

Azar y fortuna en España: la Lotería Nacional, 1850-2000

The Spanish National Lottery, 1850-2000

FERNANDO RAMOS PALENCIA
Universidad Pablo de Olavide, Sevilla

RESUMEN

Este artículo estudia los factores determinantes del consumo de Lotería Nacional en España entre 1850 y 2000. Los datos proceden de la Gaceta de Madrid (1850-1920), de las Cuentas de Tesoreros (Sección de Hacienda) del Archivo de la Administración General del Estado (1939-1955) y de los Informes Anuales de LAE (1985-2000). Se obtienen resultados sobre la influencia de la renta per cápita, nivel de estudios, urbanización, número de administraciones de lotería, grado de religiosidad y edad. Los modelos estadísticos se estiman a través de técnicas convencionales por MCO y otras más complejas que analizan la dependencia espacial.

PALABRAS CLAVE: Loterías Públicas, Consumo per Cápita, Historia Económica Regional, Dependencia espacial local

Código JEL: L83, N34, C23

ABSTRACT

This article examines the determinants of the Spanish National Lottery between 1850 and 2000. The sales data are from *Gaceta de Madrid* (1850-1920), *Cuentas de Tesoreros (Sección de Hacienda)* of *Administración General Estado Archive* (1939-1955) and the Annual Reports from LAE (1985-2000). The results provide a detailed examination of the socioeconomic and demographic characteristics of lottery players –income, educational levels, urbanisation, number of lottery retail outlets in the province, age and religion- that historically determine lottery ticket purchases in Spain. This study uses standard OLS estimation and models that account spatial dependence between a province and its neighbors.

KEY WORDS: State Lotteries, Consumption per capita, Spanish Regional Economic History, Local Spatial autocorrelation

JEL Codes: L83, N34, C23

1. Introducción¹

La historia moderna de los juegos de azar en España comenzó en 1763 cuando Carlos III instauró la Lotería Primitiva, a semejanza de la lotería napolitana, en forma de monopolio estatal. En realidad, dicha lotería escondía un impuesto indirecto que funcionó relativamente bien. En la Lotería Primitiva los premios eran fijos, el jugador podía escoger los números de su apuesta y no se ponía límites al dinero que los jugadores podían apostar, de modo que el Estado no siempre ganaba². En 1812 apareció la denominada Lotería Nacional (o Moderna para distinguirla de la Primitiva) para sufragar las Guerras Napoleónicas. El funcionamiento de la misma siguió los parámetros de la lotería existente desde 1769 en Nueva España: sistema de billetes divididos en décimos, que venía siendo utilizado tradicionalmente en Holanda. La coexistencia entre ambas loterías no duró demasiado: el 10 de febrero de 1862 la Lotería Primitiva dejó de existir. A partir de ese momento, la Lotería Nacional no dejó de crecer y consolidarse entre la sociedad española. Las llamadas rifas de carácter privado y benéfico fueron prohibidas en 1882 y en 1924 se cerró el último casino que permanecía abierto en España (el *Gran Casino*, de San Sebastián). Tras la finalización de la Guerra Civil, surgieron las Quinielas de fútbol (1946) y los primeros sorteos esporádicos de la Organización Nacional de Ciegos Españoles (ONCE) que no tendrán continuidad hasta 1965³. La liberalización del juego (1977) y la paulatina transferencia de competencias a las distintas comunidades autónomas modificaron sustancialmente la estructura del mercado de juegos de azar español. En la actualidad, Loterías y Apuestas del Estado (LAE) gestiona la Lotería Nacional, las Quinielas de fútbol, la Lotería Primitiva y sus variantes, y las Apuestas Hípicas. Igualmente, existen juegos —Sorteos de la Cruz Roja y sorteos de la ONCE— gestionados por entidades no estatales que remuneran actividades de fin social. Paralelamente están los juegos de ámbito privado —máquinas recreativas, bingos y casinos—, cuya finalidad es el beneficio empresarial.

A pesar de este panorama y a diferencia de lo que ocurre en la historiografía internacional, los juegos de azar en España han sido poco estudiados. Paradójicamente la importancia del sector del Juego en la economía española no es nada despreciable. Garrett señala que en 1997 España ocupaba el cuarto puesto a nivel mundial en las ventas de Loterías como porcentaje del PIB (1,886%), sólo por detrás de Panamá (2,811%), Malasia (2,531%) y Singapur (2,478%)⁴. En el año 2004 se jugaron en España 27.286,83 millones de euros, lo que representaba aproximadamente el 3,5% del PIB⁵. De hecho, aunque pueda resultar sorprendente, este

[Fecha de recepción del original, 19 de julio de 2008. Versión definitiva, 28 de octubre de 2009].

¹ Quisiera agradecer la financiación recibida por STL (Sistemas Técnicos de Loterías), los comentarios recibidos en el XIV Congreso Internacional de Historia Económica de Helsinki (agosto 2006), en el Seminario sobre Historia Económica del Juego de la Universidad Carlos III de Madrid (julio 2007) y en el IX Congreso Internacional de la Asociación Española de Historia Económica (Murcia, septiembre 2008). Finalmente me gustaría agradecer las sugerencias recibidas por Roberto Garvía (Universidad Carlos III de Madrid) y Begoña Álvarez (Universidad de Vigo).

² Herrero Suárez (1992), pp. 25-35.

³ Altabella (1962), pp. 80-124; Garvía (2007b, 2008), pp. 42-50 y Fontbona (2008).

⁴ En términos comparativos el consumo español de Loterías es claramente superior al de países comunitarios y de la OCDE como Portugal (1,170%), Reino Unido (0,918%), Italia (0,841%), Suecia (0,796%), Australia (0,555%), EEUU (0,486%), Francia (0,409%), Alemania (0,270%) y Japón (0,142%). Garrett (2001), pp. 216-218.

⁵ Los juegos de azar tuvieron un impacto sobre la economía española en términos de valor añadido bruto (aportación al PIB), de 7.310,73 millones de euros, generando un empleo adicional de 167.402 puestos de trabajo. Algarra, Espejo y Bordonado (2006), pp. 35-75.

fenómeno no es nuevo ya que España es uno de los países con mayor consumo de loterías desde los últimos decenios del siglo XIX.

El porqué los españoles han sido los mayores —o, en su defecto, uno de los principales— consumidores mundiales de loterías públicas desde 1850 hasta la actualidad no es fácil de analizar. La comparación entre las loterías públicas de Austria, Baviera, Bruselas, Francia, Alemania, Italia, Nápoles, Holanda, Portugal, Prusia y España, entre 1763 y 1913, sugiere que el consumo de loterías es una actividad social, que no se puede explicar al margen de las expectativas, reglas de juego, valores morales y relaciones sociales en que se desarrollan⁶. Aunque desde la segunda mitad del siglo XVIII la mayoría de los gobiernos europeos organizaron loterías para obtener ingresos adicionales, la paulatina modernización de los sistemas fiscales y la escasa proporción que representaban los ingresos procedentes de las loterías propició que países como Gran Bretaña y Francia suprimiesen las loterías en 1826 y en 1832, respectivamente⁷. No obstante, la mayoría de los estados europeos no fueron tan drásticos. Por lo general, la mayoría de los países fue sustituyendo progresivamente la lotería genovesa o Lotto (juego activo, lotería de números) por la lotería holandesa o Klassenlotterie (juego pasivo, lotería de billetes). Lo que si ocurrió, desde mediados del siglo XIX, es una progresiva disminución del consumo de loterías a medida que crecía el PIB. A excepción de España. Además sorprendentemente la Lotería Nacional española devolvía en premios una cantidad inferior que sus homónimas austriaca, italiana, alemana y portuguesa⁸. Garvía enfatiza que la clave para entender este fenómeno está en el “juego y compra en compañía” (*syndication play*) que surgió entre los sectores populares como una respuesta adaptativa y racional ante los cambios que se produjeron en la oferta de juegos⁹. En este contexto, el juego en compañía se realiza en el seno de redes sociales (familia, grupo de amigos, trabajo, etc.) que facilitan la confianza interpersonal y definen estrategias de grupo y preferencias individuales (teoría de la inclusión, *embeddedness theory*).

De forma complementaria, en esta investigación se estudian los factores socioeconómicos que influyeron en el consumo de Lotería Nacional entre los años 1850 y 2000. ¿Por qué ese periodo concreto? Por dos razones. En primer lugar, porque la Real Orden de 1 de julio de 1849 extendió el juego a todas las ciudades españolas ya que creó Administraciones Provinciales en todas las cabezas de partido judicial. En segundo lugar, este trabajo finaliza en el año 2000 porque actualmente el mercado europeo avanza rápidamente hacia la desaparición de los monopolios estatales de juego debido a la expansión de Internet y de las Nuevas Tecnologías, las cuales están convirtiendo a la industria del juego en uno de los pilares de la industria de ocio. Así por ejemplo, mientras el juego tradicional crece a nivel mundial a tasas del 5%, las modalidades por Internet lo hacen por encima del 20%¹⁰.

Los estudios de Clotfelter y Cook, Kitchen y Powells, Stranaham y Borg, Abdel-Ghany y Sharpe, Garrett y Marsh, han utilizado variables tan diversas como edad, género, raza, religión, nivel de renta, situación laboral, grado de urbanización, nivel de educación, status familiar, número de puntos de venta, entre otras, para explicar el consumo de loterías públicas¹¹.

⁶ Garvía (2008).

⁷ Garvía (2009a), p. 32.

⁸ Entre 1880 y 1913 España y en menor medida Portugal fueron los únicos países donde la venta de lotería aumentó a un mayor ritmo que el PIB. En Alemania, Austria e Italia las pautas de consumo eran completamente diferentes. Garvía (2009a), p. 39.

⁹ Garvía (2007a, 2008, 2009a, 2009b).

¹⁰ Ramos (2009), pp. 173-174.

¹¹ Clotfelter y Cook (1989); Kitchen y Powells (1991); Stranaham y Borg (1998); Abdel-Ghany y Sharpe (2001); Garrett y Marsh (2002).

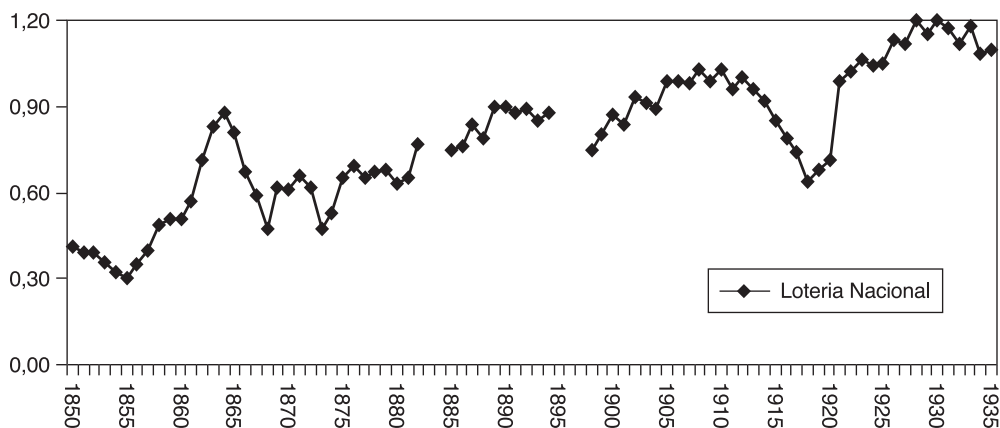
En esta investigación se ha optado por replicar dichos modelos utilizando aquellos factores explicativos más fácilmente mensurables históricamente: nivel de renta per cápita, nivel de educación, urbanización, número de administraciones de Lotería por habitante, grado de religiosidad y ciclo vital (edad). La gran ventaja de este tipo de estudios es que tienen en cuenta el contexto socio-económico en que se desarrollan.

La aportación de este trabajo coadyuva a complementar los elementos explicativos del consumo de Lotería Nacional entre 1850 y 2000 esgrimidos por Garvía, al tiempo que utiliza una metodología novedosa en el estudio histórico del consumo de Loterías¹². El artículo se divide en las siguientes secciones. En primer lugar, se exponen algunas hipótesis sobre el consumo provincial de Lotería Nacional entre 1850 y 2000. En epígrafes posteriores, se analizan las claves de su consumo mediante un análisis cuantitativo y econométrico. Finalmente se ofrecen una serie de conclusiones.

2. Hipótesis sobre el consumo provincial de Lotería Nacional en España, 1850-2000

Antes de 1930 no existen datos directos sobre el consumo individual ni sobre el volumen de ventas por provincias y por CCAA. Tan sólo se dispone de manera ocasional de la cifra de ventas provinciales en 1856, 1857, 1859, 1860 y 1861¹³. A nivel nacional, la evolución de las ventas totales de Lotería Nacional en proporción al PIB muestra una tendencia creciente entre 1850 y 1935, salvo los periodos 1865-68 y 1914-20 (Gráfico 1).

GRÁFICO 1
VENTAS TOTALES DE LOTERÍA NACIONAL EN PROPORCIÓN AL PIB NOMINAL, 1850-1935



Fuente: Garvía (2008), pp. 124-125 y datos facilitados por el propio autor para el periodo (1913-1935). Las ventas de Lotería Nacional vienen expresadas en millones de pesetas corrientes. Los datos del PIB son a precios de mercado en miles de millones de pesetas de Prados (2003).

¹² Garvía (2008, 2009a, 2009b).

¹³ Revista El Enano (1856); INE, (1857, 1859) y Altabella, (1962).

En principio, una posible solución para corregir este hecho podría ser la distribución de “Premios Mayores” en la Lotería Nacional entre 1850 y 1930 obtenidos a partir de la Gaceta de Madrid. En el Apéndice 1 se puede observar a modo de ejemplo la información proporcionada en dicha fuente documental: número agraciado, cuantía del premio, administración afortunada y prospecto del próximo sorteo.

Explícitamente la hipótesis de trabajo que se está asumiendo es que los premios recaían con mayor frecuencia en aquellas provincias dónde más se jugaba. Es cierto que se está midiendo cuáles son las áreas geográficas más afortunadas, pero indirectamente también cuáles eran las zonas (provincias) que más boletos de Lotería Nacional compraban. ¿Hasta qué punto esta afirmación es válida? Una lectura crítica podría argumentar que la cantidad que se devuelve vía premios en una provincia determinada no tiene porque coincidir con lo que se juega en dicha provincia. En principio, en 1869 el Gobierno Provisional fijó en el 75% el importe de los billetes emitidos que debía corresponder a los premios de los jugadores. En 1874 se redujo al 73% y finalmente en 1892 se estableció que el porcentaje que correspondía a los jugadores de Loterías debía ser el 70%¹⁴. Aparentemente, esto podría significar que entre 1860 y 1930 se dispone aproximadamente del 70% de las ventas totales. Sin embargo, una cosa son los billetes emitidos de Lotería Nacional y otra muy distinta la venta efectiva de billetes de Lotería Nacional. Garvía muestra que ambas cifras no coinciden y que obviamente, el número de billetes vendidos es inferior al número de billetes de lotería emitidos¹⁵.

Por consiguiente, para contrastar la validez de nuestra hipótesis se ha realizado un análisis de correlación. El coeficiente de correlación o dependencia lineal obtenido entre Ventas y Premios Mayores de Lotería Nacional en 1856, 1857, 1859, 1860 y 1861 es muy elevado con valores que oscilan en torno al 90% (Cuadro 1). A pesar de los óptimos resultados obtenidos, esto no significa que en última instancia el volumen de premios (per cápita) pueda sustituir perfectamente como variable explicativa al volumen de ventas provinciales (per cápita) en estimaciones econométricas sin que varíen en exceso las interpretaciones. Dicha variable está medida con error lo que puede provocar efectos diversos en las estimaciones (signo, coeficiente y grado de significación).

Además los factores explicativos del consumo o ventas de boletos a nivel provincial no tienen por qué coincidir con las claves que explican el consumo individual. En otras palabras, no debiera obviarse las consecuencias metodológicas que se derivan de inferir una pauta de comportamiento y consumo individual a partir de datos agregados. Esta problemática se conoce comúnmente como “falacia ecológica”¹⁶. De hecho, las razones por las cuales se compran más décimos de Lotería Nacional en Madrid o en Cataluña no tienen porque ser indetectablemente las mismas por las que cualquier persona de dichas comunidades compra individualmente un boleto de lotería. En cualquier caso, la conclusión más importante que se puede extraer es que conforme se avanza en el tiempo pretender utilizar el volumen de premios provinciales como indicador del mapa de ventas provinciales de Lotería Nacional es bastante osado. Sin embargo, utilizar este mismo indicador durante el siglo XIX y probablemente durante las primeras décadas del siglo XX no resulta tan incoherente. Más bien al contrario.

¹⁴ Altabella (1962), pp. 110-122.

¹⁵ Garvía (2008), pp. 124-125.

¹⁶ Robinson (1950); Grunfeld y Griliches (1960); Kramer (1983).

CUADRO 1
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE VENTAS PROVINCIALES Y PREMIOS MAYORES
DE LOTERÍA NACIONAL, 1856-1861

1856	Ventas provinciales	Ventas per cápita	Premios	Premios per cápita
Ventas provinciales	1,0000			
Ventas per cápita	0,9568	1,0000		
Premios	0,9585	0,8891	1,0000	
Premios per cápita	0,9150	0,9651	0,9106	1,0000
1859	Ventas provinciales	Ventas per cápita	Premios	Premios per cápita
Ventas provinciales	1,0000			
Ventas per cápita	0,9621	1,0000		
Premios	0,9509	0,8867	1,0000	
Premios per cápita	0,8733	0,8717	0,9390	1,0000
1860	Ventas provinciales	Ventas per cápita	Premios	Premios per cápita
Ventas provinciales	1,0000			
Ventas per cápita	0,9624	1,0000		
Premios	0,9358	0,8957	1,0000	
Premios per cápita	0,8063	0,8362	0,9309	1,0000
1861	Ventas provinciales	Ventas per cápita	Premios	Premios per cápita
Ventas provinciales	1,0000			
Ventas per cápita	0,9616	1,0000		
Premios	0,9147	0,8109	1,0000	
Premios per cápita	0,9284	0,9019	0,9477	1,0000

Fuente: Las ventas provinciales de 1856 proceden de la *Revista El Enano*, 14 de abril de 1857. Las ventas provinciales de 1859 proceden del anuario de 1859-60 del INE. Las ventas provinciales de 1860 y 1861 se han obtenido de Altabella (1962). No se han utilizado las ventas de 1857 (anuario de 1858) porque no se dispone de la totalidad de premios mayores de ese año. Los premios mayores proceden de la *Gaceta de Madrid*. Los datos demográficos corresponden a 1857 y 1860 (INE).

A partir de estas matizaciones, se ha recopilado la mayor parte de los Premios Mayores que han recaído en las Comunidades Autónomas y en las Provincias entre 1850 y 1920¹⁷. La mayoría de estos premios iban a parar a un único municipio. Desde 1899 empiezan a aparecer

¹⁷ Con toda la información recogida en la *Gaceta de Madrid*, se ha construido una base de datos con cerca de 75.000 registros entre 1850 y 1920. La media de registros por año aumenta progresivamente pasando de 606 en 1850, a cerca de 1500 entradas en 1920.

en un porcentaje muy pequeño municipios y localidades que comparten premios¹⁸. En este último caso se ha decidido desechar dicha información ya que en la *Gaceta* no se especifica si el premio es compartido o qué proporción corresponde a cada municipio¹⁹. Posteriormente se ha agrupado, por decenios, el volumen de premios mayores por cada provincia y CC.AA. En el gráfico 2 se recogen estos datos por intervalos en pesetas constantes de 1913 y en términos per cápita²⁰. A partir de ahí se ha ordenado la información de forma decreciente: el número 1 del ranking en 1850-59 es la provincia o la CC.AA. que más premios hubiera obtenido en esa década y así sucesivamente (Cuadro 2).

Los datos muestran una fotografía relativamente estática e invariable a lo largo del tiempo. Madrid se mantiene inalterable en la primera posición entre 1850 y 1920; Cataluña es en la mayoría de los casos segunda; el País Vasco oscila entre el tercer y el cuarto puesto; Cantabria oscila entre el segundo puesto de 1860-69 y 1910-20 y el décimo puesto de 1900-09; y Andalucía se mantiene entre el quinto y el séptimo puesto, que incluso podía ser más alto ya que Ceuta perteneció a la provincia de Cádiz hasta 1930. Por el contrario, las CC.AA. menos afortunadas son sistemáticamente y por orden decreciente Castilla y León, Galicia, La Rioja, Castilla La Mancha, Melilla y, ocupando el último lugar, Canarias. En este análisis preliminar no debiera obviarse el efecto frontera. Entre 1850 y 1880 Extremadura —debido fundamentalmente a Badajoz— obtiene un elevado número de premios mayores; sin embargo, en 1890-99 y en 1910-20 ocupa la antepenúltima posición. Probablemente la importancia de Badajoz y de Extremadura en las ventas de Lotería Nacional y su posterior pérdida de importancia esté relacionada con la evolución de las loterías en Portugal. En principio, la expansión de la Lotería de Lisboa y la prohibición de las loterías extranjeras en territorio portugués, desde la década de 1870, debieron afectar negativamente al consumo de las provincias limítrofes con Portugal²¹. No es la única provincia afectada por la exportación de Loterías. Pontevedra, tras la reforma de las loterías portuguesas, ve disminuida su importancia desde 1880. En Cádiz, la supresión de Loterías en Inglaterra facilitó la venta de loterías a través de Gibraltar, vía La Línea de la Concepción, Algeciras y Jerez de la Frontera. De hecho, la provincia gaditana ha sido invariablemente una de las provincias en donde más lotería se ha vendido entre 1850 y 1920, tal como se aprecia en el gráfico 2.

Un análisis provincial subraya que Madrid, Barcelona, Cádiz, Sevilla, Vizcaya y Guipúzcoa son las provincias más afortunadas, mientras que en el polo opuesto se sitúan León, Cáceres, Ciudad Real, Cuenca, Albacete, Las Palmas, Huesca, Teruel, Tenerife, Melilla, Soria

¹⁸ Las razones de este hecho obedecen a la implementación de nuevos sorteos y la emisión de más billetes de lotería nacional. Desde 1889 se celebraron tres sorteos mensuales los días 10, 20 y 30 de cada mes. Dichos sorteos estaban constituidos por una sola serie, excepto el último, que tenía dos, al ser el más barato, ya que sus precios eran respectivamente de 100, 50 y 30 pesetas el billete. Las emisiones oscilaron entre 16.000 y 35.000 números para cada serie, con la particularidad de que los meses de febrero y diciembre de cada año se celebraron únicamente dos sorteos. A partir de 1910 comenzaron a celebrarse tres sorteos en diciembre y desde 1919 también ocurrió lo mismo en febrero. Resulta interesante subrayar que ese mismo año se oficializó el tradicional nombre de "Sorteo de Navidad". En los años treinta, se implantaron seis, cuatro y tres series. Véase Altabella (1962), pp. 121-124.

¹⁹ Como mínimo aparecen entre 20-25 premios mayores por sorteo. Dado que existen tres sorteos mensuales, se estaría en torno a unos 900 registros mínimo por año. A partir de ahí, el porcentaje de premios mayores no contabilizados alcanzaría un máximo del 2%.

²⁰ Véanse las Estadísticas históricas de España (siglos XIX-XX), Vol. 3, pp. 1290-1291, de Carreras y Tafunell (2005). Se ha optado por utilizar el deflactor implícito del consumo privado agregado recogido en Prados (2003).

²¹ Garvía (2008), pp. 76-80.

GRÁFICO 2

PREMIOS MAYORES PER CÁPITA DE LOTERÍA NACIONAL EN PESETAS CONSTANTES, 1850-1920
(BASE 100 = 1913)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Premios Mayores por provincias disponibles en la *Gaceta de Madrid*.

y Lugo (Gráfico 2). De forma complementaria, en el cuadro 3 se ofrecen la cantidad de primeros premios que han recaído en las CC.AA. y el número de veces que en estas comunidades ha caído el “Gordo” de Navidad²². Los datos no hacen sino confirmar una importante concentración en los premios y por extensión en el volumen de ventas y consumo en estas áreas geográficas. Así por ejemplo, Madrid (886), Andalucía (665) y Cataluña (487) son las comunidades que mayor cantidad de primeros premios han recibido entre 1850 y 1920. Algo similar ocurre con el “Gordo” de Navidad: Madrid (18), Cataluña (15) y Andalucía (11) acaparan los primeros puestos. En definitiva, si se acepta la correlación que existe entre premios mayores y ventas provinciales, es bastante factible asumir que las zonas geográficas más afortunadas en términos absolutos, fueron también los núcleos de población en los cuales más boletos de Lotería Nacional se compraban.

CUADRO 2

RANKING MEDIO POR DECENIOS DE LAS CC.AA. MÁS AFORTUNADAS EN LOTERÍA NACIONAL, 1850-1920

N.º	CC.AA.	Media Ranking 1850-1920	Ranking 1850-59	Ranking 1860-69	Ranking 1870-79	Ranking 1880-89	Ranking 1890-99	Ranking 1900-09	Ranking 1910-20
1	Madrid	1,0	1	1	1	1	1	1	1
2	Cataluña	3,0	2	3	4	3	2	2	5
3	País Vasco	4,3	3	4	9	4	3	3	4
4	Cantabria	4,6	4	2	3	7	5	9	2
5	Andalucía	6,1	5	6	7	6	6	7	6
6	Ceuta	6,4	18	8	2	2	4	8	3
7	Murcia	8,3	9	11	8	9	8	6	7
8	Baleares	8,7	16	9	6	5	12	4	9
9	Valencia	9,0	7	10	10	11	9	5	11
10	Aragón	10,7	8	12	12	13	7	13	10
11	Extremadura	10,7	6	5	5	10	17	15	17
12	Navarra	11,6	10	7	15	12	11	10	16
13	Asturias	12,7	13	15	11	8	14	16	12
14	Castilla y León	13,1	14	13	14	14	10	14	13
15	Galicia	13,3	12	14	13	15	13	12	14
16	La Rioja	14,4	11	16	16	16	16	11	15
17	Castilla Mancha	16,9	15	17	17	17	15	18	19
18	Melilla	17,3	19	19	19	18	19	19	8
19	Canarias	17,9	17	18	18	19	18	17	18

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Premios Mayores por Provincias disponibles en la *Gaceta de Madrid*.

²² Una característica que no debe olvidarse es el impacto o porcentaje que representaban las ventas de Lotería de Navidad sobre el conjunto de la Lotería Nacional. Así por ejemplo, en 1861 los premios mayores de Navidad suponían el 18,46% del total de premios Mayores. En 1880 el 36,40%, en 1900 el 48,57%, y en 1920 el 51,92%.

CUADRO 3
NÚMERO DE VECES POR COMUNIDAD AUTÓNOMA QUE HA TOCADO UN "PRIMER PREMIO"
DE LOTERÍA NACIONAL, 1850-1920

N.º	CC.AA.	Total	Total 1850-59	Total 1860-69	Total 1870-79	Total 1880-89	Total 1890-99	Total 1900-09	Total 1910-20	Años agraciados con el Primer Premio de Navidad
1	Madrid	886	48	92	106	160	149	151	180	(18): 1850, 1857, 1863, 1864, 1865, 1866, 1876, 1877, 1887, 1890, 1891, 1895, 1897, 1899, 1909, 1913, 1916, 1919
2	Andalucía	665	49	66	93	92	89	104	172	(11): 1855, 1867, 1868, 1869, 1873, 1878, 1883, 1884, 1889, 1896, 1918
3	Cataluña	487	42	54	37	73	52	81	148	(15): 1859, 1861, 1870, 1871, 1874, 1875, 1876, 1879, 1881, 1882, 1898, 1901, 1905, 1907, 1911
4	Valencia	153	16	12	14	26	23	26	36	(3): 1900, 1904, 1906
5	País Vasco	145	7	11	10	15	27	24	51	(4): 1888, 1908, 1910, 1920
6	Castilla y León	129	10	18	10	21	24	14	32	(3): 1862, 1892, 1894
7	Galicia	111	12	13	16	18	21	11	20	(2): 1903, 1915
8	Extremadura	87	14	16	20	12	4	7	14	(2): 1856, 1880
9	Murcia	86	3	4	11	10	8	24	26	(0)
10	Aragón	85	6	5	10	8	11	9	36	(2): 1858, 1893
11	Cantabria	56	5	3	8	4	8	8	20	(4): 1854, 1860, 1912, 1917
12	Asturias	45	6	4	3	7	7	6	12	(1): 1885
13	Baleares	36	1	4	6	7	2	5	11	(3): 1872, 1886, 1902
14	Castilla Mancha	31	5	2	1	8	5	5	5	(1): 1852
15	Navarra	26	1	6	0	2	5	8	4	(1): 1853
16	Ceuta	13	0	0	2	1	0	0	10	(0)
17	La Rioja	12	1	1	0	3	1	2	4	(1): 1851
18	Canarias	6	0	0	0	0	1	4	1	(0)
19	Melilla	0	0	0	0	0	0	0	0	(0)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Premios Mayores por Provincias disponibles en la *Gaceta de Madrid*.

A partir de la década de 1930 la información mejora sustancialmente. Las ventas mensuales por delegaciones de Lotería Nacional se pueden obtener de forma completa a partir de las Cuentas de Tesoreros. Dicha información, disponible entre 1939 y 1955, recoge asimismo el porcentaje de billetes devueltos, las comisiones recibidas por los administradores y los impuestos pagados. En el año 1960 se disponen de las ventas provinciales gracias a la información suministrada por Altabella²³. Entre 1969 y 1982 se editaron trimestralmente los Programas de Sorteos de la Lotería Nacional que incluían en algunos de sus números las cifras de ventas provinciales. A partir de 1985 se editan periódicamente los Informes Anuales de LAE con cifras sobre todos los juegos de azar públicos.

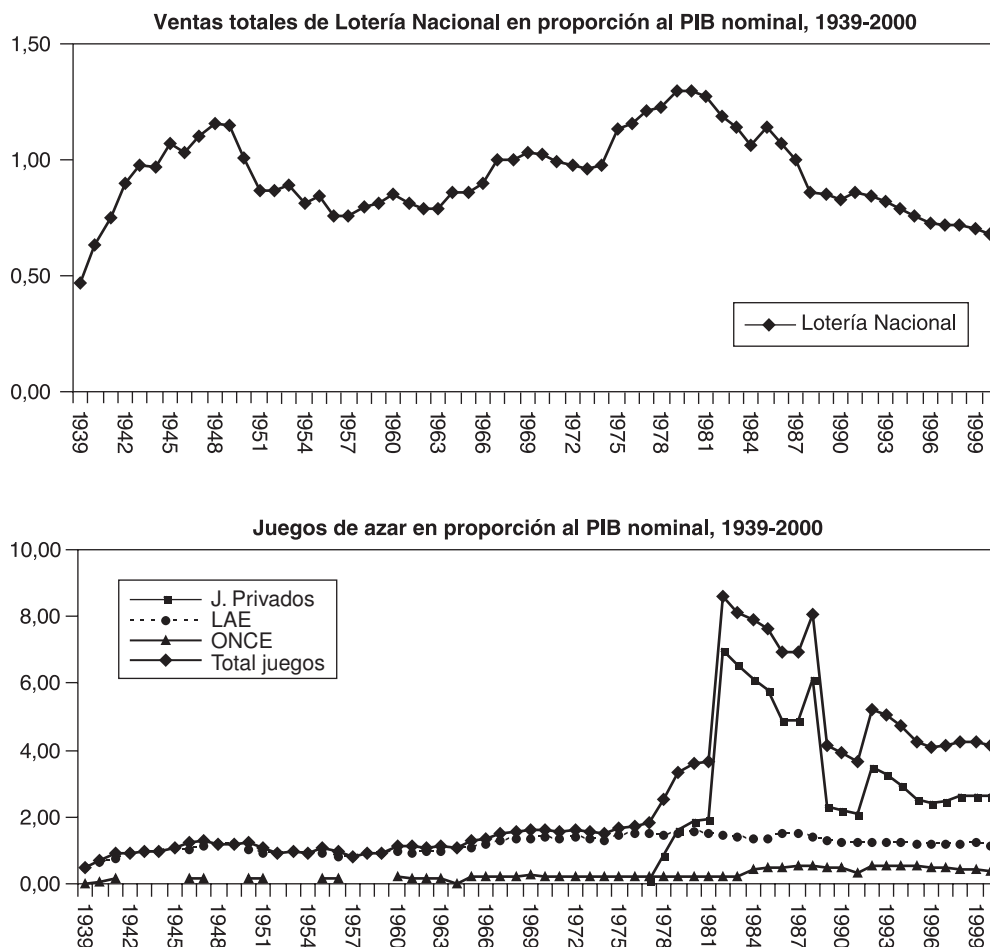
Los datos disponibles entre 1939 y 1977 muestran una consolidación de las ventas de Lotería Nacional, a pesar de la aparición de las Quinielas (1946) y de los boletos de la ONCE (1965)²⁴. En términos corrientes las ventas de Lotería Nacional pasaron de casi doscientos

²³ Altabella (1962).

²⁴ La ONCE se fundó el 13 de diciembre de 1938 y celebró los primeros sorteos del Cupón Pro-Ciegos el 8 de mayo de 1939. En principio, existían diferentes sorteos provinciales que aparecieron de manera ocasional en los años 1939-40, 1946-47, 1950-51, 1955-56 y 1960-63, e ininterrumpidamente desde 1965. Hasta 1983 tenían lugar diariamente alrededor de treinta sorteos, uno por Delegación Provincial o Comarcal. Mazón (2007), pp. 58-69.

GRÁFICO 3

LOTERÍA NACIONAL Y JUEGOS DE AZAR EN PROPORCIÓN AL PIB NOMINAL, 1939-2000



Fuente: Datos facilitados por Garvía (1939-1977) y elaboración propia a partir de los Informes de LAE. Las ventas de Lotería Nacional y Juegos de Azar son en millones de pesetas corrientes. Los datos del PIB son a precios de mercado en miles de millones de pesetas en Prados (2003).

millones de pesetas a más cien mil millones de pesetas²⁵. Según se aprecia en el gráfico 3, en términos de PIB el consumo de lotería osciló entre el 0,47% de 1939 y el 1,21% de 1977. En cualquier caso, la media del consumo de lotería Nacional entre 1939 y 1977 fue del 0,93%. Por encima, del 1% estuvieron los periodos 1945-50, 1967-70 y sobre todo 1975-77.

La evolución de la Lotería Nacional cambió sustancialmente a partir de 1977. Aunque en términos del PIB la lotería alcanza las cifras más altas de su historia en el periodo 1977-81, la

²⁵ Ramos (2009), pp. 168-170.

oferta de nuevos juegos acabará reduciendo considerablemente su cuota de mercado. En marzo de ese mismo año se legalizó el juego en España en virtud del vigente Real Decreto-Ley 16/1977, de 25 de febrero, por el que se regulaban los aspectos penales, administrativos y fiscales de todos los juegos de suerte, envite o azar y apuestas. Además desde la Administración Central se han transferido progresivamente las competencias en materia juego hacia las Comunidades Autónomas, las cuales han desarrollado su propia normativa jurídica, administrativa y fiscal. En la actualidad todas las CCAA (a excepción de las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla) tienen competencia exclusiva en juegos de azar con excepción de las denominadas Apuestas Mutuas Deportivo-Benéficas²⁶.

Hacia 1985 los juegos de gestión privada acaparaban prácticamente el 75% del total de la cantidad jugada en juegos de azar en España (Apéndice 2). Aunque no existen datos hasta 1982 es indudable que el sector que más crecimiento experimentó fue el correspondiente a las máquinas recreativas. Los datos disponibles apuntan a una cantidad jugada superior a los 7.000 millones de euros corrientes en 1985. Incluso en términos porcentuales, entre 1982 y 1988, las cantidades jugadas en máquinas de azar superaron el 50% del total de la cantidad jugada en juegos de azar. Mención especial merece la expansión de los salones de bingos. Un año después de legalizarse el juego privado las cantidades jugadas en los salones de bingos y en la Lotería Nacional eran prácticamente las mismas. Incluso entre 1980-81 y 1986-97 se jugaba más en los salones de bingos. Por su parte, la cantidad jugada en los casinos creció progresivamente (en 1979 se gastaron 237 millones, seis años después la cantidad ascendió a 484 millones). Esta evolución de los juegos privados repercutió negativamente en los juegos públicos que atravesaron una importante crisis a mediados de los años 80. La cuota de mercado de la Lotería Nacional se redujo al 15% en 1985, aunque la cantidad jugada aumentó de 1.011 millones de euros corrientes en 1979 a 1.934 en 1985. Por su parte, la Quiniela de fútbol entró en un profundo declive. Paralelamente la cantidad jugada en juegos de la ONCE se consolidó debida fundamentalmente a que desde el 2 de enero de 1984 dicha institución empezó a realizar un único sorteo para toda España (Real Decreto 1041/81, de 22 de mayo).

Tras la creación en junio de 1985 (Ley 50/1984, de 30 de diciembre, Presupuestos Generales del Estado para 1985) del Organismo Nacional de Loterías y Apuestas del Estado (ONLAE), se introdujeron nuevas loterías de números: desde febrero de 1988, la "Bono Loto" (lunes, martes, miércoles y viernes), y desde octubre de 1993, "El Gordo de la Primitiva" (domingos). Asimismo desde 1994 se introdujo en la Lotería Nacional un sorteo adicional todos los jueves. Los cambios en el sector público se completaron con el Real Decreto del Ministerio de la Presidencia 2069/1999, de 30 de diciembre de 1999, que aprobó el nuevo Estatuto de la entidad pública empresarial Loterías y Apuestas del Estado (LAE). En 1992 los juegos privados suponían el 66%, los juegos gestionados por el sector público se situaban en el 24% y los productos dependientes de la ONCE giraban en torno al 10%. A partir de esa fecha los juegos gestionados por LAE van a ir progresivamente absorbiendo cuota de mercado de los juegos privados e incluso de la ONCE. En 2007 aproximadamente el 61% del dinero gastado en juego se ha producido en juegos de titularidad privada, el 32% viene gestionado por LAE y únicamente el 7% correspondía a la ONCE. Las razones de esta evolución obedecen a la consolidación de los juegos pasivos (Lotería Nacional) en torno al 18%, al buen

²⁶ Desde mediados de la década de los ochenta en el País Vasco y desde 1987 en Cataluña comenzaron a jugarse loterías promocionadas por sus gobiernos autonómicos. En la actualidad sólo continúa existiendo la denominada "Loto Catalunya" que comercializa ocho juegos de azar: Loto Ràpid, Loto 6/49, Trio, Super 10, Loto Express, Pica 3, Pica 5 y Supertoc.

resultado de las loterías de números (por encima del 10%) y al incremento de la oferta en juegos públicos —Euromillón, Quinigol y Apuestas hípicas— que suponen un porcentaje cercano al 3%. Al mismo tiempo, en el sector privado se asiste a un estancamiento de las máquinas recreativas en torno al 40% y a un progresivo declive en el sector del bingo (del 20,71% en 1992 ha visto reducido su margen hasta el 12% en 2007). Solamente los casinos parecen escapar de esta tendencia bajista. En la ONCE el panorama da igualmente síntomas de saturación (ha pasado del 12,4% en 1995 al 7% en 2007).

3. Metodología y modelo de estimación

3.1. Descripción de las variables

Las variables incluidas en este trabajo son las utilizadas comúnmente por la literatura especializada. Así por ejemplo, Clotfelter y Cook han estudiado mediante encuestas los factores determinantes del consumo de loterías en EE.UU. entre 1975 y 1988 usando variables tan diversas como edad, género, raza, religión, nivel de renta, situación laboral, lugar de residencia (grado de urbanización), nivel de educación y status familiar²⁷. Kitchen y Powells, Stranaham y Borg, y Abdel-Ghany y Sharpe emplean las mismas (o similares) variables a partir de microdatos procedentes de Canadá, entrevistas telefónicas en estados norteamericanos y presupuestos familiares de Canadá en 1996, respectivamente²⁸. Garrett y Marsh a partir de datos agregados han explicado los factores determinantes de las ventas de lotería per cápita utilizando las siguientes variables: renta per cápita, porcentaje de población graduada en un instituto, porcentaje de personas clasificadas como “cristianos conservadores”, porcentaje de población de raza blanca, porcentaje de población que reside en áreas urbanas, número de puntos de venta de lotería por habitante, número de hoteles, número de kilómetros de carretera y distintas variables ficticias relativas a la ubicación geográfica de los estados norteamericanos²⁹.

En suma, en este artículo se ha optado por replicar dichos modelos entre 1860 y 2000 en el contexto histórico español utilizando aquellos elementos explicativos del consumo de Lotería Nacional per cápita más fácilmente mensurables: nivel de renta per cápita, nivel de educación, grado de urbanización, nivel de religiosidad y ciclo vital. Asimismo otras variables que se han incluido son el número de Administraciones de Lotería por cada 100,000 habitantes y el efecto frontera para medir la importancia de la exportación de Lotería Nacional. La elección de los cortes temporales en 1861, 1885, 1900, 1930, 1950, 1960, 1977 y 2000 se argumenta por la disponibilidad de datos en las variables empleadas. A continuación se justifica la inclusión de dichas variables y sus fuentes documentales (Cuadro 4).

Consumo de Lotería Nacional per cápita. Tal como se menciona en el epígrafe anterior, se utilizan los Premios Mayores per cápita para cuantificar el volumen de ventas provinciales per cápita (y por extensión el consumo de Lotería Nacional) en 1885, 1900 y 1930. Las estimaciones están restringidas a la muestra con provincias con premios mayores a cero, de ahí que el número de observaciones pueda variar. En 1861, 1950, 1960, 1977 y 2000 se han utilizado efectivamente las ventas provinciales de Lotería Nacional per cápita.

²⁷ Clotfelter y Cook (1989).

²⁸ Kitchen y Powells (1991); Stranaham y Borg (1998); Abdel-Ghany y Sharpe (2001).

²⁹ Garrett y Marsh (2002).

Renta per cápita. Existen numerosos trabajos que han estudiado la relación entre la renta per cápita y el consumo de Loterías, cuya extensión sobrepasa con creces el objetivo de las siguientes líneas. De forma muy resumida, todo apunta a que son las capas sociales con menos recursos económicos quienes proporcionalmente más gastan en juegos de azar³⁰. Este carácter regresivo de los juegos de azar ha sido ampliamente debatido en la historiografía internacional. Mikesell, Jackson, Hansen *et al.*, y Garrett y Coughlin han mostrado la regresividad de las Loterías Públicas en EE.UU. en 1985-87, 1983-90, 1986-95 y 1987-2005, respectivamente³¹. Más recientemente, Beckert y Lutter y Garvía han señalado la regresividad de las Loterías alemanas y de la Lotería Nacional española³². A pesar de esta amplia bibliografía, el estudio histórico de la influencia de la renta per cápita en el consumo de Lotería Nacional no es nada fácil. Básicamente porque antes de 1930 no se tienen datos relativos al PIB provincial o a la renta personal disponible. Por tales motivos se ha recurrido a distintas fuentes alternativas que puedan orientar sobre la tendencia de la renta per cápita provincial. En concreto, para 1861 y 1900 se ha optado por los salarios urbanos industriales recogidos en Rosés y Sánchez-Alonso³³. Dichos salarios están expresados en forma de números índice siendo el año base 1914 y tomando como base = 100 a Barcelona³⁴. Para 1885 se ha utilizado la Riqueza Imponible Provincial procedente de los Anuarios Estadísticos del INE. Dado su régimen fiscal, no se disponen de datos para las Provincias Vascas y Navarra. Desde 1930 se han utilizado los datos del PIB a precios de mercado en pesetas constantes de 1995³⁵.

Educación. Con la inclusión de esta variable se trata de inferir la influencia del nivel de estudios en la compra de Lotería Nacional. Dicha variable se ha recogido en términos porcentuales con respecto a la población total de cada provincia. En 1860 ante la ausencia de datos estadísticos específicos se ha tomado el número de alumnos matriculados en los denominados institutos de segunda enseñanza. Entre 1900 y 1930 esta variable se ha medido a partir del número de estudiantes de 2.ª enseñanza, facultad y carreras especiales. En 1950 se ha recogido el porcentaje de habitantes que han completado estudios superiores o universitarios. Todos los datos proceden de los Anuarios Estadísticos del INE. A partir de 1960, para valorar la influencia del nivel de estudios en la compra de Lotería Nacional se han recogido las estimaciones de Capital Humano (1964-2004) realizadas por Mas, Pérez, Uriel, Serrano y Soler. A partir de estos datos, se ha especificado la población con estudios universitarios (agentes económicos en edad de trabajar que tienen como mínimo carreras universitarias de ciclo corto y tres años de carreras de ciclo largo terminados). Entre la historiografía especializada, Clotfelter y Cook, Mikesell; Kitchen y Powells; Hansen; Croups, Haddock y Webley; Abdel-Ghany y Sharpe; Giacomassi, Nichols y Stitt han demostrado que la compra de boletos de Lotería disminuye cuánto más cualificado sea el nivel de educación del individuo³⁶. De forma más matizada, Stranaham y Borg han señalado que el nivel de educación afecta de forma diferente al gasto y a la frecuencia de compra en loterías³⁷.

³⁰ Brinner y Clotfelter, (1975); Suits (1977); Clotfelter y Cook (1989); Abdel-Ghany y Sharpe (2001).

³¹ Mikesell (1989); Jackson (1994); Hansen et al. (2000); Garrett y Coughlin (2007).

³² Beckert y Lutter (2008); Garvía (2008, 2009b).

³³ Rosés y Sánchez-Alonso (2004).

³⁴ Rosés y Sánchez-Alonso (2004), pp. 422-423.

³⁵ Alcaide (2003).

³⁶ Clotfelter y Cook (1989); Mikesell (1989); Kitchen y Powells (1991); Hansen (1995); Croups, Haddock y Webley (1998); Abdel-Ghany y Sharpe (2001); Giacomassi, Nichols y Stitt (2006).

³⁷ Stranaham y Borg (1998).

Grado de Urbanización. La definición y mensurabilidad del concepto de urbanización no es fácil y tampoco es estática a lo largo del tiempo. Entre 1861 y 1977 se ha considerado únicamente como población urbana, el porcentaje de habitantes que viven en las ciudades capitales de provincia. No obstante, en este porcentaje se han incluido los municipios de Cartagena, Gijón, Jerez de la Frontera y Vigo ya que históricamente la Dirección de Loterías tenía delegación de ventas en los mismos. En el año 2000 se han considerado todos aquellos municipios superiores a 50,000 habitantes, además de las ciudades capitales de provincia. Los trabajos de Clotfelter y Cook; Mikesell; Kitchen y Powells; Hansen; y Garrett y Marsh, entre otros, han evidenciado un consumo de loterías más alto en los entornos urbanos³⁸.

Religiosidad. La literatura especializada sobre el consumo de loterías señala que las sociedades católicas consumen más lotería que las comunidades protestantes³⁹. Garvía matiza esta afirmación en el contexto histórico europeo. Desde el último cuarto del siglo XIX el consumo de lotería más elevado se daba en España (católico), pero seguido de Alemania, país de mayoría protestante y cuyo consumo era superior al de otros países católicos como Austria, Italia y Portugal⁴⁰. En este trabajo para valorar el comportamiento de dicha variable se utiliza para el año 1861 el número de regulares exclaustrados por provincia en términos porcentuales. Entre 1900 y 1960 se ha utilizado el porcentaje de sacerdotes, seminaristas y religiosos sobre el total de habitantes en cada provincia española (Anuarios Estadísticos del INE).

Ciclo vital. Gran parte de la literatura especializada considera que los agentes económicos de mayor edad son más tolerantes con la cultura del juego. Li y Smith han afirmado que la edad suele estar negativamente correlacionada con el juego⁴¹. Clotfelter y Cook han observado que la relación entre edad y gasto en loterías se asemeja a una U invertida⁴². Mok y Hraba; Kitchen y Powells; y Stranaham y Borg han mostrado que la edad afecta de forma distinta a la frecuencia y al gasto en juegos de azar⁴³. Para medir la importancia histórica de este hecho en España, se ha utilizado el porcentaje de retirados y jubilados sobre la población total de cada provincia entre 1900 y 1950. Desde 1960, el ciclo vital se mide a través del porcentaje de población mayor de 65 años. La información también procede de los Anuarios Estadísticos del INE.

Número de Administraciones por habitante. La venta y distribución de Lotería Nacional es una cuestión clave para entender su expansión entre la sociedad española⁴⁴. Se dispone del número de administraciones en los años 1860 y 1861 (Anuario INE 1860-1861), para el ejercicio económico de 1883-84 (Anuario INE 1888), en 1931 (Azar y Cálculo. Boletín de las Administraciones de Lotería) y en 1960 (Altabella)⁴⁵.

³⁸ Clotfelter y Cook (1989); Mikesell (1989); Kitchen y Powells (1991); Hansen (1995); Garrett y Marsh (2002).

³⁹ Meinert, Lumpkin y Reich, (1989); Winn y Whicker (1989); Clotfelter y Cook (1989); Scott y Garen (1994).

⁴⁰ Garvía (2009a), pp. 40-41.

⁴¹ Li y Smith (1976).

⁴² Clotfelter y Cook (1989).

⁴³ Mok y Hraba (1991); Kitchen y Powells (1991); y Stranaham y Borg (1998).

⁴⁴ Álvarez (2009), pp. 95-125, estudia la organización de la venta de Lotería Nacional y el incentivo de los loteros entre 1800 y 1940 aproximadamente. Garvía (2009a), pp. 42-47, hace hincapié en los aspectos organizativos e institucionales relacionados con la compra en compañía.

⁴⁵ Altabella (1962).

Efecto frontera. Con esta variable se evalúa la importancia de las exportaciones de Lotería Nacional, debido a que Gran Bretaña suprimió sus loterías en 1826, Francia en 1832 y Portugal no introdujo reformas en sus loterías públicas hasta la década de 1870⁴⁶. Estadísticamente se ha considerado una variable ficticia formada por unos y ceros. Unos, cuando las provincias tienen frontera en común, y ceros, en caso contrario.

CUADRO 4
DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

Variable/ Descripción	1861	1885	1900	1930	1950	1960	1977	2000
Consumo de Lotería Nacional per cápita	Ventas provinciales (No disponible en: Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	Premios Mayores (Premios Cero en: Soria y Tenerife)	Premios Mayores (Premios Cero en: Ciudad Real, Huesca, Lugo, Melilla, Soria y Teruel)	Premios Mayores	Ventas provinciales	Ventas provinciales	Ventas provinciales	Ventas provinciales
Renta per cápita	Salarios urbanos industriales (Rosés y Sánchez, 2004) (No existen datos para Ceuta, Melilla, Navarra, Las Palmas y Tenerife)	Riqueza Imponible Provincial 1885 (No existen datos para el País Vasco, Navarra, Ceuta, Melilla, Las Palmas y Tenerife)	Salarios urbanos industriales (Rosés y Sánchez, 2004) (No existen datos para Ceuta, Melilla, Las Palmas y Tenerife)	PIB provincial per cápita en pesetas constantes de 1913 (Alcaide, 2003) (Prados, 2003)	PIB provincial per cápita en pesetas constantes de 1913 (Alcaide, 2003) (Prados, 2003)	PIB provincial per cápita en pesetas constantes de 1995 (Alcaide, 2003)	PIB provincial per cápita en pesetas constantes de 1995 (año 1975) (Alcaide, 2003)	PIB provincial per cápita en pesetas constantes de 1995 (Alcaide, 2003)
Educación	% Alumnos matriculados Institutos 2.ª Enseñanza (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	No disponible	% estudiantes de 2.ª enseñanza, facultad y carreras especiales (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	% estudiantes de 2.ª enseñanza, facultad y carreras especiales	% habitantes que han completado estudios superiores o universitarios	% población con estudios universitarios en edad de trabajar (año 1964) (No disponible en Ceuta y Melilla)	% población con estudios universitarios en edad de trabajar (año 1977) (No disponible en Ceuta y Melilla)	% población con estudios universitarios en edad de trabajar (año 2000) (No disponible en Ceuta y Melilla)
Grado de urbanización	Ciudades capitales de provincia. Se incluyen además los municipios de Cartagena, Gijón, Jerez de la Frontera y Vigo.							Municipios mayores de 50.000 habitantes
Administración por provincia (100.000 hab.)	1860 (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	1883-84 (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	No disponible	1931 (Azar y Cálculo, n.º 1 y 2) (No disponible en Ceuta y Melilla)	No disponible	1960 (Altabella, 1962)	No disponible	No disponible
Religiosidad	% Regulares exclaustrados (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	No disponible	% Sacerdotes, seminaristas y religiosos (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	% Sacerdotes, seminaristas y religiosos	No disponible	% Sacerdotes, seminaristas y religiosos (No disponible en Ceuta y Melilla)	No disponible	No disponible
Ciclo vital	No disponible	No disponible	% retirados y pensionistas (No disponible en Ceuta, Las Palmas, Melilla y Tenerife)	% retirados y pensionistas	% población mayor de 65 años			
Efecto frontera (var. ficticia)	(1): Frontera con Francia (Guipúzcoa, Navarra, Huesca, Lérida y Gerona); Frontera con Gibraltar (Cádiz); Frontera con Portugal (Pontevedra, Orense, Zamora, Salamanca, Cáceres, Badajoz y Huelva). (0): todas las demás							

⁴⁶ Garvía (2008).

3.2. Modelo, resultados y discusión

Se ha especificado econométricamente el consumo de Lotería Nacional per cápita (CLN) en función de las siguientes variables explicativas: renta per cápita (RPC), nivel de educación (EDU), grado de urbanización (URB), administraciones de lotería por cada 100.000 habitantes (ADM), grado de religiosidad (REL), ciclo vital (CV) y la variable ficticia que recoge el efecto frontera (F). La ecuación estimada en 1861, 1885, 1900, 1930, 1950, 1960, 1977 y 2000 es la siguiente:

$$CLN = \beta_0 + \beta_1 RPC + \beta_2 EDU + \beta_3 URB + \beta_4 ADM + \beta_5 REL + \beta_6 CV + \beta_7 F + \varepsilon \quad [1]$$

El método de estimación propuesto es el de mínimos cuadrados ordinarios. Se computan los estadísticos "t" y los errores estándar por el método de White, robusto a la heterocedasticidad. Dado que la mayoría de estudios sobre consumo de Loterías públicas utilizan variables medidas en términos per cápita se ha optado por seguir dicha pauta⁴⁷. Igualmente todos los datos están deflactados en pesetas constantes. Entre 1861 y 1950 los datos están expresados en pesetas de 1913, conforme al deflactor del consumo privado propuesto por Prados⁴⁸. Entre 1960 y 2000 en pesetas de 1995, según el deflactor del índice de precios al consumo recogido en la base de datos AMECO (European Comisión Economic and Financial Affairs).

Los resultados de la estimación se presentan en el apéndice 3. La bondad global del ajuste no es posible evaluarla a través del R² debido a que en muchas ocasiones el tamaño muestral difiere y las variables utilizadas no son exactamente las mismas. En cualquier caso, dicho coeficiente es superior a 0.60 cuando están disponibles la mayoría de las variables de estudio. Para subsanar este hecho se utiliza el estadístico F que proporciona la significatividad conjunta de la regresión. En todas las especificaciones el valor del estadístico F resulta aceptable.

Acorde con la literatura especializada⁴⁹, el signo de la renta per cápita es negativo en 1861, 1885 y 1900, aunque sólo es significativa en 1861⁵⁰. En cambio, la renta per cápita es significativa y de signo positivo en 1900, 1950, 1960 y 2000. También es de signo positivo, pero no significativa en 1930 y 1977. El porqué de esta disparidad es posible que obedezca a la utilización de los salarios urbanos industriales entre 1860 y 1900 como aproximación a los niveles de renta per cápita en cada provincia.

Por otra parte, aunque en términos agregados, el consumo de Lotería Nacional era más alto en aquellas provincias donde el PIB per cápita era más elevado, esto no implica necesariamente que el consumo fuera mayor en las clases sociales con más ingresos. De hecho, toda la historiografía especializada muestra claramente la regresividad de las loterías (los individuos con menos ingresos dedican una proporción mayor de su renta disponible a los juegos de azar).

⁴⁷ Sobre los problemas metodológicos que la utilización de variables per cápita en modelos econométricos plantea en las Ciencias Sociales puede consultarse Uslaner (1976).

⁴⁸ Prados (2003).

⁴⁹ Brinner y Clotfelter (1975); Suits (1977); Clotfelter y Cook (1989); Abdel-Ghany y Sharpe (2001) entre otros.

⁵⁰ Tal vez en este punto convenga recordar el contexto histórico en que se desarrolló la Lotería Nacional. En los años en que coexistieron (1812-1862) la Lotería Primitiva (Lotto) y la Lotería Nacional, la población relativamente más rica compraba Lotería Nacional, mientras que las capas sociales más pobres jugaban a la Lotería Primitiva ya que era mucho más barata. Con la supresión de la Lotto se crearon nuevos sorteos más baratos de Lotería Nacional para atraer a los antiguos jugadores de la Lotería Primitiva. Este hecho propició que los antiguos jugadores de *lotto* decidieran jugar juntos o "en compañía". Incluso dicha práctica fue alentada por la propia Dirección de Loterías. Garvía (2008), pp. 72-73 y pp. 81-88.

Para estudiar esta propiedad se puede utilizar la elasticidad renta de las ventas de Lotería Nacional, dado que los ingresos fiscales procedentes de las ventas son una proporción constante del precio de un boleto⁵¹. De tal forma, que si la elasticidad renta es superior a uno, la lotería es progresiva; si la elasticidad renta es igual a uno, es proporcional; y finalmente, si la elasticidad renta es inferior a uno, la lotería sería regresiva. Tal como se aprecia en el cuadro 5, la elasticidad renta obtenida para los años que resultan estadísticamente significativos es $-0,852$ (1861), $1,408$ (1950), $1,322$ (1960) y $0,504$ (2000). En principio, se puede observar un cambio evidente en los patrones de consumo de loterías. En 1861 la elasticidad renta de las ventas es inferior a cero, lo que implicaría que la Lotería Nacional se comportaba como un bien inferior⁵². En 1950 y 1960 una situación económica española relativamente difícil y compleja bien pudiera haber posibilitado que el consumo de Lotería Nacional fuera más alto en las clases más pudientes (elasticidad renta mayor que 1). En el año 2000 los resultados muestran claramente un carácter regresivo de la Lotería Nacional⁵³. En definitiva, no parece del todo evidente ni constante a lo largo del tiempo la influencia de la renta per cápita en el consumo de loterías.

CUADRO 5
ELASTICIDAD RENTA DE LAS VENTAS DE LOTERÍA NACIONAL, 1861-2000

Año	Elasticidad Renta	$P > z $	Carácter
1861	$-0,852$	0,063**	Significativo. Regresivo
1885	$-0,170$	0,839	No significativo. Regresivo
1900	$-1,582$	0,259	No Significativo. Regresivo
1930	2,453	0,111	No Significativo. Progresivo
1950	1,408	0,000***	Significativo. Progresivo
1960	1,322	0,000***	Significativo. Progresivo
1977	0,305	0,135	No significativo. Regresivo
2000	0,504	0,024**	Significativo. Regresivo

Nota: La elasticidad está calculada por defecto a partir del valor medio de las ventas provinciales per cápita y del valor medio de la renta provincial per cápita (programa Stata). Nivel de significación al ***1%, **5% y *10%.

El porcentaje de población cualificada académicamente sólo es significativo y de signo positivo en 1861 y 1960. También es positivo pero no significativo en 1900, 1977 y 2000. En 1930 y 1950 la relación es negativa, aunque sólo es significativa en el último año. En la historiografía especializada, la mayoría de estudios subrayan que el consumo de loterías públicas es claramente inferior en aquellos individuos con estudios universitarios. En este trabajo, todo apunta a que el nivel de educación cualificado tuvo históricamente un efecto ambiguo en el consumo de Lotería Nacional.

El grado de urbanización es significativo y positivo en 1861, 1885, 1900, 1950 y 1960, configurándose como uno de los elementos claves en la expansión del consumo de Lotería

⁵¹ Mikesell (1989); Jackson (1994); Hansen *et alii* (2000); Oster (2004); Garrett y Coughlin (2007).

⁵² Aunque la mayoría de los estudios señalan que las loterías son regresivas, no todos encuentran que las loterías se comporten como un bien inferior. Clotfelter *et alii* (1999) han evidenciado que las clases con rentas bajas gastan una proporción mayor de su renta en loterías y además gastan más en términos absolutos. Este hecho sugeriría que las loterías constituyen un bien inferior. Para una discusión más amplia sobre este tema puede consultarse Clotfelter y Cook (1989, 1990) y Fink, Marco y Rork (2004).

⁵³ Sobre la regresividad de la Lotería Nacional véase Garvía (2009b), pp. 81-90 y Ramos (2009), pp. 183-196.

Nacional. En el resto de los cortes temporales, el signo es siempre el esperado. Esto corrobora los resultados obtenidos con datos agregados por Garrett y Marsh⁵⁴. Por el contrario, el número de administraciones y/o establecimientos por cada 100.000 habitantes no resulta estadísticamente significativo en ninguno de los cortes temporales especificados. Probablemente esto se deba a que parte de su efecto resulta recogido en la variable grado de urbanización. Aunque hay pocos datos disponibles, los existentes muestran un incremento continuado entre 1860 y 1960. En concreto, en 1860 había 440 administraciones de Loterías en todo el territorio español; en 1861, 464 puntos de venta; en 1883-84, 446; en 1931, la cifra había aumentado hasta 776; y en 1960 se habían alcanzado las 970⁵⁵.

La relación entre religiosidad y juego es históricamente confusa. De hecho, tradicionalmente se considera que la religión católica ha sido más permisiva con el juego que la religión protestante⁵⁶. Extrapolar esta hipótesis de trabajo hacia España donde ha existido una relativa uniformidad religiosa no parece correcto y, en cualquier caso, debería hacerse con la máxima cautela. Para estudiar la relación entre religión (catolicismo) y una mayor tasa de juego en Lotería Nacional se ha tenido en cuenta el número de sacerdotes, seminaristas y religiosos de las diócesis españoles. A partir de esta premisa, en 1900 y 1960 se aprecia una relación negativa y significativa entre el número de religiosos (en términos porcentuales) y el consumo de Lotería Nacional. En 1861 y 1930 el resultado también muestra un signo negativo pero no significativo. Este resultado apoyaría las tesis de Garvía sobre el impacto de las creencias religiosas en el consumo de loterías⁵⁷.

Tampoco debiera obviarse la relación entre Lotería Nacional y el ciclo vital (edad). La mayor parte de los especialistas señalan que los grupos de edad más propicios a ser dependientes del juego son aquellos que tienen "conductas de riesgo" o que "disfrutan de más tiempo libre". Entre estos últimos se sitúan las personas jubiladas, retiradas o pensionistas. Esta pauta sólo se confirma en el año 2000. Por el contrario, los resultados obtenidos muestran un efecto negativo y significativo al 10% en 1900, al 5% en 1960 y al 1% en 1977. El porqué de este cambio muy probablemente obedezca al aumento de los gastos en protección social para las edades más avanzadas.

Finalmente el efecto frontera resulta significativo en 1861, debido a la importancia de Badajoz, Cádiz y Pontevedra en la exportación de Lotería Nacional. Un siglo después, gran parte de las provincias limítrofes presentan un menor consumo per cápita. Así ocurre en 1960, 1977 y 2000.

4. Dependencia espacial en el consumo de Lotería Nacional, 1860-2000

En ocasiones, lo que sucede en un lugar determinado puede verse influenciado por lo que sucede en un punto cercano. En palabras del geógrafo Tobler: "todo tiene relación con todo, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las lejanas"⁵⁸. En cualquier caso, este es

⁵⁴ Garrett y Marsh (2002).

⁵⁵ El número de administraciones provinciales en 1860, 1861 y 1883-84 se han obtenido de los anuarios de 1860-61 y 1888, respectivamente. Las cifras de 1931 en Azar y Cálculo, n.º 1 y 2 (véase también Álvarez (2009), pp. 122-123). Las administraciones de 1960 en Altabella (1962), p. 143.

⁵⁶ Landes (2000).

⁵⁷ Garvía (2009a), pp. 40-42.

⁵⁸ Tobler (1970).

un fenómeno ampliamente estudiado en las últimas décadas dentro de la econometría espacial⁵⁹. En el caso concreto que nos ocupa, la pregunta sería si el consumo de Lotería Nacional en una determinada provincia puede afectar al consumo en otras provincias cercanas. En la literatura especializada, Garrett y Marsh estudiaron, a partir de datos agregados y utilizando técnicas de econometría espacial, el impacto que tenía la venta de lotería en Kansas en cinco estados fronterizos⁶⁰.

Para estudiar la dependencia espacial se suelen aplicar los tests I-Moran y c-Geary⁶¹. En principio, cuando el estadístico I-Moran toma valores cercanos a 1 significa que las variables presentan una fuerte dependencia espacial positiva (valores similares tienden a estar juntos en el espacio). Por el contrario, valores cercanos a -1 denotan una importante dependencia negativa (valores distintos o disímiles tienden a estar próximos). Finalmente, valores alrededor de $-1/(n-1)$ denotan una distribución aleatoria. Por su parte, el estadístico c-Geary varía entre 0 y 2. Valores inferiores (superiores) a 1 implican una autocorrelación espacial positiva (negativa), mientras que valores iguales a 1 significan ausencia de autocorrelación espacial.

El contraste de ambos estadísticos requiere la utilización de una matriz de contigüidad. La elección de esta matriz es sumamente importante ya que condiciona los resultados posteriores⁶². Lo más sencillo sería utilizar una matriz de contigüidad geográfica de carácter binario, formada por unos y ceros. Unos, cuando las provincias tienen frontera en común, y ceros, en caso contrario. La principal desventaja de esta matriz estriba en que no diferencia entre aquellas provincias que tienen una extensa frontera en común y aquellas cuyo tramo fronterizo es más pequeño. De hecho, supone una misma dependencia en ambos casos, cuando lo más plausible es que exista una mayor dependencia cuanto más grande sea la frontera común. De ahí que se haya utilizado una matriz de distancias euclídeas interpro-

⁵⁹ Clif y Ord (1981); Anselin, (1988).

⁶⁰ Garrett y Marsh (2002).

⁶¹ El estadístico I-Moran se define de la siguiente manera:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_i Z_j}{S_0 m_2}$$

donde w_{ij} se corresponde con el par de puntos (i, j) de la matriz de contigüidad espacial W ; $Z_i = Y_i - \bar{Y}$, siendo Y_i el valor de la variable Y en el punto i , mientras que $\bar{Y}$ supone la media de la variable Y ; por su parte, el denominador equivaldría a $S_0 = \sum_{j=1}^N w_{ij}$; $m_2 = \sum_{i=1}^N Z_i^2 / N$. Bajo la hipótesis nula de "no autocorrelación global espacial", el valor esperado de I viene dado por la siguiente expresión:

$$E(I) = -1/(N-1)$$

Por su parte, el estadístico c de Geary viene dado por la siguiente expresión:

$$c = (N-1) \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (Z_i - Z_j)^2}{2NS_0 m_2}$$

Bajo la hipótesis nula de "no autocorrelación global espacial", el valor esperado de c es igual a 1.

⁶² Anselin (1988, 1996).

vinciales que resolviese las limitaciones de una matriz de carácter binario. Para facilitar la interpretación de los resultados se ha invertido la distancia entre las ciudades capitales de provincia.

En el cuadro adjunto, se han recogido los valores de los estadísticos I-Moran y c-Geary para el consumo de Lotería Nacional per cápita en cada provincia entre 1861 y 2000. Dichos estadísticos son significativos al 5% en 1861, 1885, 1950, 1960 y 2000. Entre 1861 y 1960, los valores de I-Moran y c-Geary se aproximan a 0 y 1 respectivamente, por lo que todo apunta a que existe una "leve" autocorrelación espacial global de carácter negativo. Estadísticamente el valor del test de Moran es ligeramente inferior al valor esperado, bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial. En concreto, en 1861 el valor del estadístico I-Moran es $-0,054$ inferior a su valor esperado, $E(I) = -0,023$. ¿Qué interpretación tienen estos resultados? Básicamente que el consumo de Lotería Nacional per cápita se concentra en determinadas provincias o áreas geográficas. Y además que este consumo afecta negativamente a las provincias limítrofes⁶³. El panorama cambia en el año 2000 ya que los estadísticos son igualmente significativos, pero en este caso reflejan autocorrelación positiva (el valor de I-Moran es $0,101$, mayor que $E(I) = -0,020$). Esto implica que las ventas de Lotería Nacional se concentran en un conjunto de provincias relativamente cercanas (clusters espaciales).

CUADRO 6

GRADO DE AUTOCORRELACIÓN GLOBAL ESPACIAL: CONSUMO DE LOTERÍA NACIONAL PER CÁPITA, 1860-2000

	1861	1885	1900	1930	1950	1960	1977	2000
I-Moran								
I	-0,051	-0,058	-0,048	-0,042	-0,049	-0,054	-0,016	0,101
E (I)	-0,022	-0,024	-0,024	-0,020	-0,020	-0,020	-0,020	-0,020
Sd (I)	0,020	0,022	0,023	0,019	0,021	0,021	0,022	0,022
Z	-1,492	-1,559	-1,091	-1,164	-1,423	-1,556	0,186	5,414
p-value*	0,068	0,060	0,138	0,122	0,077	0,060	0,426	0,000
c-Geary								
C	1,159	1,209	1,076	1,077	1,125	1,180	1,085	0,907
E (c)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Sd (c)	0,114	0,106	0,121	0,156	0,104	0,103	0,069	0,060
Z	1,396	1,977	0,632	0,494	1,199	1,748	1,234	-1,547
p-value*	0,081	0,024	0,264	0,311	0,115	0,040	0,109	0,061

* 1-tail test. Nivel de significación al 5%.

Una vez definido el grado de autocorrelación espacial se opta comúnmente por estimar entre dos tipos de modelos alternativos: el modelo del error espacial (spatial error) y el modelo del retardo espacial (spatial lag). En el primero se asume autocorrelación espacial en el término error, mientras que en el segundo se presenta en la variable dependiente⁶⁴.

⁶³ Para el año 1998, Garrett y Marsh (2002), pp. 513-516, obtienen resultados similares en el caso de Kansas.

⁶⁴ Anselin y Hudak, (1992).

Siguiendo la ecuación [1] enunciada en la sección anterior, el modelo de regresión por MCO puede especificarse de forma abreviada mediante la expresión:

$$CLN = X\beta + \varepsilon$$

donde CLN es el consumo de Lotería Nacional per cápita, X es el vector que recoge el conjunto de variables explicativas; β es el vector de los parámetros de la regresión, y ε denota un vector de errores distribuidos normalmente, homoscedásticos e incorrelacionados. Cuando se produce autocorrelación espacial en el término de error (modelo del error espacial), dicho término vendría definido por la expresión $\varepsilon = \lambda \cdot W_CLN \cdot \varepsilon + v$. En dicha relación, λ es el parámetro que recoge el impacto de la dependencia espacial en el término de error, W_CLN es la matriz de contigüidad espacial, y v denota el vector de errores homoscedásticos e incorrelacionados. Si, por el contrario, existe autocorrelación en la variable dependiente, el modelo del retardo espacial se especificaría de la forma siguiente:

$$CLN = \rho[W_CLN] + X\beta + v$$

donde ρ es una variable adicional de carácter autorregresivo que recoge el efecto de la dependencia espacial. Esta variable relaciona el valor de la variable dependiente con los valores que dicha variable toma en el resto de las provincias españolas.

Para discriminar entre ambos modelos se utilizan tests basados en el multiplicador de Lagrange (LM) si los residuos están distribuidos normalmente. Dado que en las estimaciones por MCO los residuos no se distribuyen según una normal (véanse los tests Shapiro-Wilk en el apéndice 3), se utilizan tests robustos basados en los multiplicadores de Lagrange (RLM) para discriminar entre ambos modelos. Según se aprecia en el cuadro 7, el modelo tipo-Lag ofrece resultados más satisfactorios, ya que se obtienen valores mucho más elevados y las probabilidades asociadas están más cercanas a cero.

Las estimaciones realizadas en 1861, 1885, 1950, 1960 y 2000 siguiendo el modelo del retardo espacial experimentan escasas modificaciones: (i) la renta per cápita no es significativa en 1861; (ii) el número de administraciones por cada 100,000 habitantes es significativa y de signo positivo en 1861; y, (iii) el grado de cualificación académica deja de ser significativo en 1960. No existen más cambios en los parámetros atendiendo al signo y a su grado de significación. Asimismo en el cuadro 7 se han recogido los valores de λ y ρ . Lambda sólo es significativa en 1977. Mientras que rho es significativa en 1950 y 1960. Anselin subraya que en presencia de retardos espaciales, la regresión por MCO produce estimadores inconsistentes y sesgados⁶⁵. Sin embargo, teniendo en cuenta los resultados obtenidos (Cuadro 7) y considerando que la dependencia espacial existente (Cuadro 6) no es un problema grave en la regresión por MCO, las interpretaciones sobre el consumo de Lotería Nacional no varían.

En otro orden de cosas, aunque el estadístico I-Moran permite detectar patrones de dependencia espacial de carácter global, la correlación significativa puede darse únicamente en determinadas zonas. Por tales razones, se suele recurrir a la estimación de indicadores locales de dependencia espacial⁶⁶. La representación cartográfica de este indicador permite analizar la distribución de las provincias en función de su consumo de Lotería Nacional per cápita, al tiempo que suministra información sobre la existencia de clusters y outliers espaciales.

⁶⁵ Anselin (1988), p. 58.

⁶⁶ Anselin (1995).

CUADRO 7
EVALUACIÓN EN LOS MODELOS DE AUTOCORRELACIÓN GLOBAL ESPACIAL, 1861-2000

Modelo tipo-Error espacial								
Test	1861	1885	1900	1930	1950	1960	1977	2000
I-Moran	-0,062 (1,049)	0,082 (0,935)	-0,456 (1,352)	1,237 (0,216)	1,811 (0,070)	0,175 (0,861)	-0,449 (1,347)	1,554 (0,120)
LM	0,646 (0,422)	0,429 (0,513)	1,008 (0,315)	0,018 (0,894)	0,038 (0,845)	0,549 (0,459)	1,090 (0,296)	0,000 (0,994)
RLM	0,103 (0,748)	0,617 (0,432)	0,893 (0,345)	2,989 (0,084)	8,499 (0,004)	3,172 (0,075)	0,033 (0,856)	7,624 (0,006)
λ (lambda)	-1,25 (0,211)	-0,88 (0,380)	-2,05 (0,040)	-0,19 (0,852)	0,30 (0,761)	-1,30 (0,193)	-1,67 (0,094)	0,01 (0,992)
Modelo tipo-Lag (Retardo Espacial)								
Test	1861	1885	1900	1930	1950	1960	1977	2000
LM	0,546 (0,460)	1,014 (0,314)	0,582 (0,445)	0,646 (0,421)	4,835 (0,028)	6,962 (0,008)	1,235 (0,266)	0,725 (0,395)
RLM	0,004 (0,953)	1,202 (0,273)	0,468 (0,494)	3,617 (0,057)	13,296 (0,000)	9,585 (0,002)	0,178 (0,673)	8,348 (0,004)
ρ (rho)	-0,87 (0,382)	-1,47 (0,141)	-0,99 (0,342)	-1,05 (0,294)	-3,32 (0,001)	-4,76 (0,000)	-1,45 (0,147)	1,06 (0,289)

Nota: Entre paréntesis figura el p-valor. 1-tail test. Nivel de significación al 5%.

En concreto, el diagrama de dispersión del test de Moran representa gráficamente Wz y Z , donde W denota una matriz espacial de contigüidad ponderada y Z es igual a $(Y - \bar{Y}) /$ desviación estándar de (Y) . Y muestra el consumo de Lotería Nacional per cápita en cada provincia e $\bar{Y}$ su valor medio. La línea oblicua representa la regresión lineal entre Wz y Z , siendo su pendiente igual al estadístico I-Moran. Este diagrama proporciona información sobre las diferentes formas de asociación espacial a partir de sus cuadrantes:

- H-H (cuadrante superior derecho): provincias con un consumo per cápita de Lotería Nacional elevado, que están cercanas a otras provincias con un consumo per cápita alto. Suele estar asociado con valores positivos de I-Moran y negativos de c-Geary (autocorrelación positiva).
- L-H (cuadrante inferior derecho): provincias con un consumo per cápita de Lotería Nacional elevado, que están rodeadas por otras provincias con un consumo per cápita bajo. Suele estar asociado con valores negativos de I-Moran y positivos de c-Geary (autocorrelación negativa).
- L-L (cuadrante inferior izquierdo): provincias con un consumo per cápita de Lotería Nacional pequeño, que están cercanas a otras provincias con un consumo per cápita bajo. Suele estar asociado con valores positivos de I-Moran y negativos de c-Geary (autocorrelación positiva).

- H-L (cuadrante superior izquierdo): provincias con un consumo per cápita de Lotería Nacional pequeño, que están cercanas a otras provincias con un consumo per cápita alto. Suele estar asociado con valores negativos de I-Moran y positivos de c-Geary (autocorrelación negativa).

Los resultados obtenidos en el diagrama de dispersión del test de Moran muestran la evolución histórica de los principales patrones de distribución espacial del consumo de Lotería Nacional per cápita entre 1860 y 2000 (Apéndice 4). En primer lugar, conviene reseñar que entre 1860 y 1960 el consumo per cápita elevado de una provincia repercute negativamente en el consumo de las provincias limítrofes. Teniendo en cuenta esta premisa, entre 1860 y 1930 sobresalen los siguientes ejes provinciales en el consumo de Lotería Nacional: Madrid, Barcelona, Andalucía Occidental (Cádiz-Sevilla-Málaga), Levante (Valencia y Alicante, y en menor medida Castellón y Murcia) y la Cornisa Cantábrica (eje Vizcaya-Guipúzcoa que durante el siglo XIX se extiende a Cantabria y Asturias). En un plano de menor importancia, habría que subrayar la presencia de las provincias frontera Pontevedra-Badajoz-Cádiz en 1861 y provincias interiores como Burgos (1930), Salamanca (1900 y 1930), Valladolid (1861) y Zaragoza (1861 y 1930). Entre 1950 y 1980 a las áreas de Madrid, Barcelona, Valencia, Andalucía Occidental (Cádiz-Sevilla-Málaga) y la Cornisa Cantábrica (País Vasco, Cantabria y Asturias) se suman Zaragoza, Valladolid y los territorios insulares (Baleares y Canarias).

Tras la liberalización del juego en 1977, el consumo de Lotería Nacional comienza a concentrarse en determinadas zonas. Este cambio significativo en los patrones explicativos del consumo de loterías se aprecia muy claramente en el año 2000. La presencia de autocorrelación positiva permite distinguir claramente los clusters espaciales de consumo alto y de consumo bajo. En el primero se agrupan las siguientes áreas geográficas: Madrid, Levante (Castellón, Valencia, Alicante, Murcia e incluso Albacete y Cuenca), Castilla y León (Ávila, Burgos, León, Palencia, Segovia y Soria), País Vasco (básicamente Vizcaya y Guipúzcoa) y el Noroeste Pirenaico (Lérida, Huesca y Zaragoza). Por el contrario, los datos muestran que el consumo de Lotería Nacional por habitante es mucho más pequeño en Andalucía, Canarias, Extremadura y Galicia⁶⁷.

5. Conclusiones

La aportación de este artículo radica en exponer cómo han evolucionado históricamente los patrones explicativos del consumo provincial de Lotería Nacional per cápita entre 1860 y 2000. Para ello se ha recurrido a técnicas convencionales de análisis econométrico y otras más innovadoras relacionadas con la dependencia espacial global y local.

Los resultados obtenidos muestran una influencia variable a lo largo del tiempo del nivel de renta per cápita en el consumo provincial de Lotería Nacional per cápita. Esta variabilidad podría incluso considerar la lotería como un bien inferior durante el siglo XIX (1861-1900). En otras palabras, las clases con rentas más bajas gastaban más en términos absolutos y asimismo invertían una proporción mayor de su renta en loterías. En 1930, 1950 y 1960, quizás sorprendentemente, la elasticidad renta de las ventas de lotería era mayor que uno: la cantidad invertida en juegos de azar aumentaba a medida que era más alta la renta de los jugadores. Desde

⁶⁷ Los datos disponibles en los informes de LAE corroboran estos resultados. Véase Ramos (2009), pp. 174-176 y pp. 210-221.

la década de 1970 las evidencias apuntan, en consonancia con la literatura especializada, el carácter regresivo de la Lotería Nacional.

Con respecto a otros factores explicativos, se aprecia una influencia positiva en el consumo provincial de loterías del grado de urbanización y del número de administraciones. Por el contrario, todo indica que el grado de religiosidad afectó negativamente al consumo mientras que el papel desempeñado por el nivel de educación cualificado fue relativamente ambiguo. Finalmente, el impacto de la frontera con el extranjero y el ciclo vital variaron a lo largo del tiempo.

Desde el punto de vista geográfico, entre 1860 y 1960 el consumo de Lotería Nacional se concentró casi de forma invariable en los siguientes núcleos: Madrid, Barcelona, País Vasco y Andalucía Occidental (Cádiz, Sevilla y Málaga). Además las zonas limítrofes a estas áreas tuvieron un consumo per cápita mucho más pequeño. Tras la liberalización del juego en 1977, la cuota de mercado de la Lotería Nacional sobre el total de juegos de azar se redujo progresivamente hasta el 15-20% que representa en la actualidad. Probablemente esto ha favorecido la aparición de clusters espaciales en el consumo de Lotería Nacional (Madrid, Levante, Castilla y León, País Vasco y el Noroeste Pirenaico en sentido positivo y Andalucía, Canarias, Extremadura y Galicia, en sentido negativo).

Fuentes

Archivo General De La Administración (AGA)

Sección Hacienda. Cuentas de Tesoreros, 1939-1955

Boletín de las Administraciones de Lotería

Azar Y Cálculo (1931)

Boletín de Loterías y de Toros

El enano, 1858-1887

Comisión Nacional Del Juego (CNJ)

Memorias del Juego en España (Informes Anuales), 1981-2005

El País

Anuarios Estadísticos, 1983-2008

Gaceta De Madrid

Base de Datos. Colección histórica, 1816-1967 (http://www.boe.es/g/es/bases_datos/gazeta.php)

Instituto Nacional de Estadística (INE)

(<http://www.ine.es>)

Lotería Nacional (LN)

Programa de Sorteos 1969-1983

Organismo Nacional de Loterías y Apuestas del Estado (ONLAE) Loterías y Apuestas del Estado.

Memoria de Loterías y Apuestas del Estado, 1986-2008 (<http://onlae.terra.es/indexp.htm>)

Unión Europea (UE) Annual Macro Economic Data Base Selection Form (AMECO Database) (http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/db_indicators8646_en.htm)

Bibliografía

ABDEL-GHANY, Mohamed y SHARPE, Deanna (2001): "Lottery Expenditures in Canada: Regional Analysis of Probability of Purchase, Amount of Purchase, and Incidence", *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 30 (1), pp. 64-78.

- ALCAIDE, Julio (2003): *Evolución Económica de las Regiones y Provincias Españolas en el siglo XX*, Madrid, Fundación BBVA.
- ALGARRA PAREDES, Ángel; ESPEJO-SAAVEDRA, José Luis y BORDONADO, BERMEJO, Julia (2006): "La importancia del juego en la economía española: elaboración de un modelo de impacto a partir del marco input-output", en PALOMAR OLMEDA, Alberto (ed.), *Régimen del juego en España*, Navarra, Editorial Aranzadi, pp. 35-75.
- ALTABELLA, José (1962): *La Lotería Nacional de España (1763-1963)*. Madrid.
- ÁLVAREZ NOGAL, Carlos (2009): "La estrategia del Estado para vender Lotería en España: la organización de venta y sus incentivos" en GARVÍA, Roberto (ed.), *Fortuna y Virtud. Historia de las Loterías Públicas en España*, Madrid, Sílex, pp. 95-125.
- ANSELIN, Luc (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- (1995): "Local Indicators of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis* 27 (2), pp. 93-115.
- ANSELIN, Luc y HUDAK, Sheri (1992): "Spatial Econometrics in practice. A review of software options", *Regional Science and Urban Economics* 22, pp. 509-536.
- ANSELIN, Luc; BERA, Anil; FLORAX, Raymon y YOON, Mann (1996): "Simple diagnostic tests for spatial dependence", *Regional Science and Urban Economics* 26, pp. 77-104.
- BECKERT, Jens y LUTTER, Mark (2008): "The inequality of Fair Play. Lottery Gambling and Social Stratification in Germany", *European Sociological Review* 25 (4), pp. 475-488.
- BRINNER, Roger y CLOTFELTER, Charles (1975): "An economic appraisal of state lotteries", *National Tax Journal* 28, pp. 395-404.
- CARRERAS, Albert y TAFUNELL, Xavier (2005): *Estadísticas históricas de España (siglos XIX-XX)*, Bilbao, Fundación BBVA.
- CLIF, Andrew y ORD, J.K. (1981): *Spatial Processes: Model and Applications*, Londres, Pion.
- CLOTFELTER, Charles y COOK, Philip (1989): *Selling Hope. State Lotteries in America*, Cambridge, Harvard University Press.
- (1990): "On the Economics of State Lotteries", *Journal of Economic Perspectives* 4 (4), pp. 105-19.
- CLOTFELTER, Charles; COOK, Philip; EDELL, Julie y MOORE, Marian (1999): "State Lotteries at the Turn of the Century: Report to the National Gambling Impact Study Commission", Report, Duke University.
- CROUPS, Elliot; HADDOCK, Geoffrey y WEBLEY, Paul (1998): "Correlates and predictors of lottery play in the United Kingdom", *Journal of Gambling Studies*, 14 (3), pp. 285-303.
- FINK, Stephen; MARCO, Alan y RORK, Jonathan (2004): "Lotto Nothing? The Budgetary Impact of State Lotteries", *Applied Economics* 36 (21), pp. 2357-2367.
- FONTBONA, Marc (2008): *Historia del juego en España: de la Hispania Romana a nuestros días*, Barcelona, Flor del Viento.
- GARRETT, Thomas (2001): "An International Comparison and Analysis of Lotteries and the Distribution of Lottery Expenditures". *International Review of Applied Economics*, 15, pp. 213-227.
- GARRETT, Thomas y COUGHLIN, Cletus (2007): "Inter-temporal Differences in the Income Elasticity of Demand for Lottery Tickets", *Federal Reserve Bank of Saint Louis Research Division*, Working Paper 2007-042A.
- GARRETT, Thomas y MARSH, Thomas (2002): "The revenue impact of cross-border lottery shopping in the presence of spatial autocorrelation", *Regional Science and Urban Economics* 32, pp. 501-519.
- GARVÍA, Roberto (2007a): "Syndication, Institutionalization, and Lottery Play." *American Journal of Sociology*, 113 (3), pp. 603-652.

- (2007b): *Historia ilustrada de las Loterías en España*, Madrid, Lunwerg Editores, Loterías y Apuestas del Estado.
- (2008): *Loterías. Un estudio desde la nueva sociología económica*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.
- (2009a): “Loterías, institucionalización y el juego en compañía” en GARVÍA, Roberto (ed.), *Fortuna y Virtud. Historia de las Loterías Públicas en España*, Madrid, Sílex, pp. 13-65.
- (2009b): “Motivaciones y efectos económicos y fiscales del juego en compañía. Un estudio comparativo”, en GARVÍA, Roberto (ed.), *Fortuna y Virtud. Historia de las Loterías Públicas en España*, Madrid, Sílex, pp. 67-94.
- GIACOPASSI, David, NICHOLS, Mark y STITT, Grantt (2006): “Voting for a lottery”, *Public Finance Review*, 34(1): 80-100.
- GRUNFELD, Yehuda y GRILICHES, Zvi (1960): “Is Aggregation Necessarily Bad?” *The Review of Economics and Statistics*, 42 (1), pp. 1-13.
- HANSEN, Ann (1995): “The tax incidence of the Colorado State lottery instant game”. *Public Finance Quarterly* 23, pp. 385-398.
- HANSEN, Ann; MIYAZAKI, Anthony y David SPROTT (2000): “The Tax Incidence of Lotteries: Evidence from Five States”, *Journal of Consumer Affairs*, 34 (2), pp. 182-203.
- HERRERO SUÁREZ, Henar (1992): *El monopolio de una pasión. Las Reales Loterías en tiempos de Carlos III*, Valladolid, Universidad de Valladolid.
- JACKSON, Raymond (1994): “Demand for Lottery Products in Massachusetts”, *Journal of Consumer Affairs*, 28 (2), pp. 313-325.
- KITCHEN, Harry y POWELLS, Scott (1991): “Lottery expenditures in Canada: A regional analysis of determinants and incidence”, *Applied Economics* 23, pp. 1845-1852.
- KRAMER, Gerald (1983): “The Ecological Fallacy Revisited: Aggregate- versus Individual-level Findings on Economics and Elections, and Sociotropic Voting”, *The American Political Science Review* 77 (1), pp. 92-111.
- LANDES, David S. (2000): *La riqueza y la pobreza de las naciones: ¿por qué algunas son tan ricas y otras son tan pobres?* Barcelona, Crítica.
- LI, Wen Lang y SMITH, Martin (1976): “The propensity to gamble: some structural determinants”, En EADINGTON, William (ed.), *Gambling and Society*, Illinois, Charles C. Thomas.
- MAS, Matilde; PÉREZ, Francisco; URIEL, Ezequiel; SERRANO, Lorenzo y SOLER, Ángel (2004): *Metodología para la estimación de las series de Capital Humano. 1964-2004*, Valencia, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- MAZÓN HERNÁNDEZ, Miguel (2007): *Análisis Económico, Jurídico y Fiscal del Juego*, Valencia, Tirant Lo Blanch.
- MEINERT, David B.; LUMPKIN, James R. y REICH, Robert V. (1989): “Public opinions toward State Lotteries: a comparison of Non-Player and Player views”, *Journal of Social Behaviour and Personality*, 4 (5), pp. 481-490.
- MIKESELL, John (1989): “A note on the changing incidence of state lottery finance”, *Social Science Quarterly*, 70, pp. 513-521.
- MOK, Waiman y HRABA, Joseph (1991): “Age and gambling behavior: a declining and shifting pattern of participation”, *Journal of Gambling Studies* 7, pp. 313-335.
- OSTER, Emily (2004): “Are All Lotteries Regressive? Evidence from the PowerBall”, *National Tax Journal*, 57 (2), pp. 179-187.
- PRADOS, Leandro (2003): *El progreso económico de España, 1850-2000*, Bilbao, Fundación BBVA.
- RAMOS PALENCIA, Fernando (2009): “La Lotería Nacional en España: patrones de consume, 1960-2000”, en GARVÍA, Roberto (ed.), *Fortuna y Virtud. Historia de las Loterías Públicas en España*, Madrid, Sílex, pp. 159-221.

- ROBINSON, William (1950): "Ecological Correlations and the Behavior of Individuals", *American Sociological Review*, 15 (3), pp. 351-357.
- ROSÉS, Joan y SÁNCHEZ ALONSO, Blanca (2004): "Regional Wage convergence in Spain, 1850-1930", *Explorations in Economic History* 41, pp. 404-425.
- SCOTT, Frank y GAREN, John (1994): "Probability of purchase, amount of purchase, and the demographic incidence of the lottery tax", *Journal of Public Economics*, 54, pp. 121-143.
- STRANAHAN, Harriet y BORG, Mary (1998): "Separating the decisions of lottery expenditures and participation: A truncated approach", *Public Finance Review* 26, pp. 99-117.
- SUITS, Daniel B. (1977): "Measurement of Tax Progressivity", *American Economic Review* 67 (4), pp. 747-752.
- TOBLER, Waldo (1970): "A computer movie simulating urban growth in the Detroit region", *Economic Geography* 46 (2), pp. 234-240.
- USLANER, Eric (1976): "The pitfalls of per capita", *American Journal of Political Science* 20 (1), pp. 125-133.
- WINN, Beth Moncure y WHICKER, Marcia Lynn (1989): "Indicators of State Lottery adoptions", *Policy Studies Journal*, 18 (2), pp. 293-304.

APÉNDICE I

Ejemplo fuentes documentales: premios mayores 4 de mayo de 1870

Fuente: *Gaceta de Madrid*, 5 de mayo de 1870.

APÉNDICE II
Juegos de azar en España, 1977-2007

CUADRO 1
SECTOR DEL JUEGO EN ESPAÑA, 1977-1991
(EN PORCENTAJES SOBRE LA CANTIDAD JUGADA EN MILLONES DE EUROS CORRIENTES)^(A)

CUADRO 2
SECTOR DEL JUEGO EN ESPAÑA, 1992-2007
(EN PORCENTAJES SOBRE LA CANTIDAD JUGADA EN MILLONES DE EUROS CORRIENTES)^(A)

APÉNDICE III
Modelos econométricos sobre el consumo de Lotería Nacional
per cápita, 1860-2000

CUADRO 1
ECUACIONES ESTIMADAS SOBRE EL CONSUMO DE LOTERÍA NACIONAL PER CÁPITA, 1861-1930
VARIABLE DEPENDIENTE: CONSUMO PROVINCIAL PER CÁPITA

CUADRO 2
ECUACIONES ESTIMADAS SOBRE EL CONSUMO DE LOTERÍA NACIONAL PER CÁPITA, 1950-2000
VARIABLE DEPENDIENTE: CONSUMO PROVINCIAL PER CÁPITA

APÉNDICE IV
Dependencia espacial y consumo provincial de Lotería Nacional
per cápita, 1860-2000

GRÁFICOS DE AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL LOCAL: CONSUMO DE LOTERÍA NACIONAL PER CÁPITA, 1860-1930

CUADRO 1

CUADRANTES DE DEPENDENCIA ESPACIAL LOCAL: CONSUMO PROVINCIAL DE LOTERÍA NACIONAL PER CÁPITA, 1869-2000

Año	Cuadrante H-H Provincias con consumo alto cercanas a provincias con consumo elevado	Cuadrante L-H Provincias con consumo alto rodeadas por provincias con consumo bajo	Cuadrante L-L Provincias con consumo bajo cercanas a provincias con consumo bajo	Cuadrante H-L Provincias con consumo bajo cercanas a provincias con consumo alto
1861	Álava, Cádiz, Cantabria, Guipúzcoa, Málaga, Sevilla, Vizcaya	Badajoz, Barcelona, Madrid, Pontevedra, Valencia, Valladolid, Zaragoza	Albacete, Alicante, Asturias, Burgos, Castellón, Coruña, León, Lugo, Murcia, Orense, Palencia, Salamanca, Soria, Teruel, Zamora	Almería, Ávila, Baleares, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Cuenca, Gerona, Granada, Guadalajara, Huelva, Huesca, Jaén, La Rioja, Lérida, Segovia, Tarragona, Toledo
1885	Alicante, Toledo	Asturias, Barcelona, Cádiz, Cantabria, Castellón, Madrid, Murcia, Sevilla	Almería, Badajoz, Cáceres, Córdoba, Coruña, Granada, Jaén, Lugo, Málaga, Orense, Palencia, Pontevedra, Salamanca, Valladolid, Zamora	Alicante, Ávila, Baleares, Burgos, Ciudad Real, Cuenca, Gerona, Guadalajara, Huelva, Huesca, La Rioja, León, Lérida, Segovia, Tarragona, Teruel, Valencia, Zaragoza
1900	Valencia	Alicante, Barcelona, Cádiz, Guipúzcoa, Madrid, Salamanca, Sevilla, Vizcaya	Álava, Asturias, Badajoz, Burgos, Cáceres, Cantabria, Córdoba, Coruña, Granada, Jaén, La Rioja, León, Málaga, Navarra, Orense, Palencia, Pontevedra, Valencia, Valladolid, Zamora, Zaragoza	Albacete, Almería, Ávila, Baleares, Castellón, Cuenca, Gerona, Guadalajara, Huelva, Lérida, Murcia, Segovia, Tarragona, Toledo
1930	Álava, Guipúzcoa	Barcelona, Burgos, Cádiz, Madrid, Málaga, Salamanca, Sevilla, Valencia, Vizcaya, Zaragoza	Almería, Asturias, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Coruña, Granada, Huelva, Jaén, León, Lugo, Orense, Palencia, Pontevedra, Valladolid, Zamora	Albacete, Alicante, Ávila, Baleares, Cantabria, Castellón, Cuenca, Gerona, Guadalajara, Huesca, La Rioja, Lérida, Murcia, Navarra, Segovia, Soria, Tarragona, Teruel, Toledo

Año	Cuadrante H-H Provincias con consumo alto cercanas a provincias con consumo elevado	Cuadrante L-H Provincias con consumo alto rodeadas por provincias con consumo bajo	Cuadrante L-L Provincias con consumo bajo cercanas a provincias con consumo bajo	Cuadrante H-L Provincias con consumo bajo cercanas a provincias con consumo alto
1950	Baleares, Cádiz, Cantabria, Guipúzcoa, Melilla, Sevilla	Asturias, Barcelona, Ceuta, Las Palmas, Madrid, Valencia, Valladolid, Vizcaya, Zaragoza	Albacete, Alicante, Badajoz, Burgos, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Coruña, Cuenca, Granada, Jaén, León, Lugo, Murcia, Orense, Palencia, Pontevedra, Salamanca, Teruel, Zamora	Álava, Almería, Ávila, Castellón, Gerona, Guadalajara, Huelva, Huesca, La Rioja, Lérida, Málaga, Navarra, Segovia, Soria, Tarragona, Tenerife, Toledo
1960	Álava, Alicante, Baleares, Cádiz, Cantabria, Guipúzcoa, Vizcaya	Asturias, Barcelona, Las Palmas, Madrid, Málaga, Sevilla, Valencia, Valladolid, Zaragoza	Albacete, Almería, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Coruña, Cuenca, Granada, Jaén, León, Lugo, Murcia, Orense, Palencia, Pontevedra, Salamanca, Zamora	Ávila, Burgos, Castellón, Gerona, Guadalajara, Huelva, Huesca, La Rioja, Lérida, Navarra, Segovia, Soria, Tarragona, Tenerife, Teruel, Toledo
1977	Álava, Alicante, Baleares, Burgos, Cantabria, Castellón, Guipúzcoa, La Rioja, Las Palmas, Murcia, Tenerife, Vizcaya	Asturias, Barcelona, Cádiz, León, Madrid, Málaga, Sevilla, Valencia, Valladolid, Zaragoza	Almería, Ávila, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, Coruña, Granada, Huelva, Jaén, Lérida, Lugo, Orense, Pontevedra, Salamanca, Zamora	Albacete, Cuenca, Gerona, Guadalajara, Huesca, Navarra, Palencia, Segovia, Soria, Tarragona, Teruel, Toledo
2000	Albacete, Alicante, Ávila, Burgos, Castellón, Cuenca, Guipúzcoa, Huesca, La Rioja, León, Lérida, Madrid, Murcia, Palencia, Segovia, Soria, Valencia, Vizcaya, Zaragoza	Almería, Ciudad Real	Badajoz, Cáceres, Cádiz, Córdoba, Coruña, Granada, Huelva, Jaén, Las Palmas, Lugo, Málaga, Orense, Pontevedra, Sevilla, Tenerife	Álava, Asturias, Baleares, Barcelona, Cantabria, Gerona, Guadalajara, Navarra, Salamanca, Tarragona, Teruel, Toledo, Valladolid, Zamora