# EVOLUCION Y DETERMINANTES DE LA INVERSION EXTRANJERA EN INMUEBLES EN ESPAÑA<sup>(1)</sup>

Antonio Carrascosa<sup>(2)</sup>
Luis Sastre<sup>(2)</sup>

D-92002 Marzo 1992

<sup>(1)</sup> Agradecemos los valiosos comentarios recibidos de Oscar Bajo, César Molinas, Simón Sosvilla y David Taguas. Las opiniones expresadas por los autores no tienen por qué coincidir con las del Ministerio de Economía y Hacienda.

<sup>(2)</sup> Ministerio de Economía y Hacienda.

#### 1. INTRODUCCION

Cualquier análisis de la balanza de capitales en España pone en evidencia la importancia que en la misma tienen los flujos de inversión extranjera en inmuebles (IEI); a pesar de ello, no ha suscitado la atención suficiente entre los analistas de la inversión extranjera que normalmente la han subsumido dentro del fenómeno turístico. La falta de literatura sobre la inversión extranjera en inmuebles no es exclusiva de nuestro país. Al igual que para la inversión extranjera directa hay publicados numerosos estudios teóricos y empíricos, para la IEI no hay apenas nada escrito en los países desarrollados quizás por la escasa importancia que tiene esta partida la balanza de capital de la mayor parte de los países de la OCDE no mediterráneos.

Dadas estas premisas, parecía necesario, aún con la falta de un modelo teórico sólido y contrastado, afrontar el problema tanto desde la perspectiva de describir la evolución de estos flujos, como de intentar especificar los determinantes que explican el comportamiento de los mismos. La modelización teórica se ha realizado desde la residente. tipificado perspectiva de un agente no características de la IEI, cuyo paradigma de comportamiento consistiría en optimizar sus decisiones de compra de un bien de consumo duradero en España. Analizando los datos publicados por la Dirección General de Transaciones Exteriores (DGTE) se constata que la mayor parte de la inversión extranjera inmobiliaria está constituida por adquisiciones de viviendas para uso nacional, siendo el inversor típico una persona física (que invierte directamente o través de una sociedad instrumental).

Hasta el momento queda claro que el objeto de nuestro análisis va a ser la adquisición de inmuebles españoles por no residentes mediante una aportación dineraria del exterior. No obstante, hay que comentar la extraordinaria importancia que ha adquirido la inversión en inmuebles por sociedades con participación extranjera en

su capital. En este caso, las aportaciones de fondos a estas sociedades por los accionistas no residentes (cuyo objetivo último va a ser la adquisición de inmuebles españoles) serán contabilizadas tanto en la Balanza de Pagos como en las estadísticas de la D.G.T.¹ como inversión extranjera directa².

Este trabajo se artícula de la siguiente forma: en la sección 2 se describen las características generales de la IEI; en la sección 3 se plantea el marco teórico en el que se desarrolla el análisis; en la sección 4 se describen los datos utilizados y se determina el orden de integrabilidad de cada una de las series, cuya incidencia se considera relevante desde un punto de vista teórico; en la sección 5 se utiliza la teoría de la cointegración, como método de selección de variables, para encontrar una relación de equilibrio a largo plazo entre la IEI y sus determinantes; en la sección 6 se especifica la dinámica de corto plazo en la forma de un modelo de corrección de error; por último, se resumen las conclusiones que cabe extraer de este trabajo.

# 2. CARACTERISTICAS GENERALES DE LA IEI

Del examen de la serie histórica disponible sobre IEI (véase el Cuadro nº 1) se puede concluir que<sup>3</sup>:

- En términos nominales, la serie es creciente en valores absolutos, con sólo 6 tasas de crecimiento anual negativas (1966, 1967, 1974, 1975, 1976 y 1990). El valor mínimo de la serie es de 997,20 millones de pesetas, alcanzado en 1962, y el máximo de 311.300 millones

Como es sabido, las tres fuentes estadísticas disponibles de la IEI son el Registro de Caja del Banco de España, las verificaciones de proyectos de inversión efectuadas por la D.G.T.E. y el Registro de Inversiones Extranjeras de esa misma Dirección General. Para un mayor detalle véase Carrascosa y Sastre (1991).

La normativa en vigor sobre inversiones extranjeras define las inversiones directas como aquéllas en las el inversor extranjero consigue el control de una sociedad española.

Véase Carrascosa y Sastre (1991), para una discusión más amplia.

de pesetas, correspondiente a 1989. Una característica del período muestral es su gran variabilidad.

- En términos reales y utilizando como deflactor el de la serie de inversión en inmuebles residenciales de la Contabilidad Nacional, con base 1980 (4), hay que destacar, de nuevo, la gran variabilidad de la serie. El valor mínimo corresponde a 1964, con 20.156,4 millones de pesetas y el máximo a 1989, con 163.609,6 millones de pesetas.

Comparando la IEI con las otras formas de inversión extranjera en España (directa y de cartera) se obtiene que en términos brutos, para el período 1962-90, la IEI ocupa el tercer lugar (representa un 15.41% de la inversión total), por detrás de la inversión de cartera (supone un 50.47% del total) y de la inversión directa (un 34.12%). Aunque en términos netos, la IEI ocupa también el tercer lugar (suponiendo un 25.10% del total) las diferencias con las otras formas de inversión son menores.

Asimismo, hay que reseñar que, al igual que las otras modalidades de inversión extranjera, la IEI procede mayoritariamente de los países de la OCDE, y dentro de ésta destaca la inversión comunitaria (con un 70% de la IEI entre 1980 y 1990). Respecto al origen geográfico de la IEI hay que destacar su elevada concentración (véase Cuadro nº 2). En el periodo 1980-90, los cinco países que más han invertido en inmuebles españoles (Reino Unido, Alemania, Suiza, Francia y EE.UU) absorben un 73% de la inversión total. Ese porcentaje es de un 62% para los tres principales inversores (Reino Unido, Alemania y Suiza) y de un 32% para el principal país inversor en España, el Reino Unido.

Véase Corrales y Taguas (1989), pg.85.

<u>CUADRO 1</u> LA INVERSION EXTRANJERA EN INMUEBLES NOMINAL Y REAL

(Millones de Pesetas)

	IBI bruta nominal	Tasa crecim. (%)	IEI bruta real	Tasa crecim.(%)
		1434 C16C14. (6)	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1454 0101111/(5)
1962	997,20	_		·
1963	1578,60	58,30	-	· -
1964	2300,40	45,72	20156,40	
1965	3630,00	57,80	29885,40	48,27
1966	3312,00		25932,38	-13,23
1967	3129,80	-5,50	22437,13	-13,48
1968	6359,50	103,19	42667,63	90,17
1969	7496,30	17,88	48481,84	13,63
1970	10108,00	34,84	61728,61	27,32
1971	18404,40	82,08	102419,69	65,92
1972	25880,20	40,62	134949,09	31,76
1973	34501,90	33,31	148558,61	10,08
1974	27829,40	-19,34	94577,24	-36,34
1975	16491,00	-40,74	44920,52	-52,50
1976	13452,30	-18,43	30768,25	-31,51
1977	18055,40	34,22	32769,23	6,50
1978	33698,70	86,64	49316,09	50,50
1979	38012,70	12,80	44569,79	-9,62
1980	43346,60	14,03	43346,60	-2,74
1981	58000,90	33,81	51784,64	19,47
1982	74276,10	28,06	58859,58	13,66
1983	117219,90	57,82	86186,73	46,43
1984	140183,00	19,59	95879,55	11,25
1985	163121,00	16,36	106250,30	10,82
1986	194878,00	19,47	120896,84	13,78
1987	227909,00	16,95	128534,73	6,32
1988	274700,00	20,53	143707,69	11,80
1989	311300,00	13,32	163609,61	13,85
1990	258752,00	-16,88		<b>-</b> .

Fuente: Registro de Caja y Contabilidad Nacional. Elaboración propia.

QUADRO 2
ORIGEN GEOGRAFICO DE LA INVERSION EN INNUELDES

(millones de ptas.)

*************	~			*																	
	1980	×	1981	×	1982	*	1983	×	1984	x	1985	x	1986	<b>.</b>	1987	7	1988	ĭ	1969	x	1990 ene-sept
Reino Unido	7190	16.59	17410	30.02	27750	37.36	49520	42.25	61160	43.63	68150	41.78	82280	42.21	96280	42.24	118540	43.16	131490	42.24	66530
Alemania	8830	20.37	10040	17.31	11890	16.01	19740	16.84	21890	15.62	24090	14.77	25320	12.99	28050	12.31	32280	11.75	27100	8.71	17070
Francia	3430	7.91	4810	8.29	4940	6.65	6380	5.44	6620	4.72	8970	5.50	12860	6.60	18190	7.98	22940	8.35	28280	9.08	24890
Holanda	3670	8.47	1820	3.14	1520	2.05	2480	2.12	2620	1.87	3040	1.86	3600	1.85	8280	3.63	6270	2.28	10450	3.36	3100
Belgica-Luxemb.	3310	7.64	2900	5.00	2130	2.87	2950	2.52	3330	2.38	3850	2.36	4440	2.28	4910	2.15	5950	2.17	7720	2.48	3670
Italia	350	0.81	500	0.86	780	1.05	1170	1.00	1210	0.86	1140	0.70	2090	1.07	1540	0.68	2090	0.76	2750	0.88	2110
Principales paises CEE	26780	61.78	37480	64.62	49010	65.98	82240	70.16	96830	69.08	109240	66.97	130590	66.99	157250	69.00	188070	68.47	207790	66.75	117370
Suiza	4530	10.45	4870	8.40	5960	8.02	9000	7.68	13270	9.47	16720	10.25	17900	9.18	22560	9.90	26040	9.48	28940	9.30	19270
Suecia	920	2.12	670	1.16	750	1.01	1400	1.19	1920	1.37	2560	1.57	3940	2.02	7730	3.39	1057	0.38	11850	3.81	7440
Noruega	210	0.48	400	0.69	400	0.54	710	0.61	950	0.68	1770	1.09	4860	2,49	5840	2.56	5060	1,84	4250	1.37	1430
EEUU	2260	5.21	2510	4,33	3830	5.16	5450	4.65	7440	5.31	8040	4.93	6490	3,33	5530	2.43	5310	1,93	8020	2.58	8540
Panama	550	1.27	670	1.16	730	0.98	1310	1.12	1190	0.85	2440	1.50	2420	1.24	3540	1,55	3560	1.30	3860	1.24	2500
Latinoamerica	2670	6.16	3870	6.67	4160	5,60	5410	4.62	5980	4,27	8320	5.10	4650	2.39	4460	1.96	4740	1.73	5180	1.66	3490
TOTAL MUNDIAL	43350	100.00	58000	100.00	74280	100.00	117220	100.00	140180	100,00	163120	100.00	194940	100.00	227910	100.00	274680	100.00	311300	100.00	207530

Fuente: Registro de Caja y elaboracion propia

Otro rasgo que vale la pena reseñar es también la elevada concentración geográfica de la IEI (véase Cuadro  $n^{o}$  3). En concreto, las regiones turísticas del litoral (Andalucía y la Comunidad Valenciana) más las Islas Canarias y Baleares han venido representando un 75% de la inversión en inmuebles verificada por la Administración española  $\binom{5}{2}$ .

Por otra parte, la modalidad de IEI más frecuente ha sido la adquisición de viviendas y solares para construcción de viviendas unifamiliares (véanse Cuadros 4, 5 y 6). El destino mayoritario de estas viviendas ha sido el de uso vacacional y el inversor típico en inmuebles españoles ha sido una persona física o una sociedad puramente instrumental (es decir, constituida con el único objeto de adquirir esa propiedad en España).

Por lo que respecta a los efectos económicos de la IEI cabe destacar, en primer lugar, el efecto financiador del déficit comercial por parte de los flujos de IEI. Comparando el volumen total de IEI con el déficit acumulado de la balanza comercial en el periodo 1962-1990, resulta que la IEI financió un 10,89%, en términos brutos, y un 10,58%, en términos netos, de dicho déficit comercial. Este efecto financiador fue claramente menor que el de la inversión directa (un 24,12% en términos brutos, y un 19,81% en términos netos) y sólo parcialmente mayor para la inversión de cartera (35,68% en términos brutos, y sólo un 11,76% en términos netos) (6).

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Los datos básicos de la IEI verificada por la Dirección General de Transacciones Exteriores pueden consultarse en los números 2142, 2203, 2231, 2256 y 2286 del <u>Boletín Económico de ICE</u>.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> A diferencia de las otras modalidades de inversión extranjera, el impacto de la IEI sobre la balanza de pagos es prácticamente similar si se deducen las transferencias al exterior en concepto de rendimientos de dichas inversiones ( un 10,51% del déficit comercial). Esa proporción es para la inversión directa del 13,64% y para la inversión de cartera del 8,36%.

CUADRO 3

DESTINO GEOGRAFICO DE LA INVERSION EN INMUEBLES (millones de ptas.)

•	1988	•	1989		1990	•	Total	•
Andalucia	64903	51.34	104381	49.09	68304	37.39	237588	45.54
Aragon	27	0.02	111	0.05	119	0.07	257	0.05
Asturias	204	0.16	65	0.03	99	0.05	368	0.07
Baleares	10870	8.60	18618	8.76	14292	7.82	43780	8.39
Canarias	19199	15.19	27186	12.78	21539	11.79	67924	13.02
Castilla-Leon	59	0.05	216	0.10	275	0.15	550	0.11
Castilla-La Mancha	80	0.06	50	0.02	149	0.08	279	0.05
Cataluna	7660	6.06	18740	8.81	24405	13.36	50805	9.74
Euzkadi	94	0.07	187	0.09	126	0.07	407	0.08
Extremadura	230	0.18	46	0.02	79	0.04	355	0.07
Galicia	177	0.14	371	0.17	715	0.39	1263	0.24
Madrid	6375	5.04	23843	11.21	35593	19.49	65811	12.61
Murcia	3738	2.96	2920	1.37	3252	1.78	9910	1.90
Navarra	163	0.13	1052	0.49	23	0.01	1238	0.24
Rioja	102	0.08	64	0.03	21	0.01	187	0.04
Santander	82	0.06	283	0.13	332	0.18	697	0.13
Valencia	12462	9.86	14517	6.83	13337	7.30	40316	7.73
TOTAL	126425	100.00	212650	100.00	182660	100.00	521735	100.00

Fuente: DGTE y elaboracion propia

CUADRO 4
TIPOS DE IMMUEBLES ADQUIRIDOS (millones de ptas.)

	1988	8	1989	•	1990	•	TOTAL	•
Edificio	8247	6.52	12795	20.12	34556	18.92	85598	16.41
Finca rustica	13255	10.48	15591	7.33	17122	9.37	45968	8.81
Garaje	270	0.21	405	0.19	423	0.23	1098	0.21
Local comercial	8109	6.41	12463	5.86	14908	8.16	35480	6.80
Solar	27021	21.37	37417	17.60	39752	21.76	104190	19.97
Vivienda	68726	54.36	102912	48.40	75124	41.13	246762	47.30
Otros	797	0.63	1067	0.50	774	0.42	2638	0.51
TOTAL	126425	100.00	212650	100.00	182659	100.00	521734	100.00

Fuente: DGTE y elaboración propia

CUADRO 5

DESTINO DECLARADO DE LOS IMPUEBLES (millones de ptas.)

	1988	8	. 1989	t	1990	. •	Total	8
Alguiler	23531	18.61	53373	25.10	47640	26.08	124544	23.87
Construccion	16904	13.37	26963	12.68	35487	19.43	79354	15.21
Time-sharing	3119	2.47	3043	1,43	5661	3.10	11823	2.27
Uso propio	77972	61.67	102502	48.20	78441	42.94	258915	49.63
Venta	4898	3.87	26770	12.59	15431	8.45	47099	9.03
TOTAL	126424	100.00	212651	100.00	182660	100.00	521735	100.00

Fuente: DGTE y elaboracion propia

CUADRO 6

PERSONALIDAD DEL INVERSOR
(millones de ptas.)

	1988	*	1989	•	1990	Projektor (19	<b>F</b> otal	8
Pers. fisica	28371	22.44	33081	15.56	23478	12.85	84930	16.28
Pers. juridica	98055	77.56	179569	84.44	159183	87.15	436807	83.72
TOTAL	126426	100.00	212650	100.00	182661	100.00	521737	100.00

Fuente: DGTE y elaboración propia

En segundo lugar, se puede apuntar, de acuerdo con algunos estudios realizados para el período 1985-89 (<sup>7</sup>), que las entradas de capital extranjero han aumentado la liquidez en el mercado inmobiliario español, lo que ha contribuido a la aparición en dicho periodo de una "burbuja" especulativa a corto plazo. Esta burbuja ha traído como consecuencia un extraordinario aumento del precio de los activos inmobiliarios, dada la presión de la demanda y la inelasticidad a corto plazo de la oferta (<sup>8</sup>). De poder generalizarse las conclusiones anteriores, tanto las entradas de capital extranjero en el sector inmobiliario como un factor muy ligado a las mismas, la evolución del turismo, jugarían un papel relevante en los ciclos cortos de la vivienda en España y, por consiguiente, en la evolución de los precios inmobiliarios (<sup>9</sup>).

# 3.- UN MODELO DE INVERSION EXTRANJERA EN INMUEBLES RESIDENCIALES

La modelización de la inversión en inmuebles residenciales se enmarca dentro de los modelos de demanda de consumo duradero con unas características específicas de diferenciación:

- Su tasa de depreciación es mínima comparada con la del resto de los bienes de consumo duradero.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Véase Rodriguez, Curbelo y Martin (1991).

Una vez agotada la burbuja especulativa, recobran su importancia los factores de demanda a largo plazo, en concreto, el crecimiento demográfico, la formación de hogares, la renta permanente o los precios reales de los inmuebles.

La obtención de unas conclusiones precisas acerca de los efectos de la inversión extranjera sobre los precios de los inmuebles es una labor muy difícil. Ante todo, no hay que olvidar que la IEI tiene muy diferentes componentes, por ejemplo, viviendas y fincas rústicas. Pues bien, ni los análisis teóricos efectuados (v.g. Eaton, 1988) obtienen unos resultados concluyentes acerca de los efectos sobre los precios de los inmuebles de alguno de los componentes de la IEI (en el caso citado de Eaton, la tierra) ni hay estudios empíricos rigurosos que tengan como objeto preferente estudiar esos efectos. Todo lo contrario de lo que ocurre con otras variables como, por ejemplo, el crecimiento demográfico (Mankiw y Weil, 1989).

- Su elevado coste provoca que su alquiler y, sobre todo, su compra tengan una gran importancia relativa en los gastos familiares.
- Su adquisición es una forma de colocación del ahorro de las unidades familiares.

El modelo que se plantea en este trabajo (10) se refiere a un agente que adquiere un bien de consumo duradero en un país extranjero cuyo "precio de demanda" correspondería al valor presente descontado de la corriente de rendimientos esperados y en el que sus alternativas de elección serían los bienes de consumo e inversión del propio país, y los activos financieros de liquidez similar a la de los inmuebles residenciales.

El valor presente descontado de la corriente de rendimientos esperados vendría expresado por:

$$VPD = \sum_{i=1}^{t} \frac{R_i}{(1+r)^t}$$
 (3.1)

Y las decisiones de inversión se harán efectivas cuando el precio de los inmuebles (p) sea menor o igual al valor presente descontado:

 $p \leq VPD$ 

Pero dado que se está considerando un consumidor extranjero, los precios de los activos alternativos se corresponderían con los bienes de consumo e inversión de su propio país, viniendo

Como puede apreciarse el modelo que se trata de desarrollar está inspirado en aspectos parciales de otros conocidos modelos, construidos por sus autores con distintas finalidades: Kearl (1979), Poterba (1984) y Goulder (1989).

afectada la estructura de precios relativos por la evolución de los tipos de cambio, por lo que la ecuación de demanda de inversión en inmuebles residenciales podría escribirse como:

IEI = 
$$f(R, p, p*, tce, r)$$
 (3.2)

donde

IEI = Inversión extranjera en inmuebles residenciales.

R = Rendimientos esperados de la inversión.

p = Precio de la inversión residencial en España.

p\* = Indice ponderado de precios de bienes de consumo e inversión de los países de procedencia de inversores en inmuebles residenciales en España.

tce = Tipo de cambio efectivo de los países de procedencia de las inversiones.

r = Tipo de interés real al que descuenta los inversores sus rendimientos.

Las variables p, p\* y tce pueden agruparse en un indicador de competitividad que adoptaría la siguiente forma:

$$PRR = \frac{P}{P} tce \tag{3.3}$$

Donde p es un índice de precios para el sector estudiado, concretamente el deflactor de la inversión en inmuebles residenciales (ver Corrales y Taguas, 1989); p\* es un índice ponderado del deflactor del PIB de los países industrializados (es decir, son índices de precios relativos de los inmuebles residenciales en España, en términos de los bienes y servicios producidos en los países que concentran la inversión residencial en nuestro país) y tce es un índice del tipo de cambio efectivo nominal, definido de forma que un aumento significa una apreciación nominal de la moneda nacional (es decir, es la inversa del tipo de cambio tal y como se define habitualmente). Así pues, PRR podría considerarse como una relación real de intercambio (véase Kenan, 1989) para el sector inmuebles residenciales.

Los rendimientos esperados de las inversiones extranjeras en inmuebles residenciales, dadas las características de las mismas, consistirían fundamentalmente en servicios de alojamiento, alquileres, etc. En este sentido, los ingresos por turismo en términos reales podrían considerarse como una aproximación a la evolución del volumen de servicios de alojamiento demandados por extranjeros, apareciendo en la ecuación de demanda de IEI como una variable nivel.

El tipo de interés real a largo plazo concretaría, en el momento de la inversión, la tasa a la que los agentes descuentan los rendimientos esperados de la misma.

Por tanto, el modelo (3.2) se puede especificar como:

$$IEI_{t} = TR_{t}^{a_{1}}PRR_{t}^{a_{2}}(1+r_{t})^{a_{3}}e^{a_{0}+u_{t}}$$
 (3.4)

donde

 $IEI_t = Inversión extranjera real en inmuebles residenciales en España.$ 

TR<sub>t</sub> = Ingresos por turismo en términos reales.

PRR<sub>t</sub> = Indice de competitividad, tipo de cambio efectivo real, o relación real de intercambio en el sector de inmuebles residenciales.

r<sub>t</sub> = Tipo de interés ponderado real de los países industrializados.

Los signos esperados para  $a_1$ ,  $a_2$  y  $a_3$  serían positivo, negativo y negativo, respectivamente, dado que aumentos del tipo de interés efectivo real contraería los rendimientos esperados por los inversores, aumentos del consumo de familias no residentes deberían traducirse en una mayor demanda de servicios de alojamiento e incrementos de la relación real de intercambio significarían un encarecimiento de la inversión residencial en relación con activos alternativos.

#### 4. LOS DATOS

En esta sección se presenta un análisis descriptivo de las series determinando su orden de integrabilidad.

# 4.1. Descripción

# Inversión extranjera en inmuebles en términos reales

La serie es el resultado de la información aportada por el Registro de Caja del Banco de España, confeccionado en base a las comunicaciones bancarias de cobros y pagos del y al exterior. De este Registro se puede obtener la serie histórica de inversión bruta y neta, así como de los rendimientos transferidos al exterior. La serie de compras de inmuebles residenciales, por parte de inversores extranjeros, se ha deflactado por los precios de la inversión residencial en España.

La serie analizada se presenta en el Gráfico 1. El período muestral comprende desde 1964 a 1990 y exhibe una gran variabilidad. Para evitar la heterocedasticidad de la serie, parece aconsejable su transformación logarítmica. Del análisis gráfico se desprende la necesidad de obtener una primera diferencia para conseguir su estacionariedad (véanse gráficos 1 y 2).

# Ingresos por turismo en términos reales

Se utiliza la serie de Sector Exterior de la Secretaría General de Comercio (1990). El período muestral comprende desde 1964 a 1990. Esta serie, en su transformación logarítmica (gráfico 3), presenta una tendencia creciente con un máximo en 1988 y un mínimo en 1964 y su primera diferencia genera una serie claramente estacionaria (véase gráfico 4).

#### Relación real de intercambio en el sector de inmuebles residenciales.

La relación real de intercambio para el sector de inmuebles residenciales, definida en (3.3), se ha elaborado en base a las siguientes variables; la relación entre el deflactor de la inversión residencial en España y un índice ponderado del deflactor del PIB en los países desarrollados (los cuales concentran la mayor parte de la inversión extranjera residencial en España) podría considerarse como una buena "proxy" de los precios para la asignación del gasto de las familias no residentes entre bienes inmuebles en España y bienes de consumo e inversión en su propio país. Se ha tenido en cuenta que el tipo de cambio es una variable relevante en las decisiones de consumo o inversión en países extranjeros y que no puede considerarse incorporada en los precios, pues su evolución depende no sólo de los diferenciales de inflación, sino también de decisiones de los Bancos Centrales.

La evolución de la relación real de intercambio, en su transformación logarítmica (gráfico 5), presenta un máximo en el año 1990 y un mínimo en 1964 recogiendo el efecto de la devolución de diciembre de 1982. Del análisis gráfico se desprende la necesidad de obtener una diferencia en la serie para su transformación estacionaria (véase gráfico 6).

#### Tipo de interés efectivo real a largo plazo

Esta serie se ha construido considerando los tipos de interés ponderado real de largo plazo de los países desarrollados.

Teniendo en cuenta el origen de la inversión en inmuebles reflejada en el cuadro 2 y el porcentaje que sobre el total representa la correspondiente a cada país, podría haberse montado un tipo de interés real de los países inversores en inmuebles ponderado por la importancia que la inversión, por países, representaba respecto del total, pero este tratamiento presenta, a nuestro juicio, los siguientes problemas:

- La excesiva variabilidad de las ponderaciones por países como se desprende del análisis del cuadro 2.
- Países como Estados Unidos y, fundamentalmente, Japón cuya importancia como inversores en inmuebles en España es muy reducida en relación con el efecto global que, en las decisiones de inversión, tiene la evolución de sus tipos de interés.

Por lo tanto, la serie de tipo de interés real de largo plazo de los países desarrollados, se ha construído teniendo en cuenta la serie publicada en el Apéndice Estadístico del Informe Económico del Banco de España. Para ampliar la muestra se han considerado los tipos de interés a largo plazo de los países con monedas más fuertes: Estados Unidos, República Federal Alemana, Reino Unido, Francia y Japón, ponderando por la participación media anual de las distintas monedas en la deuda exterior española. Para deflactar la serie se ha utilizado un indice ponderado de los deflactores del PIB de los países más representativos, utilizando una ponderación fija para cada año, obtenida a partir de la participación de dicho país en la deuda exterior española.

Del análisis gráfico de la serie se desprende que una diferencia la transforma en estacionaria (véanse gráficos 7 y 8).

## 4.2.- Orden de integrabilidad de las series

En este epígrafe se aborda la determinación del orden de integrabilidad de cada una de las variables, mediante los tests de Dickey-Fuller (D-F) y Dickey-Fuller aumentado (D-F-A), para la contrastación de raíces unitarias en la parte autorregresiva (véase Andrés et al, 1990).

En el Cuadro 7 se presentan los resultados de contrastar la hipótesis nula de que la inversión extranjera en inmuebles en términos reales, los ingresos por turismo en términos reales, la relación real de intercambio y el tipo de interés real ponderado son integrables de orden uno, I(1), teniendo en cuenta los valores críticos al 5%, no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria, y podemos concluir

coincidiendo con el análisis gráfico que las series son integrables de orden uno.

CUADRO 7
CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRABILIDAD (1964-1990)

$$(1-L)^{d} x_{t} = \alpha + \beta (1-L)^{d-1} time - a(1) (1-L)^{d-1} x_{t-1} + \sum_{k} B_{k} (1-L)^{d} x_{t-k} + \varepsilon_{t}$$

$$H_0:a(1)=O[x_t \sim I(d)]$$
  
 $H_1:a(1)>O[x_t \sim I(d-1)]$ 

Variables	iables D-F		DW	Q(4)	Q(8)	Valores críticos al 5%
		Caso 2 : d=1				
IEI <sub>t</sub> α≠0 β=0		-2.51 (k=1)	1.80	2.36	6.14	-3.00
TR <sub>t</sub> α≠0 β≠0		-2.51 (k=1)	2.10	1.71	5.23	-3.60
PRR <sub>t</sub> α=0 β=0		-1.32 (k=1)	2.00	2.28	6.41	-1.95
R <sub>t</sub> α=0 β=0	-0.070		1.99	5.05	6.57	-1.95

La inversión extranjera en inmuebles en términos reales presenta una constante, sin incluir tendencia lineal, y para un nivel de confianza del 95%, no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria por lo que no hay evidencia en contra de que la serie sea integrable de orden uno.

Los ingresos por turismo en términos reales presenta una tendencia lineal; al 95% no se puede rechazar la existencia de una raiz unitaria, y podemos concluir que, coincidiendo con el análisis gráfico, la serie es integrable de orden uno.

## 5.- COINTEGRACION Y MODELO A LARGO PLAZO

En esta sección se analiza la existencia de una relación de equilibrio entre las variables consideradas en (3.4). En este sentido, se utiliza la teoría de la cointegración<sup>11</sup> como método de selección de variables, para obtener una especificación econométrica de la relación teórica (3.4). Se adopta una estrategia gradual, partiéndose de las relaciones más sencillas y considerando nuevas variables, hasta encontrar relaciones que puedan considerarse satisfactorias.

Como se ha concluido en la sección anterior, todas las variables consideradas son integrables de orden uno<sup>12</sup>. Se intenta pues encontrar una combinación lineal de las variables que sea integrable de orden cero<sup>13</sup>. La relación a largo plazo se ha estimado por mínimos cuadrados ordinarios y el resultado se puede ver en el cuadro 8:

## CUADRO 8

Tog (IEI<sub>2</sub>) = -19.073 + 2.6281 LGTR<sub>4</sub> - 1.0109 LPRR<sub>2</sub> + u<sub>4</sub>

$$(-8.46) \quad (12.346) \quad (-4.96)$$

$$R^2 = 0.86$$

$$CR D-W = 1.1 \qquad T = 27 \quad CRDFA = -3.41$$

Véase número monográfico de Cuadernos Económicos de ICE, nº 44. Cointegración y Raíces Unitarias: Un área en crecimiento, Escribano (1990).

Las variables candidatas a formar parte de la relación de largo plazo deben ser integrables del mismo orden en sentido débil (véase Andrés et al., 1990).

Cabe señalar que no sólo debe requerirse que las variables estén cointegradas en sentido débil, sino que además deben tener cotendencias (Andrés et al., 1990).

Para contrastar la presencia de una raíz unitaria en los residuos de equilibrio a largo plazo, puede usarse el test de Sargan y Bhargava, basado en el estadístico Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW). Si existe una raíz unitaria no se rechaza la no cointegración y el CRDW tiende a cero. Para tres variables y una muestra de 50 observaciones, el valor crítico para un nivel de significación del 5 por ciento es 0.89 (Dolado, 1989), por lo que se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria. Para dar robustez a las conclusiones se utiliza, igualmente, el test de Dickey-Fuller sobre los residuos de la regresión de cointegración. En este caso, el valor crítico al 5 por ciento para tres variables y una muestra de 50 observaciones es de -3.75 al 5 por ciento.

Por tanto los contrastes de cointegración ofrecen un resultado ambiguo. Este resultado no es sorprendente ni inusual dado el pequeño tamaño de las muestras, 27 observaciones (Jenkinson, 1986 y Sosvilla-Rivero, 1990). Dada esta ambigüedad se puede hacer uso del Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987) que establece que, si un conjunto de variables están cointegradas existirá una especificación del modelo dinámico en forma de modelo de corrección de error y viceversa. Así, pues, la correspondencia entre cointegración y modelo de corrección de error puede utilizarse como un contraste muy robusto de la validez de regresión de cointegración como una relación de largo plazo (Fry at al. 1990).

En la siguiente sección se presenta el resultado de estimar el modelo de corrección de error (ECM) en una etapa (véase Andrés et al. 1990), obteniéndose un t ratio significativo para el coeficiente del EC, lo que confirma que la relación reportada en el cuadro 8 es de equilibrio.

# 6.- <u>ESTIMACION DE UN MODELO DE CORRECCION DEL ERROR PARA LA INVERSION</u> <u>EXTRANJERA EN INMUEBLES RESIDENCIALES.</u>

En esta sección se estima un modelo dinámico para la inversión extranjera en inmuebles residenciales, sobre la base de la relación de largo plazo de la sección anterior. El teorema de

representación de Granger (Engle y Granger, 1987) establece un vínculo natural entre la teoría de la cointegración y los modelos de corrección de error. Por tanto, y en base a la relación de cointegración del cuadro 8, se procede a la estimación del ECM, cuyos resultados se pueden ver en el cuadro 9.

#### CUADRO 9

La estimación se ha llevado a cabo por mínimos cuadrados no lineales, especificándose la dinámica por los métodos habituales. Los resultados reproducen esencialmente los parámetros de la relación de largo plazo, estimados en la sección anterior.

Cabe resaltar el fuerte efecto de los ingresos por turismo en términos reales sobre la inversión extranjera en inmuebles residenciales. La elasticidad de largo plazo estimada es 2.42 y la de corto plazo, 0.94. Estos resultados son indicativos de que, tanto a corto como a largo plazo, la evolución del gasto de consumo de los no residentes explica, en gran medida, los cambios en la inversión real en inmuebles de los mismos.

Por lo que respecta a la relación real de intercambio del sector de inmuebles residenciales, los resultados avalan la hipótesis

de que también tiene un efecto importante sobre la inversión extranjera en inmuebles. La elasticidad estimada de largo plazo es -1.096, siendo la de corto plazo de -1.65.

Cabe destacar, igualmente, la presencia de un efecto acelerador en el tipo de interés real ponderado de los países desarrollados, como un factor explicativo, a corto plazo, de los cambios en la inversión extranjera en inmuebles. No se encuentra, por el contrario, efecto alguno del tipo de interés efectivo real a largo plazo. Estos resultados avalan el papel que esta variable juega en las decisiones de inversión, como "proxy" de las expectativas de los agentes acerca de la evolución de la rentabilidad de activos financieros alternativos a los inmuebles residenciales y de similar liquidez.

Por último, el coeficiente estimado para el término de corrección de error es -0.52, pudiendo interpretarse como el porcentaje que los agentes corrigen de la desviación, respecto a la relación de largo plazo o equilibrio, en que se incurrió en el período anterior.

El ajuste obtenido por el modelo es bastante aceptable, como se puede ver en el gráfico 9, dada la variabilidad muestral de la inversión extranjera en inmuebles. No se detectan outliers al 95%, por lo que el modelo tiene capacidad explicativa para los períodos de crisis de la inversión extranjera, que coinciden en el tiempo con las dos grandes crisis energéticas de la década de los setenta.

Los residuos de la ecuación estimada que se presenta en el cuadro 4 se han sometido a diferentes contrastes de validación: La presencia de correlación serial, se ha contrastado mediante el test de Lagrange superandose ampliamente. Se presenta, también, el test Arch de Engle para detectar la presencia de heterocedasticidad, el de normalidad de los residuos de Bera-Jarque, el del Chow sobre estabilidad de los coeficientes, superando los mismos.

# CUADRO 10

<u>Lo</u> Test	ntrastes de validaci	<u>on</u>
1) Box-Pierce Q(4) Q(8)	Valor 3.56 10.1	Valor critico al 5% 7.81 14.07
2) Correlación Serial Test de Lagrange LM(1) LM(2) LM(3) LM(4)	0.32 0.1 0.2 0.1	3.84 3.84 3.84 3.84
3) Heterocedasticidad Test de Engle	0.52	3.84
<ol> <li>Normalidad de los re Bera-Jarque</li> </ol>	s1duos 1.08	5.99
5) Estabilidad Periodo Muestral 1968-90 1969-90 1970-90 1971-88 1967-89 1967-88 1980-90 1975-88	Ec. 3.6 2.15 2.6 2.40 0.405 0.202 1.71 1.81	7.99 Valor critico al 5% 4.60 3.63 3.29 3.48 4.59 3.63 3.39 4.77
i) Endogeneidad de vari	ables independiente:	ţ
<u>Variable</u> TR PRR	Ecuación cuadro 9 1.54 0.026	Valor critico al 5% 2.16 2.16

# 7.- CONCLUSIONES DEL MODELO

El modelo de largo plazo estimado es consistente en cuanto a los signos expresados por la teoría, v.g. aumentos en la relación real de intercambio del sector de inmuebles residenciales, supondría caídas en la inversión extranjera en el sector y viceversa, así como incrementos de los ingresos por turismo en términos reales generarían aumentos en la inversión extranjera residencial.

Dada la existencia de una relación de cointegración entre las variables queda justificada la especificación de un modelo de corrección del error (Teorema de Granger). En el modelo estimado, el cual recoge de forma aceptable las desviaciones de IEI respecto de su relación de equilibrio a largo plazo, se ha incluido la segunda diferencia del tipo de interés a largo plazo de los países industrializados, lo que pondría en evidencia que los agentes valoran la aceleración en los cambios en dicha variable.

La modelización econométrica efectuada en el estudio pone de evidencia la importancia que la evolución de los ingresos por turismo, como partida fundamental de la serie de consumo de familias no residentes, tiene en la evolución de la inversión extranjera en inmuebles.

La competitividad del sector expresada como la inversa del tipo de cambio efectivo, aparece como una variable relevante para la explicación del comportamiento de los agentes extranjeros en el momento de tomar decisiones de inversión en inmuebles en nuestro país.

El tipo de interés real ponderado de los países industriales se presenta como una variable explicativa estadísticamente significativa en el corto plazo del modelo de corrección de error estimado y no así en el largo plazo, lo cual avalaría el papel que dicha variable juega en las decisiones de inversión, como expectativa de la tasa a la que los inversionista deberían descontar sus rendimientos esperados.

Desde la perspectiva de las posibles medidas de política económica que pudieran adoptarse para incentivar este tipo de inversión extranjera en España, este trabajo puede aportar un mayor conocimiento para el diseño de medidas adecuadas aunque, por supuesto, es necesario englobar el análisis en un modelo macroeconómico que incorpore todo tipo de relación entre las variables, así como la posibilidad del tratamiento de los ingresos por turismo en términos reales como variable endógena. De los resultados obtenidos en el modelo econométrico ajustado, podría deducirse qué políticas estimuladoras del turismo en España, tendrían como efecto añadido incrementos de la inversión en inmuebles; asimismo es de destacar la importancia que tienen los precios y la evolución del tipo de cambio para fijar las condiciones de competitividad del Sector.

GRAFICO 1
INVERSION EXTRANJERA EN INMUEBLES RESIDENCIALES EN TERMINOS REALES
(Logaritmos)

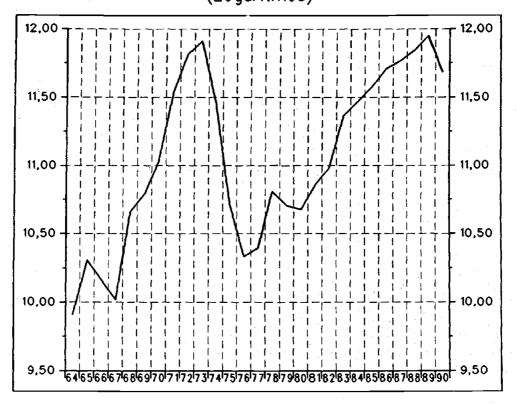


GRAFICO 2
INVERSION EXTRANJERA EN INMUEBLES RESIDENCIALES EN TERMINOS REALES
(Primera diferencia)

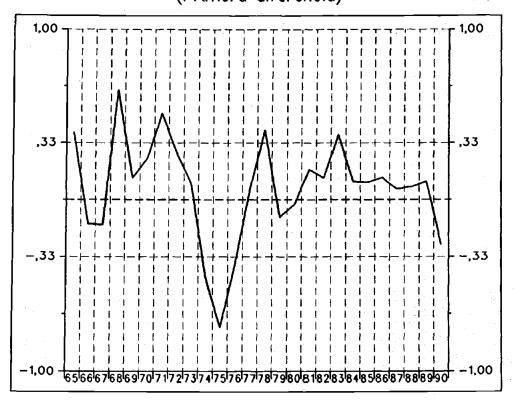


GRAFICO 3 INGRESOS POR TURISMO EN TERMINOS REALES (Logaritmos)

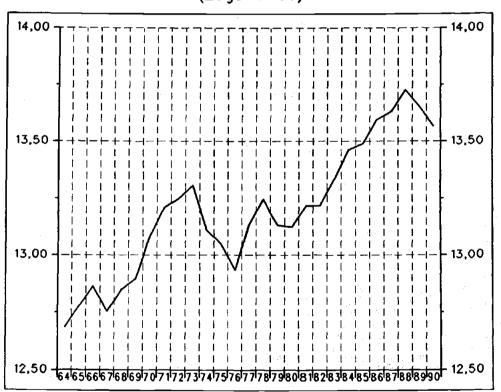


GRAFICO 4
INGRESOS POR TURISMO EN TERMINOS REALES
(Primera diferencia)

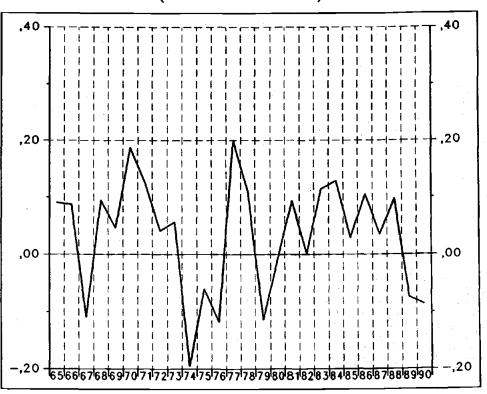


GRAFICO 5
RELACION REAL DE INTERCAMBIO DEL SECTOR DE INMUEBLES RESIDENCIALES (Logaritmos)

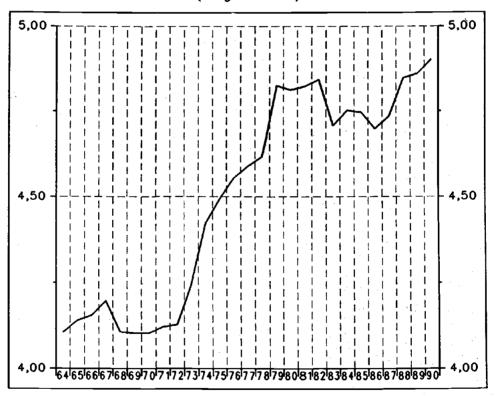


GRAFICO 6
RELACION REAL DE INTERCAMBIO DEL SECTOR DE INMUEBLES RESIDENCIALES
(Primera diferencia)

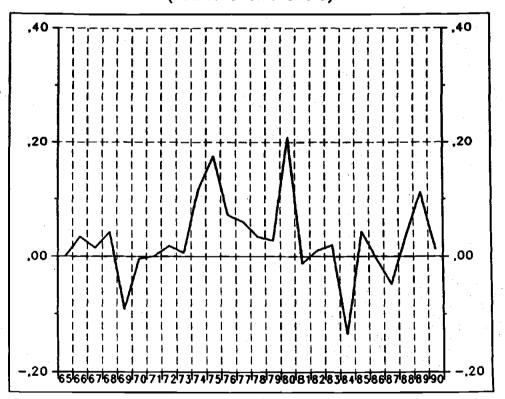


GRAFICO 7
TIPO DE INTERES PONDERADO REAL DE LOS PAISES DESARROLLADOS

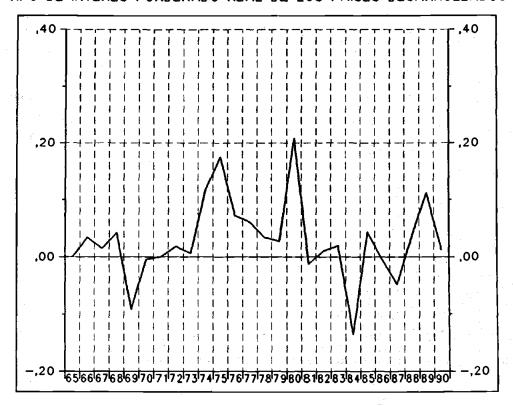


GRAFICO 8
TIPO DE INTERES PONDERADO REAL DE LOS PAISES DESARROLLADOS
(Primera diferencia)

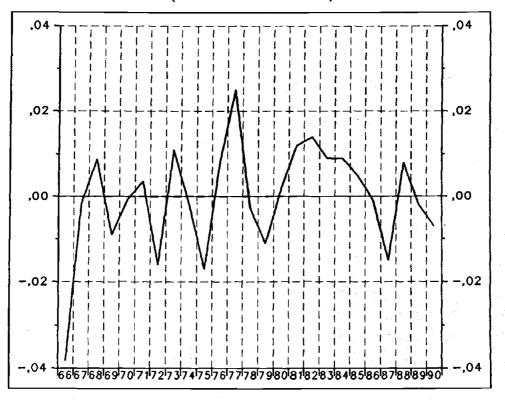
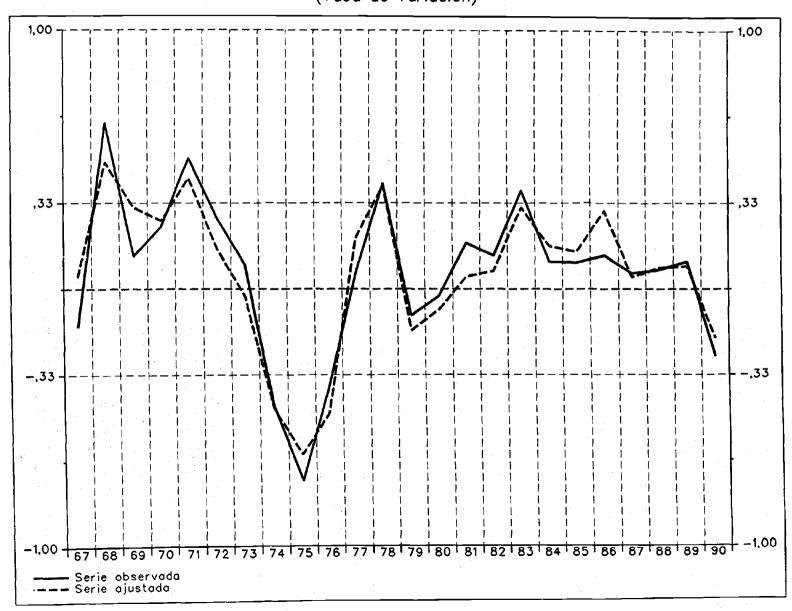


GRAFICO 9
INVERSION EXTRANJERA EN INMUEBLES RESIDENCIALES EN TERMINOS REALES (Tasa de variación)



#### BIBLIOGRAFIA

- Andres, J., Escribano A., Molinas, C. y Taguas, D. (1990): <u>La inversión en España. Econometía con restricciones de equilibrio</u>, Barcelona: Antoni Bosch, editor, Barcelona, e Instotuto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Carrascosa, A. y Sastre, L. (1991): "Inversión extranjera en inmuebles en España: características y efectos económicos", <a href="Información Comercial Española">Información Comercial Española</a>, no. 696, pp. 133-146
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): <u>Series macroeconómicas para el período 1954-88</u>: <u>Un intento de homogeneización</u>, <u>Monografía n. 75</u>, Instituto de Estudios Fiscales, <u>Madrid</u>.
- Dolado, J.J. (1989): "Cointegración: una panorámica". Documento de Trabajo № 8902, Banco de España.
- Dolado, J.J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990): "Cointegration and unit roots". <u>Journal of Economic Surveys</u>, vol. 4, pp. 249-273.
- Eaton, J. (1988): "Foreign-owned land", <u>The American Economic Review</u>, vol. 78, no.1, marzo, pp. 76-88.
- Engle, R. y Granger, C. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing".

  <u>Econometrica</u>, 49, pp. 1057-1072
- Engle, R. y Yoo, S. (1987): "Forecasting and testing in cointegrated systems". <u>Journal of Econometrics</u>, vol. 35, pp. 143-159.
- Escribano, A. (1990): Editor de "Cointegración y Raíces Unitarias: Un Area en Crecimiento". <u>Cuadernos Económicos de ICE</u>, no. 44.

- Fry, M.J.; Sosvilla Rivero, S. y Burridge, P. (1990): "Current Account Imbalances in Sri Lanka and Taiwan: Long-Run Adjustment Mechanisms and Policy Reaction Functions", International Finance Group Working Paper, No. 9004. The University of Birmingham.
- Fuller, W. (1976): <u>Introduction to statistical time series</u>, New York: John Wiley and Sons.
- Goulder, L.H. (1989): Tax policy, housing prices and housing investment, National Bureau of Economic Research, working paper 2814, enero.
- Jenkinson, T. (1986): Testing Neo-Classical Theories of Labour Demand: An Aplication of Cointegrations Techniques: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, pp. 241-251.
- Jiménez, F. (1987): Aportación en divisas de la inversión extranjera en España (1982-1986), <u>Información Comercial Española</u>, No. 648/649, pp. 73-80.
- Jiménez, F. y L. de Guindos (1985): "Algunos efectos económicos de la inversión extranjera en España", <u>Información Comercial</u>
  <u>Española</u>, No. 624/625, pp.39-50.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" <u>Journal of Economic Dynamic and Control</u>, 12, pp.231-254.
- Kearl, J.R. (1979):"Inflation, mortgages and housing", <u>Journal of Political Economy</u>, 1979, Vol. 87, pp. 1115-1138.
- Kenen, P.R. (1989): <u>The international economy</u>, Englewood Cliffs,
   New Jersey: Prentice-Hall, 2a. edición.
- Mankiw, N.G. y D.N. Weil (1989): "The baby boom, the baby bust, and the housing market", <u>Regional Science and Urban Economics</u>, Vol. 19, pp. 235-258.

- Moreno, J.L. (1982): "La inversión extranjera en España", <u>Papeles</u> de Economía Española, No. 11, pp.141-162.
- Muth, R.F. (1960): "The demand for non-farm housing", en A.C. Harberger (ed.) The demand for durable goods, Chicago: University of Chicago Press, pp. 29-96.
- Olsen, E.O. (1969): "A competitive theory of the housing market",

  The American Economic Review, Vol. 59, pp.612-621.
- Poterba, J.M. (1984): "Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach", <u>The Quarterly Journal of Economics</u>, noviembre, pp.729-752.
- Requeijo, J. (1989): <u>Introducción a la balanza de pagos de España</u>, Madrid, Editorial Tecnos.
- Rodríguez, J., Curbelo, J.L. y Martin, V. (1991): Una aproximación a las necesidades de vivienda en España", <u>Revista de</u> <u>Financiación a la Vivienda</u>, No. 14/15.
- Sosvilla-Rivero, S. (1990): <u>Modelling the Spanish Peseta: Theory</u> and <u>Econometric Evidence from the 1970's and 1980's</u>, Ph. D. Thesis, University of Birmingham.