de las relaciones entre variables tanto flujo (integradas de orden uno) como *stock* (sus acumuladas, por definición integradas

de orden dos). El concepto de multicointegración ha sido desarrollado, entre otros, por Engsted, Gonzalo y Haldrup (1997), Haldrup (1998) o Leachman y Francis (2002) basándose en la siguiente idea: dos series temporales X_t e Y_t integradas de orden uno pueden estar cointegradas entre sí de forma que exista una relación lineal entre ambas $Z_t = Y_t - \mathbf{b}X_t$ estacionaria. Puede suceder que la serie resultante de la acumulación de estos residuos $S_t = \sum_{j=1}^t Z_j$ (por definición integrada de orden uno) esté a su vez cointegrada con las variables iniciales X_t y/o Y_t , esto es, que la combinación $I_t = Y_t - \mathbf{g}S_t$ sea también I(0), en cuyo caso se diría que hay dos niveles de cointegración entre X_t e Y_t , o lo que es lo mismo, que ambas series I(1) están *multicointegradas* (Granger y Lee 1989, 1990). Como advierten Engsted y Johansen (1997) la multicointegración requiere ser considerada empíricamente ya que, de existir, invalidaría los procedimientos habituales de estimación, contraste de hipótesis y predicción en sistemas cointegrados.

En la práctica, el análisis de la multicointegración puede abordarse de dos formas diferentes. Aunque en un primer momento Granger y Lee (1990) propusieron implementar un doble contraste de cointegración (entre X_t e Y_t , primero, y entre S_t y X_t y/o Y_t , después), recientemente se ha demostrado la mayor robustez de un contraste aplicado sobre una única ecuación (Engsted *et al.* 1997), capaz de estimar de manera conjunta los parámetros del modelo:

$$\sum_{i=1}^t Y_i = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t + \mathbf{a}_2 t^2 + K_0 \sum_{i=1}^t X_i + K_1 \Delta \sum_{i=1}^t X_i + \mathbf{n}_t \quad [1]$$

Expresado de esta forma, una única ecuación integra las variables flujo I(1) [$\Delta \sum_{i=1}^t X_i = X_t$] y las *stock* -sus acumuladas, I(2) por definición [$\sum_{i=1}^t Y_i$, $\sum_{i=1}^t X_i$]-, de manera que los parámetros que acompañan a los regresores (K_0 , K_1) representan las

relaciones de cointegración de primer y segundo nivel, esto es: entre las variables flujo, por un lado, y flujo y *stock*, por otro. El análisis considera un total de tres modelos, que difieren entre sí según el componente determinístico incluya o no tendencias –además de término independiente \mathbf{a}_0 – (modelo 1: sin tendencia, modelo 2: con tendencia lineal $\mathbf{a}_1 t$, modelo 3: con tendencia tanto lineal como cuadrática $\mathbf{a}_1 t + \mathbf{a}_2 t^2$)¹.

Si el contraste del orden de integración de la serie de residuos \mathbf{n}_t en [1] revela que ésta es I(0) o estacionaria se rechazará la hipótesis nula, esto es, la no-existencia de multicointegración entre las variables. En ese caso, así como cuando existe únicamente relación de cointegración de primer nivel (entre las variables flujo), el modelo podrá expresarse en forma de VECM (Johansen 1992, 1995). El análisis del parámetro que acompaña al término de corrección de error aportará entonces información sobre las reacciones de las variables ante desviaciones coyunturales del equilibrio de largo plazo:

$$\begin{cases} \Delta X = c(1) + c(2).EC_{t-1} + c(3).\Delta X_{t-1} + c(4).\Delta Y_{t-1} \\ \Delta Y = c(1) + c(2).EC_{t-1} + c(3).\Delta X_{t-1} + c(4).\Delta Y_{t-1} \end{cases} \quad [2]$$

* donde *EC* es el residuo obtenido de la relación de cointegración entre *X* e *Y*

Por último, si el periodo objeto de estudio es de muy largo plazo, resulta lógico plantearse si los resultados del análisis han podido verse afectados por la existencia de alguna ruptura estructural. Esta posibilidad ha sido recientemente planteada a nivel teórico por Carrión y Berenguer (2007), autores que desarrollan hasta un total de ocho versiones del modelo que permiten la introducción de rupturas en sus distintos componentes, tabulando además los valores críticos a utilizar en el contraste de hipótesis. Los cinco primeros modelos proponen posibles rupturas que no afectan a los

¹ Los valores críticos para contrastar la hipótesis nula de no-estacionariedad de los residuos (o, equivalentemente, de no-multicointegración entre las series I(1)) se encuentran tabulados en Haldrup (1994) para el caso de modelo sin tendencia y en Engsted *et al.* (1997) para los casos de modelos con tendencia lineal o tendencias lineal y cuadrática.

vectores de cointegración: los tres primeros representan los casos ya explicados, y los modelos 4 y 5 proponen rupturas que también afectan únicamente al componente determinístico (en nivel o en pendiente). El modelo 6 permite cambios tanto en el componente determinístico como en el vector de cointegración de segundo nivel, pero ninguno en el primer nivel de cointegración. El 7 controla los cambios que pueden afectar tanto al componente determinístico como al vector de cointegración de segundo nivel, pero no al de primer nivel. Finalmente el modelo 8 es el más general, puesto que admite rupturas sobre todos los parámetros del modelo.

En el caso concreto de este artículo se considerarán como variables flujo iniciales (presuntamente cointegradas entre sí) los ingresos y los gastos públicos –incluida la carga por intereses de la deuda–, de forma que el saldo presupuestario conforma la variable residual. Su acumulación resulta ser una variable *stock*, la deuda, que a su vez puede estar cointegrada con los ingresos y/o los gastos. De ser así, las propiedades que caracterizarían a estas dos series multicointegradas permitirían garantizar una acepción de sostenibilidad del déficit que va más allá de la considerada tradicionalmente a través del cumplimiento de la Restricción Presupuestaria Intertemporal (Sargent y Wallace 1981, King y Plosser 1985). Como argumentaban recientemente Leachman *et al.* (2005), el análisis de multicointegración resulta de especial interés por desarrollar un criterio de sostenibilidad que es independiente del rendimiento económico de un país, esto es, válido incluso para estados de naturaleza “adversos” (aquellos en los que la tasa de crecimiento de la economía se sitúa por debajo del tipo de interés real de la deuda)².

² La multicointegración es una forma especial de cointegración I(2). En un sistema bivariante I(1) implica que existen al menos dos vectores de cointegración entre las variables, esto es, que se da una cointegración polinomial entre las dos variables del sistema que las vincula mediante dos

Para estos autores, si existe multicointegración entre los ingresos y los gastos públicos podrá evaluarse si el comportamiento fiscal de un país es consistente con políticas presupuestarias sostenibles. Ello dependerá de los valores que tomen de los parámetros de la relación, de que cumplan o no ciertas condiciones. De esta forma, estimando los parámetros denominados K_0 y K_1 en la ecuación [1] se valorará si ha habido o no sostenibilidad en las finanzas públicas.

En particular, si Y_i representa la serie de gastos y X_i la de ingresos, y se constata que ambas tienen una raíz unitaria, puede existir multicointegración entre ellas. Ello ocurrirá si están cointegradas entre sí (si su residuo –el saldo presupuestario– es estacionario) y, al mismo tiempo, la deuda pública (o variable *stock* que compone el residuo acumulado; riqueza si el saldo es positivo) está a su vez cointegrada con los ingresos y/o gastos iniciales. Como ya se ha comentado, ambos niveles de cointegración pueden analizarse simultáneamente contrastando en un solo paso la estacionariedad de n_t en [1]. Una vez probado empíricamente que las series X_i e Y_i están multicointegradas, puede pasarse a interpretar los parámetros que definen la relación. En primer lugar, K_0 representa la relación entre ingresos y gastos³, luego si $K_0 > 1$ podrá afirmarse que, en media, los déficits han dominado sobre los superávits y si $K_0 < 1$ que las cuentas públicas se han saldado, en media, con superávit.

Pero los resultados no sólo arrojarán información sobre la preeminencia del déficit o el superávit a lo largo del tiempo, sino también sobre cómo la política fiscal ha reaccionado ante su acumulación, esto es: si los ingresos o los gastos se han expandido

fuerzas equilibrantes, mediante un complejo equilibrio flujo-*stock* que va más allá de la tradicional relación de equilibrio de sistemas simplemente cointegrados.

³ Se demuestra que K_0 es un estimador super-super-consistente del primer coeficiente de cointegración (entre las variables flujo ingresos-gastos) que converge a su verdadero valor a una tasa $O_p(T^2)$.

o contraído ante el crecimiento de la deuda pública o de la riqueza nacional, o lo que es lo mismo, si ha existido una respuesta gubernamental coherente y responsable con la evolución del saldo presupuestario. De esta forma y observando también el parámetro K_I en [1]⁴, que representa la relación de equilibrio entre las variables flujo y *stock*, podrá establecerse el *criterio de sostenibilidad* de la siguiente forma:

- Si $K_0 > 1$ los déficits habrán dominado sobre los superávits, luego la sostenibilidad requerirá que $K_I > 0$, es decir, que se dé una relación positiva entre los ingresos y el valor presente de la deuda. Así, los ingresos se ajustarán elevándose ante un aumento de deuda.
- Por el contrario, si $K_0 < 1$ y los superávits habrán sido más frecuentes, y el criterio de sostenibilidad exigirá que $K_I < 0$, o lo que es lo mismo, que haya una relación negativa entre los ingresos y la riqueza. Así, los ingresos se reducirán ante aumentos en la riqueza nacional.

Además, en caso de resultar multicointegradas las series iniciales de gastos e ingresos, o incluso si sólo se da una relación de cointegración de primer nivel (entre las variables flujo, y no con la *stock*), el modelo puede expresarse también mediante un sistema de vectores autorregresivos que incluya término de corrección de error, la estimación de cuyo parámetro permitirá conocer la reacción de las variables fiscales ante desviaciones coyunturales del equilibrio de largo plazo. De esta forma, estimando c(2) en [2] para las dos ecuaciones, podrá analizarse si han sido los ingresos, los gastos o ambos, los que han respondido ante las desviaciones; así como la velocidad del proceso de ajuste.

⁴ Se demuestra que K_I es un estimador super-consistente de la segunda relación de cointegración flujo-*stock* (ingresos-deuda o riqueza) que converge a su verdadero valor a una tasa $O_p(T^{-1})$.

Por último, el análisis empírico avanzará un paso más en la aplicación de la metodología de la multicointegración al incluir la posibilidad de que se hubieran producido rupturas estructurales, hecho altamente plausible si se consideran las sustanciales transformaciones del mercado financiero acometidas en tan largo periodo de tiempo hasta lograr alcanzar su actual grado de desarrollo.

3. ESPAÑA: DESEQUILIBRIO PRESUPUESTARIO Y *SEIGNIORAGE*, DATOS

A grandes rasgos puede seguirse la evolución del saldo presupuestario entre 1857 y 2000 en España en el Gráfico 1. Sin afán de entrar en detalle, destaca a primera vista la preeminencia de los déficits sobre los superávits. Siguiendo el orden cronológico, los primeros grandes desequilibrios se produjeron en el entorno de la Revolución de La Gloriosa (1868), etapa de gran convulsión política y social. Aunque de menor magnitud, las cuentas siguieron saldándose en números rojos hasta el primer decenio del siglo XX⁵, cuando el saneamiento hacendístico impuesto por Fernández Villaverde consiguió obtener saldos superavitarios y restringir el recurso al Tesoro. Pasada esta breve etapa los déficits volvieron a ser la norma, incrementándose a lo largo de unos años de una gran inestabilidad política que acabó estallando en la Guerra Civil. Los gastos de la contienda fueron sin duda cuantiosos, pero no se dispone de datos para esos años 1936-1939⁶. Las consecuencias de la posguerra sin embargo sí son visibles durante la etapa más oscura de la autarquía franquista (años cuarenta), mostrando de nuevo considerables déficits destinados a paliarlas. El hecho de que los cincuenta y sesenta no

⁵ A final del siglo XIX la guerra de Cuba y el conflicto derivado contra EE.UU. (1896-98) ocasionaron grandes gastos al Estado español. No obstante, dado que no fueron oficialmente contabilizados (véase Sabaté *et al.* 2006) en el Gráfico 1 no se han presentado los déficits de esos años.

⁶ La utilización de técnicas de interpolación sin duda minoran los gastos reales, por lo que en el Gráfico 1 se han preferido obviar los importantes déficits de esos años.

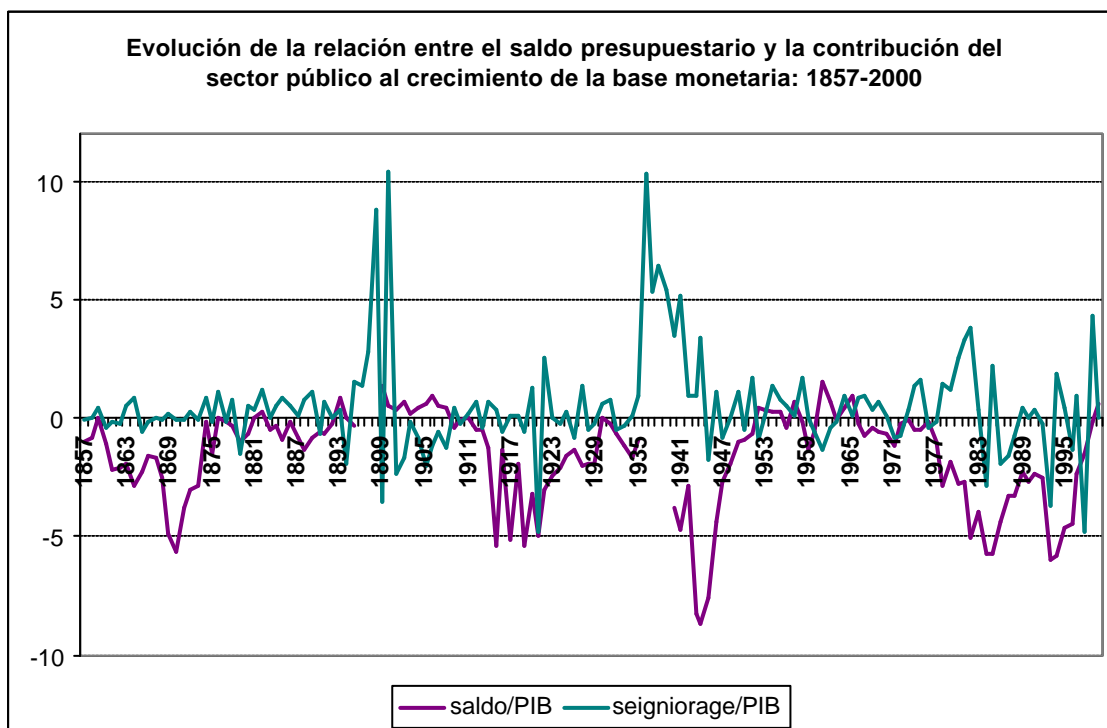
arrojen grandes desequilibrios puede explicarse en parte por la imposibilidad de conocer la cifra real del déficit, ya que durante esos años muchos de los gastos en que incurrió el Estado fueron canalizados extrapresupuestariamente a través de sus Organismos Autónomos. Ya en los setenta el déficit se disparó, fruto de la conjunción de varios factores de gran importancia: la transición política, las crisis energéticas y, fundamentalmente, la tardía pero acelerada creación y expansión del Estado del Bienestar. No sería hasta el final del periodo cuando la preocupación por la inflación, en principio, y el deseo de cumplir los requisitos de acceso a la Unión Europea – restricciones en términos de déficit y de deuda pública-, más tarde, obligaran a las autoridades a iniciar una senda de contención de su déficit público. Tras la inevitable recaída producida por la crisis económica del 91-93, el gobierno se empapó de lleno en la nueva *cultura de la estabilidad*. Ayudado por una coyuntura favorable, unos tipos de interés en descenso, y un firme propósito de contención de gasto y aumento de la presión fiscal (plasmado a nivel europeo en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento, y en España en la aún más estricta Ley General de Estabilidad Presupuestaria), a final de siglo se conseguía lograr de nuevo el equilibrio de las cuentas públicas.

Por otro lado, el Gráfico 1 ofrece también la evolución del componente de la base monetaria atribuible al sector público⁷, de vital importancia para el estudio de la política presupuestaria puesto que España tendió a recurrir a la financiación de sus desequilibrios fiscales por medio de mecanismos poco ortodoxos como la emisión de dinero (monetización directa o *seigniorage*). De hecho, en este gráfico puede apreciarse una relación inversa entre déficit y *seigniorage*, ya que, en general, durante los

⁷ Como se ha hecho en otros trabajos (Friedman y Schwartz 1963, Cagan 1965, Fratianni y Spinelli 1997, Martín Aceña 1985 o 1988) puede entenderse que la base monetaria está formada por las contribuciones a su crecimiento de los sectores público, privado y exterior. Así, en un trabajo realizado aún sin publicar, las autoras cuantifican que la contribución del sector público entre 1874 y 1998 en el caso español rozó el 22% del total (casi el 36% si se incluye en el cómputo público los ingresos por monetización indirecta o emisión de deuda pignorable entre 1917 y 1959).

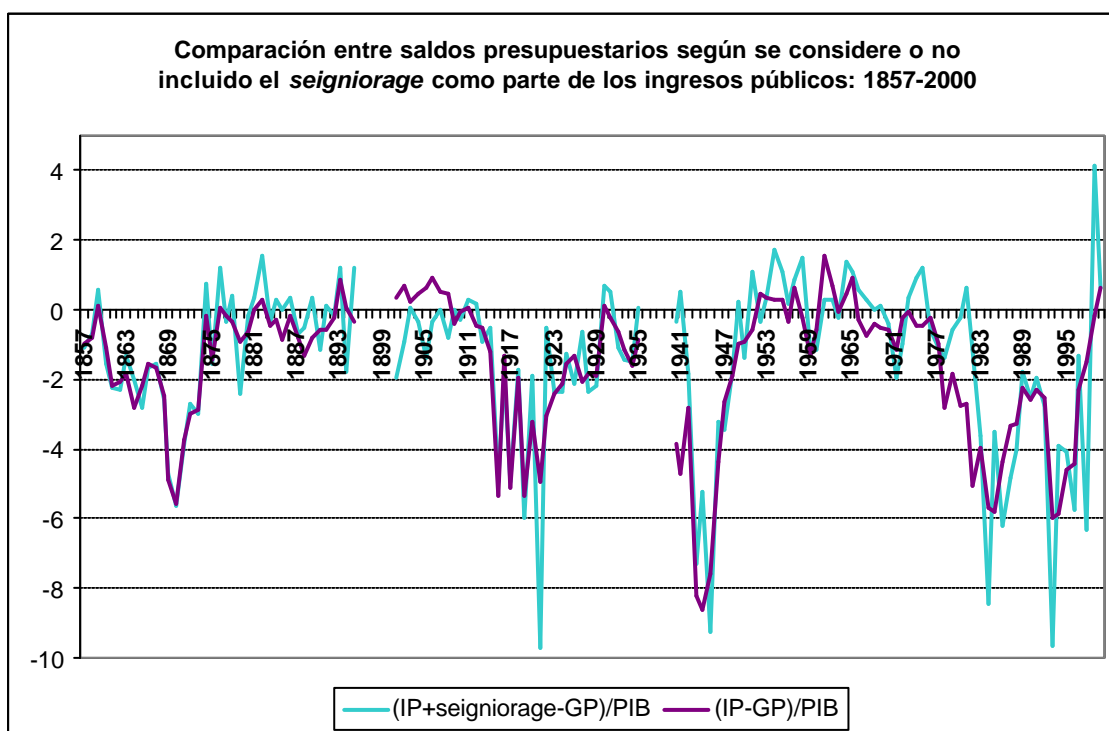
momentos en que las cuentas públicas se saldaron en negativo fue más patente la expansión monetaria. En particular cabe resaltar cómo, en los momentos en que hubo cuantiosos gastos extraordinarios (periodos bélicos: 1896-98 y 1936-39), la importancia de la monetización como mecanismo de financiación destaca ostensiblemente. Todo ello lleva a lanzar una hipótesis complementaria a contrastar en el apartado empírico: que, más allá de que la dinámica del saldo presupuestario haya seguido o no una senda sostenible en el largo plazo, y más allá de que la respuesta de la política fiscal haya sido coherente o no con respecto a sus desequilibrios, el *seigniorage* tuvo en España un rol de importancia a la hora de tratar de alcanzar la sostenibilidad. Uno de los objetivos del presente trabajo será, por tanto, cuantificar la medida en que cumplió con este papel, sin entrar en consideraciones que cuestionarían su conveniencia como mecanismo de financiación dadas sus repercusiones inflacionarias.

GRÁFICO 1.



Así, como se verá en el siguiente apartado, el procedimiento a seguir será realizar el análisis por duplicado: primero considerando los ingresos ‘ordinarios’ y en segundo lugar ampliándolos con los ingresos obtenidos por el Estado por medio del *seigniorage*. De esta forma podrá analizarse cuantitativamente en qué medida el tradicional recurso a la monetización fue necesario para equilibrar los presupuestos, contribuyendo así a la consolidación del régimen de *dominio fiscal*⁸. A modo explicativo se ofrece también el Gráfico 2, en el que se aprecian las divergencias que habría entre las series de saldo presupuestario dependiendo de la consideración o no como ingresos públicos de aquéllos obtenidos vía emisión monetaria. En él puede observarse cómo en efecto, exceptuando el ya comentado primer decenio del siglo XX y su etapa final (de mediados de los ochenta en adelante, cuando el propósito de contención de precios llevó a acabar progresivamente con la monetización directa), el déficit que incluye en su cálculo los ingresos por *seigniorage* fue en general más reducido que el déficit tradicional.

GRÁFICO 2.



⁸ Entendido como la subordinación de la política monetaria a la fiscal, véase Sabaté *et al.* (2006).

Las series de datos se han obtenido principalmente de las *Estadísticas Históricas de España*, vols. I y II (Carreras y Tafunell (eds.), 2006). La disponibilidad de datos ha sido el criterio de elección de las fechas inicial y final del análisis, ya que pretendía cubrirse el intervalo temporal más largo posible. La serie de *gastos* se ha obtenido como la suma de “Obligaciones totales del Estado reconocidas y liquidadas” (Cuadro 12.13, p.925), “Gasto total extraordinario (1926-1953)” (Cuadro 12.19, p.947) y “Gasto total por atrasos de la guerra (1940-1946)” (Cuadro 12.20, p.947). La serie de *ingresos* se ha obtenido como los “Derechos reconocidos y liquidados totales” (Cuadro 12.9, p.912) minorados por el “Producto de la negociación de la Deuda del Estado y del Tesoro” (Cuadro 12.12, p.922). Para obtener los ingresos ampliados por el *seigniorage* se añadió la contribución del sector público al incremento de base monetaria (en diferencias, puesto que es una variable *stock*). Ésta resultó la serie más difícil de obtener puesto que hubo de ser reconstruida a partir de diversas fuentes. Se utilizaron datos de los balances del Banco de España procedentes de Anes (1974a, c). Se añadió además la moneda de plata (1876-1900), serie disponible también en Anes (1974b), para homogeneizar con las fuentes disponibles para el resto de etapas. Para los subperiodos 1900-1935 y 1940-1962 se utilizaron las cifras de Martín Aceña (1985) y Martín Aceña (1988), respectivamente. Para el siguiente periodo, 1962-1981, se dispuso de información procedente de distintos *Informes* del Banco de España (1976, 1982). Finalmente, el último subperiodo 1982-2000, se cubrió con diferentes *Boletines Estadísticos* del Banco de España. Todas las series se han relativizado por el PIB nominal a precios de mercado, procedente también de la reconstrucción que ofrecen las Estadísticas Históricas de España.

4. APLICACIÓN EMPÍRICA

Como ya se ha ido apuntando en los apartados anteriores, las variables con las que lidiará el análisis empírico, y su correspondiente nomenclatura, son las siguientes:

- ingresos públicos relativizados por el PIB: *revy1*
 - ingresos públicos ampliados con el *seigniorage* (esto es, con la expansión de la base monetaria atribuible al sector público), relativizados por el PIB: *revy2*
 - gastos públicos relativizados por el PIB (incluyendo gastos por pagos de intereses de la deuda): *spendy*
- * cuando sea necesario se utilizarán las acumuladas de estas variables, que se denominarán, respectivamente: *revy1_ac*, *revy2_ac* y *spendy_ac*.

El Cuadro 1 presenta los resultados de los tests de estacionariedad y raíces unitarias de las tres series objeto de estudio. La batería de contrastes aplicada (hipótesis nula en ADF, PP y MZ_t -GLS: no-estacionariedad; hipótesis nula en KPSS: estacionariedad) arroja unas conclusiones claras: Todas las series analizadas son I(1), es decir, tienen una raíz unitaria, por lo que podrán existir relaciones de cointegración entre ellas si sus correspondientes residuos resultan estacionarios.

CUADRO 1. **TESTS DE ESTACIONARIEDAD Y RAÍCES UNITARIAS**

T. indepte. y tendencia	ADF	PP	MZ_t -GLS	KPSS
<i>revy1</i>	-2.04	-2.00	-1.95	0.20*
<i>revy2</i>	-2.16	-3.94*	-2.20	0.15*
<i>spendy</i>	-2.33	-2.02	-2.18	0.19*
T. independiente	ADF	PP	MZ_t -GLS	KPSS
<i>revy1</i>	-0.74	-0.42	-0.31	0.90**
<i>revy2</i>	-0.93	-2.65	-0.65	0.87**
<i>spendy</i>	-1.25	-0.86	-0.84	0.83**

Notas: ** Significativa al 1% y * significativa al 5%. Los valores crítico de los tests ADF y PP se encuentran tabulados en McKinnon (1996). El número de retardos de los tests ADF y MZ_t -GLS ha sido seleccionado según el criterio SBIC. En el test PP se ha utilizado la ventana de Bartlett como estimador kernel.

No obstante, como lo que en principio interesa es analizar la existencia de multicointegración, se optará por estimar directamente el modelo explicitado en la ecuación [1] –o su aplicación concreta detallada en las Notas al Cuadro 2– en sus versiones con *revy1* y con *revy2*, así como las tres alternativas diferenciadas según la composición de su componente determinístico. Así, el test multi-DF contrastará la hipótesis nula de no-estacionariedad de los residuos n_t en [1], y el mejor modelo se seleccionará según el criterio AIC (el que lo minimice).

CUADRO 2. *MULTICOINTEGRACIÓN SIN RUPTURAS ESTRUCTURALES*

<i>revy = revy1</i>	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>m</i>	4.17 (0.046)	13.00 (0.001)	11.51 (0.005)
<i>d</i>		-0.60 (0.011)	-0.92 (0.002)
<i>q</i>			-0.02 (0.090)
<i>b</i>	1.11 (0.000)	1.17 (0.000)	1.23 (0.000)
<i>g</i>	0.52 (0.035)	-0.14 (0.685)	-0.30 (0.404)
test multi-DF	-2.97	-4.03	-3.04
valor crítico al 5%	-3.89	-4.26	-4.64
valor crítico al 10%	-3.55	-3.94	-4.32
AIC	537.93	535.63	535.13
<i>revy = revy2</i>	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>m</i>	9.04 (0.001)	15.23 (0.001)	13.17 (0.005)
<i>d</i>		-0.48 (0.073)	-0.80 (0.027)
<i>q</i>			-0.02 (0.184)
<i>b</i>	1.04 (0.000)	1.09 (0.000)	1.14 (0.000)
<i>g</i>	0.94 (0.001)	0.64 (0.048)	0.57 (0.087)
test multi-DF	-3.24	-4.02	-4.08
valor crítico al 5%	-3.89	-4.26	-4.64
valor crítico al 10%	-3.55	-3.94	-4.32
AIC	582.91	582.25	582.33

Notas: p-valores entre paréntesis.

Basado en la ecuación: $spendy_{ac} = \mu + d.time + ? . time^2 + \beta . revy_{ac} + ? . revy$

De las cifras del Cuadro 2 podemos destacar los siguientes resultados: Mientras el mejor de los modelos que consideran los ingresos ordinarios resulta ser el 3 (con tendencias lineal y cuadrática), el criterio AIC selecciona el 2 (con tendencia sólo lineal) de entre los que consideran la versión ampliada de los ingresos. Centrándonos por tanto en esos dos modelos concretos y comparando el valor de sus estadísticos Dickey-Fuller

con los valores críticos al 5 y al 10%, se concluye que no puede confirmarse multicointegración entre gastos e ingresos, pero sí entre gastos y los ingresos que incluyen el *seigniorage*.

Analizando en el modelo 2 con *revy2* las estimaciones de los parámetros que representan las relaciones de cointegración de primer y segundo nivel entre las variables se observa que $b = 1.09 > 1$ y muy significativo, luego se corrobora un ligero dominio de los déficit en el largo plazo aun tras haber incluido entre los ingresos los procedentes de la monetización (los déficit resultarían lógicamente mayores, $b = 1.23$, en el modelo 3 con *revy1*). Por otra parte, analizando el segundo parámetro, se observa que $g = 0.64 > 0$, luego en este caso y a pesar de la persistencia de los déficits la senda presupuestaria podría caracterizarse de *sostenible*, ya que la reacción de la política fiscal habría sido responsable: aumentando sus ingresos ante incrementos de la deuda pública. Cabe añadir que, en el caso de considerar los ingresos ordinarios, y aun centrándonos en el modelo 2 con *revy1* que no rechaza la multicointegración –al fin y al cabo los valores del AIC apenas difieren entre el 2 y el 3– la senda presupuestaria no sería sostenible, ya que $b > 1$ y $g < 0$ (además g no es significativo). Es decir, que ante déficits aún mayores la práctica fiscal no sería consistente con la sostenibilidad puesto que ante incrementos de la deuda pública los ingresos se verían reducidos. Ello puede interpretarse como prueba de la importancia que el *seigniorage* adquirió como garante, más o menos adecuado, de la sostenibilidad de las finanzas públicas en la España de largo plazo.

No obstante, la amplitud del periodo (143 años) hace recomendable considerar la posible existencia de rupturas estructurales, ya que su presencia podría alterar los resultados sobre multicointegración. Es lo que se aborda en el Cuadro 3.

CUADRO 3. *MULTICOINTEGRACIÓN CON UNA RUPTURA ESTRUCTURAL*

<i>revy = revy1</i>	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
μ_1	14.69 (0.000)	2.70 (0.431)	1.72 (0.938)	1.72 (0.938)	15.58 (0.316)
μ_2	6.24 (0.057)	-16.16 (0.000)	12.68 (0.566)	12.68 (0.566)	-667.88 (0.000)
d_1	-1.10 (0.001)	-0.85 (0.001)	-0.66 (0.962)	-0.66 (0.962)	13.05 (0.001)
d_2	-0.32 (0.047)	1.85 (0.000)	-0.02 (0.999)	-0.02 (0.999)	-12.44 (0.002)
q		-0.02 (0.000)			-0.01 (0.000)
b_1	1.22 (0.000)	1.30 (0.000)	-0.02 (0.999)	1.18 (0.000)	-0.30 (0.520)
b_2			0 (1.000)		-1.59 (0.001)
g_1	-0.28 (0.458)	0.22 (0.444)	-0.19 (0.601)	-0.19 (0.601)	-1.70 (0.355)
g_2				0 (1.000)	1.90 (0.308)
punto ruptura	1935	1906	1859	1859	1902
test multi-DF	-4.48	-4.65	-4.39	-4.39	-5.07
v.c. al 5%	-5.90	-6.23	-6.13	-6.23	-6.38
v.c. al 10%	-5.59	-5.90	-5.80	-5.88	-6.06
AIC	533.77	501.26	537.04	537.04	491.65
<i>revy = revy2</i>	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
μ_1	18.62 (0.000)	-2.53 (0.902)	1.97 (0.627)	35.68 (0.965)	2.19 (0.650)
μ_2	-14.24 (0.012)	23.25 (0.261)	-935.40 (0.000)	-33.76 (0.978)	-1439.38 (0.000)
d_1	-0.91 (0.027)	-1.63 (0.863)	14.59 (0.000)	3.54 (0.973)	16.30 (0.000)
d_2	-0.06 (0.794)	0.82 (0.931)	-17.03 (0.000)	-4.20 (0.968)	-21.34 (0.000)
q		-0.00 (0.500)			0.01 (0.000)
b_1	1.14 (0.000)	1.13 (0.000)	-0.54 (0.004)	1.10 (0.000)	-0.81 (0.000)
b_2			1.77 (0.000)		2.03 (0.000)
g_1	0.43 (0.915)	0.57 (0.080)	0.34 (0.183)	-4.87 (0.966)	0.92 (0.036)
g_2				5.47 (0.962)	-1.32 (0.009)
punto ruptura	1944	1860	1915	1860	1933
test multi-DF	-4.59	-4.63	-5.07	-4.58	-7.02
v.c. al 5%	-5.90	-6.23	-6.13	-6.23	-6.38
v.c. al 10%	-5.59	-5.90	-5.80	-5.88	-6.06
AIC	581.02	581.04	543.93	581.28	510.18

Notas: p-valores entre paréntesis.

Los valores críticos al 5 y al 10% tabulados en Carrión y Berenguer (2007) se han tomado para un tamaño muestral de $n=100$, dado que se trabaja con 143 datos y la siguiente tabulación se había realizado para $n=250$. No obstante, considerando esta última los resultados de los contrastes se mantendrían.

Basado en la ecuación: $spendy_{ac} = \mu_1 + \mu_2.dum + d_1.time + d_2.time.dum + \gamma.time^2 + \beta_1.revy_{ac} + \beta_2.revy_{ac}.dum + \gamma_1.revy + \gamma_2.revy.dum$; donde *dum* es una variable *dummy* que toma valor 0 en los años previos a la ruptura estructural correspondiente y valor 1 del año siguiente en adelante.

La inclusión de una ruptura en el análisis arroja interesantes resultados: En primer lugar, el criterio de selección de modelos AIC centra el análisis en el modelo 8, el más general, se utilice como variable representativa de los ingresos *revy1* o *revy2*. No obstante, queda descartado el análisis del modelo 8 con *revy1* puesto que, además de no aceptarse la existencia de multicointegración entre las variables, los parámetros objeto de estudio no resultan en absoluto significativos: puede deducirse por tanto que la dinámica de ingresos y gastos fue independiente, no estando en ese caso sujeta a ninguna pauta común de comportamiento estable.

Considerando *revy2*, en cambio, sí pueden estudiarse relaciones de cointegración de primer y segundo nivel en el modelo 8, ya que el test multi-DF no rechaza la hipótesis nula de no-multicointegración. La metodología del contraste localiza la ruptura (de entre todos los puntos posibles) en el año 1933, así que puede diferenciarse entre dos etapas en la senda presupuestaria delimitadas –aproximadamente– por el comienzo de la Guerra Civil. Observando los parámetros correspondientes se establece que, para el primer subperiodo, $\mathbf{b} = -0.81 < 1$ y $\mathbf{g} = 0.92 > 0$, lo que indica que se habrían conseguido saldos superavitarios en media pero no habría habido una respuesta fiscal responsable, puesto que ante el aumento de la riqueza se redujeron los ingresos ampliados.

Para el segundo subperiodo los parámetros toman los valores $\mathbf{b} = 1.22 > 1$ y $\mathbf{g} = -0.40 < 0$, pareciendo en principio estas cifras más razonables. Los déficits predominaron sobre los superávits (en mayor medida que para el periodo completo: $1.22 > 1.14$), no garantizándose en esta ocasión su sostenibilidad al reducirse los ingresos, incluso ampliados, mientras la deuda pública crecía.

A pesar de la dificultad de interpretar los resultados del primer subperiodo a la luz del contexto histórico, el análisis de multicointegración con ruptura resulta en todo caso útil para señalar el año 1933 como punto de inflexión en la relación entre ingresos y gastos públicos. Ello servirá para analizar por subperiodos la posible relación de cointegración –de primer nivel, de manera independiente– entre estas variables, ya que de haberla (si sus residuos se comprueban estacionarios) podría implementarse el correspondiente modelo VECM que permitiera desentrañar con mayor precisión lo acontecido, incluida la reacción de las variables fiscales ante posibles desviaciones de su relación de largo plazo. Es decir, no sólo el signo de la relación entre las variables flujo-*stock* sino también su dirección de causalidad. Es lo que a continuación se presenta en los Cuadros 4, 5 y 6.

CUADRO 4. *ESTIMACIÓN DE LAS RELACIONES POR OLS*

<i>spendy = c(1) + c(2).revy1</i>	<i>c(1)</i>	<i>c(2)</i>	<i>R²</i>
1857-1933	7*	0.36	0.07
1934-2000	0.45	1.09**	0.88
1857-2000	0.58	1.07**	0.88
<i>spendy = c(1) + c(2).revy2</i>	<i>c(1)</i>	<i>c(2)</i>	<i>R²</i>
1857-1933	9.98*	0.02	0.001
1934-2000	1.63	0.95*	0.72
1857-2000	2.21*	0.90*	0.73

Notas: ** Significativa a un nivel de confianza del 1%, * significativa al 5%.

El Cuadro 4 estima por mínimos cuadrados la relación entre gastos e ingresos, estos últimos tanto ordinarios como ampliados. Los valores del R^2 confirman la sospecha de que resulta difícil, si no imposible, modelizar relaciones entre gastos e ingresos para el periodo pre-bélico. De la misma forma, el coeficiente que representaría su relación, $c(2)$, no resulta significativo entre 1857 y 1933. Sí lo es tanto para el periodo completo como para el segundo subperiodo: considerando los ingresos ordinarios la relación habría tendido a saldarse con déficit (mayor para 1934-2000), que tornaría a superávit al añadir el *seigniorage* (mayor para 1857-2000).

CUADRO 5. *TESTS DE ESTACIONARIEDAD Y RAÍCES UNITARIAS*
(*TEST DE ENGLE-GRANGER DE COINTEGRACIÓN SOBRE LOS RESIDUOS*)

Residuo de la ecuación con <i>revy1</i>		ADF
Con término independiente y tendencia		
	1857-1933	-1.46
	1934-2000	-2.65
	1857-2000	-4.37***
Con término independiente		
	1857-1933	-1.78
	1934-2000	-2.71*
	1857-2000	-4.4***
Residuo de la ecuación con <i>revy2</i>		ADF
Con término independiente y tendencia		
	1857-1933	-1.19
	1934-2000	-2.86
	1857-2000	-4.72***
Con término independiente		
	1857-1933	-0.84
	1934-2000	-2.54
	1857-2000	-4.59***

Notas: Basado en los residuos de las ecuaciones: $spendy = c(1) + c(2). revy1$ y $spendy = c(1) + c(2). revy2$.

*** Significativa al 1%, ** significativa al 5%, significativa al 10%.

Los valores críticos del test ADF se encuentran tabulados en McKinnon (1996). El número de retardos del test ADF se ha elegido según el criterio SBIC.

El Cuadro 5 desvela el orden de integración de las series de residuos resultantes de las relaciones anteriores. Dado que sólo puede confirmarse la estacionariedad de los residuos de la relación entre ingresos (ampliados o no) y gastos para el periodo completo 1857-2000, sólo será en este caso cuando no se rechace cointegración entre las variables. Así, los resultados de los Cuadros 4 y 5 revelan que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre gastos e ingresos ordinarios caracterizada por déficits persistentes, y una relación de equilibrio de largo plazo entre gastos e ingresos ampliados caracterizada por el dominio de los superávits.

Será por tanto sólo para estos dos casos cuando sea posible expresar el modelo en forma de VECM y, consecuentemente, analizar las respuestas de las variables fiscales ante desviaciones coyunturales de la relación de equilibrio de largo plazo.

CUADRO 6. *MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR*

Con <i>revy</i> = <i>revy1</i>		<i>c</i> (1)	<i>c</i> (2)	<i>c</i> (3)	<i>c</i> (4)	R ²
1857-2000	$\Delta spendy$	0.14	-0.07 (0.38)	-0.20*	0.12	0.039
	$\Delta revy$	0.14	0.14** (0.04)	-0.08	0.04	0.032
Con <i>revy</i> = <i>revy2</i>		<i>c</i> (1)	<i>c</i> (2)	<i>c</i> (3)	<i>c</i> (4)	R ²
1857-2000	$\Delta spendy$	0.14	-0.075 (0.17)	-0.12	-0.003	0.039
	$\Delta revy$	0.20	0.21*** (0.01)	0.18	-0.48***	0.338

Notas: Basado en el sistema de ecuaciones VECM:

$$\begin{cases} \Delta spendy = c(1) + c(2).EC_{t-1} + c(3).\Delta spendy_{t-1} + c(4).\Delta revy_{t-1} \\ \Delta revy = c(1) + c(2).EC_{t-1} + c(3).\Delta spendy_{t-1} + c(4).\Delta revy_{t-1} \end{cases}$$

donde *revy* = *revy1* y *revy2*, alternativamente, y *EC* es el residuo obtenido previamente de cada relación de cointegración correspondiente.

* indica significatividad al 10%, ** significatividad al 5% y *** significatividad al 1%; p-valores entre paréntesis.

Por último, del Cuadro 6 pueden extraerse las siguientes reflexiones. Observando los resultados del sistema VECM para el periodo completo con ingresos ordinarios, y más concretamente, la ecuación sobre los gastos ($\Delta spendy$), podría haberse concluido que éstos tendieron a ajustarse –reducirse– ante desviaciones de la relación de equilibrio (deficitaria) de largo plazo por ser el parámetro que acompaña al término de corrección del error negativo, pero ello sólo si hubiera alcanzado significatividad suficiente. En este ECM el único parámetro relevante que resulta altamente significativo es el del término de corrección del error de la ecuación sobre $\Delta revy$. Dado que es positivo se puede afirmar que los ingresos fueron la variable fiscal sensible a la coyuntura, incrementando en respuesta ante desviaciones desde la relación de equilibrio de largo plazo ingresos-gastos. En cualquier caso, la reacción de la política fiscal tampoco destacó por su contundencia: el valor estimado de *c*(2) es relativamente pequeño, indicando una lenta velocidad de ajuste.

En el caso del VECM que considera los ingresos ampliados los resultados son similares. Vuelve a observarse una respuesta –en principio– negativa de los gastos ante

divergencias desde el equilibrio, aumentando en significatividad pero sin alcanzar todavía los estándares mínimos aceptados. Centrando la atención en la ecuación sobre $\Delta revy$ se descubre de nuevo un parámetro positivo para el término de corrección del error, de mayor valor y más significativo en esta ocasión. Ello revela que los ingresos ampliados respondieron con mayor intensidad que los ordinarios ante desviaciones desde el equilibrio⁹.

Estos resultados permiten corroborar empíricamente que, dado que los gastos seguían una dinámica independiente, las autoridades se sirvieron únicamente de los ingresos para reaccionar ante sus desequilibrios fiscales, potenciando su efecto con la ayuda del *seigniorage*. De esta forma podría decirse que, en cierta manera, la monetización permitió a los gobiernos garantizar –aun artificialmente– una *pseudo*-sostenibilidad para su senda presupuestaria.

5. CONCLUSIONES

De los resultados obtenidos para el caso español de muy largo plazo pueden resumirse las siguientes conclusiones. Considerando el periodo en su totalidad y la definición habitual de ingresos públicos no se encuentra evidencia empírica de multicointegración entre gastos e ingresos. No obstante, sí existiría una relación de cointegración de primer nivel entre ambas variables, estando caracterizada por un déficit

⁹ Otro dato que destaca en el Cuadro 6 es la alta significatividad del parámetro negativo $c(4)$ en la ecuación sobre $\Delta revy2$. Futuras investigaciones podrían tratar de analizar si los ingresos ampliados sufrieron algún tipo de ‘inercia negativa’, esto es, si quizá los años con alta monetización tendieron a ser seguidos de otros de contención monetaria.

Por otro lado, cabe añadir que se realizó también la estimación de los sistemas VECM para el segundo subperiodo 1934-2000 con $revy1$ y $revy2$, ya que los residuos de la relación $spendy = c(1) + c(2).revy$ se encontraban en ese caso en los límites para poder ser aceptados como $I(0)$ –y aceptar por tanto cointegración–. Aunque los resultados no se presentan en este trabajo, puede adelantarse que fueron muy similares a los obtenidos para el periodo completo.

persistente. Por otro lado, si se consideran los ingresos ampliados los resultados dan un vuelco significativo: no puede rechazarse la existencia de multicointegración, lo que implica la presencia de relaciones estables tanto entre las variables flujo como *stock*. Además, aunque la relación entre ingresos y gastos seguiría estando caracterizada por el déficit éste es menor, y la respuesta política presupuestaria habría sido consistente: ante el incremento de la deuda los ingresos aumentaron. Esto es, **el *seigniorage* resultó esencial a la hora de garantizar la sostenibilidad de la senda presupuestaria, ya que otro tipo de medidas** más impopulares que hubieran podido tratar de garantizar ese objetivo, como acometer una necesaria reforma del obsoleto sistema tributario o recortar los gastos, **fueron recurrentemente postergadas**. De hecho, tomando en cuenta el plus de financiación que supuso el *seigniorage*, la relación de cointegración de primer nivel –considerada individualmente– incluso arrojaría un saldo ligeramente superavitario. Por otro lado y en coherencia con lo anterior, expresando el modelo en forma de VECM se concluye que **los gastos públicos siguieron en el largo plazo una dinámica independiente, siendo los ingresos (y en mayor medida los ampliados) la variable fiscal que tendió a ajustarse ante divergencias coyunturales en la relación de equilibrio de largo plazo**.

En segundo lugar, si se considera la posibilidad de que se haya dado un cambio estructural a lo largo del periodo, el contraste de la hipótesis nula de no-multicointegración sólo sería significativamente rechazado para el caso en que se consideran los ingresos ampliados y durante el segundo subperiodo que delimita una ruptura situada en los albores de la Guerra Civil. No obstante, aunque aparece multicointegración entre las variables, también caracterizada por una presencia mayoritaria de déficits, no habría habido en este caso una reacción fiscal responsable: La estimación de los parámetros pertinentes revela que, ante incrementos de la deuda

pública, los ingresos se redujeron. Es decir, **tras la Guerra Civil y hasta el año 2000 no podría garantizarse la sostenibilidad de la senda presupuestaria ni aun considerando entre los ingresos la aportación extraordinaria del *seigniorage*.**

Este hecho podría interpretarse apuntando a la pérdida de la importancia relativa que a lo largo del tiempo sufrió la monetización como mecanismo de financiación de los desequilibrios presupuestarios. Atendiendo a la historia de este segundo subperiodo, merece la pena recordar los sucesivos intentos de restricción de la monetización directa, particularmente firmes en los años 1984 y 1989 tras materializarse en leyes concretas. Por otro lado, y también especialmente de los ochenta en adelante, los gobiernos encontraron nuevas vías para financiar sus crecientes requerimientos fiscales, como fue la emisión masiva de títulos de deuda pública y otros activos líquidos que emergieron con fuerza ante el tardío pero rápido desarrollo financiero español. **El no tener en cuenta la financiación que el Estado obtenía con la colocación de estos títulos (Pagarés, Letras, etc.) en la definición de ingresos públicos puede explicar por qué el contraste de multicointegración considera la senda del déficit del segundo subperiodo no sostenible.**

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anés Álvarez, R. (1974a), "Una serie de base monetaria (1874-1915)" en: Tortella, G. (dir.), *La Banca española en la Restauración*, vol. II: *Datos para una historia económica*, Madrid, Servicio de Estudios del Banco de España, 199-209.
- Anés Álvarez, R. (1974b), "Estimación de la moneda de plata existente en España entre 1874 y 1915", en: Tortella, G. (dir.), *La Banca española en la Restauración*, vol. II: *Datos para una historia económica*, Madrid, Servicio de Estudios del Banco de España, 99-116.
- Anés Álvarez, R. (1974c), "Balances Sectorizados del Banco de España (1874-1915)" en: Tortella, G. (dir.), *La Banca española en la Restauración*, vol. II: *Datos para una historia económica*, Madrid, Servicio de Estudios del Banco de España, 141-198.
- Cagan, P. (1965), *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875-1960*, Columbia University Press, New York.
- Carreras, A. y Tafunell, X. (coords.) (2006), *Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX-XX*, Fundación BBVA.
- Carrión i Silvestre, J.L. y Berenguer-Rico, V. (2007), "Multicointegration, polynomial cointegration and I(2) cointegration with structural breaks. An application to the sustainability of the US external deficit", WP, Universidad de Barcelona.
- Engsted, T., Gonzalo, J. y Haldrup, N. (1997), "Testing for multicointegration", *Economics Letters* 56, 259-266.
- Engsted, T. y Johansen, S. (1997), "Granger's Representation Theorem and Multicointegration", *European University Institute Working Paper Eco. No. 97/15*.
- Fratianni, M. y Spinelli, F. (1997), *A Monetary History of Italy*, Cambridge University Press.
- Friedman, M. y Schwartz, A. J. (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- Granger, C.W.J. y Lee, T. (1989), "Investigation of production, sales and inventory relations using multicointegration and non-symmetric error correction models", *Journal of Applied Econometrics* 4 (supplement), 145-159.
- Granger, C.W.J. y Lee, T. (1990), "Multicointegration", en: Rhodes, G.F., Fomby, T.B. (eds.), *Advances in Econometrics* vol.8 JAI Press, Greenwich, CT, 71-84.
- Haldrup, N. (1994), "The asymptotics of single-equation cointegration regressions with I(1) and I(2) variables", *Journal of Econometrics* 63 (1), 153-181.
- Haldrup, N. (1998), "An econometric analysis of I(2) variables", *Journal of Econometric Surveys* 12, 595-650.

- Johansen, S. (1992), "A representation of Vector Autoregressive processes integrated of order 2", *Econometric Theory* 8, 188-202.
- Johansen, S. (1995), "A statistical analysis of cointegration for I(2) variables", *Econometric Theory* 11, 25-59.
- King, R. y Plosser, C (1985): "Money, Deficit and Inflation", *Carnegie-Rochester Conference Series* 22, 147-196.
- Leachman, L., Bester, A., Rosas, G. y Lange, P. (2005), "Multicointegration and sustainability of fiscal practices", *Economic Inquiry* 43 (2), 454-466.
- Leachman, L. y Francis, B. (2002), "Twin deficits: apparition or reality?", *Applied Economics* 34, 1121-1132.
- Martín Aceña, P. (1985), *La cantidad de dinero en España*, Madrid, Banco de España.
- Martín Aceña, P. (1988), *Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962*, Madrid, Banco de España.
- McKinnon, J.G. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics* 11(6), 601-618.
- Pesaran, M.H. y Shin, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Approach to Cointegration Analysis", en: S. Storm (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Fisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, 11th chapter.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. y Smith, R.J. (2000), "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics* 97, 293-343.
- 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.
- 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.