

LA DEMANDA EN LOS DEPORTES PROFESIONALES: ASISTENCIA Y AUDIENCIA

Isabel ARTERO
Eduardo BANDRÉS

Universidad de Zaragoza

Jaume GARCÍA (*)

Universidad Pompeu Fabra

Plácido RODRÍGUEZ

Universidad de Oviedo

Resumen

En este artículo se lleva a cabo una revisión de los desarrollos más recientes en el análisis de la demanda de los deportes profesionales, con especial atención al papel de la incertidumbre del resultado y el suspense y la sorpresa. A su vez, se presentan dos trabajos empíricos aplicados a la asistencia en directo a los partidos de la Primera División española de fútbol y a las audiencias televisivas de la selección española. Los resultados muestran que, si bien para los telespectadores la incertidumbre del resultado supone un mayor atractivo, para la asistencia al estadio su efecto es un tanto contradictorio y apunta a un mayor interés en asistir a partidos con mayor talento de los jugadores de ambos equipos, mayor intensidad competitiva y una mayor probabilidad de que gane su equipo (local).

Palabras clave: demanda, incertidumbre del resultado, asistencia, audiencia.

Abstract

In this paper the most recent developments in the analysis of the determinants of the demand for professional sports are reviewed, with special attention to the role of the uncertainty of outcome hypothesis and suspense and surprise. At the same time, two empirical applications, one for the attendance to the matches in the first division of the Spanish league and the other one for audience of the matches of the Spanish national team, are reported. The empirical results point out that outcome uncertainty is relevant for the TV viewers but there are some contradictory results for attendance. There seems to be more interest in attending matches with teams with talented players, more competitive intensity and higher win probability for the home team.

Key words: demand, uncertainty of outcome hypothesis, audience, attendance.

JEL classification: D12, L82, L83, Z20.

I. INTRODUCCIÓN

EL interés en el análisis de la demanda en los deportes profesionales ha estado presente en la economía del deporte desde sus inicios, convirtiéndose en un elemento clave a la hora de caracterizar la peculiaridad de la disciplina y siendo, a nivel empírico, uno de los temas de análisis más presente en la literatura de economía del deporte. En este sentido, aunque los dos trabajos pioneros de esta disciplina, el de Rottenberg (1956) y el de Neale (1964), tienen un objeto de análisis explícito que aparentemente nada tiene que ver con la demanda —el mercado de trabajo de los jugadores de béisbol, en el caso del artículo de Rottenberg (1956), o la teoría de empresa en el marco de la competición deportiva y los mercados competitivos, en el caso del artículo de Neale (1964)— en ambas contribuciones los ingresos generados por la asistencia a los partidos de las ligas profesionales juegan un papel relevante.

De hecho, son la referencia última de los correspondientes análisis teóricos que llevan a cabo.

Así, Rottenberg (1956) menciona, como uno de los argumentos más utilizados para defender la cláusula de reserva, su papel para asegurar la distribución de talento, necesaria para que haya incertidumbre del resultado, que a su vez «es necesaria para que el consumidor esté dispuesto a pagar su entrada a un partido» (p. 246). Por su parte, Neale (1964) considera que «la primera peculiaridad de la economía de los deportes profesionales es que los ingresos dependen de la competición entre los deportistas o los equipos» (p. 2). Para ello, recurre a la conocida “paradoja de Louis y Schmelling”, así como a la situación a la que se enfrentaron los New York Yankees, equipo de béisbol profesional americano, que, tras perder momentáneamente su supremacía en las Series Mundiales a mediados de los cincuenta, se enfrentaron «paradójicamente» a

una situación de desgracia deportiva y asistencias multitudinarias simultáneamente.

De hecho, Rottenberg (1956) describe de manera completa cuáles deben ser los factores que explican la asistencia a los partidos de béisbol. La entiende como «una función del nivel de ingresos, del precio de las entradas a los partidos en relación al precio de otras alternativas de ocio, y la calidad de los bienes o servicios sustitutivos. una función positiva del tamaño de la población del territorio en el que el equipo tiene el monopolio del derecho de jugar, la capacidad y la conveniente ubicación del estadio; y el *ranking* promedio del equipo durante la temporada ...Es una función negativa... de la dispersión de los porcentajes de victorias los equipos en la liga» (p. 246). Es decir, plantea la tipología de variables a tener en cuenta en los análisis de demanda de deportes profesionales, que servirán de pauta a seguir para clasificar los factores explicativos en multitud de estudios empíricos sobre esta temática, la mayoría de ellos recogidos en los panoramas de esta literatura realizados hasta el momento (Cairns, 1990; García y Rodríguez, 2003, 2009; Borland y Macdonald, 2003; Rodríguez, 2019).

Los determinantes de la demanda en los deportes profesionales, inicialmente la asistencia a los estadios, suelen presentarse a partir de clasificaciones de variables, destacando las variables típicas del análisis económico de la demanda (precio, renta, tamaño del mercado, precios de bienes sustitutivos o complementarios); las referidas a la calidad de los equipos o de la competición, incluyendo la trayectoria reciente; las que tratan de recoger la incertidumbre del resultado, variable clave en el desarrollo y la peculiaridad de la economía del deporte, y, en general, todas aquellas variables que pueden estar aproximando el coste de oportunidad de la asistencia a un partido, como podría ser el caso de la climatología, la retransmisión televisiva del partido, la distancia entre las ciudades de los equipos contendientes, los horarios o el día de partido.

Hasta muy recientemente, gran parte de la literatura sobre demanda ha centrado su atención en aspectos fundamentalmente empíricos como las distintas maneras de aproximar las variables de interés o la relevancia de las formas funcionales y las implicaciones en los resultados obtenidos, lo cual ha quedado perfectamente recogido en los panoramas de la literatura anteriormente mencionados. Un aspecto teórico al que se le ha prestado bastante atención ha sido la explicación del apa-

rentemente comportamiento no maximizador de beneficios de los clubs que se derivaría de las estimaciones de la elasticidad-precio de la demanda en los deportes profesionales, en general, menores que la unidad en valor absoluto. Así, distintos modelos pretenden dar cuenta de dicha evidencia empírica en el contexto de la maximización de beneficios: la restricción en la demanda generada por la capacidad de los estadios (El Hodiri y Quirk, 1975); la inclusión de los ingresos generados por las licencias para la venta de bebidas y comida en los estadios (Marburger, 1997; Coates y Humphreys, 2007); la consideración de otras fuentes de ingresos más importantes que los ingresos por venta de entradas (Késenne, 2002); o la existencia de una relación particular entre los ingresos de las televisiones locales, el coste marginal del talento y la media de los ingresos del resto de televisiones locales (Fort, 2004), entre otras explicaciones.

Las investigaciones sobre la demanda audiovisual de eventos deportivos son menos numerosas que las que analizan la asistencia a los estadios, entre otras cosas por la menor disponibilidad de datos hasta fechas recientes. Sin embargo, los ingresos procedentes de los derechos televisivos para deportistas, clubs o federaciones son mucho mayores que los obtenidos con la venta de entradas o abonos, razón por la cual la retransmisión de los acontecimientos deportivos ha ganado protagonismo como objeto de análisis en economía del deporte.

Las primeras referencias sobre el impacto de las retransmisiones deportivas por televisión aparecen, sin embargo, en los estudios que analizan la asistencia a los estadios, donde se incluye, en ocasiones, como una de las variables explicativas, la retransmisión por televisión del partido en directo, basándose en la idea de que la misma puede tener un efecto sustitución o un efecto complementario de la asistencia al estadio, según las motivaciones de uno y otro tipo del espectador (1). Al margen del posible efecto de expulsión que puede provocar la retransmisión, la cuestión clave en los estudios sobre la demanda de eventos deportivos por televisión es conocer si sus determinantes son similares a los de la asistencia al campo. Es obvio que el coste de visualizar eventos deportivos en televisión es mucho menor que el de asistir al estadio (no existen costes de desplazamiento, no hay compra de abonos o entradas, excepto en el *pay per view*), por lo que en la decisión de consumo la incertidumbre del resultado puede adquirir distinta relevancia como

factor explicativo de la audiencia. Además, en las retransmisiones televisivas en directo mantener el nivel de audiencia durante toda la emisión es clave, no solo para las cadenas de televisión (publicidad, anuncios), sino también para los patrocinadores de los deportistas y de los equipos. En la asistencia al campo, sin embargo, el abandono antes de que el juego finalice no es excesivamente traumático para el club desde el punto de vista económico, porque los aficionados ya han pagado previamente su entrada o abono (Coates y Humphreys, 2012). Otro de los elementos clave en esa diferencia de comportamiento entre asistencia y audiencia es, como indican Brown y Salaga (2018), que estamos ante dos patrones de comportamiento diferentes, porque mientras en el campo predominan los hinchas locales, en la televisión se unen los seguidores del equipo visitante y los aficionados interesados en el deporte o competición que se retransmite quienes, en general, suelen ser demandantes más neutrales o casuales, y probablemente más interesados en la relevancia deportiva o calidad de la competición (2). O como afirman Buraimo y Simmons (2009), la demanda audiovisual es menos leal y puede preferir juegos con mayor incertidumbre del resultado. Además, mientras en el estadio la demanda está muy influenciada por las expectativas previas y suele mantenerse estable durante todo el partido, la audiencia televisiva puede variar fácilmente según el nivel de incertidumbre o la progresión real del partido.

De hecho, en los últimos años el papel de la incertidumbre del resultado ha vuelto a estar en el centro de atención del análisis de la demanda en los deportes profesionales como consecuencia de la heterogeneidad de resultados no solo en significación o magnitud del efecto, sino incluso en términos del signo del mismo. En este sentido, el análisis de los determinantes de las audiencias televisivas y su comparación con los de la asistencia en vivo a los partidos ha jugado un papel cada vez más importante, a la vez que, tal y como indican Coates, Humphreys y Zhou (2014), tras más de cincuenta años de no prestar atención a la fundamentación teórica de la consideración del papel de la incertidumbre del resultado en las decisiones de los consumidores, los resultados empíricos aparentemente contradictorios han generado el interés por la posible explicación de los mismos a partir de modelos basados en la economía del comportamiento.

En la siguiente sección se presenta una revisión de los desarrollos más recientes en el análisis de la

demanda de los deportes profesionales en lo relativo al papel de la incertidumbre del resultado, así como las recientes aplicaciones de la propuesta de Ely, Frankel y Kamenica (2015) en el sentido de que los individuos obtienen utilidad de sus actividades de entretenimiento a partir del suspense y la sorpresa asociadas a las mismas. Asimismo, en este artículo se pretende pasar revisión a los diferentes aspectos tratados en la literatura de la demanda en los deportes profesionales a través de dos ejercicios empíricos correspondientes al fútbol español. Uno de ellos está referido a la asistencia en vivo a los partidos La Liga española, mientras que el otro analiza las audiencias generadas por los partidos jugados por la selección española. El artículo concluye con un resumen de las principales conclusiones.

II. INCERTIDUMBRE DEL RESULTADO, SUSPENSE Y SORPRESA

Tal como se ha indicado en la introducción, el papel que la incertidumbre del resultado tiene sobre la demanda en los deportes profesionales ha sido y sigue siendo uno de los aspectos más analizados a nivel empírico en el ámbito de la economía del deporte.

Esta hipótesis, que asocia una mayor incertidumbre del resultado a un mayor atractivo del partido para los espectadores, ha sido ampliamente aceptada desde los inicios, aunque la gran cantidad de evidencia empírica disponible para diferentes deportes, países y competiciones (3), así como el tipo de demanda (en vivo o televisiva) ha generado resultados contradictorios. Así, las conclusiones de las investigaciones cubren todas las posibilidades: que un aumento de la incertidumbre aumenta la demanda (Forrest, Simmons y Buraimo, 2005; Di Domizio, 2010; Alavy *et al.*, 2010; Schreyer, Schmidt y Torgler, 2017; Artero y Bandrés, 2018); que no tiene ningún efecto (Buraimo, 2008; Nüesch y Franck, 2009; Scelles, 2017; Caruso, Addesa y Di Domizio, 2019); que el interés de la audiencia está en la calidad y el talento de los jugadores (Buraimo y Simmons, 2015; Feddersen y Rott, 2011; Pérez *et al.*, 2017); incluso que la incertidumbre reduce la audiencia porque lo que lo que quieren los aficionados es ver ganar a su equipo (Tainsky, 2010; Di Domizio, 2013; Nalbantis y Pawlowski, 2016; Pérez, Puente y Rodríguez, 2017; Gasparetto y Barajas, 2018); o que los consumidores son aversos a la derrota (Humphreys y Pérez, 2017; Pawlowski, Nalbantis y Coates, 2018). Nalbantis y Pawlowski

(2017) concluyen que existen diferencias continentales en el comportamiento del consumidor: el telespectador norteamericano prefiere partidos más cercanos, mientras que el europeo es más adverso al riesgo. Tampoco coinciden siempre los resultados empíricos cuando en un mismo trabajo se analizan conjuntamente la asistencia al campo y demanda audiovisual, concluyendo algún estudio que en el campo el aficionado quiere ver ganar a su equipo, mientras que en televisión prefieren un juego con mayor incertidumbre del resultado (Buraimo y Simmons, 2009, para La Liga de fútbol española; Cox, 2015 para la Premier League inglesa o Schreyer, Schmidt y Torgler, 2017, para el fútbol alemán) (4).

Como sintetizan las revisiones de la literatura realizadas por Coates, Humphreys y Zhou (2014), Cox (2015) y Budzinski y Pawlowski (2017) para diferentes deportes profesionales, o Pawlowski (2014), Schreyer, Schmidt y Torgler (2016) y Nalbantis y Pawlowski (2017) para el fútbol europeo e internacional, las investigaciones muestran que habría factores más importantes que la incertidumbre del resultado para determinar la audiencia, tales como la rivalidad directa, el atractivo *ex ante* del evento deportivo, el progreso del juego, la posición en la clasificación previa al juego de ambos equipos, la calidad del juego, o los hábitos de consumo del telespectador. En el artículo de García y Rodríguez (2002) ya se realizaba un análisis de la importancia de cada grupo de variables como determinantes de la asistencia, concluyendo que las variables referidas a la calidad *ex ante* de los equipos que participaban en un partido eran las más relevantes, mientras que la incertidumbre del resultado tenía menor importancia que las variables referidas al coste de oportunidad. En esta línea, varios autores como Humphreys y Zhou (2015), Skrok (2016), Budzinski y Pawlowski (2017), Humphreys y Pérez (2017), Brown y Salaga (2018) o Pawlowski, Nalbantis y Coates (2018) destacan esa falta de apoyo empírico a la hipótesis de incertidumbre del resultado.

Al igual que en el análisis de la asistencia a los estadios, en los estudios sobre demanda audiovisual existe un punto de inflexión en las investigaciones desde la publicación del modelo teórico de Coates, Humphreys y Zhou (2014), basado en la contribución previa de Card y Dahl (2011). La decisión de asistir a eventos deportivos se fundamenta en un modelo de elección del consumidor basado en la maximización de la utilidad que depende de dos componentes: la habitual, basada en el con-

sumo del producto, más una segunda, que puede ser positiva o negativa en función del resultado del evento en comparación con el resultado esperado *ex ante* por el consumidor, lo cual permite introducir incertidumbre (del resultado) en el modelo. Las predicciones del modelo propuesto hacen compatibles algunas de las evidencias empíricas aparentemente contradictorias. Las implicaciones inicialmente aceptadas en la literatura, en el sentido de que la incertidumbre del resultado aumenta el atractivo del partido para el consumidor, se justifican en este modelo siempre y cuando la utilidad marginal de una victoria inesperada es mayor o igual que la de una derrota inesperada. En cambio, cuando esta última es mayor que la utilidad marginal de una victoria inesperada (aversión al riesgo), la asistencia aumenta cuanto menos incertidumbre exista sobre el resultado del partido. Esto explica por qué un consumidor adverso a la derrota prefiere partidos contra rivales muy superiores o muy inferiores, antes que incertidumbre en el resultado. Tal como indican los autores, el modelo analiza la decisión de asistir in vivo a un partido concreto. Los resultados pueden ser distintos si se considera la asistencia a todos los partidos de una temporada, o si se tiene en cuenta que entre los asistentes a un partido puede haber seguidores del conjunto local o del visitante. Asimismo, los patrones de comportamiento pueden diferir si se analiza la asistencia in vivo, que es la que consideran en su modelo, o la audiencia televisiva o a través de otros medios. Estas últimas consideraciones también podrían contribuir a explicar la heterogeneidad de resultados sobre los efectos de la incertidumbre del resultado.

El modelo de Coates, Humphreys y Zhou (2014) es una de las tres aproximaciones desde la economía del comportamiento para explicar los resultados contradictorios acerca de la hipótesis del efecto de la incertidumbre del resultado en la demanda en los deportes profesionales, según Pawlowski, Nalbantis y Coates (2018). La segunda de las aproximaciones se basa en las diferencias entre la incertidumbre medida de manera objetiva y la incertidumbre percibida por los seguidores, lo cual podría traducirse en diferencias en los efectos sobre la demanda. Los autores proponen medir la percepción del suspense de un partido por parte de los seguidores, a partir de las respuestas a una pregunta sobre este aspecto en un cuestionario dirigido a los seguidores, argumentando que dicha percepción puede aproximar tanto la percepción acerca de la incertidumbre del resultado del partido como la incertidumbre del resultado de la competición (la

liga) e incluso la calidad de los equipos que se enfrentan. Una aparente limitación de esta medida de suspense percibido es la dificultad de identificar qué aspecto realmente mide, así como la imprecisión acerca de lo que la palabra "suspense" significa y, consecuentemente, la interpretación que haga cada seguidor de dicho concepto a la hora de responder la encuesta. Por último, la tercera aproximación desde la economía del comportamiento distingue el efecto de la incertidumbre del resultado según la condición de seguidor del equipo local, del equipo visitante o un espectador neutral, a partir de los resultados obtenidos en trabajos empíricos previos, como el de Schreyer, Schmidt y Torgler (2016) (5).

El análisis empírico de Pawlowski, Nalbantis y Coates (2018) trata de tener en cuenta estas tres aproximaciones de manera simultánea a la hora de analizar la decisión de ver el partido por televisión por parte de individuos mínimamente interesados en el deporte analizado (fútbol). En el modelo especificado incluyen las variables relativas al grado de percepción del suspense del partido, la percepción subjetiva de la probabilidad de victoria del equipo local (perfil cuadrático) y las interacciones con las variables ficticias que captan el tipo de seguidor (local, visitante, neutral). Por lo que se refiere al efecto de la percepción de incertidumbre en el resultado, la evidencia es similar a la de los estudios previos que utilizan medidas objetivas de dicha incertidumbre, basadas en la información sobre apuestas. La incertidumbre del resultado tiene el efecto contrario al tradicionalmente esperado en línea con los planteamientos de Coates, Humphreys y Zhou (2014) en cuanto a la aversión al riesgo de los seguidores. Por otra parte, se identifican efectos significativos tanto de la percepción del suspense como de la percepción de la incertidumbre del resultado. Finalmente, no se estima un efecto significativo del tipo de seguidor en los efectos tanto de la percepción de incertidumbre del resultado como de la percepción del suspense.

Que se ha comentado esta aportación novedosa de distinguir entre suspense e incertidumbre del resultado tiene un inconveniente debido a la imprecisión y diferente interpretación que dicho concepto puede tener, con las correspondientes implicaciones sobre cómo debe procederse a su medición. El artículo de Ely, Frankel y Kamenica (2015) incorpora el concepto de suspense, así como el de sorpresa, como elementos relevantes de la utilidad generada por determinadas actividades, en particular, las actividades de entretenimiento, entre las cuales,

evidentemente, se encuentra la asistencia en vivo o a través de medios interpuestos (televisión, radio, Internet) a eventos deportivos. Suspense es un concepto *forward-looking*, que tiene que ver con la curiosidad que uno experimenta cuando cierta incertidumbre está a punto de resolverse y esta tiene incidencia clara en la probabilidad de que se dé una determinada situación, de manera que esta pueda cambiar de manera sustancial si dicha incertidumbre se resuelve de una determinada forma. Así, los minutos finales de la Champions League generan niveles de suspense muy distintos en función de cual sea el resultado una vez llegados a ese punto: 3-0 para uno de los equipos apenas genera suspense, mientras que un resultado de 0-0 sí lo genera. Por el contrario, sorpresa es un concepto asociado al cambio de opinión acerca de lo que puede suceder en el futuro cuando un determinado acontecimiento se produce. Así, el hecho de marcar un gol en un partido igualado en el marcador cambia la probabilidad de que se dé un determinado resultado de manera significativa. Como indican Ely, Frenkel y Kamenica (2015), el suspense se experimenta *ex ante* y la sorpresa se experimenta *ex post*. Asimismo, los autores del trabajo consideran que el fútbol y el baloncesto son los deportes con las características más próximas a los niveles óptimos de suspense y sorpresa respectivamente, como consecuencia de los bajos y altos niveles de puntuación de cada uno de ellos.

Merecen ser destacadas dos aplicaciones del modelo de Ely, Frenkel y Kamenica (2015) al mundo del deporte. En orden cronológico, la primera corresponde al artículo de Bizzozero, Flepp y Franck (2016). Los autores utilizan las audiencias televisivas minuto a minuto de una muestra de partidos del torneo de tenis de Wimbledon para estimar un modelo en el que suspense y sorpresa son factores explicativos de las audiencias, obteniendo efectos significativos para ambas variables, que son crecientes con el tiempo, siendo el efecto de la sorpresa algo más dominante que el del suspense. Los resultados de este estudio pueden ser informativos acerca de cómo ciertos cambios en las reglas del juego pueden afectar a las audiencias o de cómo la programación y la venta de espacios publicitarios en televisión puede hacerse de manera más eficiente en función de los momentos más álgidos en términos de suspense o sorpresa.

El segundo de los trabajos a destacar es el de Buraimo *et al.* (2019) en el que analizan el efecto de suspense y sorpresa en las audiencias televisivas

minuto a minuto en una muestra de partidos de fútbol correspondientes a la Premier League. Los autores también obtienen efectos significativos de ambas variables en los niveles de audiencia. Es de destacar que en este trabajo se incorpora un tercer elemento relevante en la actividad generada por actividades de entretenimiento: *shock*. Este concepto hace referencia al cambio que se produce en la probabilidad de un resultado en relación con la probabilidad antes del inicio del partido. En su ejercicio empírico esta variable no tiene un efecto significativo sobre la audiencia, aunque sí lo tiene su tasa de cambio minuto a minuto.

III. ANÁLISIS DE LA ASISTENCIA A LOS ESTADIOS DE FÚTBOL EN ESPAÑA: UNA NUEVA APROXIMACIÓN

El papel relevante de los clubs de fútbol españoles en el concierto europeo, avalado por la presencia de cuatro de estos clubs entre los diez con mayor *ranking* UEFA, de dos entre los tres con mayores ingresos en Europa (Deloitte, 2018) y por el hecho de haber conseguido nueve victorias en la Champions League y nueve en la Europa League (anteriormente la Copa de la UEFA) en las ediciones disputadas en el siglo XXI, justifica ilustrar la demanda de espectáculos profesionales en directo con el análisis de la asistencia a los estadios de fútbol de Primera División en España. Por otra parte, ello permite actualizar estimaciones anteriores para el fútbol español realizadas con datos de los años noventa (García y Rodríguez, 2002, 2013).

1. Datos y variables

La información utilizada en el análisis que se desarrolla en esta sección corresponde a 1.124 partidos de la Primera División española disputados entre la temporada 2007-2008 y la 2009-2010 (6). Se pretende analizar los determinantes de la asistencia a los estadios de fútbol teniendo en cuenta el tipo de variables que afecta a dicha demanda, dado que cada partido es distinto y, consecuentemente, las características del mismo inciden en la asistencia. Se han distinguido cinco bloques de variables explicativas:

- *Variables económicas*: precio, renta y tamaño del mercado, esta última aproximada por la capacidad del estadio en el que se juega cada partido.

- *Variables de calidad*: talento (aproximado por el presupuesto de gasto de los clubs que juegan cada partido, dado que los gastos en sueldos y salarios deportivos representan gran parte de dichos presupuestos), la trayectoria reciente (las posiciones de ambos clubs en la clasificación), así como la presencia como visitante de uno de los dos clubs con mejor historial en la competición.
- *Variables de incertidumbre del resultado*: incertidumbre percibida por los potenciales espectadores (información sobre apuestas), incertidumbre como consecuencia de la trayectoria de los clubs en la temporada (posiciones en la clasificación) y aspectos que añaden mayor incertidumbre al resultado, ajenos a los anteriores, como podrían ser el carácter de partido de rivalidad o la especial relevancia del partido de cara a conseguir determinados objetivos por parte de ambos clubs (clasificarse para la Champions League, para jugar en competición europea o no descender).
- *Variables de coste de oportunidad*: día en que se juega el partido, horario o tipo de retransmisión televisiva del mismo (7).
- *Otras variables*: se han incluido controles para la temporada y la jornada a la que corresponde cada partido.

En concreto, las variables utilizadas en los diferentes análisis que siguen posteriormente son las siguientes (efecto esperado entre paréntesis para las variables explicativas):

- *Asistencia*: la variable dependiente es el número de espectadores que han adquirido una entrada (socios excluidos).
- *Precio de la entrada*: precio medio de las entradas vendidas (recaudación/asistencia). (-)
- *PIB per cápita*: variable a nivel provincial. (+)
- *Capacidad*: capacidad del estadio. (+)
- *Gastos*: presupuesto de gastos del equipo local y del visitante. (+ ambos)
- *Equipo visitante*: dos variables ficticias que toman el valor 1 cuando el equipo visitante es el FC Barcelona o el Real Madrid, respectivamente. (+ ambos)

- *Suma de posiciones*: suma de posiciones de ambos equipos. (-)
- *Ratio apuestas*: ratio entre la probabilidad de que gane el equipo local y la correspondiente al equipo visitante estimadas a partir de cómo se paga la victoria local y visitante en cada partido obtenida de una de las casas de apuestas que operaban en aquellas temporadas. (?)
- *Diferencia posiciones*: variable definida como 20 (número de equipos en la competición) menos el valor absoluto de la diferencia de posiciones entre ambos equipos. (?)
- *Rivalidad*: variable ficticia igual a 1 para aquellos partidos que pueden catalogarse como de rivalidad local o rivalidad histórica. (+)
- *Posibilidad de jugar la Champions League*: variable ficticia igual a 1 si el equipo local tiene posibilidades de jugar la Champions League. (+)
- *Posibilidad de descenso*: variable ficticia igual a 1 si el equipo en cuestión tiene posibilidades de descender. (+)
- *Fin de semana*: variable ficticia igual a 1 si el partido se juega el fin de semana. (+)
- *Horario*: variables ficticias para cinco de los seis tipos de horarios vigentes en aquellas temporadas (17:00, 18:00, 19:00, 20:00, 21:00, 22:00). (?)
- *Retransmisión por canal de pago*: variable ficticia igual a 1 para aquellos partidos retransmitidos por un canal privado (Canal+ o pago por visión). (+)
- *Temporada*: variables ficticias para dos de las tres temporadas de la muestra. (?)
- *Jornada*: número de jornada a la que corresponde cada partido. (?)

2. Especificación de la forma funcional

Uno de los aspectos a los que se presta especial atención en esta sección, a diferencia de lo que habitualmente sucede en esta literatura empírica, es la especificación de la forma funcional que establece la relación entre la variable de asistencia y la variable precio. Para el resto de variables no ficticias se han introducido las variables originales (sin

transformar) y en el caso de la ratio de apuestas y la jornada se ha utilizado un polinomio de segundo grado, a la vez que se ha incluido un término de interacción entre la diferencia de posiciones y la suma de posiciones, a fin de permitir que el efecto de la primera de estas variables, que hace referencia a la incertidumbre del resultado, pueda diferir según la calidad de los equipos (segunda variable).

En concreto, se han estimado modelos con la variable dependiente (asistencia) en su versión original o transformada en logaritmos y/o las mismas opciones para la variable precio, con posibilidad de que el polinomio utilizado sea de primer grado (lineal) o de tercer grado en ambas versiones (8). Asimismo, se han estimado modelos en los que se ha utilizado la transformación de Box-Cox (Box y Cox, 1964) para la variable dependiente y/o la variable precio. Esta es una transformación frecuentemente utilizada en los estudios empíricos de demanda (García, 2017) en la medida en que la variable sin transformar o con una transformación logarítmica son casos particulares de la transformación de Box-Cox. En concreto, para la variable dependiente (y), la variable transformada sería:

$$\begin{aligned} y(\theta) &= \frac{y^\theta - 1}{\theta} & \text{si } \theta \neq 1 \\ &= \ln(y) & \text{si } \theta = 0 \end{aligned} \quad [1]$$

donde si θ es igual a 1 estaríamos en el caso de la variable sin transformar. De manera similar se procederá en uno de los modelos con la variable precio, con parámetro de transformación λ , distinto de θ .

En el cuadro n.º 1 se presenta el valor del logaritmo de la función de verosimilitud como medida de la capacidad explicativa de los diferentes modelos considerados (no anidados). La primera evidencia a destacar es que los modelos en los que la variable dependiente no se transforma tienen asociados valores de la función de verosimilitud menores (peor capacidad explicativa) que en los otros modelos de manera muy significativa. En cambio, las diferencias entre los modelos con transformación logarítmica o de Box-Cox en la variable dependiente no son tan sustanciales, aunque los resultados con la transformación Box-Cox son mejores en base a criterios de información, como el de Akaike, como consecuencia de que el parámetro θ es significativamente distinto de 0 (transformación logarítmica) aunque con valores pequeños, por debajo de 0,2 en todos los casos.

CUADRO N.º 1
CAPACIDAD EXPLICATIVA DE DISTINTOS MODELOS CON FORMAS FUNCIONALES ALTERNATIVAS

ASISTENCIA	PRECIO	FORMA FUNCIONAL	log L	θ	λ
Original	Original	Lineal	-10319,7	-	-
Original	Original	Polinomio 3 ^{er} grado	-10314,2	-	-
Original	Logaritmo	Lineal	-10332,4	-	-
Original	Logaritmo	Polinomio 3 ^{er} grado	-10314,1	-	-
Logaritmo	Original	Lineal	-9400,3	-	-
Logaritmo	Original	Polinomio 3 ^{er} grado	-9395,6	-	-
Logaritmo	Logaritmo	Lineal	-9398,3	-	-
Logaritmo	Logaritmo	Polinomio 3 ^{er} grado	-9394,1	-	-
Box-Cox	Original	Lineal	-9343,7	0,199**	-
Box-Cox	Original	Polinomio 3 ^{er} grado	-9339,8	0,197**	-
Box-Cox	Logaritmo	Lineal	-9345,1	0,192**	-
Box-Cox	Logaritmo	Polinomio 3 ^{er} grado	-9337,5	0,198**	-
Box-Cox	Box-Cox		-9342,6	0,194**	0,558*

Nota: ** $p < 0,01$. * $p < 0,05$.

log L = logaritmo de la función de verosimilitud (máximo).

Fuente: Elaboración propia.

Por lo que se refiere a la variable explicativa (precio) los mejores resultados corresponden a la transformación logarítmica con un polinomio de tercer grado, aunque con respecto al caso lineal las diferencias son muy pequeñas, aunque favorables en base al criterio de Akaike. El modelo con la transformación de Box-Cox para ambas variables no ofrece mejores resultados que los modelos con transformación de Box-Cox en la variable dependiente con polinomios de tercer grado para la variable precio, ya sea original o transformada logarítmicamente. Ello se explica porque para el parámetro λ no rechazamos la hipótesis nula de que sea 1 (especificación lineal) y el valor 0 está fuera, pero muy cerca, del intervalo de confianza del 95 por 100 para dicho parámetro (0,074-1,042). En conclusión, en base al criterio de Akaike, que tiene en cuenta el valor de la función de verosimilitud y el número de parámetros a estimar, el mejor modelo sería aquel en que se aplica una transformación de Box-Cox a la variable dependiente y se utiliza un polinomio de tercer grado para la variable precio en logaritmos.

3. Análisis de los resultados

La siguiente cuestión a analizar es la interpretación de los efectos de las diferentes variables expli-

cativas. Para ello, en el cuadro n.º 2 se presentan los resultados correspondientes a la estimación del modelo con mejor capacidad explicativa según la evidencia del cuadro n.º 1: transformación de Box-Cox para la variable dependiente y polinomio de tercer grado para la variable precio transformada en logaritmos. Los resultados se presentan en términos de efectos marginales sobre la tasa de variación de la variable dependiente: elasticidades en el caso de las variables cuantitativas y tasas de variación (por 100) si una variable cualitativa toma el valor 1 respecto del grupo de referencia (valor 0). Los resultados reportados son las medias de los efectos marginales calculados para cada partido.

Una primera conclusión es que todas las variables presentan efectos con los signos esperados. Así, la elasticidad precio de la asistencia es -0,71, significativamente distinta de 0 y también de -1, que sería el caso de una demanda con elasticidad precio unitaria. Esta elasticidad es similar a la obtenida en García y Rodríguez (2002, 2013) para un modelo log-log, aunque difieren (mayores en valor absoluto) de las obtenidas con una especificación basada en un polinomio de tercer grado y cuando se tiene cuenta la endogeneidad de los precios (menores en valor absoluto). En cualquier caso, la evidencia apunta a un comportamiento de los clubs españoles que no atiende a una función objetivo de

CUADRO N.º 2
EFECTOS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS (ELASTICIDADES O TASAS DE VARIACIÓN [POR 100])

VARIABLES ECONÓMICAS		VARIABLES COSTE DE OPORTUNIDAD	
Precio medio	-0,71***	Fin de semana (por 100)	48,6***
PIB per cápita	0,41***	Horario	
Capacidad	0,39***	18:00 (por 100)	26,7**
Variables de calidad		19:00 (por 100)	15,6*
Gastos (local)	0,64***	20:00 (por 100)	3,0
Gastos (visitante)	0,32***	21:00 (por 100)	-3,9
Equipo visitante		22:00 (por 100)	-1,0
Barcelona (por 100)	158,2***	Televisión privada (por 100)	26,7**
Real Madrid (por 100)	145,3***	Otras variables	
Suma posiciones	-0,16**	Temporada	
Variables de incertidumbre		2008-2009 (por 100)	9,1
Ratio apuestas	-0,06**	2009-2010 (por 100)	19,7***
Diferencia posiciones	0,10**	Jornada	0,62***
Rivalidad (por 100)	65,7***		
Posibilidad de jugar la LC (local) (por 100)	11,7		
Posibilidad de descenso (local) (por 100)	33,5**		

Nota: *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$.

Fuente: Elaboración propia.

maximizar beneficios, sino o bien maximizar la probabilidad de ganar o bien maximizar una función de utilidad en la que los beneficios son uno (pero no el único) de los argumentos.

Con respecto al efecto de la calidad de los equipos, cabe destacar que la elasticidad de la asistencia con respecto al presupuesto de gastos del equipo local (0,64) es el doble de la correspondiente al del equipo visitante (0,32). Se han estimado modelos con una medida alternativa del talento: el número de jugadores que han jugado con la selección nacional de su país tanto en el equipo local como en el visitante. Cuando ambos tipos de variables (gastos y número de internacionales) se incluyen simultáneamente, el efecto de estas últimas es negativo para ambos equipos. Cuando se utilizan las variables de número de internacionales como alternativas a los gastos, el valor de la función es claramente inferior (-9465,8) a la de nuestro mejor modelo.

Por otra parte, la presencia del FC Barcelona o del Real Madrid como visitantes supone, en promedio, multiplicar aproximadamente por 2,5 la asistencia respecto de partidos de idénticas características con otros equipos visitantes. La suma de posiciones, como variable que recoge la trayectoria reciente de los equipos (a mayor valor peor trayec-

toria), también tiene un efecto positivo con una elasticidad media de -0,16.

Las variables de incertidumbre presentan efectos promedio con los signos esperados. En el caso de la ratio de apuestas los coeficientes estimados para el polinomio de segundo grado apuntan a un efecto en forma de U con el mínimo justo por encima de 7, predominando el efecto promedio negativo (elasticidad de -0,06), aunque hay que interpretarlo con cierta cautela dado que hay 234 partidos con una ratio de apuestas (probabilidad de que gane el equipo local sobre probabilidad de que gane el visitante) por debajo de 0,9, para las que el efecto es justo al contrario del esperado. Por otra parte, hay 78 partidos con ratios de apuestas por encima de 7, para los que el efecto sobre la asistencia es positivo. Ello puede estar reflejando hasta cierto punto una mayor preferencia (por tanto, asistencia) por partidos muy desequilibrados a favor del equipo de casa, de acuerdo a los planteamientos de la anterior sección basados en la economía del comportamiento. Asimismo, esta evidencia puede explicarse por el hecho de utilizar las ratios de apuestas originales, como Peel y Thomas (1992), y no los corregidos en la forma que plantean Forrest y Simmons (2002).

La otra variable para medir la incertidumbre del resultado (valor absoluto de las diferencias de las posiciones en la clasificación) tiene el efecto promedio positivo que era de esperar dada la manera en que está definida esta variable. En cualquier caso, dada la inclusión del término de interacción antes comentado, el efecto es positivo para algunos partidos pero negativo para otros. Por último, en este bloque de variables que inciden sobre la incertidumbre del resultado cabe destacar la importancia que tiene que el partido sea catalogable como de rivalidad. En esos partidos a idénticas características la asistencia aumenta por encima del 65 por 100 en relación a los partidos de no rivalidad.

Los efectos de las variables relativas al coste de oportunidad ofrecen una evidencia de especial relevancia que contribuye al debate sobre la incidencia de los horarios y los días de partido que en las últimas temporadas se han introducido en LaLiga, evitando al máximo solapamientos entre partidos, lo cual facilita la retransmisión de todos ellos. Aunque actualmente se juegan partidos en viernes o lunes, aparte de las jornadas entre semana, y los horarios incluyen partidos al mediodía tanto en sábado como en domingo, los resultados para las temporadas que abarca este estudio ponen de manifiesto que hay un efecto significativo sobre la asistencia del día en que se juega el partido. En promedio, para idénticas características, los partidos jugados durante el fin de semana suponen un incremento de la asistencia cercano al 50 por 100 en relación con los jugados entre semana. Por otra parte, también se estima un efecto significativo de los horarios, con incrementos entre el 15 por 100 y el 30 por 100 si los partidos se juegan a las 18:00 o a las 19:00 con respecto a otros horarios. Asimismo, las retransmisiones a través de canales privados de pago afectan de forma menos negativa la asistencia a los estadios (9). Toda esta evidencia relativa a los efectos de las variables de coste de oportunidad es de especial relevancia en el contexto actual en el que los clubs han de satisfacer ciertas condiciones de asistencia de acuerdo a lo establecido en el Reglamento para la Retransmisión Televisiva, según el cual los clubs pueden ser sancionados si la ocupación de la «grada televisiva», la opuesta a las cámaras de retransmisión principales, no alcanza el 75 por 100 de su aforo.

Por último, destacar el efecto que la jornada en la que se juega el partido tiene sobre la asistencia. Al igual que se indicó anteriormente, se ha utilizado una especificación cuadrática de la que se deriva un

efecto en forma de U con el mínimo situado alrededor de la jornada 15, lo cual se traduce en efecto marginal promedio positivo, tal y como queda recogido en el cuadro n.º 2. Esta variable puede estar captando distintos efectos como el interés del aficionado (expectación inicial por la novedad y expectación final por la finalización de la competición), así como el efecto de la climatología, variable no incluida en esta especificación, dado que a idénticas características las mayores asistencias se producen al inicio y final de temporada, coincidentes con los períodos de una mejor climatología para asistir a los partidos.

Esta aproximación para el análisis de los determinantes de la asistencia a los estadios también nos permite analizar la contribución de los diferentes tipos de variables en su explicación. Para ello se ha procedido a reestimar el modelo correspondiente al cuadro n.º 2 eliminando uno de los cinco grupos de variables explicativas definidos con anterioridad y viendo cómo cambia el valor del logaritmo de la función de verosimilitud teniendo en cuenta el número de parámetros que se dejan de estimar al excluir cada bloque. En cierta manera, es una forma alternativa de visualizar los resultados de un test de razón de verosimilitudes para la significación de cada conjunto de coeficientes para cada grupo de variables. Los resultados de este ejercicio se presentan el cuadro n.º 3.

Es evidente que las variables referidas a la calidad del partido (talento y trayectoria reciente) son las que hacen disminuir de forma más importante el valor del logaritmo de la función de verosimilitud al ser excluidas (mayor capacidad explicativa). Las variables que aproximan el talento de los equipos, en particular los presupuestos de gastos, son las que más contribuyen a esta disminución con su ex-

CUADRO N.º 3

COMPARACIÓN DE LA CAPACIDAD EXPLICATIVA DE CADA GRUPO DE VARIABLES

MODELO	log L	N.º PARÁMETROS
Modelo final	-9337,5	30
Sin variables económicas	-9453,1	25
Sin variables de calidad	-9558,7	24
Sin variables de incertidumbre	-9348,8	24
Sin variables de coste de oportunidad	-9359,6	23
Sin otras variables	-9359,1	26

Fuente: Elaboración propia.

clusión. El segundo grupo de variables en cuanto a su capacidad explicativa corresponde a las variables de carácter económico, mientras que la exclusión de cada uno de los otros tres grupos de variables no hace disminuir el valor de la función de verosimilitud de manera relevante en comparación con el modelo finalmente especificado.

En particular, merece destacarse la relativamente baja capacidad explicativa de las variables que tratan de captar el efecto de la incertidumbre del resultado, aparte de su efecto un tanto contradictorio en relación a lo esperado, tal como se ha comentado anteriormente. Esta evidencia va en la línea de la postura reciente en el debate sobre la importancia de la calidad o de la incertidumbre del resultado sobre la demanda (asistencia o audiencia) de deportes profesionales. Tal como se indicó anteriormente, algunos trabajos recientes apuntan a que el interés de los aficionados en asistir a los partidos se mueve más por aspectos asociados al talento de los jugadores de los equipos que intervienen, la probabilidad de que gane su equipo o la intensidad de la competición, que por la incertidumbre del resultado (Pawlowski y Anders, 2012; Scelles *et al.*, 2013; Buraimo y Simmons, 2015; Scelles, 2017). De hecho, este tipo de resultados ya se destacaban en el análisis para el fútbol español realizado por García y Rodríguez (2002) con una metodología similar a la utilizada en este estudio, en el marco de un modelo de regresión.

4. Análisis detallado de los efectos marginales

Si se calculan los efectos marginales para los distintos modelos considerados en el cuadro 1, las medias de dichos efectos (muy parecidas en todos los casos) pudieran dar a entender que la especificación del modelo, en cuanto a su forma funcional, no es particularmente relevante para la estimación de los efectos de las diferentes variables explicativas. Pero hay que destacar que estos efectos marginales, en general, no son iguales para todos los individuos y difieren según cuál sea el modelo considerado. Al fin y al cabo, la media es un estadístico que no describe de manera completa y exhaustiva las características de una distribución.

En el cuadro n.º 4 se reportan algunos estadísticos descriptivos de la distribución de los efectos marginales estimados para cada partido para algunas variables explicativas en base a la especificación

CUADRO N.º 4
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS EFECTOS MARGINALES
SEGÚN EL MODELO ESTIMADO

	MEDIA	DESV. TÍP.	MÍNIMO	MÁXIMO
Precio	-0,71	0,28	-3,45	-0,31
Jornada	0,62	0,87	-0,25	3,20
Televisión de pago	26,7	5,7	12,5	50,5

Fuente: Elaboración propia.

escogida. A diferencia del modelo con elasticidad constante (asistencia y precio ambas variables en logaritmos y elasticidad -0,69), la desviación típica y los valores mínimo y máximo permiten apreciar la gran variabilidad de estos efectos marginales que oscilan entre situaciones de una gran elasticidad de la asistencia con respecto al precio (valores en algunos casos muy superiores a -1) a otros casos de situaciones prácticamente inelásticas (elasticidad cercana a 0).

El caso de los efectos de la variable jornada es relevante para ilustrar cómo el promedio de los efectos marginales puede dar una perspectiva limitada de efectos que, según las circunstancias, pueden ser positivos o negativos, como ocurre en el caso de una especificación cuadrática. Asimismo, la media no permite destacar efectos marginales extremos, como los que en este caso se darían hacia final de temporada con elasticidades por encima de 3.

El caso de los efectos marginales de la retransmisión a través de canales de pago permite ilustrar cómo los efectos promedio ofrecen una visión limitada de los efectos de una variable explicativa en presencia de no linealidades, también para las variables cualitativas. Así, los efectos marginales medidos en términos de la tasa de variación de la asistencia no son iguales para todos los partidos, dada la transformación de Box-Cox para la variable dependiente, a diferencia de lo que ocurriría si la variable dependiente estuviera en logaritmos. Cabe destacar la amplitud del rango de variación de dichos efectos (entre el 12 por 100 y el 50 por 100) en comparación con el efecto promedio (26,7 por 100).

La variabilidad de los efectos marginales representa una fuente de información adicional especialmente relevante a la hora de discutir los efectos de las diferentes variables explicativas, información que merece ser explotada con mayor detalle en algunos

CUADRO N.º 5
ESTIMACIONES DE MODELOS EXPLICATIVOS DE LA ELASTICIDAD PRECIO

	MCO	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Equipo						
<i>Barcelona</i>	0,034	-0,030	-0,064	-0,008	0,051*	0,092**
<i>Málaga</i>	-0,298***	-1,025***	-0,162*	-0,075*	-0,111***	-0,177***
<i>Murcia</i>	-0,497***	-0,902***	-0,660***	-0,421***	-0,458***	-0,479***
<i>Valencia</i>	0,150***	0,220	0,209***	0,164***	0,128***	0,058
Temporada						
<i>2008-2009</i>	0,021	0,019	0,002	-0,005	-0,021*	-0,015
<i>2009-2010</i>	-0,066***	-0,128**	-0,103***	-0,071***	-0,059***	-0,021
Jornada	0,002**	0,000	0,001	0,001	0,001***	0,002***
Televisión de pago	0,068***	0,159**	0,091**	0,074***	0,041***	0,008
(Pseudo) R²	0,271	0,226	0,225	0,208	0,186	0,173

Fuente: Elaboración propia.

casos mediante análisis estadísticos más exhaustivos. Este análisis detallado de los efectos marginales de una variable concreta puede extenderse no solo en términos de la caracterización univariante, sino en relación a otras variables y teniendo en cuenta no solo la relación en términos de valor esperado condicionado (modelo de regresión), sino en términos de la distribución condicionada (regresión cuantílica).

En el cuadro n.º 5 se presentan los resultados ilustrativos de este tipo de análisis condicionado para los efectos marginales del precio en función del equipo local, la temporada, la jornada y el hecho de que el partido haya sido retransmitido por un canal de pago, haciendo uso del modelo de regresión (MCO) o las regresiones cuantílicas correspondientes al primer decil (Q10), el primer cuartil (Q25), la mediana (Q50), el tercer cuartil (Q75) y el noveno decil (Q90).

Así, el hecho de que el partido sea retransmitido por un canal de pago, fijadas las otras variables, aumenta la elasticidad precio (la reduce en valor absoluto) en 0,068 respecto a la retransmisión por canal en abierto, de acuerdo a la estimación del modelo de regresión. Es decir, aumenta la respuesta de la asistencia a cambios en el precio. Ahora bien, cuando observamos lo que ocurre a lo largo de la distribución condicionada, este efecto es decreciente a medida que nos movemos hacia la parte alta de la distribución de las elasticidades, siendo no significativo su efecto, no afectando al valor de la elasticidad, para la novena decila. Es decir, los par-

tidos con respuesta condicionada muy inelástica no ven afectada dicha respuesta por el hecho de que el partido se retransmita a través de un canal de pago.

En el caso de la variable que hace referencia a la jornada en la que se juega el partido, el efecto es positivo (menor valor absoluto) pero es creciente a lo largo de la distribución y, en concreto, no significativo en la primera mitad de la misma. A medida que las jornadas avanzan las respuestas se hacen todavía más inelásticas en la parte alta de la distribución condicionada. En lo referente a las temporadas, si bien no se aprecian diferencias significativas ni en términos de valor esperado ni a lo largo de la distribución entre las temporadas 2007-2008 y 2008-2009, sí que las hay entre la temporada 2009-2010 y la 2007-2008, con elasticidades en media más bajas (altas en valor absoluto) en la temporada 2009-2010, pero con un patrón claramente creciente a lo largo de la distribución, no apreciándose diferencias entre estas dos temporadas en la parte de la distribución (Q90).

También se aprecian diferencias significativas en las elasticidades según cual sea el equipo local (10). En el cuadro n.º 5 solo se reportan las estimaciones correspondientes a los equipos cuyos coeficientes eran bien el mayor o el menor en la parte alta (Q90) o en la parte baja (Q10) de la distribución condicionada, aunque se han incluido todos los equipos participantes en la Primera División en dichas temporadas. La categoría de referencia para interpretar los coeficientes estimados es el Real Madrid. El Málaga CF y el Real Murcia presentan

coeficientes negativos no solo para la media, sino a lo largo de toda la distribución, lo cual se traduce en que las elasticidades son menores (mayores en valor absoluto) en comparación a las del Real Madrid. Es decir, la asistencia a los partidos de estos clubs es más elástica que en el caso del Real Madrid, aunque dicho efecto se reduce a medida que avanzamos en la distribución condicionada. Este efecto creciente a lo largo de la distribución también se da en el caso del FC Barcelona, aunque en este caso los coeficientes positivos son indicativos de elasticidades mayores (menores en valor absoluto) que las del Real Madrid, es decir, asistencia menos elástica, aunque de manera significativa solo en la parte alta de la distribución. Por último, en el caso del Valencia CF las elasticidades son mayores (menores en valor absoluto) que las del Real Madrid de manera significativa en media y a lo largo de buena parte de la distribución, aunque este efecto positivo se reduce a medida que avanzamos en la distribución condicionada.

Este sencillo ejercicio de explotación de los efectos marginales, cuando estos son distintos para cada individuo, pone de manifiesto la potencialidad de este tipo de análisis y la cautela con que hay que tomar la evidencia basada en los efectos marginales medios a la hora de extraer conclusiones generalizables al total de la población, en este caso para todos los clubs.

IV. DEMANDA AUDIOVISUAL DE LOS PARTIDOS DE LA SELECCIÓN ESPAÑOLA DE FÚTBOL

La mayoría de los eventos deportivos de carácter profesional tienen muchos más espectadores a través de la televisión que en los propios estadios. Por ello, las retransmisiones deportivas en directo ejercen un fuerte impacto en las audiencias televisivas de todos los países. En España, el fútbol en directo es uno de los productos más valiosos en la estrategia comercial de los operadores audiovisuales. En los últimos años, los programas de televisión con más espectadores han sido siempre retransmisiones de partidos de fútbol (11). A nivel europeo la relación entre fútbol y televisión es cada vez más intensa porque los ingresos por venta de los derechos audiovisuales de los clubs y federaciones de fútbol superan considerablemente a los obtenidos por la venta de entradas y abonos de temporada.

Las audiencias de un partido de fútbol no se conocen hasta que se ha celebrado el mismo, pero

saber qué variables pueden determinar el que la misma sea mayor o menor es un factor clave para establecer las tarifas publicitarias, el impacto de los patrocinios a un equipo o la futura venta de derechos de emisión. Por ello, a continuación se ilustra la demanda audiovisual de eventos deportivos en directo utilizando las audiencias de los partidos de la selección española de fútbol retransmitidos en los últimos quince años.

Como ya se ha indicado, los determinantes de la audiencia televisiva de un evento deportivo en directo pueden diferir de los que influyen en la asistencia al campo. Por ejemplo, para el demandante, el coste de sentarse delante del televisor es mucho menor que el de asistir al estadio, incluso aunque la retransmisión sea en un canal de pago por visión. Además, para la audiencia por televisión tampoco hay restricciones por la capacidad de la oferta. Otro de los aspectos diferenciales es el tipo de consumidores: mientras en el campo predominan los hinchas del equipo local, con interés de ver ganar a su equipo, el telespectador *a priori* es más probable que sea neutral y prefiera un partido con mayor incertidumbre del resultado.

Los partidos de la selección española de fútbol emitidos en abierto por televisión entre junio de 2004 y noviembre de 2018 han sido 193, con diferente importancia deportiva (40 por 100 amistosos, 36 por 100 clasificatorios y el 24 por 100 restante fases finales de campeonatos internacionales). En este ejercicio empírico se utiliza como variable dependiente el tamaño de la audiencia media (12) de los partidos, en miles de espectadores (13).

La demanda, además de los rasgos específicos por tratarse de un producto audiovisual (no limitada por la capacidad o distancia al estadio, no influida por el tiempo y coste de acceso...), tiene otras singularidades, por el hecho de referirse a una selección nacional. Así, el número de partidos jugados a lo largo de un año por una selección es mucho menor que el disputado por los equipos de las ligas nacionales. Y con una regularidad e implicaciones clasificatorias muy diferentes (amistosos, rondas clasificatorias o fases finales de competiciones internacionales) a las de otro tipo de competiciones entre clubs a nivel nacional (ligas) o internacional (Champions League, Europa League). Todo ello reduce el número de observaciones por año, pero con algunas características propias que difieren de otros estudios de demanda de deporte por televisión. En el caso de las selecciones nacionales, la demanda

potencial se extiende al conjunto de la población del país (lo más probable es que casi todos ellos sean seguidores del mismo equipo). Esto genera un efecto "patriótico" de identificación, que suma espectadores "sociales" por encima de los habituales aficionados al fútbol, especialmente en los partidos decisivos y en las fases finales de los campeonatos. Esta característica se ve favorecida porque en España la legislación considera de interés general los partidos oficiales de la selección absoluta de fútbol, lo que obliga a su retransmisión en abierto (14). Es decir, el consumidor no paga por su visión y las cadenas de televisión no tienen que elegir el partido a retransmitir, como ocurre en las ligas nacionales donde varios partidos se juegan a una misma hora y puede existir sesgo en la elección de ambos (oferta y demanda).

El objetivo de este análisis empírico es estudiar qué factores son los que más influyen en la demanda audiovisual de partidos de fútbol de la selección española de fútbol, y para ello se agrupan las variables explicativas, según evalúen las preferencias o hábitos de consumo, la calidad del partido, su relevancia deportiva, la incertidumbre del resultado y su coste de oportunidad (día de la semana, hora de inicio del partido o estación del año).

Los hábitos de consumo o preferencias del telespectador se aproximan con tres variables: la media de espectadores de los tres partidos anteriores (*audiencias partidos anteriores*), para evaluar si las audiencias pasadas tienen algún efecto arrastre sobre la actual; los días sin partidos de la selección (*días sin selección*), para comprobar si conforme avanza la competición o si se juega más seguido, el interés del telespectador aumenta; y, por último, la variable ficticia *jugar en España*, para reflejar si en los partidos jugados en España los medios de comunicación pueden crear un mayor ambiente en los días previos que se traduzca en un aumento de telespectadores.

Elemento clave en economía del deporte, como ya se ha indicado en el anterior modelo, es la *calidad del partido*, que se aproxima con la calidad de cada una de las dos selecciones contendientes. Las variables incluidas son: la variable *internacionalidades* (15), que mide el número de partidos internacionales que con anterioridad han jugado los futbolistas convocados; y la variable *reputación* del oponente, que se construye como una variable ficticia que recoge si el rival es una selección de reconocido prestigio como Francia, Inglaterra, Italia,

Alemania, Holanda, Brasil o Argentina (16). Los datos de las anteriores variables se han obtenido de las páginas webs de la RFEF, FIFA y UEFA.

Para capturar la *relevancia deportiva* o importancia relativa de los partidos jugados por la selección, los mismos se dividen en *amistosos* (grupo de referencia), *clasificatorios* para competiciones internacionales (Mundial, Eurocopa,...), *primeras rondas y octavos* de competiciones internacionales y, por último, partidos de *cuartos, semifinales y finales*, con la expectativa de que conforme avanza la competición se añaden telespectadores. Y además se contrasta si la retransmisión de un *partido decisivo* también es clave en términos de audiencia, considerando como tal el que determina continuar o no en la competición correspondiente. De los 193 partidos jugados por la selección española, y retransmitidos en directo por televisión en los 15 años en estudio, 38 son decisivos. Y de estos, 18 se corresponden con octavos, cuartos, semifinales y finales, partidos en los que se sumarán ambos efectos.

Una de las características de la demanda de eventos deportivos en directo es que su consumo implica decidir sobre un producto con resultado incierto, por lo que es imprescindible contrastar si una mayor similitud en el potencial deportivo entre dos selecciones influye positivamente en el consumo, cumpliéndose o no la tan contrastada en economía del deporte hipótesis de incertidumbre del resultado (*UOH*). Dado que en la literatura no existe una única variable que capture los diferentes aspectos que influyen en la *incertidumbre del resultado*, su impacto se aproxima con diferentes variables que dan lugar a cinco modelos: probabilidad de victoria de España (17), probabilidad de empate, diferencia en probabilidad de victoria de ambas selecciones, índice de Theil y un último modelo con variables ficticias que agrupan la probabilidad de victoria de España en tramos.

Cuanto más cerca del 50 por 100 está la *probabilidad de victoria de España*, más equilibrado se espera que sea el partido. Por lo que, si se cumple la hipótesis de la incertidumbre del resultado, esos partidos tendrán más audiencia. Para capturar este efecto con más precisión se considera también la posibilidad de que las preferencias de los telespectadores no sean simétricas y, por tanto, que la relación entre resultado del juego y demanda si se espera una victoria pueda ser diferente de la relación que se produce si se espera una derrota (18).

Para permitir esa flexibilidad se incluyen, de forma conjunta, una serie de variables ficticias que representan siete niveles de probabilidad de victoria de España, que van desde valores menores a 0,335 en la primera banda, hasta 0,906 en la última. Un comportamiento asimétrico de la demanda implicará que no todos los coeficientes de la regresión son significativos.

Como ya se ha indicado, en la demanda audiovisual muchos de los consumidores o bien no tienen preferencia *a priori* por una victoria local o bien son neutrales, por lo que otras dos *proxies* de la incertidumbre del resultado son la *probabilidad de empate* y la *diferencia absoluta de probabilidades de victoria* entre las dos selecciones contendientes. Una preferencia por juegos más ajustados derivará en una relación positiva entre la primera y la audiencia, pero negativa con la segunda, puesto que cuanto más cercano a 0 sea su valor, mayor es la incertidumbre.

Al calcular la diferencia entre la probabilidad de victoria de las dos selecciones que se enfrentan, se está suponiendo implícitamente que la probabilidad de empate es constante. Para incluir en las estimaciones la variación en la probabilidad de empate junto con las probabilidades de victoria de ambos equipos se construye un *índice de Theil* (Buraimo y Simmons, 2008, 2015) como medida de incertidumbre del resultado, englobando las probabilidades (P_i) de los tres resultados posibles: victoria de España, empate o victoria del oponente,

$$\text{Theil} = \sum_{i=1}^3 (P_i \times \ln(\frac{1}{P_i})). \quad [2]$$

Si los telespectadores prefieren partidos entre equipos con similar potencial deportivo, el índice estará asociado positivamente con la demanda, y la máxima incertidumbre del resultado se producirá cuando las probabilidades de victoria local, victoria del oponente y empate sean iguales (33 por 100 cada una de ellas) lo que arrojaría un índice de Theil de 1,1. Mientras que un contexto de certidumbre total (99 por 100 de probabilidad de victoria de una de las dos selecciones) el índice sería cercano a 0. Un aumento de esta medida se asocia, por tanto, con un incremento de la incertidumbre del resultado (en este análisis la media del índice de Theil es 0,81, su mínimo 0,18 y su máximo 1,1).

Por último, el *coste de oportunidad* de «sentarse delante del televisor» varía según que la retransmisión sea en *fin de semana* o no, *la estación del año*

(*a priori* en época invernal la audiencia debería ser mayor) o la hora de inicio del partido, diferenciando tres franjas horarias no homogéneas: *prime time* (21:30 a 23:30 horas), *previa al prime time* (20:00 a 21:30 horas) y resto de horarios. Estas variables se utilizarán para el control de posibles heterogeneidades inobservables en el comportamiento del consumidor. Puesto que este ejercicio empírico analiza la audiencia nacional, otros factores, como el tamaño del mercado, son similares para todos los partidos y no se incluyen en el modelo.

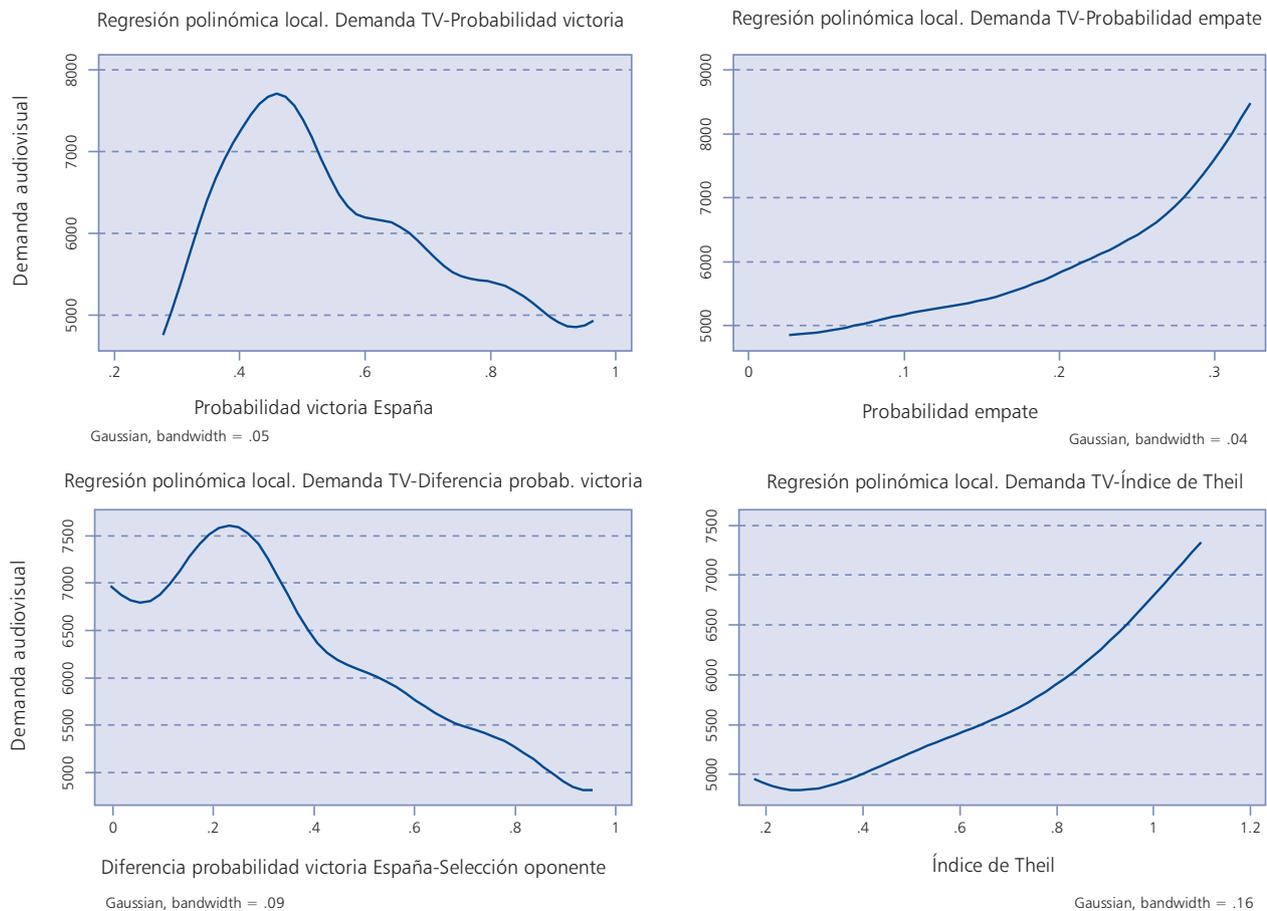
Antes de presentar el ajuste de los modelos del comportamiento de la audiencia, y dado que la incertidumbre del resultado se va a aproximar con diferentes variables, se realiza un análisis no paramétrico que muestra gráficamente el ajuste local entre demanda audiovisual (D_{TV}) y cada una de las variables utilizadas para aproximar el resultado incierto. En estas estimaciones no paramétricas se sustituye la hipótesis de linealidad por la de suavidad, permitiendo que sean los datos los que definan la forma funcional de $s(\cdot)$, como queda recogido en el gráfico 1.

$$D_{TV} = s(\text{incertidumbre del resultado}) + \epsilon_i \quad [3]$$

Los gráficos sugieren una relación positiva entre incertidumbre del resultado y demanda audiovisual. Por ejemplo, cada punto de la primera figura ajusta o predice los datos de la D_{TV} ponderando más las observaciones cercanas o del entorno de la probabilidad de victoria de España correspondiente. Esta aproximación no paramétrica permite observar gráficamente la tendencia de la relación de ambas variables. Las mayores audiencias se producen cuando hay más incertidumbre del resultado y la probabilidad de victoria se encuentra en el entorno de 0,5. Conforme la probabilidad se aleja de esa cifra, las audiencias decrecen, tanto si España tiene más probabilidad *ex ante* de ganar como de no hacerlo. La misma conclusión se desprende del ajuste con el resto de variables que miden la incertidumbre: mayor probabilidad de empate, mayor demanda; más diferencia en la probabilidad de victoria supone menos telespectadores; y un equilibrio mayor entre las dos selecciones, reflejado en el índice de Theil, más incertidumbre y mayor demanda audiovisual.

A continuación, y a partir de las variables explicativas señaladas con anterioridad, se estiman por mínimos cuadrados ordinarios varios modelos de demanda audiovisual de la selección española de

GRÁFICO 1
ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO. DEMANDA AUDIOVISUAL



fútbol, que difieren entre sí en la variable utilizada para medir la incertidumbre del resultado.

1. Análisis de los resultados

Como puede observarse en el cuadro n.º 6, los modelos estimados son capaces de explicar el 78 por 100 de la variación de la demanda de televisión de partidos de la selección española de fútbol. Los coeficientes tienen los signos esperados y son consistentes en las cinco regresiones.

Las variables que reflejan la relevancia deportiva y el coste de oportunidad son significativas y además son las que más telespectadores suman o restan. Las fases finales de las competiciones añaden a la audiencia, en todos los modelos, entre cuatro y cinco millones de espectadores respecto a partidos

amistosos. Y aquellos partidos decisivos, en los que la selección española se juega seguir o no en la competición, añaden siempre 1,6 millones de espectadores, que como se ha indicado anteriormente se sumará al efecto de las fases finales. También se estima que los partidos retransmitidos en fin de semana tienen en torno a 450.000 espectadores menos que los jugados de lunes a viernes. Por otra parte, el coste de oportunidad es menor en invierno, estación en la que se incorporan 1,5 millones de telespectadores respecto al otoño, mientras que en verano ocurre lo contrario, probablemente porque hay mayores alternativas de ocio y entretenimiento, los telespectadores pueden llegar a disminuir en más de 1,2 millones respecto a la misma estación. Igualmente, la franja horaria de retransmisión es clave para atraer más audiencia, pudiendo llegar a sumar hasta 1,8 millones de público adicional los

partidos con un horario de inicio en *prime time* respecto al resto de partidos, excluidos los de horario previo al *prime time*.

Las tres variables que recogen los hábitos de consumo son significativas, pero solo el efecto arrastre que producen los partidos disputados en España añade un volumen importante de audiencia, probablemente por el ambiente que generan los medios de comunicación en los días previos al partido (sumando más de medio millón de aficionados). Por su parte, una mayor experiencia internacional de los jugadores convocados sí es significativa para la demanda, pero en ningún modelo añade más de 37.000 espectadores por cada internacionalidad adicional.

Los resultados muestran que existe evidencia empírica para considerar la reputación de la selección rival como determinante de la demanda audiovisual, esto sugiere que para los seguidores de España es importante la calidad de la selección rival, al igual que ocurre en las competiciones entre clubs donde la calidad del equipo visitante es clave en términos de audiencia (Buraimo y Simmons, 2015).

En cuanto a la incertidumbre del resultado, el análisis empírico indica que sí es importante para determinar el éxito de la audiencia (19), y la robustez se confirma para cualquiera de las variables elegidas para medir el resultado incierto. Si se aproxima por la probabilidad de victoria de España, la regresión constata que cuanto mayor sea la probabilidad de que gane España el partido, se sentarán menos telespectadores delante del televisor: por cada punto porcentual que se incrementa la probabilidad de victoria de España, el modelo muestra una reducción de unos 26.000 demandantes (20). Del mismo modo, una mayor diferencia en la probabilidad de victoria de las dos selecciones (menos incertidumbre) reduce la audiencia. Así, según esta *proxy*, la diferencia entre retransmitir un enfrentamiento equilibrado entre dos selecciones (diferencia en probabilidades de victoria de 5 puntos porcentuales) y otro muy desequilibrado (60 puntos porcentuales) sería de casi un millón de espectadores. La probabilidad de empate del partido es la *proxy* que añade más telespectadores, un 10 por 100 más de probabilidad de empate supone reducir la certidumbre del resultado y aumenta en más de medio millón la audiencia. De acuerdo con los coeficientes estimados para el índice de Theil (modelo 4), el incremento en el número de telespectadores cuando se pasa de la máxima certidumbre del

resultado (índice de Theil igual a 0,18) a la incertidumbre máxima (índice de Theil igual a 1,1), sería de casi 1,6 millones de espectadores. Por último, si se agrupan las probabilidades de victoria de España en intervalos, se confirma el comportamiento asimétrico de la demanda según el resultado previsto del partido en función de la probabilidad de victoria de España. Si la probabilidad de victoria de España está entre el 30 por 100 y el 60 por 100 a idénticas restantes características del partido se esperaría un mayor número de telespectadores. El efecto de probabilidades superiores de victoria de España superiores al 70 por 100 no son estadísticamente distintos a los que darían con probabilidades por debajo del 30 por 100. Las estimaciones confirman que, independientemente de la variable elegida para aproximar la incertidumbre del resultado, los telespectadores de la selección española de fútbol quieren disfrutar en televisión de partidos igualados donde de antemano no se prevea una victoria o derrota muy probable de España.

Al igual que en los modelos de demanda de asistencia, una vez analizada la significatividad de las variables que determinan el comportamiento del consumidor, se considera la contribución de los diferentes tipos de variables explicativas a la demanda audiovisual estimada en el modelo 1.

Los resultados del cuadro n.º 7 muestran como las variables de relevancia deportiva, en el caso de la selección española de fútbol, son las que tienen mayor capacidad explicativa en el comportamiento de la audiencia, dado que al excluirlas disminuye más el valor del logaritmo de la función de verosimilitud de manera mucho más acusada que para el resto de variables. Las variables referidas a la calidad del partido son las terceras con más capacidad explicativa, por detrás de las que hacen referencia al coste de oportunidad, mientras que las que recogen la incertidumbre del resultado serían las de menor capacidad explicativa. Por tanto, aunque los cinco modelos estimados con datos de audiencias para la selección española muestran sensibilidad de la misma a los partidos más equilibrados, confirmando la hipótesis de la incertidumbre del resultado, este último análisis por grupos confirma que no son las variables que más telespectadores suman sino que es la relevancia deportiva quien añade más audiencia, lo que podría justificarse por el impacto de los "aficionados sociales" que se suman a los partidos en ocasiones excepcionales, donde la reputación de la selección oponente es destacada o conforme avanza la competición.

CUADRO N.º 6
 DEMANDA AUDIOVISUAL DE LA SELECCIÓN ESPAÑOLA DE FÚTBOL (Miles telespectadores)

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
Constante	2178,0***	-648,4	1338,5**	-932,7	-397,8
HÁBITOS DE CONSUMO					
Audiencias partidos anteriores	0,21***	0,21***	0,21***	0,21***	0,21***
Días sin selección	-12,1***	-12,0***	-11,6***	-11,7***	-11,8***
Jugar en España	676,6**	611,1**	656,3**	602,6**	596,4**
CALIDAD DEL PARTIDO					
Internacionalidades	37,6***	36,3***	37,1***	35,7***	34,8***
Reputación	888,2**	1009,1***	903,5**	1048,1***	1030,0**
INCERTIDUMBRE DEL RESULTADO					
Probabilidad victoria España (P_{VE})	-2644,3***				
Probabilidad empate		5478,9***			
Diferencia probabilidad victoria			-1699,9***		
Índice Theil				1714,4***	
$0,27 < P_{VE} < 0,33$					1570,6*
$0,33 < P_{VE} < 0,44$					1427,7**
$0,44 < P_{VE} < 0,56$					1285,9**
$0,56 < P_{VE} < 0,67$					1025,5*
$0,67 < P_{VE} < 0,79$					701,4
$0,79 < P_{VE} < 0,90$					685,1
RELEVANCIA DEPORTIVA					
Clasificatorios	1349,8***	1353,0***	1339,9***	1363,5***	1302,7***
1.ª ronda y octavos	4828,7***	4727,6***	4849,3***	4819,8***	4782,8***
Cuartos, semifinales y finales	5305,5***	5210,8***	5303,4***	5260,1***	5280,2***
Partido decisivo	1603,1***	1628,5***	1593,8***	1578,5***	1640,8***
COSTE OPORTUNIDAD					
Fin de semana	-441,5*	-466,4*	-443,4*	-455,7*	-453,3*
Invierno	1569,9***	1584,4***	1582,4***	1562,4***	1547,2***
Primavera	173,2	167,4	182,1	165,8	152,5
Verano	-1250,7***	-1241,1***	-1235,7***	-1231,8***	-1289,5***
Previo Prime Time	1528,2***	1579,8***	1527,3***	1596,7***	1599,0***
Prime Time	1792,7***	1822,4***	1794,7***	1836,2***	1823,6***
R ²	0,777	0,778	0,780	0,777	0,774
R ² ajustado	0,757	0,760	0,756	0,757	0,746

Nota: *** p<0,01. ** p<0,05. * p<0,10.

Fuente: Elaboración propia.

V. CONCLUSIONES

El objetivo principal de este artículo es analizar si en los estudios sobre la asistencia a los estadios y la demanda de eventos deportivos por televisión sus determinantes son similares o las motivaciones de los espectadores son diferentes. Para ello se hace una revisión exhaustiva de la literatura de ambas demandas, concluyendo que el comportamiento de los demandantes es diferente. Se resalta el creciente papel que la incertidumbre en el resultado tiene sobre ambos tipos de demanda a partir de modelos

CUADRO N.º 7
 COMPARACIÓN DE LA CAPACIDAD EXPLICATIVA GRUPOS
 VARIABLES (Demanda audiovisual)

MODELO	log L	N.º PARÁMETROS
Modelo final	-1672,7	16
Modelo sin hábitos de consumo	-1682,6	13
Modelo sin incertidumbre del resultado	-1677,3	15
Modelo sin relevancia deportiva	-1764,2	12
Modelo sin calidad del partido	-1683,6	14
Modelo sin coste de oportunidad	-1699,6	10

Fuente: Elaboración propia.

basados en la economía del comportamiento, y en la profundización de los análisis basados en las funciones de utilidad de los espectadores con conceptos recientemente aplicados en la economía del deporte como el suspense, la sorpresa o el *shock*.

En el análisis de demanda al estadio se han agrupado las variables explicativas en cinco grupos. Las variables referidas a la calidad del partido (talento y trayectoria reciente) son las que tienen mayor capacidad explicativa, en concreto las variables que aproximan el talento de los equipos, en particular los presupuestos de gastos, son las que más contribuyen. El segundo grupo de variables en cuanto a su capacidad explicativa son las variables de carácter económico, mientras que la exclusión de cada uno de los otros tres grupos de variables no hace aumentar el valor de la función de verosimilitud de manera relevante en comparación con el modelo finalmente especificado. En particular, merece destacarse la relativamente baja capacidad explicativa de las variables que tratan de captar el efecto de la incertidumbre del resultado. También se calculan los efectos marginales para los distintos modelos considerados apreciándose diferencias significativas según cual sea el equipo local.

En el análisis de las audiencias televisivas se han utilizado las audiencias de los partidos de la selección española de fútbol retransmitidos en los últimos quince años. Los coeficientes tienen los signos esperados. Las variables que reflejan la relevancia deportiva y el coste de oportunidad son las que más telespectadores suman o restan. Las fases finales de las competiciones añaden a la audiencia, en todos los modelos, entre cuatro y cinco millones de espectadores respecto a los partidos amistosos. Y aquellos partidos decisivos, en los que la selección española se juega seguir o no en la competición, añaden siempre 1,6 millones de aficionados, que se sumará al efecto de las fases finales. Los partidos retransmitidos en fin de semana tienen menos espectadores que los jugados de lunes a viernes. Por otra parte, el coste de oportunidad es menor en invierno (hay más espectadores) que en verano, probablemente porque hay mayores alternativas de ocio y entretenimiento. Por último, la franja horaria de retransmisión es clave para atraer más audiencia cuando los partidos se retransmiten en *prime time*.

NOTAS

(*) Jaume García agradece la financiación correspondiente al proyecto MINECO2017-83668-R. Cualquier error es responsabilidad única de los autores.

(1) Las primeras referencias al impacto de la retransmisión por televisión pueden encontrarse en estudios sobre asistencia a los estadios, como los de KUYPERS (1996); BAIMBRIDGE, CAMERON y DAWSON (1996); GARCÍA y RODRÍGUEZ (2002); FORREST, SIMMONS y SZYMANSKI (2004); BURAIMO, FORREST y SIMMONS (2006); BURAIMO (2006, 2008); y ALLAN y ROY (2008).

(2) Cabe destacar que en el caso de la asistencia también se observan patrones distintos para las diferentes variables explicativas, según se considere la asistencia de espectadores que han comprado su entrada para un partido concreto o de abonados. Véase, en este sentido, GARCÍA y RODRÍGUEZ (2013).

(3) También es posible encontrar estudios sobre otras retransmisiones de eventos deportivos individuales que, sin aglutinar tantos telespectadores, también son de interés puntual para las cadenas de televisión, aunque carezcan de continuidad y estructura de liga. Así, entre otros puede destacarse el análisis de grandes premios de Fórmula 1 en Alemania (SCHREYER y TORGLER, 2018); los estudios sobre las retransmisiones de ciclismo profesional de RODRÍGUEZ *et al.* (2015) para las tres grandes carreras en Europa (Vuelta, Giro y Tour); o de VAN REETH (2013, 2018) para el Tour de Francia; el análisis de las audiencias de partidos de tenis de KONJER, MEIER y WEDEKING (2017) para la televisión alemana; o el análisis de la prevalencia del efecto sorpresa sobre el suspense en Wimbledon de BIZZOZERO, FLEPP y FRANCK (2016).

(4) La falta de unanimidad en las investigaciones no ha evitado que hasta ahora la mayoría de las intervenciones de autoridades deportivas hayan ido en la línea de conseguir un mayor balance competitivo (versión agregada de la incertidumbre del resultado). Cuestión que no siempre se consigue como lo demuestra el reciente estudio de CARRERAS y GARCÍA (2018) quienes concluyen que el cambio en el sistema de repartición de los ingresos televisivos, tanto en LaLiga como en la Premier League, no va en la línea de reducir las desigualdades financieras en términos absolutos (sí en términos relativos), que es la que realmente incide en un mayor balance competitivo.

(5) CAIRNS, JENNETT y SLOANE (1986) plantean diferentes formulaciones de lo que puede entenderse como incertidumbre del resultado con implicaciones distintas en cuanto a las medidas a implementar en función de la significación de los efectos de cada una de ellas. Así, consideran la incertidumbre del resultado del partido, de la temporada o la ausencia de dominio a largo plazo por parte de un equipo.

(6) Por falta de información completa debieron ser descartados 16 partidos de los 1.140 disputados en esas tres temporadas.

(7) En trabajos anteriores para el fútbol español también se habían incluido en esta categoría variables referidas a la climatología el día de partido. La no disponibilidad de dicha información no ha permitido su consideración en este estudio, aunque su no correlación con la mayoría de las variables de interés permite garantizar la consistencia de las estimaciones que finalmente se han tenido en cuenta.

(8) La elección de un polinomio de tercer grado se justifica porque esta fue la especificación utilizada en un trabajo previo sobre el fútbol español (GARCÍA y RODRÍGUEZ, 2002).

(9) Debe tenerse en cuenta que en esas temporadas todos los partidos eran retransmitidos bien por La Sexta y/o canales autonómicos, como canales de no pago, o por Canal+ o través de pago por visión.

(10) Este tipo de resultado ya se reportaba en GARCÍA y RODRÍGUEZ (2002) a través de las elasticidades medias por equipo local.

(11) En 2018, en España, de los 50 programas de televisión más vistos, 48 fueron partidos de fútbol (Mundial de Rusia, Champions League, Europa League y Copa del Rey) con audiencias entre 5 y 14 millones de espectadores y un *share* superior en algunos casos al 50 por 100 (Barlovento Comunicaciones, 2019).

(12) La variable dependiente puede medirse en términos absolutos (número de espectadores) o relativos (*share* o *rating*). No obstante, hay que tener en cuenta que las cuotas de pantalla incorporan en ocasiones la influencia del coste de oportunidad, derivado, por ejemplo, del horario de programación o de las condiciones atmosféricas (SCHREYER, SCHMIDT y TORGLER, 2016). Dos partidos pueden tener el mismo *share* pero diferente número de espectadores. Un ejemplo en la muestra de este ejercicio empírico sería el partido clasificatorio para el Mundial de Sudáfrica entre Armenia y España, disputado a las 6:00 pm. Su audiencia media fue de 3,16 millones de telespectadores y su *share* del 33 por 100, misma cuota de pantalla que el partido amistoso España-Colombia jugado y retransmitido en horario de *prime time* y visto por más del doble de telespectadores (6,72 millones).

(13) Los datos de audiencias se obtienen con la estimación de las preferencias de unas 12.000 personas mayores de cuatro años a través de los audímetros colocados en unos 4.625 hogares. Uno de los sesgos de este procedimiento de medición (realizado por Kantar Media) es que no incluye a aquellos espectadores que ven el partido fuera de su hogar (en bares, hoteles, restaurantes...), práctica bastante habitual en España.

(14) Ley 7/2010, de 31 de marzo, General de la Comunicación Audiovisual. Con anterioridad, de acuerdo con la Ley 21/1997, de 3 de julio, reguladora de las Emisiones y Retransmisiones de Competiciones y Acontecimientos Deportivos, cada temporada se catalogaban los acontecimientos deportivos de interés general. En esta misma línea, el Tribunal de Justicia de la Unión Europea desestimó, en julio de 2013, un recurso de la UEFA y de la FIFA respecto a los derechos de retransmisión del Campeonato Mundial de Fútbol y de la Eurocopa, y avaló la posibilidad de que un Estado obligase a emitir en televisión en abierto los partidos de las fases finales de ambas competiciones (Tribunal de Justicia de la Unión Europea. Sentencias en los asuntos C-201/11P, C-204/11P y C-205/11P UEFA y FIFA/Comisión).

(15) Construida siguiendo a FEDDERSEN y ROTT (2011).

(16) La variable reputación puede estar captando también la rivalidad, dado que las selecciones próximas geográficamente a España con las que existe cierta rivalidad son en su mayoría contrincantes de elevada reputación. Por ello, se ha optado por no incorporar en este ejercicio empírico la rivalidad, dado que su inclusión elimina la significatividad de ambas variables.

(17) Las probabilidades se obtienen a partir de datos del sitio web Oddsportal.

(18) COATES y HUMPHREYS (2012) y COX (2015).

(19) Similar apoyo empírico han obtenido investigaciones anteriores que estiman la audiencia televisiva, como las de FORREST, SIMMONS y BURAIMO (2005) para la EPL, o GARCÍA y RODRÍGUEZ (2006) en su análisis de la Liga española, 2000-2003 (partidos en abierto); BURAIMO y SIMMONS (2009) para la Primera División española, 2003-2007 (2.ª parte de la temporada) o COX (2015): EPL, 2004-2012; TAINSKY y McEVoy (2012): NFL, 1991-2002. GRIMSHAW y BURWELL (2014). Sin embargo, no coincide con otros estudios recientes de demanda donde los consumidores son adversos a la derrota o no se ven influenciados por la incertidumbre como el de BURAIMO y SIMMONS (2015) o CARUSO, ADDESA y DI DOMIZIO (2019), NALBANTIS y PAWLOWSKI (2017), SCELLES (2017), HUMPHREYS y PÉREZ (2017), PÉREZ PUENTE y RODRÍGUEZ (2017), PAWLOWSKI, NALBANTIS y COATES (2018).

(20) De acuerdo con las recientes aportaciones de la literatura se ha estimado la relación cuadrática entre demanda audiovisual y probabilidad de victoria de España. Los resultados carecen de significatividad, lo que indica que a pesar de que el análisis no paramétrico (gráfico 1) muestra concavidad en la relación demanda y la probabilidad de victoria, predomina el ajuste lineal dado que en más del 80 por 100 de los partidos los datos de las apuestas pronostican *ex ante* que España tiene más de un 45 por 100 de probabilidad de ganar el partido.

BIBLIOGRAFÍA

- ALAVY, K.; GASKELL, A.; LEACH, S., y S. SZYMANSKI (2010), «On the Edge of Your Seat: Demand for Football on Television and the Uncertainty of Outcome Hypothesis», *International Journal of Sport Finance*, 5(2): 75-95.
- ALLAN, G., y G. ROY (2008), «Does Television Crowd out Spectators?», *Journal of Sports Economics*, 9(6): 592-605.
- ARTERO, I., y E. BANDRÉS (2018), «The Broadcasting Demand for the Spanish National Soccer Team», *Journal of Sports Economics*, 19(7): 934-959.
- BAIMBRIDGE, M.; CAMERON, S., y P. DAWSON (1996), «Satellite television and the demand for football: A whole new game?», *Scottish Journal of Political Economy*, 43(3): 317-333.
- BARLOVENTO COMUNICACIÓN (2019), *Análisis televisivo 2018*, Madrid.
- BIZZOZERO, P.; FLEPP, R., y E. FRANCK (2016), «The importance of Suspense and Surprise in Entertainment Demand: Evidence from Wimbledon», *Journal of Economic Behavior & Organization*, 130(C): 47-63.
- BORLAND, J., y R. MACDONALD (2003), «Demand for sport», *Oxford Review of Economic Policy*, 19(4): 478-502.
- BOX, G. E. P., y D. R. COX (1964), «An Analysis of Transformations», *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 26(2): 211-252.
- BROWN, K. M., y S. SALAGA (2018), «NCAA football television viewership: Product quality and consumer preference relative to market expectations», *Sport Management Review*, 20(4): 377-390.
- BUDZINSKI, O., y T. PAWLOWSKI (2017), «The Behavioral Economics of Competitive Balance: Theories, Findings, and Implications», *International Journal of Sport Finance*, 12(2): 109-122.
- BURAIMO, B. (2006), «The demand for sport broadcasting», en W. ANDREFF & S. SZYMANSKI (eds.): *Handbook on The Economics of Sport*, Edward Elgar, Cheltenham, Inglaterra, 100-111.
- (2008), «Stadium attendance and television audience demand in English league football», *Managerial and Decision Economics*, 29, 513-523.
- BURAIMO, B.; FORREST, D.; McHALE, I. A., y J. D. TENA (2019), «Unscripted Drama: Soccer Audience Response to Suspense, Surprise and Shock», *Economic Inquiry* (en prensa).
- BURAIMO, B.; FORREST, D., y R. SIMMONS (2006), «Robust estimates of the impact of broadcasting on match attendance in football», *Economics Working Paper 2006/004*, Lancaster University Management School, 1-26.
- BURAIMO, B., y R. SIMMONS (2008), «Do sports fans really value uncertainty of outcome? Evidence from the English Premier League», *International Journal of Sport Finance*, 3(3): 146-155.
- (2009), «A tale of two audiences: Spectators, television viewers and outcome uncertainty on Spanish football», *Journal of Economics and Business*, 61(4): 326-338.
- (2015), «Uncertainty of Outcome or Star Quality? Television Audience Demand for English Premier League Football», *International Journal of the Economics of Business*, 22(3): 449-469.
- CAIRNS, J. (1990), «The Economics of Professional Team Sports», *British Review of Economics Issues*, 12, 1-20.

- CAIRNS, J.; JENNETT, N., y P. SLOANE (1986), «The Economics of Professional Team Sports: A Survey of Theory and Evidence», *Journal of Economic Studies*, 13(1): 3-80.
- CARD, D., y G. DAHL (2011), «Family Violence and Football: The Effect of Unexpected Emotional Cues on on Violent Behavior», *Quarterly Journal of Economics*, 126(1): 103-143.
- CARRERAS, M., y J. GARCÍA (2018), «TV Rights, Financial Inequality and Competitive Balance in European Football: Evidence from the English Premier League and the Spanish LaLiga», *International Journal of Sport Finance*, 13(3): 201-224.
- CARUSO, R.; ADDESA, F., y M. DI DOMIZIO (2019), «The Determinants of the TV Demand of Soccer: Empirical Evidence on Italian Serie A for the Period 2008–2015», *Journal of Sports Economics*, 20(1): 25-49.
- COATES, D., y B. R. HUMPHREYS (2007), «Ticket Prices, Concessions and Attendance at Professional Sporting Events», *International Journal of Sport Finance*, 2(3): 161-170.
- (2012), «Game Attendance and Outcome Uncertainty in the National Hockey League», *Journal of Sports Economics*, 13(4): 364-377.
- COATES, D.; HUMPHREYS, B. R., y L. ZHOU (2014), «Reference-dependent preferences, loss aversion, and live game attendance», *Economic Inquiry*, 52(3): 959-973.
- COX, A. (2015), «Spectator Demand, Uncertainty of Results, and Public Interest: Evidence From the English Premier League», *Journal of Sports Economics*, 19(1): 3-30.
- DELOITTE (2018), *Rising Stars. Football Money League*, Deloitte, Sports Business Group.
- DI DOMIZIO, M. (2010), «Competitive Balance e Audience Televisiva: una Analisi Empirica della Serie A Italiana», *Rivista di Diritto ed Economia dello Sport*, 16(1): 27-57.
- (2013), «Football on TV: An Empirical Analysis on the Italian Couch Potato Attitudes», *Papeles de Europa*, 26, 26-45.
- EL HODIRI, M., y J. QUIRK (1975), «Stadium Capacities and Attendance in Professional Sports», en LADANY, S.P. (ed.): *Management Science Applications to Leisure-Time Operations*, 246-262.
- ELY, J.; FRANKEL, A., y E. KAMENICA (2015), «Suspense and surprise», *Journal of Political Economy* 123(1): 215-260.
- FEDDERSEN, A., y A. ROTT (2011), «Determinants of Demand for Televised Live Football: Features of German National Football Team», *Journal of Sports Economics*, 12(3): 352-369.
- FORREST, D., y R. SIMMONS (2002), «Outcome uncertainty and attendance demand in sport: the case of English soccer», *The Statistician*, 51(2): 229-241.
- FORREST, D.; SIMMONS, R., y B. BURAIMO (2005), «Outcome uncertainty and the couch potato audience», *Scottish Journal of Political Economy*, 52(4): 641-661.
- FORREST, D.; SIMMONS, R., y S. SZYMANSKI (2004), «Broadcasting, attendance and the inefficiency of cartels», *Review of Industrial Organization*, 24(3): 243-265.
- FORT, R. (2004), «Inelastic sports pricing», *Managerial and Decision Economics*, 25(2): 87-94.
- GARCÍA, J. (2017), «La relación entre el gasto, los ingresos y la composición de los hogares: elasticidades renta y escalas de equivalencia. Evidencia para España», en J. GARCÍA, J.M. GONZÁLEZ-PÁRAMO y A. MATAS (eds.): *Análisis empíricos sobre la economía española. Ensayos en homenaje a Josep Lluís Raymond Bara*, Thomson Reuters Aranzadi, 389-419.
- GARCÍA, J., y P. RODRÍGUEZ (2002), «The Determinants of Football Match Attendance Revisited: Empirical Evidence From the Spanish Football League», *Journal of Sports Economics*, 3(1): 18-38.
- (2003), «Análisis empírico de la demanda en los deportes profesionales: un panorama», *Revista Asturiana de Economía*, 26, enero-abril, 23-60.
- (2006), «The Determinants of TV Audience for Spanish Football: A First Approach», en P. RODRÍGUEZ, S. KENESSE, y J. GARCÍA (eds.): *Sports Economics after Fifty Years: Essays in Honour of Simon Rottenberg*, Ediciones Universidad de Oviedo, Oviedo, España, 147-167.
- (2009), «Sports attendance: a survey of the literature 1973-2007», *Revista di Diritto ed Economia dello Sport*, 5(2): 111-151.
- (2013), «The determinants of football match attendance in Spanish football: an empirical analysis», en P. RODRÍGUEZ, S. KESSENNE y J. GARCÍA (eds.): *The Econometrics of Sport*, Edward Elgar, Cheltenham, Inglaterra, 154-166.
- GASPARETTO, T., y A. BARAJAS (2018), «Fan preferences: one country, two markets and different behaviours», *European Sport Management Quarterly*, 18(3): 330-347.
- HUMPHREYS, B., y L. ZHOU (2015), «The Louis-Schmelling Paradox and the League Standing Effect Reconsidered», *Journal of Sports Economics*, 16(8): 835-852.
- HUMPHREYS, B. R., y L. PÉREZ (2017), «Loss Aversion, Upset Preference and Sports Television Viewing Audience Size», *Working Paper Series*, n.º 17-30, Department of Economics, West Virginia University.
- GRIMSHAW, S. D., y S. BURWELL (2014), «Choosing the most popular NFL games in a local TV market», *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 10(3): 329-343.
- KÉSENNE, S. (2002), «Ticket Pricing and the Profit Maximizing Hypothesis in Professional team Sports», *Working Papers 2002018*, University of Antwerp, Faculty of Business and Economics.
- KONJER, M.; MEIER, H. E., y K. WEDEKING (2017), «Consumer Demand for Telecasts of Tennis Matches in Germany», *Journal of Sports Economics*, 18(4): 351-375.
- KUYPERS, T. (1996), «The Beautiful Game? An Econometric Study of Why People Watch English Football», University College London, D.P. in *Economics*, 96-01.
- MARBURGER, D. R. (1997), «Optimal Ticket Pricing for Performance Goods», *Managerial and Decision Economics*, 18(5): 375-381.
- NALBANTIS, G., y T. PAWLOWSKI (2016), *The Demand for International Football Telecasts in the United States*, Palgrave, Houndmills, Inglaterra.
- (2017), «Reference-dependent preferences and the international demand for sports», *Working Paper, Study 3*, University of Tübingen.
- NEALE W, C. (1964), «The peculiar economics of professional sports», *The Quarterly Journal of Economics*, 78(1): 1-14.

- NÜESCH, S., y E. P. FRANCK (2009), «The role of patriotism in explaining the TV audience of national team games: Evidence from four international tournaments», *Journal of Media Economics*, 22(1): 6-19.
- PAWLOWSKI, T. (2014), «Testing the Uncertainty of Outcome Hypothesis in European Professional Football: A Stated Preference Approach», *Journal of Sports Economics*, 14(4): 341-367.
- PAWLOWSKI, T., y C. ANDERS (2012), «Stadium attendance in German professional football: the (un)importance of uncertainty of outcome reconsidered», *Applied Economics Letters*, 19(16): 1553-1556.
- PAWLOWSKI, T.; NALBANTIS, G., y D. COATES (2018), «Perceived Game Uncertainty, Suspense and the Demand For Sport», *Economic Inquiry*, 56(1): 173-192.
- PEEL, D. A., y D. A. THOMAS (1992), «The demand for football: some evidence on outcome uncertainty», *Empirical Economics*, 17(2): 323-331.
- PÉREZ, L.; PUENTE, V., y P. RODRÍGUEZ (2017), «Factors Determining TV Soccer Viewing: Does Uncertainty of Outcome Really Matter?», *International Journal of Sport Finance*, 12(2): 124-139.
- RODRÍGUEZ, C.; PÉREZ, L.; PUENTE, V., y P. RODRÍGUEZ (2015), «The determinants of television audience for professional cycling: The case of Spain», *Journal of Sports Economics*, 16(1): 26-58.
- RODRÍGUEZ, P. (2019): «Economics of Attendance» en P. DOWNWARD; B. FRICK; B. HUMPHREYS; T. PAWLOWSKI; J. RUSESKI, y B. SOEBBING (eds.): *The SAGE Handbook of Sports Economics* (en prensa).
- ROTTENBERG, S. (1956), «The Baseball Players' Labor Market», *Journal of Political Economy*, 64(3): 242-258.
- SCELLES, N. (2017), «Star quality and competitive balance? Television audience demand for English Premier League football reconsidered», *Applied Economics Letters*, 24(19): 1399-1402.

- SCELLES, N.; DURAND, C.; BONNAL, L., y W. ANDREFF (2013), «Competitive balance versus competitive intensity before a match: Is one of these concepts more relevant in explaining attendance? The case of the French Football Ligue 1 over the period 2008-2011», *Applied Economics*, 45(29): 4184-4192.
- SCHREYER, D.; SCHMIDT, S., y B. TORGLER (2016), «Game outcome Uncertainty and Television Audience Demand: New Evidence from German Football», *German Economic Review*, 19(2): 140-161.
- (2017), «Game Outcome Uncertainty and the Demand for International Football Games: Evidence from the German TV Market», *Journal of Media Economics*, 30(1): 31-45.
- SCHREYER, D., y B. TORGLER (2018), «On the role of race outcome uncertainty in the TV demand for Formula 1 Grands Prix», *Journal of Sports Economics*, 19(2): 211-229.
- SKROK, L. (2016), «The pitfalls of econometric tests of the uncertainty of outcome hypothesis: Interdependence of variables, imperfect proxies, and unstable parabols», *International Journal of Sport Finance*, 11(3): 232-246.
- TAINSKY, S. (2010), «Television Broadcast Demand for National Football League Contests», *Journal of Sports Economics*, 11(6): 629-640.
- TAINSKY, S., y C. D. McEVoy (2012), «Television Broadcast Demand in Markets Without Local Teams», *Journal of Sports Economics*, 13(3): 250-265.
- VAN REETH, D. (2013), «TV Demand for the Tour de France: The Importance of Stage Characteristics versus Outcome Uncertainty, Patriotism, and Doping», *International Journal of Sport Finance*, 8(1): 39-60.
- (2018), «Forecasting Tour de France TV audiences: A multi-country analysis», *International Journal of Forecasting*. DOI:10.1016/j.ijforecast.2018.06.003