

BANCO DE ESPAÑA

TEST DE RAICES UNITARIAS:
APLICACIÓN A SERIES DE LA ECONOMÍA
ESPAÑOLA Y AL ANÁLISIS DE LA VELOCIDAD
DE CIRCULACIÓN DEL DINERO (1964-1990)

Juan Luis Vega

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9117

BANCO DE ESPAÑA

TESTS DE RAICES UNITARIAS:
APLICACION A SERIES DE LA ECONOMIA
ESPAÑOLA Y AL ANALISIS DE LA VELOCIDAD
DE CIRCULACION DEL DINERO (1964-1990)

Juan Luis Vega (*)

(*) Agradezco los comentarios y sugerencias de J. Ayuso, J. J. Dolado, J. L. Escrivá, F. Gutiérrez, J. L. Malo de Molina, J. Pérez, F. Sáez y Teresa Sasre. De especial ayuda ha sido la labor de J. A. Cuenca en la programación de los tests.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9117

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-119-4

Depósito legal: M-38802-1991

Imprenta del Banco de España

I.- INTRODUCCION

La no estacionariedad es una característica frecuente en la evolución de las series económicas. Esta regularidad empírica tiene importantes implicaciones para la modelización econométrica, tal como Nelson y Plosser (1982) o Stock y Watson (1988) apuntaron, y hace que los procedimientos de inferencia estándar, apoyados en el supuesto de estacionariedad, no sean, en su mayoría, aplicables.

Frente a este hecho, se han desarrollado en los últimos años dos líneas metodológicas. Por una parte, la que defienden los analistas de series temporales, que consideran que la diferenciación de las variables no estacionarias es un prerequisite a su modelización. Por otra, la que, apoyada en el concepto de cointegración, postula modelos de mecanismo de corrección de error que, junto a una dinámica suficientemente flexible, permiten contrastar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo sugeridas por la Teoría Económica.

Sin embargo, en ambos enfoques resulta importante en un primer paso de la modelización identificar el orden de integración de las variables consideradas, esto es, el número de raíces unitarias que contiene su modelo ARIMA. Igualmente, las decisiones adoptadas sobre el grado de integración de las variables condicionan la interpretación de la solución a largo plazo derivada del modelo.

El objetivo del presente trabajo es aportar evidencia empírica sobre el orden de integración de un conjunto amplio de variables de la economía española usadas frecuentemente en la modelización econométrica.

Un primer grupo de éstas incluye agregados macroeconómicos en términos reales -PIB, Demanda Nacional, Demanda

Final, Consumo e Inversión- y sus correspondientes deflatores. Además, se examinan diversos agregados monetarios: ALP, M2, la Deuda Pública a medio y largo plazo en manos del público , el Crédito Interno otorgado por el sistema crediticio y los mercados monetarios al sector empresas no financieras y familias y el Crédito Interno Total. El análisis abarca los años comprendidos entre 1964 y 1990 y la periodicidad es anual.

Dado que es comúnmente aceptado en los ejercicios econométricos realizados en nuestro país que estas series contienen al menos una raíz unitaria, limitaremos los esfuerzos a contrastar la hipótesis nula de que son integradas de orden dos, $I(2)$, frente a la alternativa de que son $I(1)$. Esto es, nos centraremos en contrastar si las tasas de crecimiento de estas variables contienen una raíz unitaria.

Para un segundo grupo de variables -tipos de interés propios y alternativos de ALP y M2, tipo de interés del crédito a empresas y familias y tipo exterior- contrastaremos la hipótesis nula de una raíz unitaria frente a la alternativa estacionaria.

Por otro lado, en estimaciones econométricas de funciones de demanda de agregados monetarios realizadas para otros países es frecuente observar el siguiente resultado: mientras los agregados monetarios o crediticios, en términos nominales, y los precios son $I(2)$, los agregados en términos reales son $I(1)$, esto es, dinero o crédito y precios están cointegrados. Resulta, pues, necesario revisar la evidencia empírica existente para comprobar si esta regularidad se cumple también en el caso español.

Finalmente, y dado que la evidencia aportada en la sección II, no parece apoyar el supuesto anterior, analizaremos en la sección III si combinaciones lineales concretas de dinero, precios y renta u otras variables de gasto son integradas de orden uno.

Concretamente, estudieramos el orden de integración de $M-P-\beta Y$, siendo: M , un agregado monetario (ALP ó $M2$); Y , un agregado macroeconómico representativo del gasto y P , su correspondiente deflactor. Dado que la Teoría Económica no especifica unívocamente el valor concreto del parámetro β , permitiremos que éste tome los valores 1.0 y 1.5 para un agregado amplio como ALP y 0.5 y 1.0 para $M2$. $\beta=0.5$ se justifica en el marco de un modelo de demanda para transacciones tipo Baumol-Tobin y se aplica sólo al agregado más estrecho; $\beta=1$ es el valor que predice un modelo de velocidad de circulación tipo Friedman; y $\beta=1.5$, aplicado a ALP, intentaría captar, vía elasticidades-renta superiores a uno, algún efecto adicional de variable omitida (particularmente, la riqueza).

En las secciones II y III se presentan los resultados de algunos contrastes de raíces unitarias aplicados, para el periodo 1964-1990, a las series descritas y se extraen algunas implicaciones para la modelización de funciones de demanda de agregados monetarios y crediticios para la economía española. En el apéndice se hace un breve repaso de los tests de raíces unitarias realizados en este trabajo.

II.- APLICACION A ALGUNAS SERIES DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

El cuadro 1 resume los resultados de la aplicación de los contrastes descritos en el apéndice a diversas series de la economía española para el periodo 1964-1990. Estas se agrupan en cinco categorías: agregados macroeconómicos en términos reales, precios, agregados monetarios nominales y reales, y tipos de interés¹. En todos los casos, salvo para los tipos de interés, se contrasta la

¹ Para todas las variables, salvo los tipos de interés, se han tomado transformaciones logarítmicas

Cuadro 1

		TEST DE RAICES UNITARIAS (1964 - 1990)					
		DICKEY FULLER	DICKEY l=3	SAID	PHILLIPS - PERROW		HALL
					l=2	l=4	
AGREGADOS MACROECONOMICOS	1.- PIB	-2.27	-1.37		-1.76	-1.67	-2.32
	2.- DN	-2.60	-1.44		-2.17	-2.13	-2.75
	3.- DF	-2.63	-1.39		-2.13	-2.10	-2.74
	4.- CON	-2.07	-1.44		-1.69	-1.71	-2.21
	5.- INV	-3.04	* -1.46		-2.56	-2.49	* -3.25
PRECIOS	1.- D. PIB	-1.96	-2.47		-2.00	-2.07	-1.98
	2.- D. DN	-1.49	-2.69		-1.44	-1.65	-1.69
	3.- D. DF	-1.44	-2.53		-1.34	-1.56	-1.57
	4.- D. CON	-1.30	-2.76		-1.35	-1.57	-1.51
	5.- D. INV	-1.96	-1.97		-1.75	-1.82	-2.35
	6.- IPC	-1.64	-2.75		-1.72	-1.86	-1.64
AG. MON. Y CRED.	1.- ALP	-.86	-.09		-.71	-.51	-.93
	2.- M2	-2.96	-1.54		-2.63	-2.49	-2.48
	3.- DEUD	-2.56	-1.91		-2.19	-1.90	-2.13
	4.- CEEFF	-2.19	-2.11		-2.02	-1.76	-2.16
	5.- CREDIT	-2.51	-2.00		-2.07	-1.81	-2.25
AG. MON. Y CRED. REALES	1.- ALP	-1.86	-1.79		-1.68	-1.73	-1.82
	2.- M2	-2.30	-1.23		-1.65	-1.67	-2.74
	3.- DEUD	-2.03	-1.32		-1.59	-1.16	2.13
	4.- CEEFF	-2.04	-2.44		-2.00	-1.80	-1.90
	5.- CREDIT	-2.69	-3.54	*	-2.58	-2.48	-2.23
TIPOS DE INTERES	1.- ALP	-.79	-1.25		-.91	-.93	-.77
	2.- M2	.42	.18		.36	.55	-.17
	3.- DEUD	-1.26	-1.52		-1.37	-1.38	-1.10
	4.- M2A	-1.29	-1.73		-1.37	-1.41	-.99
	5.- CREDIT	-.52	-.86		-.60	-.57	-.64
	6.- EXT.	-2.63	-2.57		-2.54	-2.22	-2.30

presencia de una raíz unitaria en la tasa de crecimiento de estas variables, esto es, la hipótesis nula de que las variables son integradas de orden dos frente a la alternativa de que son integradas de orden uno. Para los tipos de interés, la hipótesis nula es que son integrados de orden uno frente a la alternativa estacionaria.

El cuadro 1 se estructura en cinco columnas que recogen los diversos tests propuestos. La primera y segunda columna corresponden a los contrastes de Dickey-Fuller y Dickey-Said. La tercera y cuarta corresponden al test de Phillips-Perron para $I=2$ y $I=4$, respectivamente. Finalmente, la quinta columna recoge el test de Hall para procesos u_t media móvil de orden uno. Junto al valor de cada uno de los tests, se indica con * los rechazos de la hipótesis nula al 5% y con ** los rechazos al 1%.

De la discusión del apéndice acerca de las distorsiones en muestras finitas del tamaño de estos tests, se podría extraer una primera conclusión relativa a la prudencia con que han de ser interpretados los resultados. En este sentido, una recomendación derivada podría ser reducir de forma arbitraria el tamaño nominal de los contrastes.

De este modo, si adoptáramos un criterio estricto como reducir el nivel de significación hasta el 1%, la evidencia empírica aportada en el cuadro 1 no permite rechazar la hipótesis de que las tasas de crecimiento de las variables consideradas -agregados macroeconómicos, precios y agregados monetarios- contienen una raíz unitaria. El mismo resultado se aplica al nivel de los tipos de interés. Tampoco parece existir evidencia que apoye la hipótesis de que dinero/crédito y precios estén cointegrados.

Un criterio menos estricto que elevara el nivel de significación hasta el usual del 5%, arrojaría ciertas dudas sólo en el caso de dos series: la inversión y el crédito interno total en

términos reales, donde los resultados de los tests son divergentes.

El caso de la inversión es, quizás, el más dudoso. Dos de los contrastes, Dickey-Fuller y Hall, rechazan al 95% la hipótesis de que su tasa de crecimiento no es estacionaria.

Para el crédito interno total este rechazo se produce en el test de Dickey-Said. Sin embargo, la existencia de un término de media móvil de orden uno muy alto, en torno a .80, dificulta la aproximación autorregresiva, arrojando algunas dudas sobre el resultado.

Las conclusiones derivadas del cuadro 1 son coincidentes con muchos de los trabajos econométricos realizados en España. Así, por ejemplo, en Dolado y Escrivá (1991), para datos trimestrales que abarcan el periodo 1974-1989, se concluye: "puede afirmarse que la evidencia no es incoherente con que M, P e Y sean I(2) y que r^p y r^a sean I(1)". En dicho trabajo: M representa un conjunto de definiciones amplias de liquidez, entre las que se encuentra ALP; P, es el índice de precios al consumo (IPC); Y es el PIB a precios de mercado en términos reales; r^p y r^a son tipos de interés propios y alternativos de los agregados considerados, entre los cuales se encuentra el tipo propio de ALP y el tipo de la deuda pública.

Sin embargo, en ocasiones este tipo de resultados se han criticado apoyándose en el argumento de Perron (1989) que establece que estos tests están sesgados hacia la aceptación de raíces unitarias cuando existe cambio estructural en algún punto de la muestra.

Andrés et al.(1990) rechazan la hipótesis nula de que el consumo privado sea integrado de orden dos frente a la alternativa de que es integrado de orden uno con tendencias segmentadas en la media, distinguiendo tres medias distintas para la tasa de

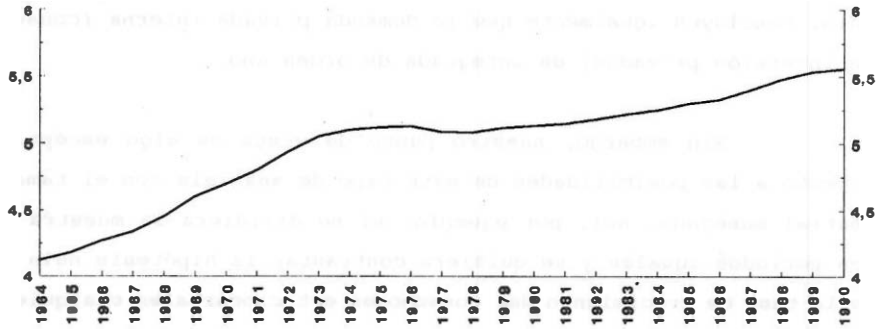
crecimiento del consumo en el período 64-88. Manzanedo y Sebastián (1990), utilizando el mismo enfoque de tendencias segmentadas en la media, concluyen igualmente que la demanda privada interna (consumo más inversión privados) es integrada de orden uno.

Sin embargo, nuestro punto de vista es algo escéptico respecto a las posibilidades de este tipo de análisis con el tamaño muestral manejado. Así, por ejemplo, si se dividiera la muestra en tres períodos iguales y se quisiera contrastar la hipótesis nula de que la tasa de crecimiento del consumo es estacionaria en cualquiera de ellos, se estaría haciendo inferencia sobre las propiedades de largo plazo de la serie con tan solo ocho datos, de forma que en este trabajo no se considera dicha posibilidad.

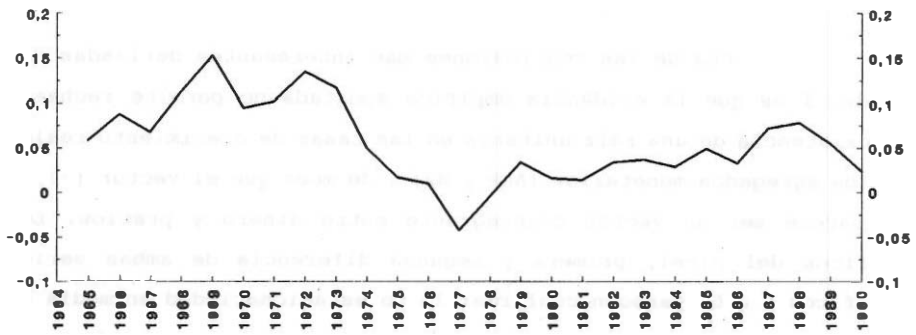
Una de las conclusiones más interesantes derivadas del cuadro 1 es que la evidencia empírica aportada no permite rechazar la existencia de una raíz unitaria en las tasas de crecimiento reales de los agregados monetarios (ALP y M2), de modo que el vector $(-1,1)$ no parece ser un vector cointegrante entre dinero y precios. Los gráficos del nivel, primera y segunda diferencia de ambas series (gráficos 1 a 6) parecen confirmar la no estacionariedad en media de las tasas de crecimiento en términos reales de ambos agregados.

Así, para un período suficientemente dilatado de tiempo como el compuesto por los veintisiete años que abarca este análisis, la caracterización como $I(2)$ de los agregados monetarios y crediticios en términos reales parece bien fundamentada en el caso español. Ello, junto al hecho de que las posibles variables de escala en una ecuación típica de demanda de dinero resultan ser también $I(2)$ lleva a investigar en la sección III la existencia de un vector de cointegración $(-1,1,\beta)$ entre dinero, precios y la variable de escala que produzca una combinación lineal integrada de orden uno. La existencia de tal combinación resulta esencial para lograr una especificación en niveles de las funciones de demanda de dinero.

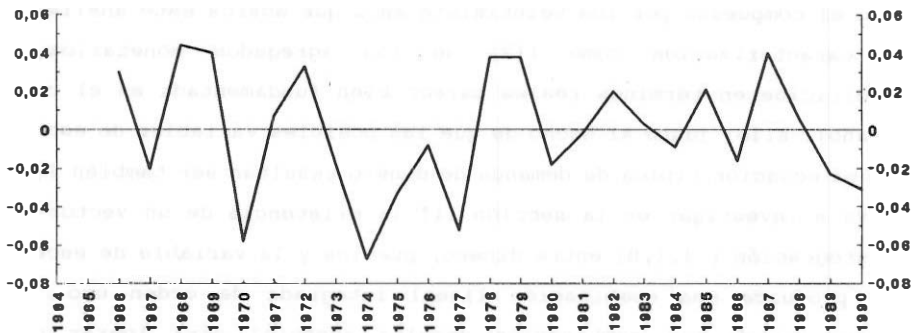
ALP REAL:niveles
(gráf.1)



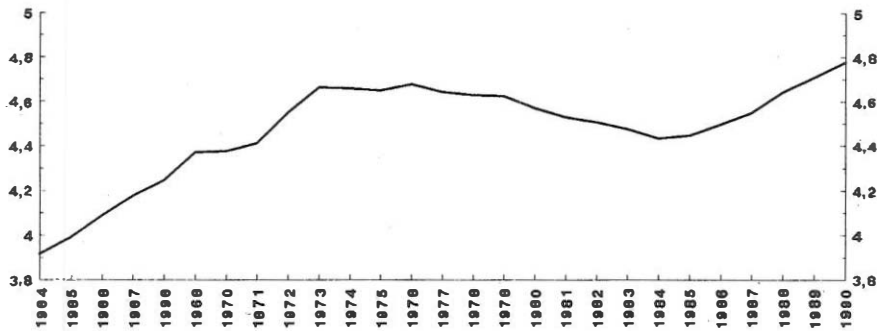
1ª diferencia
(gráf.2)



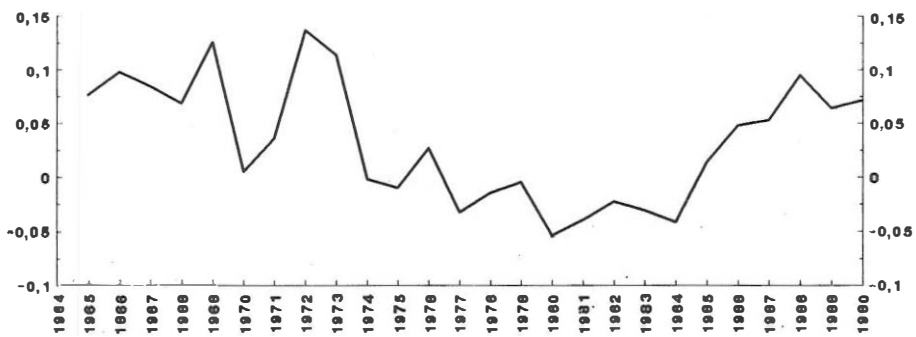
2ª diferencia
(gráf.3)



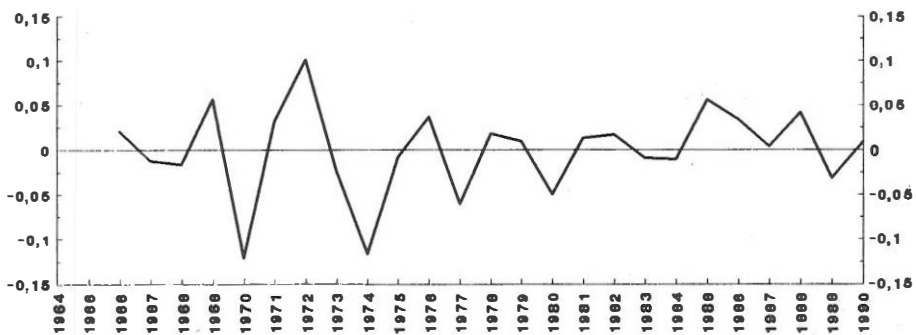
M2 REAL
(gráf.4)



1ª diferencia
(gráf.5)



2ª diferencia
(gráf.6)



III.- ANALISIS DE LA VELOCIDAD DE CIRCULACION DEL DINERO

Los cuadros 2 y 3 intentan responder, para valores concretos de β , a la cuestión de si alguna combinación lineal $M-P-\beta Y$ es integrada de orden uno, esto es, si existe cointegración entre dinero (ALP o M2), precios y variables de escala (renta, demanda nacional, demanda final o consumo). En ambos se contrasta la hipótesis nula de que la tasa de variación de $M-P-\beta Y$ contiene una raíz unitaria frente a la alternativa estacionaria. La estructura de los cuadros es similar a la del cuadro 1.

Para ALP, un agregado amplio de liquidez, en el cuadro 2 se han tomado valores de β de 1.0 y 1.5. $\beta=1.0$ es el valor que predice un modelo de velocidad de circulación tipo Friedman; mientras valores $\beta>1.0$ vienen explicados tradicionalmente en la literatura econométrica como la forma de captar efectos adicionales de variables omitidas -típicamente, la riqueza- en la especificación de la función de demanda de dinero.

Para M2, los valores de β considerados en el cuadro 3 han sido 0.5 y 1. En este caso, el valor $\beta=0.5$ se justificaría en un modelo de demanda para transacciones tipo Baumol-Tobin.

Antes de comentar los resultados de la aplicación de los tests puede resultar interesante hacer un breve repaso histórico de la elasticidad-renta a largo plazo estimada en diversas especificaciones de funciones de demanda de dinero para la economía española. Las estimaciones que aparecen en el siguiente cuadro-resumen tienen en común considerar el PIB como variable de escala, además no se han considerado aquellas especificaciones que incluían alguna medición de la riqueza como determinante de la demanda de dinero:

AUTOR	PERIODO	AGREGADO	ELASTICIDAD-RENTA
Argandoña (74)	52-70	M2	1.44
Argandoña (74)	52-70	M3	1.61
Rojo-Pérez (77)	65-75	M2	1.39
Rojo-Pérez (77)	65-75	M3	1.49
Dolado (82)	67-80	M3	1.71
Dolado (83)	67-83	M3	1.84
Dolado (83)	67-83	ALP	1.79
Rojo-Ariztegui (84)	67-83	M2	1.46
Rojo-Ariztegui (84)	67-83	ALP	1.77
Dolado (88)	74-87	M2	0.7
Dolado (88)	74-87	ALP	1.0
Dolado-Escrivá (91)	74-89	ALP	1.0

Centrándose en el caso de ALP y teniendo en cuenta que este agregado y M3 coinciden, básicamente, en el período anterior a 1984, debe destacarse cómo las estimaciones que cubrían el final de los 60 y la totalidad de los 70, tenían en común elasticidades-renta superiores a la unidad. Cuando el análisis se restringe al período posterior a 1978², Dolado (88) y Dolado-Escrivá (91) aceptan la hipótesis de elasticidad-renta unitaria para la demanda de ALP.

En los gráficos 7, 8 y 9 se presentan el nivel, primera

² Dolado (88) y Dolado-Escrivá (91) incluyen una tendencia cuadrática que controla el comportamiento anómalo de la velocidad de circulación de ALP en el período 1974-77.

y segunda diferencia de $ALP-P-\beta Y$, para valores de 1 y 1.5 para β . En este caso la variable de escala $-Y-$ es el PIB a precios de mercado y los precios $-P-$ su correspondiente deflactor.

Cuando $\beta=1$, la inversa de la velocidad de circulación de ALP presenta una tendencia creciente en todo el periodo, sólo interrumpida en los años que van desde 1974 a 1978. Esta caída tendencial de la velocidad de circulación resulta difícil de explicar, para la totalidad del periodo, por el resto de variables explicativas tradicionales en una ecuación de demanda de dinero (inflación y tipos de interés propio y alternativo), ya que éstas no poseen una tendencia clara en toda la muestra. En el gráfico 7 se observa cómo el suponer una elasticidad-renta superior a la unidad, en concreto $\beta=1.5$, elimina este problema, sin necesidad de acudir a procesos tecnológicos o de innovación financiera, de forma que la serie $ALP-P-1.5Y$ deambula sin mostrar tendencia precisa en su evolución³.

Por contra, cuando el análisis se restringe al periodo posterior al 78, la evolución tendencial de la velocidad coincide temporalmente con todo un periodo de inflación decreciente y tipos de interés propios crecientes, esto último debido a procesos de desregulación de los tipos pasivos de banca y cajas, dando lugar a una elevada sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de inflación y al tipo propio.

En el cuadro 2 se realizan los tests formales sobre el orden de integración de $ALP-P-\beta Y$. Para $\beta=1.5$ la evidencia recogida permite rechazar a niveles de confianza del 99% la presencia de una raíz unitaria en la tasa de variación, en el caso en el que la

³ Una aproximación distinta es la contenida en Mauleon (1987, 1989), donde se obtiene una elasticidad-renta de la demanda de ALP próxima a la unidad, pero se incluyen diversas variables que intentan medir la riqueza.

variable de escala es el PIB. Para el resto de variables de escala los resultados son menos concluyentes.

Para $\beta=1$ sólo el contraste de Dickey-Fuller permite rechazar al 5%, cuando la variable de escala es el PIB o la Demanda Final, la hipótesis de que la tasa de variación de la velocidad de circulación de ALP contiene una raíz unitaria. Por contra, el resto de los tests aceptan la hipótesis nula, indicando que $(-1,1,1)$ no sería un vector de cointegración entre ALP, precios y variable de escala, en contraste con los resultados obtenidos por Dolado y Escrivá (1991), si bien estos autores necesitan controlar con una tendencia cuadrática la evolución de la velocidad de circulación en el periodo 74-77 e incluyen una tendencia lineal para el conjunto de la muestra.

Los resultados del cuadro 3 para M2 son algo más confusos, no permitiendo conclusiones unívocas. La gran discrepancia del tests de Dickey y Said respecto del resto es debida en este caso a la escasa significatividad de los retardos de la variable dependiente.

Los gráficos 10, 11 y 12 recogen el nivel, primera y segunda diferencia de M2-P-BY, para valores de 0.5 y 1.0 de β . Otra vez la variable de escala es el PIB y los precios el deflactor del PIB.

Quizás la principal lectura derivada sea la dificultad de establecer en base a la evidencia aportada el valor de β o la variable de escala adecuada. Sin embargo, el valor de los tests es persistentemente mayor para el caso $\beta=1$, indicando que esta elección produce combinaciones lineales más estacionarias. Igualmente, la elección del PIB o de la Demanda Nacional como variables de escala, frente a las alternativas Demanda Final o Consumo, parece también incrementar el valor de los tests.

Finalmente, como conclusión general es necesario destacar las implicaciones que para la especificación y estimación de funciones de demanda de agregados monetarios tiene la evidencia presentada en este trabajo. Estas se derivan, básicamente, de los diferentes órdenes de integración de las variables que forman parte de una ecuación de demanda de dinero. El hecho de que los agregados monetarios en términos reales así como las posibles variables de escala sean $I(2)$ conduce a la investigación de la existencia en un primer nivel de cointegración de una combinación lineal $M-P-\beta Y$ de un orden de integración menor y que pueda cointegrar con el resto de variables explicativas, también $I(1)$. Los tests realizados en la sección III indican que tal combinación lineal, al menos en el caso de ALP, no es precisamente el concepto de velocidad de circulación y que valores de la elasticidad-renta de la demanda suficientemente mayores que la unidad permiten obtener ese primer grado de cointegración.

El valor $\beta=1.5$ propuesto en este trabajo es sólo orientativo a tal fin y ha de estar sometido a estimación en el contexto de una función de demanda para ALP. Los trabajos que a este respecto se vienen realizando en el Servicio de Estudios del Banco de España apuntan hacia valores de la elasticidad-renta para la demanda de ALP entre 1.5 y 1.8, dependiendo del periodo muestral y de la frecuencia utilizada (anual o trimestral).

Estas estimaciones entroncan, como ya se ha señalado, con una larga tradición de estudios econométricos sobre demanda de agregados monetarios amplios. Por otra parte, la evidencia internacional más reciente es coincidente en este punto. Las estimaciones de Boughton y Tavlas (1991) para EEUU, Japón, República Federal de Alemania, Reino Unido y Francia, tienen en común el obtener, salvo en el primero de los casos, elasticidades-renta superiores a la unidad. Igualmente, Muscatelli y Papi (1990) estiman para Italia un valor de $\beta=1.4$. Finalmente, los trabajos en curso en

el seno del Comité de Gobernadores presentan elasticidades-renta que oscilan entre 1.3 y 1.7 en un agregado monetario armonizado para el conjunto de países del Sistema Monetario Europeo, dependiendo del agregado considerado, el período de análisis y el método de estimación.

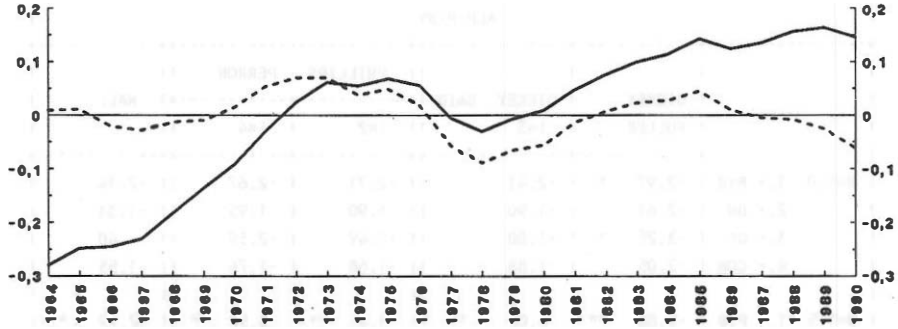
Cuadro 2

TEST DE RAICES UNITARIAS (1964 - 1990)												
ALP-P- β Y												
		DICKEY		SAID	PHILLIPS - PERRON		HALL					
		FULLER	l=3		l=2	l=4						
$\beta=1.0$	1.- PIB	-2.97	*	-2.41	!!	-2.71	!	-2.67	!!	-2.14	!	
	2.- DN	-2.61		-1.90	!!	-1.90	!	-1.95	!!	-1.33	!	
	3.- DF	-3.25	*	-1.80	!!	-2.49	!	-2.59	!!	-.40	!	
	4.- CON	-2.05		-1.88	!!	-1.68	!	-1.76	!!	-1.55	!	
$\beta=1.5$	1.- PIB	-3.88	**	-3.00	**	-3.61	**	-3.58	**	!!	-2.79	**
	2.- DN	-3.19	**	-2.18	*	-2.55	*	-2.52	*	!!	-3.07	**
	3.- DF	-4.16	**	-1.87		-3.53	**	-3.53	**	!!	-2.59	*
	4.- CON	-2.79	**	-2.51	*	-2.41	*	-2.45	*	!!	-2.57	*

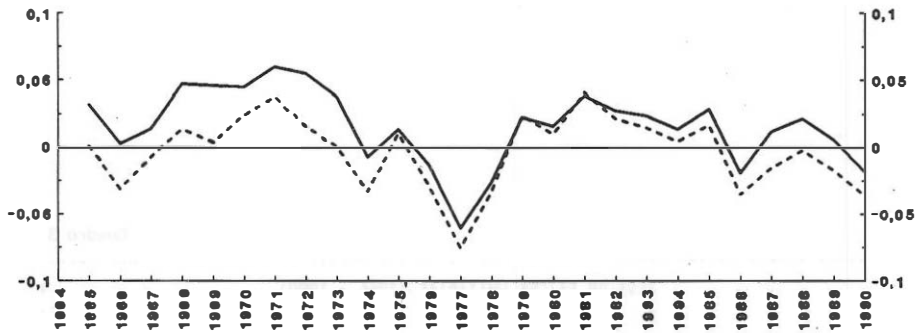
Cuadro 3

TEST DE RAICES UNITARIAS (1964 - 1990)												
M2-P- β Y												
		DICKEY		SAID	PHILLIPS - PERRON		HALL					
		FULLER	l=3		l=2	l=4						
$\beta=0.5$	1.- PIB	-2.78	**	-1.13	!!	-2.12	*	-2.11	*	!!	-2.66	**
	2.- DN	-2.81	**	-1.19	!!	-1.93	!	-1.89	!!	-2.74	**	
	3.- DF	-2.82	**	-1.09	!!	-1.96	!	-1.97	!!	-2.55	*	
	4.- CON	-2.65	*	-1.01	!!	-1.87	!	-1.88	!!	-2.51	*	
$\beta=1.0$	1.- PIB	-3.60	**	-1.33	!!	-2.95	**	-2.95	**	!!	-3.16	**
	2.- DN	-3.97	**	-1.19	!!	-3.04	**	-2.98	**	!!	-3.03	**
	3.- DF	-3.67	**	-1.06	!!	-2.69	**	-2.65	*	!!	-2.05	*
	4.- CON	-3.26	**	-1.00	!!	-2.43	*	-2.43	*	!!	-2.75	**

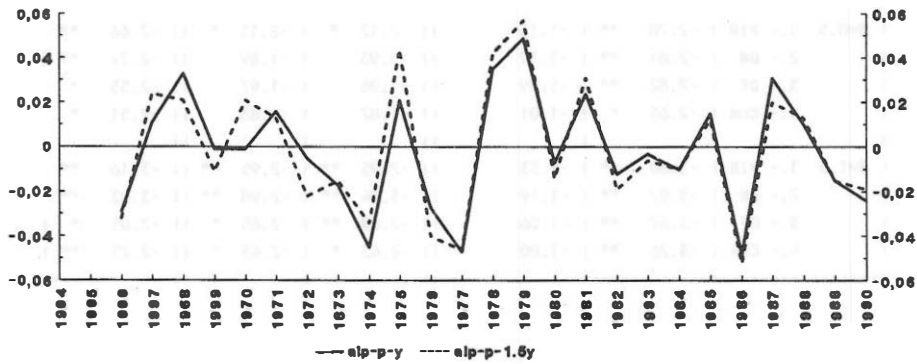
alp-p- β :niveles
(gráf.7)



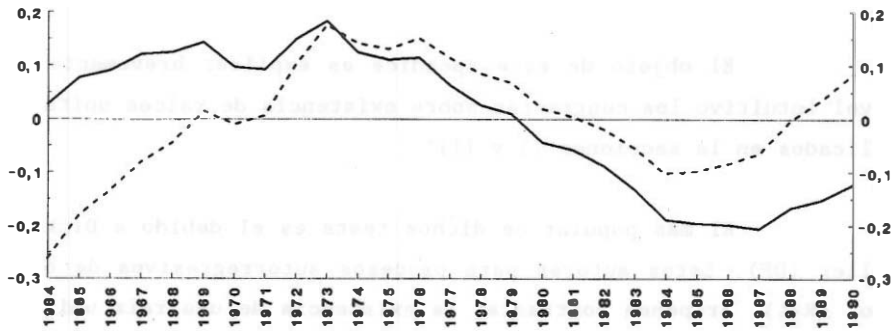
alp-p- β :tasas de crecimiento
(gráf.8)



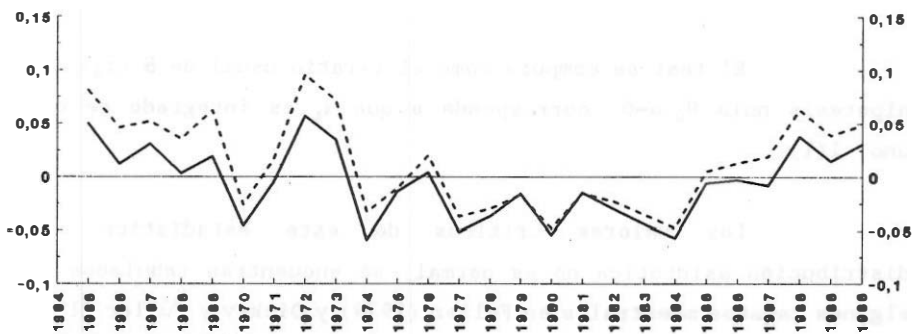
alp-p- β :segundas diferencias
(gráf.9)



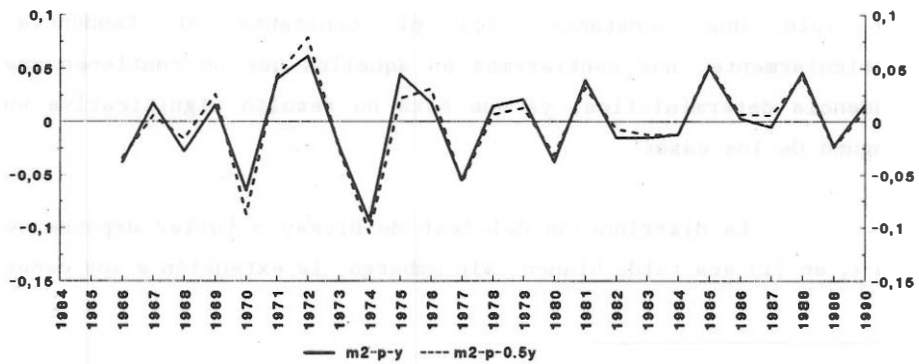
m2-p-βy:niveles
(gráf.10)



m2-p-βy:tasas de crecimiento
(gráf. 11)



m2-p-βy:segundas diferencias
(gráf. 12)



APENDICE: TESTS DE RAICES UNITARIAS

El objeto de este apéndice es explicar brevemente y a nivel intuitivo los contrastes sobre existencia de raíces unitarias aplicados en la secciones II y III⁴.

El más popular de dichos tests es el debido a Dickey y Fuller (DF). Estos autores para procesos autorregresivos de orden uno, AR(1), proponen contrastar la existencia de una raíz unitaria estimando por mínimos cuadrados ordinarios el modelo:

$$\Delta X_t = \beta - \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

El test se computa como el t-ratio usual de $\hat{\alpha}$ ($t_{\hat{\alpha}}$), y la hipótesis nula $H_0: \alpha=0$, corresponde a que x_t es integrado de orden uno, I(1).

Los valores críticos de este estadístico, cuya distribución asintótica no es normal, se encuentran tabulados para algunos tamaños muestrales en Fuller (1979) y Dickey y Fuller (1981). Recientemente, MacKinnon (1990) ha estimado fórmulas que permiten calcular dichos valores para cualquier tamaño muestral y para los casos en que (1) contiene: (a) una constante y una tendencia lineal; (b) sólo una constante; (c) ni constante ni tendencia. Particularmente, nos centraremos en aquellos que no contienen una tendencia determinística, ya que ésta no resultó significativa en ninguno de los casos.

La distribución del test de Dickey y Fuller depende de que ε_t en (1) sea ruido blanco. Sin embargo, la extensión a los casos

⁴ Para una visión global algo más detallada se puede consultar Dolado et al. (1990).

en que X_t sigue un proceso autorregresivo de orden p es sencilla y procederíamos computando el t -ratio de $\hat{\alpha}$ en la regresión:

$$\Delta X_t = \alpha - \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Este se denomina test aumentado de Dickey y Fuller (ADF), y su distribución asintótica coincide con la anterior, ya que, debido a las diferentes velocidades de convergencia a sus verdaderos valores, la distribución de $\hat{\alpha}$ domina asintóticamente a la de los $\hat{\beta}_i$.

Schwert (1989), por medio de análisis de Monte Carlo, presenta evidencia que indica que los valores críticos del test de Dickey y Fuller pueden ser erróneos, incluso para tamaños muestrales elevados, cuando el modelo que genera X_t es un proceso ARIMA mixto. Dado que existen razones econométricas -errores en las variables, agregación temporal ...- que inducen a pensar que las series macroeconómicas contienen términos de medias móviles, el test de Dickey y Fuller debería ser modificado convenientemente para tener en cuenta este hecho.

Dickey y Said (1984) extienden el test ADF a partir de la idea de que asintóticamente cualquier proceso ARIMA(p,1,q) puede ser aproximado por un proceso autorregresivo puro de orden l , siendo $l=O(T^{1/3})$. En la práctica procederíamos, pues, computando $t_{\hat{\alpha}}$ en la regresión (2) para $p=l$.

Una solución distinta es la aportada por Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988). Estos autores proponen una corrección no paramétrica de $t_{\hat{\alpha}}$ en (1) para permitir procesos ε_t bastante generales y, en particular, cualquier modelo ARMA(p,q). La idea es que la distribución asintótica del estimador MCO en (1) y de su correspondiente t -ratio depende de algunos "parámetros molestos" que, sin embargo, pueden ser estimados consistentemente, existiendo, pues,

transformaciones simples de los tests que no dependen de los mismos. El estadístico propuesto es:

$$Z(t_{\hat{\alpha}}) = \frac{\hat{\sigma}_{\epsilon}}{\hat{\sigma}} t_{\hat{\alpha}} - \frac{T}{2\hat{\sigma}\hat{\sigma}_{\epsilon^{t-1}}} (\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_{\epsilon}^2) \quad (3)$$

siendo $\hat{\sigma}_{\epsilon}$ y $t_{\hat{\alpha}}$, respectivamente, el error estándar de los residuos y el t-ratio de $\hat{\alpha}$ en la regresión (1). $\hat{\sigma}^2$ es la varianza a largo plazo de ϵ_t , estimada a partir de $\hat{\sigma}_{\epsilon}$ y de los coeficientes de autocorrelación de orden s , ρ_s , mediante una ventana espectral triangular:

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 \left\{ 1 + 2 \sum_{s=1}^l w_{s,l} \hat{\rho}_s \right\} \quad (4)$$

$$w_{s,l} = 1 - \frac{s}{l+1}$$

Desde este punto de vista no es necesario estimar o identificar el modelo en orden a estimar consistentemente o contrastar la existencia de una raíz unitaria en una serie temporal.

La distribución asintótica del estadístico $Z(t_{\hat{\alpha}})$ es la misma que la tabulada por Dickey y Fuller cuando elegimos l tal que: $l \rightarrow \infty$ cuando $T \rightarrow \infty$ y $l^4/T \rightarrow 0$. Concretamente, Schwert (1989) calcula l como:

$$l_n = \text{ent} \left[n \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right] \quad (5)$$

Sin embargo, los resultados asintóticos han de ser necesariamente matizados cuando trabajamos con muestras finitas. Phillips y Perron (1987) comparan el comportamiento del estadístico $Z(t_{\hat{\alpha}})$ respecto al propuesto por Dickey y Said (1984), $t_{\hat{\alpha}}$. Estos autores, para $T=100$, simulan el modelo:

$$(1-\phi B) X_t = (1-\theta B) \varepsilon_t ; \quad \phi = 1, .85 \quad \theta = 0, \pm .5, \pm .8 \quad (6)$$

y computan ambos test para un nivel de significación del 5% y para diferentes valores de l , replicando 2000 veces el experimento. Para valores de $\theta \geq .5$, un caso bastante común en el tipo de series que analizamos, detectan importantes distorsiones en el tamaño de ambos tests de modo que éste es muy superior al nominal; esto es, la probabilidad de rechazar la existencia de una raíz unitaria cuando ésta existe en el proceso que genera los datos (DGP) es muy superior al 5%.

Estas distorsiones son menores en el caso del test propuesto por Dickey y Said y se ven atenuadas cuando l aumenta. Desde este punto de vista, el estadístico $t_{\hat{\alpha}}$ parece preferible al $Z(t_{\hat{\alpha}})$ para valores $\theta > 0$. La otra cara de la moneda es el escaso poder de ambos test, es decir, la alta probabilidad de no rechazar la existencia de una raíz unitaria cuando ésta no está presente en el DGP. Esta falta de poder es más acusada en el test de Dickey y Said y, además, el problema se agrava al incrementarse l .

Los resultados de Phillips y Perron se ven confirmados por las simulaciones realizadas por Schwert (1989), quien replica el experimento para diferentes tamaños muestrales $T = 25, 50, 100, 250, 500$ y 1000 . Este autor concluye que los sesgos persisten para tamaños muestrales tan altos como $T=1000$, si bien en el test propuesto por Dickey y Said este problema se reduce considerablemente.

Hall (1989) propone un método distinto cuando ε_t en (1) sigue un proceso MA(q). El test de Hall computa en un primer paso el t-ratio de $\hat{\alpha}$ en la estimación por variables instrumentales de (1), utilizando y_{t-k} con $k > q$ como instrumento de y_{t-1} . Cuando este t-ratio ($t_{\hat{\alpha}}^{IV}$) es adecuadamente corregido, el estadístico resultante sigue la distribución tabulada por Dickey y Fuller:

$$Z(t_a^{IV}) = \frac{\hat{\theta}_u}{\hat{\theta}} t_a^{IV} \quad (7)$$

siendo $\hat{\theta}_u$ y $\hat{\theta}$, de forma similar a la propuesta por Phillips, estimadores consistentes de σ_u y σ .

Hall repite el análisis de Monte Carlo de Phillips y Perron y encuentra, cuando u_t es MA(1), cierta evidencia a favor de un mejor comportamiento en muestras finitas de este test, si bien el estimador de variables instrumentales continúa sin resolver el problema del tamaño.

BIBLIOGRAFIA

- Argandoña, A. (1975): La demanda de dinero en España: 1901-1970. Cuadernos de Economía.
- Andrés, J., Molinas, C., y D. Taguas (1990): Una función de consumo privado para la economía española: aplicación del análisis de cointegración" Cuadernos Económicos ICE, 44. pps. 173-212.
- Andrés, J., Escribano, A., Molinas, C. y D. Taguas (1985): La inversión en España: un enfoque macroeconómico. Moneda y Crédito, Segunda Epoca, 1. pps. 67-97.
- Aríztegui, J. y Rojo, A. (1984) : Financial Innovation and Monetary Policy in Spain. Financial Innovation and Monetary Policy. BIS. Apéndice Econométrico preparado por J. Dolado.
- Boughton, J.M y Tavlas, G. (1991): What Have We Learned About Estimating The Demand For Money? A Multicountry Evaluation of Some New Approaches. Working Paper. Fondo Monetario Internacional.
- Dickey, D.A y Fuller, W.A (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, Vol 49, No. 4. pps. 1057-1072.
- Dickey, D.A y Said, S.E (1984): Testing for Unit Roots in Autorregressive-Moving Average Models of Unknown Order. Biometrika, 71, 3. pps. 599-607.
- Dickey, D.A y Said, S.E (1985): Hypothesis Testing in ARIMA(p,1,q) Models. Journal of The American Statistical Association. pps. 369-374.
- Dolado, J.J (1982): Procedimientos de búsqueda de especificación dinámica: el caso de la demanda de M3 en España. Estudios Económicos, 27. Banco de España. Servicio de Estudios.
- Dolado, J.J (1983): Estimaciones recientes de la demanda de disponibilidades líquidas y activos líquidos del público. Boletín Económico, noviembre. Banco de España.

- Dolado, J.J (1988): Innovación financiera y estabilidad de la demanda de ALP en España. Boletín Económico, abril. Banco de España.
- Dolado, J.J , Jenkinson, T, y Simon Sosvilla-Rivero (1990): Cointegration and Unit Roots: A Survey. Journal of Economic Surveys, 4. pps. 249-274.
- Dolado, J.J y Escrivá, J.L (1991): La Demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. Documento de trabajo 9107. Banco de España. Servicio de Estudios
- Fuller, W.A (1979) : Introduction to Statistical Time Series. John Wiley and Sons.
- Hall, A (1989): Testing for Unit Roots in the Presence of Moving Average Errors. Biometrika, 76, 1. pps. 49-56
- MacKinnon, J.G (1990): Critical Values for Cointegration Tests. Discussion Paper 90-4. University of California, San Diego.
- Manzanedo, L. y Sebastián, M. (1990): La Demanda de Dinero en España: motivo transacción y riqueza. Moneda y Crédito, 191. pps. 133-172.
- Mauleon, I. (1987): La Demanda de ALP: Una Estimación Provisional. Boletín Económico, Octubre. Banco de España.
- Mauleón, I. (1989): La Demanda de Dinero y los Objetivos de ALP. Documento de Trabajo 2489. Instituto de Estudios Fiscales.
- Muscattelli, V.A y Papi, L. (1990) Cointegration, Financial Innovation and Modelling the Demand for Money in Italy. Manchester School, 58. pps. 242-259.
- Nelson, C.R y Plosser C.I (1982): Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Journal of Monetary Economics 10. pps. 139-162.
- Perron, P (1989): "The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis. Econometrica 57. pps. 1361-1402.
- Phillips, P.C.B (1987): Time Series Regression with a Unit Root. Econometrica, 55. pps. 227-301.

- Phillips, P.C.B y Perron, P (1988): Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 2. pps. 335-346.
- Rojo, L.A y Pérez, J (1977): La política monetaria en España: objetivos e instrumentos. *Estudios Económicos*, 10. Banco de España. Servicio de Estudios.
- Rudebusch, G.D (1990) : Trends and Random Walks in Macroeconomic: a re-examination. *Finance and Economics Discussion Series*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Schwert, G. W (1987): Effects of Model Especification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data. *Journal of Monetary Economics* 20. pps. 73-103.
- Schwert, G. W (1989): Tets for Unit Roots: a Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol 7, N. 2.
- Stock, J.H y Watson, M.W (1988): Variable Trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives*. Vol.2. N. 3. pps. 147-174.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo:** La peseta y el Sistema Monetario Europeo: un modelo del tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee and J. Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado and Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
- 8801 **Agustín Maravall:** Two papers on ARIMA signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de Alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de MERCASA.
- 8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations in Time Series and the «DUAL» Autocorrelation Function.
- 8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una versión en inglés con el mismo número.)
- 8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **M^a de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churrua y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.

- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España.
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).

NOTAS

- (1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1987 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
 Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
 Teléfono: 338 51 80
 Alcalá, 50. 28014 Madrid