

DOC. 092/95
JOSÉ BAÑOS PINO
VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO

DEMANDA DE CINE EN ESPAÑA:
UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

DEMANDA DE CINE EN ESPAÑA: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

José Baños Pino
V́ctor Ferńndez Blanco
(Universidad de Oviedo)

DEMANDA DE CINE EN ESPAÑA: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

José Baños Pino(*)
Víctor Fernández Blanco
(Universidad de Oviedo)

RESUMEN

En este trabajo se trata de explicar el descenso en la asistencia al cine experimentada en España desde 1988. Para ello, aplicando la metodología de cointegración con datos anuales del periodo 1968-1992, se estima una función de demanda de cine individual, en términos de asistencia media por habitante. De este modo, se ha podido comprobar que el cine es un bien de lujo y que su demanda es elástica respecto a su precio; además se comprueba el efecto disuasorio de la televisión sobre la asistencia al cine. Como conclusión se puede opinar que el aumento continuado del precio del cine y de la oferta televisiva son factores que han contribuido a alejar al público de las salas cinematográficas.

(*) Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios realizados por los profesores Simón Sosvilla y Miguel Sebastián. Cualquier error o carencia que subsista es responsabilidad exclusiva de los autores.

Cuando a finales del siglo XIX Louis Loumière prevenía, con sus mejores intenciones, a Georges Méliès advirtiéndole que "el cinematógrafo puede explotarse como curiosidad científica; esto aparte, no tiene ningún porvenir comercial"¹, estaba muy lejos de sospechar hasta qué punto la historia iba a quitarle la razón. Hoy en día, tanto a escala mundial como en nuestro país, el cine ocupa un lugar privilegiado en el ámbito de la cultura y el ocio de masas. Su potencial económico en España queda reflejado en los 36.300 millones de pesetas recaudados en 1992 en las salas de exhibición², lo que le sitúa como una industria cultural de primer orden, muy por encima de las artes escénicas³ que, en su conjunto, alcanzaron los 24.500 millones.

En este trabajo se estudia la situación del sector de la exhibición cinematográfica en España en el periodo comprendido entre 1968 y 1992⁴. Estos veinticinco años pueden calificarse, de un modo global, como una época de crisis, que se refleja en una notoria caída en el número de espectadores, en la asistencia media por persona al cine y en los ingresos por taquilla, en términos reales. El principal objetivo del trabajo es analizar qué factores han determinado la asistencia al cine en nuestro

¹ Citado en Navarro (1995)

² Además de la exhibición, la actividad económica de la industria del cine comprende también la producción de películas y su distribución, una actividad intermediadora que conecta a la productora -propietaria del filme- y al exhibidor, que adquiere los derechos de explotación pública.

³ Las artes escénicas, según las definen Baumol y Bowen (1965), comprenden, básicamente, el teatro, la música, la ópera y la danza. Se caracterizan porque todas ellas se realizan "en vivo" y su técnica de producción es, en lo esencial, muy semejante: la representación se lleva a cabo en un local al que debe acudir el público y puede repetirse cuantas veces sean necesarias para satisfacer una audiencia mayor; además buena parte de las compañías que se dedican a las artes escénicas pertenecen al sector no lucrativo de la economía.

⁴ Se ha elegido 1968 como año de partida porque en él se hace efectiva legalmente la obligatoriedad de un control de taquilla. En cuanto al año 1992, se ha elegido por ser el último del que se disponía de datos de la industria cinematográfica cuando se inició la investigación.

país. Para ello en la Sección I se repasará, con cierto detalle, la evolución histórica de los principales datos del sector cinematográfico por el lado de la demanda; en las Secciones II y III se planteará el marco teórico en el que se encuadra el análisis y se discutirán las variables empleadas y sus fuentes estadísticas; en la Sección IV se expondrá la especificación econométrica del modelo para, en la Sección V, proceder a estimar, con datos anuales, una función de demanda de cine a corto y largo plazo, utilizando la metodología de cointegración.

I. LA EVOLUCIÓN DE LA EXHIBICIÓN CINEMATOGRAFICA EN ESPAÑA ENTRE 1968 Y 1992.

Durante este periodo el sector de exhibición ha vivido una situación de crisis continuada, que se acentúa entre 1980 y 1988. En éste último año la crisis parece haber tocado fondo y, a partir de entonces, se produce un estancamiento e incluso se aprecian síntomas de una leve mejoría que permiten ser más optimistas cara al futuro del sector en el país. La evolución de las principales variables del sector (número de espectadores, asistencia media al cine por habitante y año y recaudación en pesetas constantes) se aprecia en los gráficos 1, 2 y 3, respectivamente.

Los dos primeros, que recogen la evolución del número de espectadores y de la asistencia media, muestran un perfil idéntico: hasta 1988 se produce un descenso continuado y, a partir de entonces, se observa un estancamiento. Entre 1968 y 1992 el número de espectadores que han acudido anualmente a las salas cinematográficas se redujo un 77%, pasando de 376 millones a apenas 86. Con la asistencia ha sucedido algo muy similar. En 1968 cada español acudía al cine 11,33 veces al año, por término medio; en 1992, apenas lo hace dos veces, lo que representa una disminución del 80%. Observando con un poco más de detenimiento

GRÁFICO 1
Evolución del número de espectadores
(en miles de personas)

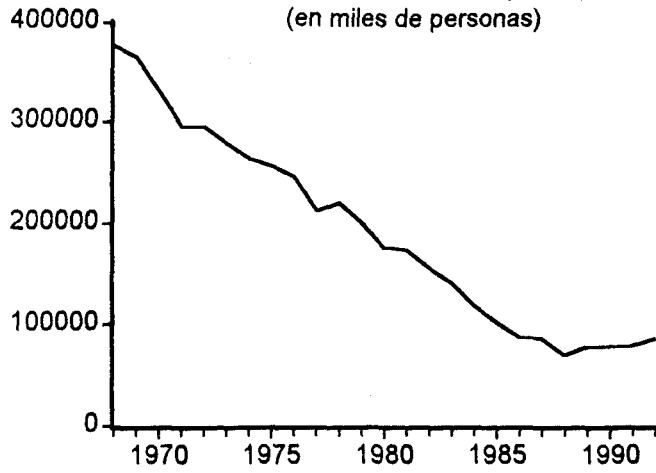


GRÁFICO 2
Evolución de la asistencia por habitante

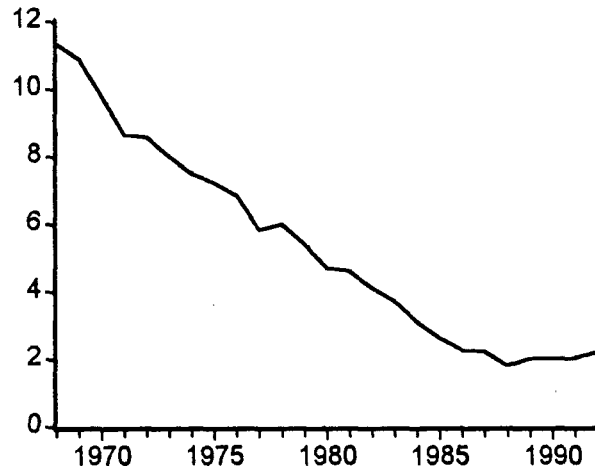
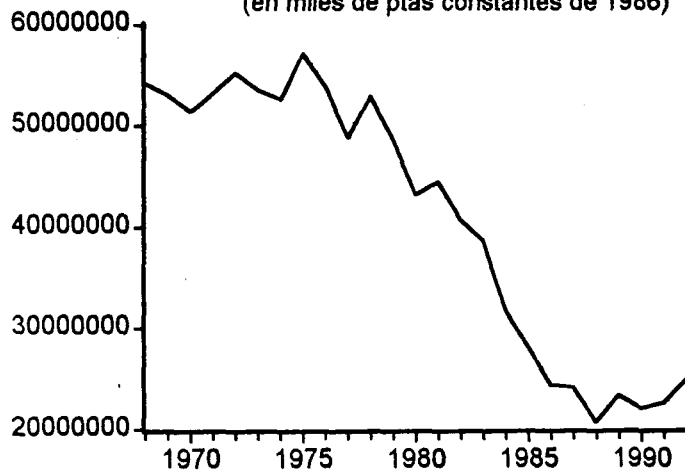


GRÁFICO 3
Evolución de la recaudación
(en miles de ptas constantes de 1986)



ambas series se puede apreciar que el periodo comprendido entre 1980 y 1988 ha sido particularmente crítico.

La evolución de la recaudación, medida en pesetas constantes de 1986⁵, se recoge en el Gráfico 3. En términos globales, durante todo el periodo analizado la recaudación ha disminuido un 54%, pasando de 54.000 millones en 1968 a 24.800 en 1992. Sin embargo, cabe distinguir dos etapas claramente diferenciadas. Hasta finales de la década de 1970 la recaudación se mantuvo bastante estable, aunque con altibajos episódicos. Es a partir de 1979, y a lo largo de la mayor parte de los años 80, cuando se produce el verdadero y continuado descenso en los ingresos del sector de exhibición. En términos cuantitativos entre 1968 y 1979 la recaudación apenas cayó un 2,5%; entre 1980 y 1988 el descenso alcanzó el 60%. Finalmente, a partir de 1989, parece haberse entrado en una fase de estancamiento o ligerísima recuperación⁶.

También merece alguna reflexión el comportamiento de otras variables interesantes como el gasto medio por espectador o el número de cines. La primera de ellas es el cociente entre la recaudación y el número de espectadores y, por consiguiente, puede interpretarse como un precio promedio de las entradas. Entre 1968 y 1992 este gasto medio ha crecido de manera continuada pasando, en términos reales, de 144 pesetas en 1968 a 287 pesetas en 1992. En cuanto al número de cines, aunque en principio no tiene un influencia inmediata sobre la demanda, su evolución refuerza la sensación de crisis en el sector. En los años estudiados han desaparecido 5.954 salas, el 77% de la existentes en 1968. Este fenómeno ha sido particularmente

⁵ Todas las cifras reales utilizadas en este trabajo se han obtenido aplicando el Deflactor Implícito del PIB, publicado por la Contabilidad Nacional de España.

⁶ Todos estos comentarios se han realizado a partir de cifras globales, sin distinguir la nacionalidad de las películas. Separando películas nacionales y extranjeras se puede comprobar que la crisis es notablemente más grave en el caso del cine español. Como ejemplo, basta indicar que, en los veinticinco años considerados, el cine nacional ha perdido el 90% de sus espectadores.

dramático en las localidades de menos de 50.000 habitantes, reforzando el carácter urbano del cine.

II. LA DEMANDA DE CINE: MARCO TEÓRICO

Una vez relatada brevemente la evolución de las variables más relevantes del sector en el periodo considerado, en este apartado se intentará describir el entorno general en el que se desea ambientar el trabajo. Este entorno responde básicamente a dos pilares: la teoría más convencional de la demanda de un bien y los estudios semejantes realizados en el ámbito de la economía de la cultura y, más concretamente, en el de la denominada "economía de las artes escénicas", que se inaugura con la obra original de Baumol y Bowen (1965).

En principio cabe preguntarse si es acertado vincular el cine con las artes escénicas. A simple vista hay un buen número de razones que distancian ambos campos. Si se repasan las características de las artes escénicas, ya comentadas anteriormente, es fácil opinar que el cine debe separarse de ellas⁷. El cine no se ofrece en vivo, es o tiene vocación de ser una industria y, por ello, se incorpora plenamente al sector lucrativo de la economía. Pero estas diferencias proceden básicamente del lado de la producción y la oferta de películas. El lado de la demanda, sin embargo, sí guarda importantes rasgos comunes con las artes escénicas y, en general, con otros espectáculos. En ambos casos el consumidor, cuando adquiere su entrada, está comprando el derecho a percibir un servicio cultural que, una vez en la sala, se consume conjuntamente y de forma no rival con el resto del público. Por este motivo, es posible establecer una similitud metodológica a la hora de analizar la demanda de cine y la demanda de artes escénicas. De

⁷ Esta opción es muy común y puede hallarse, por ejemplo, en la ya citada obra de Baumol y Bowen (1965) y en el libro de Heilbrun y Gray (1993). También es norma habitual considerar como arte escénica únicamente la música clásica, dejando a un lado los conciertos de jazz, rock, etc.

este modo, este trabajo tomará como punto de referencia los estudios sobre demanda de teatro de Withers (1980), Gapinsky (1984 y 1986) y Abbé-Decarroux (1994).

Siguiendo a estos autores, y de acuerdo con los postulados básicos de la teoría económica, se puede escribir la siguiente función de demanda individual de cine, definida en términos de asistencia media por habitante y año:

$$Q_t = f(P_t, P_{st}, Y_t, A)$$

Según esta función, la cantidad demandada de cine en el periodo t (Q_t) dependerá del precio del cine (P_t), del precio de otros bienes sustitutivos o complementarios (P_{st}), de la renta (Y_t) y de un vector de variables (A) que incorpora la influencia de otros factores como, por ejemplo, la televisión y el video que, de algún modo, pueden estar recogiendo cambios en las preferencias de los consumidores.

Esta función de demanda tiene otras dos características que no deben pasarse por alto. En primer lugar, de acuerdo con el planteamiento general expuesto, la cantidad demandada de cine se define como la asistencia media por habitante en el periodo t ; es, por tanto, una variable per capita y, en consecuencia, la variable renta también deberá expresarse en términos per capita. En segundo lugar, todas las variables monetarias -precios y renta- se medirán en términos reales, por lo que sus valores corrientes se deflactan utilizando el Deflactor Implícito del PIB, publicado en la Contabilidad Nacional de España. Este hecho implica aceptar el supuesto, bastante habitual en la teoría económica, de homogeneidad de grado cero en precios y renta de la función de demanda.

Por el lado de la oferta, el mercado de la exhibición cinematográfica presenta una situación peculiar. En cada sala cinematográfica todas las localidades se venden a un precio

uniforme, establecido por procedimientos administrativos, con la única restricción de la capacidad del local. Es decir, la oferta es perfectamente elástica al precio fijado hasta alcanzar el límite de capacidad⁸.

Esta característica de la oferta cumple un papel esencial en el modelo pues, en esas condiciones, la cantidad de equilibrio viene determinada exclusivamente por la demanda. La cantidad vendida en un periodo coincide con la cantidad demandada y, en consecuencia, el modelo no presenta problemas de identificación.

A continuación se discute el contenido y las fuentes estadísticas de las variables que, inicialmente, deben participar en la estimación de la función de demanda. También se comentan los criterios para decidir su inclusión en la especificación finalmente propuesta para el modelo.

III. VARIABLES Y FUENTES ESTADÍSTICAS

Cantidad demandada de cine (Q_t). Como ya se ha indicado, se emplea una medida relativa: la asistencia media al cine por habitante y año (*ASIST*). Esta variable es el cociente entre el número de espectadores que han acudido al cine en un año t y el total de la población. Sus datos proceden de la serie de publicaciones Cinematografía. Datos Estadísticos, editadas por el Ministerio de Cultura.

Precio del cine (P_t). La construcción de esta variable es bastante peculiar, pues compagina el precio por entrada en taquilla con el coste de otras actividades que, día a día, se están haciendo indispensables para la asistencia al cine. Generalmente se acepta que, cuando acude al cine, un individuo

⁸ Aunque por sencillez en el modelo se plantea un precio único, en la realidad existen algunos mecanismos que permiten discriminar precios ("días del espectador", tarifas especiales para jubilados, estudiantes, etc.).

incurrir no sólo en el coste de la entrada sino en otros costes relacionados, básicamente, con el transporte (precio del transporte público, del aparcamiento, etc.). Este fenómeno se está acentuando en España debido a la ya comentada reducción de las salas de exhibición que, progresivamente, se están concentrando en las localidades de más de 50.000 habitantes. De acuerdo con lo expuesto, la variable precio del cine utilizada (*PRECINE*) es la suma de dos componentes: el precio de la entrada en taquilla y el coste de transporte. El primero de ellos es el "gasto medio por espectador", que se calcula dividiendo la recaudación total en el país en un año t entre el número de espectadores, según los datos disponibles en la ya mencionada serie Cinematografía. Datos Estadísticos; es, por tanto, un precio medio de la entrada en taquilla en España. Para el segundo componente se utiliza el precio promedio del transporte público en autobús urbano en las ciudades mayores de 5.000 habitantes, según datos ofrecidos por el Anuario Estadístico del INE.

Sin duda cabe plantearse la posibilidad de incluir en el modelo esos dos componentes por separado, considerando el coste del transporte como el precio de un bien complementario con el cine. Esta alternativa no ofreció mejores resultados, a la vez que planteaba ciertos problemas estadísticos⁹.

Precio de otros bienes (P_{st}). Esta es una de las variables más problemáticas a la hora de incorporarla al estudio de la demanda de cine en España. Teóricamente cabe considerar tanto el precio de los bienes complementarios, que se espera influyan de una manera negativa, como de los sustitutivos, que debería afectar de modo positivo. El transporte es, quizás, el bien complementario más relevante y la inclusión de su precio en el modelo ya se ha discutido. Por ello, a continuación se presta

⁹ Cuando se separan el gasto medio por espectador y el precio del transporte urbano se produce una contradicción metodológica. El método de Engle y Granger (1987) no encuentra ninguna relación de cointegración entre esas variables, la renta y la asistencia al cine, aunque el de Johansen y Juselius (1991) sí la encuentra.

modelo ya se ha discutido. Por ello, a continuación se presta atención a la posible influencia del precio de los bienes sustitutivos.

Un requisito previo es definir qué bienes son sustitutivos del cine. A simple vista es fácil pensar que el teatro es el sustitutivo por excelencia. Sin embargo, esta opinión tiene importantes zonas de sombra, tanto teóricas como, en el caso español, estrictamente prácticas. Por un lado, en un estudio realizado para el caso de las artes escénicas en el Reino Unido [Gapinsky (1986)], se ha demostrado que el mejor sustituto de una obra de teatro no es el cine, sino otra obra de teatro. Por otro lado, podría argumentarse que, en este caso, se está pensando en términos desagregados, pero que, en términos generales, la sustituibilidad existe. Sin embargo, en el caso español el teatro como actividad cultural cotidiana sólo está presente en algunas grandes ciudades como Madrid y Barcelona, mientras que el cine, a pesar de la grave crisis de las salas de exhibición, está distribuido por todo el país. En consecuencia, difícilmente se puede aceptar que el teatro pueda cumplir adecuadamente el papel de sustituto.

Una segunda opción es considerar que cualquier actividad de ocio es un sustituto potencial del cine. Para cubrir esta alternativa se ha introducido un precio genérico del ocio, según la propuesta de Owen (1960), utilizando la ganancia media por hora trabajada. Los resultados obtenidos tampoco fueron buenos, por lo que el precio genérico del ocio tampoco se ha incorporado a la especificación final del modelo.

Por último, se ha considerado que la televisión y el video son los sustitutivos más próximos del cine. Esta posibilidad se enfrenta a un gran inconveniente: la ausencia de datos publicados sobre el precio del consumo de televisión y el precio de alquiler y venta de películas en soporte de video. Aunque se han experimentado algunas soluciones aproximativas (en particular, emplear el precio de los aparatos electrodomésticos -según el

de los aparatos de video y televisión), los resultados han sido muy insatisfactorios. Por esta razón, se prescinde de medir la influencia del video y la televisión por la vía del precio y se opta por recogerla a través de otros caminos que se incluyen en el vector A.

Renta (Y_t). Se utiliza la renta disponible per capita, según los datos ofrecidos por los Informes publicados por el Banco Bilbao Vizcaya, y se le denomina *RENTA*.

Tanto la renta como el precio del cine se miden en términos reales. Para ello se deflactan sus valores nominales utilizando el Deflactor Implícito del PIB, publicado en la Contabilidad Nacional de España.

Otros factores (A). En este vector se incluyen otros factores, ajenos a los precios y la renta, que pueden ejercer alguna influencia sobre la demanda de cine, probablemente modificando las preferencias de ocio de los consumidores. Más en concreto, se trata de dar cabida a la televisión y al video, dos actividades que operan como sustitutivas del cine, pero cuya influencia no ha podido medirse vía precios.

El video, y especialmente la compra y/o alquiler de películas en soporte videográfico, debe cumplir un importante papel restrictivo en la decisión de asistencia al cine. Aunque hay una gran dificultad a la hora de disponer de información pública respecto al número de películas compradas y alquiladas así como de su precio¹⁰, los Anuarios del diario El País ofrecen

¹⁰ Existen ciertas entidades que, de modo episódico, ofrecen este tipo de información, pero ésta no es de libre acceso y, en consecuencia, no es posible disponer de una serie de datos mínimamente amplia y homogénea. Se ha explorado también la posibilidad de emplear los datos relativos a los derechos de autor, recaudados por la Sociedad General de Autores de España (SGAE) y publicados en sus Memorias anuales. Esta fuente también ofrece, en principio, problemas: la serie sólo puede construirse a partir de 1985 y, en ella, no se puede distinguir entre los derechos recaudados por la venta de discos, casetes o cintas de video.

algunos datos sobre la evolución del parque de magnetoscopios domésticos, que aparecen en el año 1980 y experimentan una gran expansión a partir de 1983. Por este motivo, se decidió introducir la influencia del video mediante una variable binaria (*VIDEO*) que toma valor cero hasta 1980 y valor uno desde entonces. Esta variable no resultó significativa y, como se comentará posteriormente, se suprimió en la especificación definitiva del modelo.

El efecto disuasorio de la televisión es un fenómeno conocido y comprobado en el ámbito internacional [Dale (1984)]. En la mayoría de países, el cine, casi desde su nacimiento, se convierte en una actividad reina en el mercado de ocio de masas, donde carece de una alternativa próxima que le haga sombra. Pero la llegada de la televisión, y su progresiva expansión entre las familias, modifica la situación: el cine se enfrenta a un competidor directo que ofrece un producto muy semejante, acompañado de otras ventajas como la comodidad o la privacidad. El resultado final es un cambio en las decisiones del individuo pues, como señala Cuevas (1976), "ya no se asiste al cine, como se hacía antes, para ocupar el tiempo libre, sino por selección frente a otras muchas posibilidades de empleo de ese tiempo".

Existen varios caminos, ajenos a los precios, para incorporar los efectos de la televisión. La primera posibilidad es considerar el número de hogares que disponen de receptor de televisión. Es lógico pensar, y así lo prueban algunos estudios internacionales, que la mayor incidencia de la televisión en las decisiones de ocio del individuo se produce en los primeros años de su aparición y extensión entre la población¹¹. Si se tiene en cuenta que, según informa Cuevas (1976), en 1976 aproximadamente el 90% de los hogares españoles disponían de aparato de televisión, cabe suponer que el primer gran impacto sobre el cine

¹¹ En países como Estados Unidos, Japón o Francia se ha podido comprobar que la aparición de la televisión ocasionó, en los años inmediatamente posteriores, una caída muy importante del número de espectadores cinematográficos para, posteriormente, estabilizarse (véase Cuevas(1976), págs 69 y ss.).

ya se habría producido para entonces. En esta situación, difícilmente una medida del número de televisores por hogar puede dar buenos resultados para el periodo que se está estudiando. Así sucede cuando se añade al modelo el número de receptores de televisión por cada 1000 habitantes, según datos del Statistical Yearbook de la Unesco, que no resulta ser una variable significativa del comportamiento de los espectadores cinematográficos.

Una segunda alternativa es utilizar los datos de audiencia de televisión ofrecidos por los Anuarios del diario El País. Sin embargo, los datos disponibles no cubren todo el periodo objeto de análisis y los resultados obtenidos tampoco son estadísticamente significativos.

Una tercera vía arranca de considerar que el efecto de la televisión sobre el cine depende no sólo de la disponibilidad de aparatos de televisión sino también de la oferta televisiva al alcance del individuo. Si, como ya se ha dicho, la televisión ya se encontraba ampliamente extendida en España desde primeros de la década de los años setenta, es muy probable que, en el periodo de estudio, su incidencia sobre el cine responda esencialmente a cambios en la oferta televisiva. Durante la década de 1980 se producen una serie de hechos que aumentan considerablemente la oferta disponible por los telespectadores: la segunda cadena de TVE se extiende prácticamente a todo el territorio nacional, aumenta considerablemente el número de horas de emisión¹² y, muy especialmente, en 1984 se rompe el monopolio de la televisión pública estatal con la aparición de las televisiones autonómicas y, posteriormente, en 1991 las cadenas privadas. Para introducir esta variación de la oferta de televisión en el se ha construido la variable *TV*, que es una variable binaria que toma el valor

¹² En 1980 se emitían en España 5.775 horas de televisión, mientras que, en 1991, se habían elevado hasta las 68.243, según datos ofrecidos por Jones (1994).

cero hasta 1984 y el valor uno a partir de entonces¹³.

Una vez que han sido comentadas las variables utilizadas, y sus fuentes estadísticas, en la siguiente sección se ofrece la especificación econométrica del modelo de demanda de cine en España.

IV. EL MODELO ECONOMÉTRICO

Según el modelo teórico y las variables expuestas en las Secciones previas, la función de demanda de cine será¹⁴

$$ASIST_t = f(PRECINE_t, RENTA_t, TV)$$

Para llevar a cabo las estimaciones, esta ecuación se especifica mediante una forma funcional del tipo doble-log, o de elasticidad constante. Este tipo de especificación es muy común a la hora de estimar funciones de demanda de bienes aislados. En su favor operan múltiples razones teóricas y prácticas. En primer lugar se puede demostrar que, bajo ciertos supuestos poco restrictivos, las funciones doble-log cumplen el requisito de

¹³ Se han probado otras alternativas para recoger el efecto de la oferta televisiva. En primer lugar, se elaboró un indicador sintético en el que, a cada cadena de televisión, se le otorgaba un valor uno ponderado por el porcentaje de población cubierto por dicha cadena. Esta opción no dio buenos resultados en la contrastación empírica. En segundo lugar, se trató de medir el efecto propio de la introducción de los canales privados utilizando una variable "dummy" con valor uno a partir de 1989. De nuevo, los resultados empíricos no fueron satisfactorios.

Finalmente cabe reconocer que la variable "dummy" TV puede estar recogiendo otros factores además de la incidencia de la televisión. Por ejemplo, podría incorporar el efecto del video, sobre todo si se tiene presente que es a partir de 1984 cuando empieza a ser común en los hogares españoles (más de un 10% de los hogares tiene video). Este hecho puede contribuir a explicar la escasa significatividad de la variable VIDEO antes citada.

¹⁴ Por las razones comentadas anteriormente hemos retirado ya la variable video.

homogeneidad de grado cero en precios y renta¹⁵. En segundo lugar, este tipo de funciones presenta interesantes ventajas de cálculo, pues los coeficientes de la función son las elasticidades respecto a las variables independientes. Y en tercer lugar, estas funciones han ofrecido buenos resultados en diversas investigaciones empíricas, tanto en el análisis de la demanda de bienes en general, como en la demanda de artes escénicas, en particular, como prueban los trabajos de Withers (1980) y Abbé-Decarroux (1994). Por tanto, la ecuación a estimar será, en principio:

$$\log ASIST_t = \log C + \beta_1 \log PRECINE_t + \beta_2 \log RENTA_t + \beta_3 TV + \epsilon_t$$

En definitiva, se plantea la estimación de un modelo uniecuacional. En principio, puede pensarse que el mercado cinematográfico tiene un comportamiento recursivo y, en consecuencia, esta estimación no presenta sesgo de simultaneidad. En el campo de las artes escénicas este supuesto de recursividad encuentra refrendos teóricos [Withers (1980)] y empíricos [Moore (1.968)].

V. CONTRASTACIÓN EMPÍRICA Y PRINCIPALES RESULTADOS

La demanda de cine en España se estima aplicando el análisis de cointegración, según la metodología de Johansen y Juselius (1990) y Engle y Granger (1987). En términos generales, el análisis de cointegración pretende contrastar la existencia de una relación de largo plazo entre una variable dependiente (la asistencia al cine) y un conjunto de variables independientes (el precio, la renta y el efecto de la televisión). El método de Johansen permite obtener esa relación de largo plazo a través de un análisis multivariante que opera mediante un sistema de ecuaciones interrelacionadas en las que no se hace ningún

¹⁵ Véase, por ejemplo, Philips (1974).

supuesto restrictivo sobre el carácter exógeno de las variables. El modelo multivariante estimado con mejores resultados estadísticos es aquél que relaciona la asistencia al cine con el precio y con la renta disponible per capita y carece de constante¹⁶. En el Cuadro 1 se recogen los vectores de cointegración normalizados, los autovalores y los tests de la traza y del λ -máximo, así como los valores críticos al nivel del 5%; este test permite decidir el número de relaciones de cointegración existentes.

Cuadro 1
Asistencia por habitante
Método de Johansen
Vectores de cointegración normalizados

Autovalor	0.8113	0.3330	0.0015
Test de la traza	47.70	9.34	0.03
Valor crítico (al 5%)	(24.31)	(12.53)	(3.84)
Test del λ -máximo	38.35	9.31	0.03
Valor crítico (al 5%)	(17.89)	(11.44)	(3.84)
ASIST	1.0000		
PRECINE	3.0420		
RENTA	-1.2645		

Nota: Todas las variables están en logaritmos. Los valores críticos de los tests se han extraído de Osterwald-Lenum (1992).

De acuerdo con estos resultados, y a un nivel de confianza

¹⁶ En el Anexo I se analiza el orden de integración de estas series.

del 95%, existe un único vector de cointegración, o relación a largo plazo, entre la asistencia al cine, el precio y la renta disponible per capita . Los coeficientes de las variables *PRECINE* y *RENTA*, que recogen las correspondientes elasticidades a largo plazo, tienen los signos apropiados y señalan que la demanda de cine en España, medida a través de la asistencia por habitante, es elástica respecto a su precio (el valor del coeficiente es 3.042) y el cine es claramente un bien de lujo, pues su elasticidad renta toma un valor de 1.265.

A continuación, se comprobó la significatividad del mecanismo de corrección del error (Cuadro 2). Este mecanismo resultó significativo con un nivel de confianza superior al 90%, y con el signo apropiado, en la ecuación de la demanda de asistencias. Sin embargo, su valor es pequeño (0.065), lo que indica que cada año apenas se corrige el 6,5% de los desfases del año anterior. La bondad de esta especificación se ha estudiado mediante el test de Jarque-Bera de normalidad residual y el estadístico Ljung-Box de autocorrelación. Sus resultados permiten opinar que dicha especificación es apropiada¹⁷. Por otro lado, los valores del mecanismo de corrección del error en las ecuaciones de precios y renta son sensiblemente más bajos (0.02 y 0.01, respectivamente) por lo que, siguiendo la opinión de Banerjee et al. (1994, págs. 268 y ss.), no puede rechazarse la hipótesis de exogeneidad débil en precios y renta.

La presencia de una relación a largo plazo entre la asistencia al cine, su precio y la renta disponible per capita se ha contrastado también empleando la metodología de Engle y Granger (1987), según se aprecia en el Cuadro 3. Su procedimiento consiste, en primer lugar, en estimar por Mínimos Cuadrados

¹⁷ Como ya se ha advertido, el test de Johansen se aplicó sin constante, que tampoco se ha incluido en el vector de cointegración. En este último caso, para fundamentar la ausencia de constante, se ha aplicado el contraste diseñado por Johansen y Juselius (1990), obteniendo como resultado un valor de 82.81. Como el valor crítico correspondiente, que se distribuye como una χ^2 con dos grados de libertad, es 5.99, se puede rechazar la presencia de constante dentro del vector de cointegración.

Cuadro 2
Estimación del vector de corrección del error

VARIABLE	COEFICIENTE
ASIST (-1)	1.0000
PRECINE (-1)	3.0420 (3.55)
RENTA (-1)	-1.2645 (-3.18)
MEC. CORREC. ERROR	-0.0647 (-1.84)
Cambios en ASIST	-0.1377 (-0.63)
Cambios en PRECINE	-1.1498 (-0.74)
Cambios en RENTA	1.1306 (1.80)
Método de Estimación	Máxima Verosimilitud
Número de observaciones	23
R ² ajustado	0.1307
Razón Verosimilitud	28.1911
Jarque-Bera	0.654
Ljung-Box Q-estadístico 1	0.0219
Ljung-Box Q-estadístico 2	1.8431
Ljung-Box Q-estadístico 3	2.1514
Ljung-Box Q-estadístico 4	3.1328

Nota: Entre paréntesis se presentan los estadísticos t. Todas las variables están en logaritmos

Cuadro 3
 Relaciones a largo plazo
 Metodología Engle y Granger
 Variable dependiente: Asistencia por Habitante

VARIABLE	COEFICIENTE
PRECINE	-3.8687 (-14.27)
RENTA	0.9779 (2.65)
CONSTANTE	9.5739 (2.64)
Método de Estimación	Mín. Cuadrados Ordinarios
Número de observaciones	25
Durbin-Watson	0.7336
Dickey-Fuller (ampliado)	-3.8748
Durbin-Watson (residuos)	2.1664

Nota: Entre paréntesis se presentan los estadísticos t. Todas las variables están en logaritmos

Ordinarios la relación en niveles entre la asistencia, el precio y la renta; en segundo lugar, y con la ayuda de los test de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentado, se contrasta la estacionariedad de los residuos de dicha regresión. En este trabajo el test de Dickey-Fuller aumentado con tres retardos corrobora la estacionariedad residual y, por tanto, la presencia de una relación a largo plazo entre las variables propuestas.

En el Cuadro 4 se presenta la estimación econométrica finalmente elegida para la función de demanda de cine, combinando las relaciones a corto y largo plazo. Antes de comentar los resultados obtenidos conviene hacer ciertas precisiones. En la

Cuadro 4

Función de demanda de cine

Variable dependiente: Cambios en la Asistencia por Habitante

VARIABLE	COEFICIENTE
Cambios en PRECINE	-1.4608 (-0.99)
Cambios en RENTA	0.8954 (2.08)
Dummy TV	-0.0890 (-2.40)
Dummy D88	-0.2052 (-8.97)
MECANISMO CORRECCIÓN ERROR	
PRECINE (-1)	-0.4604 (-4.64)
PRECINE (-1)	3.5086 (12.06)
RENTA (-1)	-1.5508 (-12.69)
Método de Estimación	Mín. Cuadrados No Lineales
Número de observaciones	24
R ² ajustado	0.9909
Estadístico F	419.047
Durbin-Watson	1.8369
Jarque-Bera	0.4498
Ljung-Box Q-estadístico 1	0.2741
Ljung-Box Q-estadístico 2	1.1495
Ljung-Box Q-estadístico 3	5.1814
Ljung Box Q-estadístico 4	7.0727

Nota: Entre paréntesis se presentan los estadísticos t. Todas las variables están en logaritmos

dinámica a corto plazo, junto a las variables *PRECINE* y *RENTA* medidas en diferencias, aparecen dos variables binarias, *TV* y *D88*. La primera de ellas trata de recoger el impacto ocasionado por el aumento de la oferta televisiva, en general, y por la aparición de nuevos canales de televisión, en particular. Esta variable, por razones ya comentadas, toma valor uno a partir de 1984. La segunda variable "dummy" toma el valor uno en 1988 y cero en el resto; su presencia se justifica porque, en ese año, los datos de las variables cinematográficas toman un valor anómalo, de reducida magnitud, para el que no se ha hallado ninguna explicación satisfactoria.

El modelo se ha estimado por el procedimiento de Mínimos Cuadrados No Lineales, aplicando el método de White para corregir la presencia de heterocedasticidad. Los resultados más importantes son los siguientes.

En primer lugar, se refuerza la influencia a largo plazo de la renta y el precio sobre la asistencia. Los coeficientes de esas variables, semejantes a los obtenidos con la metodología de Johansen y Juselius, indican que la demanda de cine es elástica respecto a su precio (el valor del coeficiente es 3.51) y el cine es un bien de lujo (su elasticidad renta es 1.55).

En segundo lugar, con esta especificación el mecanismo de corrección del error resulta claramente significativo, con un coeficiente 0.46, que señala que, cada año, se corrige el 46% del desfase del año anterior.

En tercer lugar, al análisis a corto plazo refleja la influencia directa de los cambios de la renta en la asistencia al cine. Ahora la elasticidad renta de la demanda de cine es inferior, aunque muy próxima, a la unidad (0.90) y, por tanto, a corto plazo, el cine no alcanza la categoría de bien de lujo. En cuanto a los cambios en el precio, aunque su coeficiente no es estadísticamente significativo, el signo sí es el apropiado, marcando una relación inversa con la asistencia. Por este motivo

se ha mantenido dicha variable en la especificación final del modelo, aunque advirtiendo su escasa significatividad.

En cuarto lugar, se ha comprobado la influencia negativa y estadísticamente significativa de la televisión sobre la asistencia al cine. Con ello, cabe sospechar que en los años ochenta se ha producido un cambio en las preferencias de ocio de los individuos que les ha alejado de las pantallas cinematográficas.

Por último, el análisis de los residuos de la ecuación también es aceptable. Hay que dejar constancia de una cierta correlación de tercer orden, según muestra el correspondiente estadístico de Ljung-Box que se sitúa justo al límite de lo admisible. Otros contrastes de especificación pueden observarse en el Anexo II.

Como colofón, teniendo en cuenta los resultados obtenidos en estas estimaciones, se pueden apuntar algunos factores que explican la caída continuada en la asistencia al cine durante el periodo estudiado. La subida del precio del cine ha debido influir notablemente en dicha reducción, dado el marcado carácter elástico de la asistencia respecto a su precio. Sobre este efecto cabe añadir el impacto del incremento de la oferta televisiva que, probablemente, haya provocado un cambio en las preferencias del público en contra del cine. Finalmente, estos efectos negativos se habrán visto mitigados, en parte, por la influencia positiva del aumento de la renta disponible per capita sobre la asistencia al cine.

CONCLUSIONES

En este trabajo se estima, para el periodo 1968-1992 y empleando datos anuales, una función de demanda individual de cine, medida en términos de asistencia media por habitante. Previamente, y para tener una idea genérica de la situación del

sector de exhibición cinematográfica, se repasa la evolución de las principales variables de la demanda de cine en este periodo. Se observan importantes descensos en el número de espectadores, la asistencia media por habitante y año y la recaudación, en términos reales. A partir del año 1988 esa tendencia se frena e incluso se aprecian síntomas de una ligera recuperación.

Para estimar la función de demanda de cine se aplica, en primer lugar, un análisis de cointegración, siguiendo la metodología de Johansen y Juselius (1990) y Engle y Granger (1987), y se obtiene la relación a largo plazo entre la asistencia al cine, el precio y la renta disponible per capita. Este análisis a largo plazo permite demostrar que el cine es un bien de lujo y su demanda es elástica respecto al precio. En segundo lugar, se ha estimado un mecanismo de corrección del error en una etapa, mediante un procedimiento de Mínimos Cuadrados No Lineales, combinando esa relación a largo plazo con la dinámica a corto plazo, en la que se ha añadido el efecto de la televisión mediante una variable "dummy", que recoge el aumento de la oferta televisiva en los años 80. En este análisis se refuerzan las relaciones a largo plazo obtenidas según la metodología de Johansen y Juselius. También se comprueba la influencia negativa de la televisión sobre la asistencia al cine, encubriendo probablemente un cambio en las preferencias de ocio del público.

ANEXO I
Test ADF de Raíces Unitarias

Para determinar el orden de integración de las variables del modelo se ha aplicado los contrastes de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller ampliado (Dickey y Fuller (1981)), según la ecuación

$$\Delta x_t = \mu + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-1} + \epsilon_t$$

Cuadro A.I.1
Test de Raíces Unitarias

VARIABLE	ADF	CONSTANTE	RETARDOS	DW	Q(4)
Δ ASIST	-4.21	SI	0	1.82	4.49
Δ PRECINE	3.11	SI	1	2.10	0.77
ASIST	-1.08	SI	0	1.88	4.84
PRECINE	-2.00	SI	2	2.02	5.12

Nota: Todas las variables están en logaritmos. El ADF es un estadístico "t" de Student y su valor crítico al 5% es -2.99. Los estadísticos Durbin-Watson y Q(4) de Ljung-Box se han calculado sobre los residuos de la ecuación anterior.

De acuerdo con este Cuadro, se rechaza que la asistencia al cine y el precio sean series integradas de orden dos, pero no puede rechazarse que lo sean de orden uno con una constante. En el caso de la renta disponible per capita, aplicando la metodología de Dickey y Fuller no se puede rechazar que sea una serie integrada de orden dos. Sin embargo, como proponen Andrés et al. (1990), es posible considerar la existencia de tendencias determinísticas segmentadas en la media. En este caso, considerando tres segmentos, cabe rechazar que la renta sea integrada de orden dos.

ANEXO II
Contrastes de especificación

En este Anexo se recogen otros contrastes de especificación referidos al modelo descrito en el Cuadro 4.

Cuadro A.II.1
Test de variables omitidas de la ecuación de corto plazo

VARIABLE	ESTADÍSTICO "t"
Cambios en PRECINE (-1)	-0.66
Cambios en PRECINE (-2)	0.48
Cambios en RENTA (-1)	0.33
Cambios en RENTA (-2)	1.43
Cambios en RENTA (-3)	0.41
Cambios en ASIST (-1)	-0.11
Cambios en ASIST (-2)	0.64

Nota: Todas las variables están en logaritmos

Cuadro A.II.2
Test de Chow de Estabilidad (1968-1992)

PERIODO ESTIMADO	VALOR ESTADÍSTICO	VALOR CRÍTICO (5%)
1968-1989	1.89	3.34
1968-1990	1.50	3.68
1968-1991	2.50	4.49

Nota: Todas las variables están en logaritmos

De los resultados de este Cuadro se deduce que en el modelo propuesto no se aprecia un cambio estructural.

Finalmente se ha aplicado un test ARCH(1) para contrastar la existencia de heterocedasticidad dinámica. En este caso el estadístico "t" correspondiente al cuadrado de los residuos toma el valor -0.79. Dado que el correspondiente valor crítico al cinco por ciento es 2.12, se puede opinar que no se plantean problemas de heterocedasticidad dinámica.

BIBLIOGRAFÍA

- ABBÉ-DECARROUX, F. (1994), "The Perception of Quality and the Demand for Services. Empirical Application to the Performing Arts", Journal of Economic Behavior and Organization, 23, págs. 99-107.
- ANDRÉS, J., MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1990), "Una función de consumo privado para la economía española: aplicación del análisis de cointegración" Cuadernos Económicos de ICE, 14, págs. 173-212.
- BANERJEE, A. DOLADO, J., GALBRAITH, J. y HENDRY, D. (1994), Co-integration, Error Correction and Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press
- BAUMOL, W. y BOWEN, W. (1.966), Performing Arts- The Economic Dilemma, The Twentieth Century Found, New York.
- CUEVAS, A. (1.976), Economía Cinematográfica. La producción y el comercio de películas, Madrid
- DALE, M. (1.994), "Esperando al ave fénix. El reto de la industria cinematográfica europea", Situación 3, págs. 7-52.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, págs. 1057-1072.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" Econometrica, 55, págs. 251-276.
- GAPINSKY, J. (1.984), "The Economics of Performing Shakespeare", American Economic Review, 74(3), págs. 458-466.

- GAPINSKY, J. (1.986), "The Lively Arts as Substitutes for the Lively Arts", American Economic Review, 76(2), págs.20-25.
- HEILBRUN, J. y GRAY, C. M. (1993), The Economics of Art and Culture. An American Perspective, Cambridge University Press, Cambridge.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economic and Statistics, 52, págs 169-210.
- JONES, D. (1.994), "Las empresas de televisión como productoras y exhibidoras de películas", Situación, 3, págs. 165-177.
- NAVARRO, A. (1995), "El cine mudo", Dirigido, nº 237.
- OSTERWALD-LENUM, M (1992), "A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases", Oxford Bulletin of Economic and Statistics, 54, págs. 461-472.
- OWEN, J. D. (1.969), The Price of Leisure, Rotterdam University Press, Rotterdam.
- PHLIPS, L. (1974), Applied Consumption Analysis, North Holland, Amsterdam.
- WITHERS, G. (1.980) "Unbalanced Growth and the Demand for Performing Arts: An Econometric Analysis", Southern Economic Journal, 46(3), págs. 735-742.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 **JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.**- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 **CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.**- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 **ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.**- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 **JAVIER SUAREZ PANDIELLO.**- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 **LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.**- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 **JOSE MANUEL PRADO LORENZO.**- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 **JAVIER SUAREZ PANDIELLO.**- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 **FELIX LOBO ALEU.**- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 **FELIX LOBO ALEU.**- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 **RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.**- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 **ANTONIO APARICIO PEREZ.**- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 **MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.**- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 **EQUIPO MECO.**- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 **JAVIER SUAREZ PANDIELLO.**- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 **ANTONIO MARTINEZ ARIAS.**- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 **MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.**- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 **JAVIER SUAREZ PANDIELLO.**- La redistribución local en los países de nuestro entorno.
- Doc. 018/90 **RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.**- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.
- Doc. 019/90 **RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.**- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 **CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.**- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).

- Doc. 021/90 **JOAQUIN LORENCES.**- Margen precio-coste variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 **MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.
- Doc. 024/90 **LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.**- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 **MYRIAM GARCIA OLALLA.**- Utilidad de las teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 **CANDIDO PAÑEDA.**- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 **PILAR SAENZ DE JUBERA.**- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SANCHEZ.**- La cooperación empresarial: concepto y tipología (*)
- Doc. 030/91 **JOAQUIN LORENCES.**- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 **JOAQUIN LORENCES.**- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 **CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.**- Política económica regional
- Doc. 033/91 **BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.**- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 **BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.**- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 **NURIA BOSCH; JAVIER SUÁREZ PANDIELLO.**- Seven Hypotheses About Public Choice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).
- Doc. 036/91 **CARMEN FERNÁNDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ.**- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabecera.
- Doc. 037/91 **ANA JESUS LOPEZ; RIGOBERTO PÉREZ SUÁREZ.**- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 **JUAN A. VÁZQUEZ GARCÍA; MANUEL HERNÁNDEZ MUÑOZ.**- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 **INES RUBIN FERNÁNDEZ.**- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.
- Doc. 042/92 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- Novedades en la Legislación Laboral.

- Doc. 043/92 **RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.**- El comportamiento del consumidor y la estrategia de distribución comercial: Una aplicación empírica al mercado de Asturias.
- Doc. 044/92 **CAMILO JOSE VAZQUEZ ORDAS.**- Un marco teórico para el estudio de las fusiones empresariales.
- Doc. 045/92 **CAMILO JOSE VAZQUEZ ORDAS.**- Creación de valor en las fusiones empresariales a través de un mayor poder de mercado.
- Doc. 046/92 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Influencia relativa de la evolución demográfica en le futuro aumento del gasto en pensiones de jubilación.
- Doc. 047/92 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Aspectos demográficos del sistema de pensiones de jubilación español.
- Doc. 048/92 **SUSANA LOPEZ ARÉS.**- Marketing telefónico: concepto y aplicaciones.
- Doc. 049/92 **CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.**- Las influencias familiares en el desempleo juvenil.
- Doc. 050/92 **CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.**- La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.
- Doc. 051/92 **MARTA IBAÑEZ PASCUAL.**- El origen social y la inserción laboral.
- Doc. 052/92 **JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.**- Estudio del sector comercial en la ciudad de Oviedo.
- Doc. 053/92 **JULITA GARCIA DIEZ.**- Auditoría de cuentas: su regulación en la CEE y en España. Una evidencia de su importancia.
- Doc. 054/92 **SUSANA MENENDEZ REQUEJO.**- El riesgo de los sectores empresariales españoles: rendimiento requerido por los inversores.
- Doc. 055/92 **CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.**- Una valoración económica de la obtención de productos derivados del petróleo a partir del carbón
- Doc. 056/92 **IGNACIO ALFREDO RODRIGUEZ-DEL BOSQUE RODRIGUEZ.**- Consecuencias sobre el consumidor de las actuaciones bancarias ante el nuevo entorno competitivo.
- Doc. 057/92 **LAURA CABIEDES MIRAGAYA.**- Relación entre la teoría del comercio internacional y los estudios de organización industrial.
- Doc. 058/92 **JOSE LUIS GARCIA SUAREZ.**- Los principios contables en un entorno de regulación.
- Doc. 059/92 **Mª JESUS RIO FERNANDEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.**- Cuantificación de la concentración industrial: un enfoque analítico.
- Doc. 060/94 **Mª JOSE FERNANDEZ ANTUÑA.**- Regulación y política comunitaria en materia de transportes.
- Doc. 061/94 **CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.**- Factores determinantes de la afiliación sindical en España.
- Doc. 062/94 **VICTOR FERNANDEZ BLANCO.**- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.

- Doc. 063/94 **ESTEBAN GARCIA CANAL.**- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 **MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.**- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 **MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.**- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 **JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; M^a VICTORIA RODRIGUEZ URIA.**- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 **VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.**- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.
- Doc. 069/94 **M^a DEL MAR ARENAS PARRA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 **M^a DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 **AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.
- Doc. 072/94 **RODOLFO GUTIÉRREZ.**- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia los sindicatos.
- Doc. 073/94 **VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.**- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 **JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.**- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.**- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 **SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.**- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 **VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.**- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 **MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.**- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 **IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.**- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.
- Doc. 080/94 **FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.**- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.

- Doc. 081/94 **SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.** - Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 **MONTserrat DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M^a del MAR LLORENTE MARRÓN.** - Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.
- Doc. 083/95 **M^a CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.** - Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.** - La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 **MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.** - La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 **VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.** - La demanda de cine en España. 1968-1992.
- Doc. 087/95 **JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.** - Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.
- Doc. 088/95 **M^a CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA.** - La teoría del caos. Nuevas perspectivas en la modelización económica.
- Doc. 089/95 **SUSANA LÓPEZ ARES.** - Simulación de fenómenos de espera de capacidad limitada con llegadas y número de servidores dependientes del tiempo con hoja de cálculo.
- Doc. 090/95 **JAVIER MATO DÍAZ.** - ¿Existe sobrecualificación en España?. Algunas variables explicativas.
- Doc. 091/95 **M^a JOSÉ SANZO PÉREZ.** - Estrategia de distribución para productos y mercados industriales.
- Doc. 092/95 **JOSÉ BAÑOS PINO; VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.** - Demanda de cine en España: Un análisis de cointegración.
- Doc. 093/95 **M^a LETICIA SANTOS VIJANDE.** - La política de marketing en las empresas de alta tecnología.
- Doc. 094/95 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE; AGUSTÍN RUÍZ VEGA.** - Expectativas y percepciones del consumidor sobre la calidad del servicio. Grupos estratégicos y segmentos del mercado para la distribución comercial minorista.
- Doc. 095/95 **ANA ISABEL FERNÁNDEZ; SILVIA GÓMEZ ANSÓN.** - La adopción de acuerdos estatutarios antiadquisición. Evidencia en el mercado de capitales español.
- Doc. 096/95 **ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.** - Partidos, electores y elecciones locales en Asturias. Un análisis del proceso electoral del 28 de Mayo.
- Doc. 097/95 **ANA M^a DÍAZ MARTÍN.** - Calidad percibida de los servicios turísticos en el ámbito rural.
- Doc. 098/95 **MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ; JAVIER MATO DÍAZ; JAVIER BLANCO GONZÁLEZ.** - Evaluating the impact of the European Regional Development Fund: methodology and results in Asturias (1989-1993).