Una nota sobre estadística deportiva en favor de los jugadores regulares

Montserrat Eres-García (montse@floresgali.com)

Flores Galí Associats, S.L.

Alejandro Esteller-Moré (esteller@eco.ub.es)*

Universitat de Barcelona & Institut d'Economia de Barcelona

RESUMEN: Probablemente, muchos entrenadores (y aficionados) de baloncesto prefieren a jugadores que obtienen una cantidad regular de puntos en cada partido a aquellos otros que, aunque en media lo hacen igual o incluso mejor, son más irregulares. Sin embargo, las estadísticas deportivas no reflejan la *regularidad*. Al objeto de tener en cuenta esta característica, proponemos la utilización de la conocida función de bienestar social de Atkinson (1970) para evaluar el comportamiento de un jugador en cualquier categoría del juego. Para ilustrar nuestra propuesta, la aplicamos a la clasificación de máximos anotadores de la liga ACB en la temporada regular 2000-1 y en los play-offs 2001.

Palabras clave: *Estadísticas deportivas, Agregación, Aversión al riego*
Clasificación MSC2000: 62-07

ABSTRACT: Probably, many basketball coaches (and supporters) prefer those players that score a regular amount of points in each game to those other players that, though on average do equally well or even better, are more irregular. However, sports statistics do not reflect *regularity*. In order to take into account this characteristic seriously, we propose to use the well-known social welfare function of Atkinson (1970) to evaluate the performance of a player in any category. To illustrate our proposal, we apply it to the ranking of scoring leaders in the regular season 2000-1 and in the play-offs 2001 of the ACB.

Keywords: *Sports statistics, Aggregation, Risk aversion*
MSC2000 Classification: 62-07

*Correspondencia:

Alejandro Esteller-Moré
Institut d'Economia de Barcelona
Parc Científic de Barcelona
C/ Adolf Florensa, s/n
08028-Barcelona (SPAIN)
Telef.: +34 93 4034646
Fax: +34 93 4021813

Una propuesta para considerar la regularidad en las estadísticas deportivas[1]

Entre otras muchas características (e.g., esfuerzo en el juego, capacidad de destacar en varias facetas o la cualidad de ser decisivo en los momentos cruciales de un partido), en el momento de contratar a un jugador, un entrenador no sólo estará interesado en su comportamiento *medio* en un determinado aspecto del juego (e.g., anotación o capacidad reboteadora), sino también en su regularidad en esa categoría. Ciertamente, un jugador irregular puede que consiga sus máximas puntuaciones en los partidos clave, pero lo contrario también puede suceder (a no ser que exista evidencia sistemática en favor de un suceso u otro, a priori ambas situaciones pueden ser consideradas como igualmente probables). Ése es el riesgo de contratar a este tipo de jugadores. En consecuencia, la preferencia de un entrenador por los jugadores regulares dependerá, primero, de su aversión al riesgo y, segundo, de su capacidad de compensar el riesgo de contratar a un jugador irregular con la contratación de otros jugadores menos brillantes, pero más regulares en esa categoría del juego.

A pesar de la importancia de la regularidad, las estadísticas oficiales deportivas no reflejan esta característica. Así, en esta nota, proponemos agregar la actuación de un jugador en cualquier categoría del juego utilizando la conocida función de bienestar social de Atkinson (1970), la cual toma explícitamente en consideración la aversión al riesgo, y que como cualquier otra función de utilidad sólo ofrece información ordinal. En el caso de que no exista aversión al riesgo, obtendremos la tradicional ordenación de la clasificación en función de la actuación *media*. En otro caso, la actuación de un

[1] Aunque a lo largo de todo el trabajo, haremos referencia a contextos relacionados con el baloncesto, todo lo dicho es igualmente aplicable a cualquier otro deporte.

jugador a lo largo de la temporada será evaluada de acuerdo con la siguiente función iso-elástica:

$$U(x_i) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{x_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \qquad [1]$$

donde N es el número de partidos, x_i es la actuación numérica de un jugador en una determinada categoría (e.g., número de puntos, rebotes o robos de balón) en el partido i, y ε es el grado de aversión al riesgo. Por tanto, en tanto en cuanto $\varepsilon > 0$, la ordenación que estamos proponiendo puede variar respecto de la tradicional.

Una aplicación

Para mostrar cómo la regularidad puede afectar a un ránquing deportivo, aplicamos la expresión [1] a la clasificación de máximos anotadores de la ACB en la temporada regular 2000-1 y en los play-offs 2001[2,3]. Aplicamos la fórmula a ambos períodos de la temporada para comprobar si la regularidad se atenúa en los play-offs, donde se puede considerar que casi cada partido es decisivo. Los resultados para la fase regular se muestran en la Tabla 1.

En la primera columna de la tabla, aparece el ránquing de máximos anotadores de acuerdo con su media (segunda columna), mientras que en la tercera los jugadores son ordenados de menos a más irregular de acuerdo con la desviación estándar de sus

---

[2] Todos los datos han sido obtenidos a partir de la página WEB oficial de la Liga ACB: http://www.liga-acb.es (último acceso: 15, Septiembre, 2001).

[3] En el caso de que el número de puntos en un partido es cero, en su lugar, se ha considerado que la anotación es de 0.001 para poder obtener una solución de la expresión [1].

anotaciones de la fase regular (cuarta columna). Ya para un valor de ε tan bajo como 0.5 (quinta columna), se producen variaciones en el ránquing, pues, entre otros cambios, Hopkins sube dos posiciones mientras que Stewart baja otras dos (en negrita, se destacan las variaciones de una ordenación respecto de la anterior). Para $\varepsilon = 1.8$ (sexta columna), el cual se puede considerar como un valor razonable del parámetro de aversión al riesgo (Karni and Schmeidler, 1990), se producen muchos cambios: así, por ejemplo, Roe deviene el líder y Mrsic pasa a ser el último (cuando, inicialmente, era noveno). Finalmente, en el caso extremo en que la regularidad sea infinitamente valorada ($\varepsilon \to \infty$) (última columna), Roe continúa siendo el líder y Mrsic el último, mientras que es destacable el hecho de que Perasovic, el líder cuando $\varepsilon = 0$, acaba antepenúltimo. En consecuencia, Roe fue el anotador más regular en la fase regular.

TABLA 1: CLASIFICACIÓN DE MÁXIMOS ANOTADORES DE LA TEMPORADA REGULAR DE LA ACB 2000-1 CUANDO SE TIENE EN CUENTA LA REGULARIDAD

Jugador	*Media*	*Jugador*	*D. E.*	*ε=0.5*	*ε=1.8*	*ε>=50*
Perasovic	22.93	Paraiso	4.85	Perasovic	**Roe**	Roe
Roe	21.83	Alston	4.97	Roe	**Alston**	**Paraiso**
Okulaja	20.00	Roe	5.48	**Alston**	**Paraiso**	**Sims**
Alston	20.00	Bonner	5.54	**Okulaja**	**Perasovic**	**Hopkins**
Paraiso	19.73	Scott	5.61	Paraiso	**Okulaja**	**Alston**
Sims	19.44	Thomas	5.91	Sims	Sims	**Bonner**
Scott	18.88	Okulaja	5.92	Scott	Scott	Scott
Swinson	18.04	Hopkins	6.07	Swinson	Swinson	Swinson
Mrsic	17.25	Swinson	6.12	**Hopkins**	Hopkins	**Okulaja**
Stewart	16.94	Fox	6.19	**Mrsic**	**Bonner**	**Fox**
Hopkins	16.74	Davis	6.27	**Bonner**	**Fox**	**Davis**
Bonner	16.58	Sims	6.57	**Stewart**	**Thomas**	Thomas
Davis	15.44	Mrsic	6.83	Davis	Davis	**Perasovic**
Fox	15.33	Perasovic	7.49	Fox	**Stewart**	Stewart
Thomas	15.15	Stewart	8.12	Thomas	**Mrsic**	Mrsic
Kendall-Multicoef.				0.9893 (27.70)**	0.9302 (39.07)***	0.7759 (43.45)***
Kendall-Binario				0.9893 (27.70)**	0.9429 (26.40)**	0.8554 (23.95)*
Kendall-Binario (0)				0.9893 (27.70)**	0.9107 (25.50)*	0.6732 (18.85)

*, **, ***: la hipótesis alternativa de asociación entre ránquings es aceptada al 90%, 95% y 99%, respectivamente

En las últimas tres filas, se muestra el valor del coeficiente de concordancia de Kendall, *W*, el cual permite comparar la asociación entre ordenaciones (vid. Siegel, 1956). Así, en la primera de esas tres filas, se muestra el coeficiente de concordancia entre la ordenación producida por los coeficientes 0 y 0.5, 0, 0.5 y 1.8, y 0, 0.5, 1.8 y 50, respectivamente. Por su parte, en la penúltima fila, la comparación se hace entre pares de ordenaciones consecutivas. Finalmente, en la última fila, se compara la ordenación producida para $\varepsilon = 0$ y cada una de las restantes. En tanto en cuanto $W<1$, se concluye que las ordenaciones son diferentes. Sin embargo, para comprobar la significación de un valor observado de *W*, hemos de hacer uso del test estadístico $\chi^2 = W.T.(N-1)$, donde *T* es el número de ordenaciones que se comparan y *N* el número de elementos que componen cada ordenación. El número de grados de libertad es *N*-1, en nuestro caso, 14. En consecuencia, estadísticamente, sólo aceptamos la hipótesis de no concordancia entre la ordenación producida para $\varepsilon = 0$ y para $\varepsilon = 50$.

En el caso de los play-offs, los resultados obtenidos han sido los siguientes:

TABLA 2: CLASIFICACIÓN DE MÁXIMOS ANOTADORES DE LOS PLAY-OFFS DE LA ACB 2000-1 CUANDO SE TIENE EN CUENTA LA REGULARIDAD

Jugador	*Media*	*Jugador*	*D. E.*	*ε=0.5*	*ε=1.8*	*ε>=50*
Abrams	16.29	Dueñas	3.10	**Jasikevicius**	Jasikevicius	Jasikevicius
Jasikevicius	16.22	Karnisovas	5.28	**Abrams**	**Gasol**	**Bennett**
Gasol	15.67	Jasikevicius	5.36	Gasol	**Abrams**	**Gasol**
Stombergas	14.22	Sonko	5.47	**Bennett**	Bennett	**Dueñas**
Bennett	14.11	Angulo	5.70	**Stombergas**	Stombergas	**Abrams**
Scola	13.78	Mrsic	5.77	Scola	**Sonko**	Sonko
Alexander	12.38	Bennett	6.17	Alexander	**Dueñas**	**Angulo**
Herreros	12.00	Gasol	6.34	**Sonko**	**Mrsic**	**Stombergas**
Sonko	11.57	Alexander	6.46	**Mrsic**	**Angulo**	**Mrsic**
Mrsic	11.43	Stombergas	7.53	**Herreros**	**Scola**	Scola
Karnisovas	11.11	Abrams	7.57	Karnisovas	**Alexander**	**Karnisovas**
Angulo	10.55	Scola	7.82	Angulo	**Karnisovas**	**Alexander**
Foirest	9.89	Lopez	7.97	**Dueñas**	**Herreros**	Herreros
Dueñas	9.89	Herreros	8.49	**Foirest**	Foirest	Foirest
Lopez	9.55	Foirest	8.58	Lopez	Lopez	Lopez
Kendall-Multianual				0.9893 (27.70)**	0.9032 (37.93)***	0.8429 (47.20)***
Kendall-Binario				0.9893 (27.70)**	0.9161 (25.45)**	0.9696 (27.15)*
Kendall-Binario (0)				0.9893 (27.70)**	0.8768 (24.55)*	0.7821 (21.90)

*, **, ***: la hipótesis alternativa de asociación entre ránquings es aceptada al 90%, 95% y 99%, respectivamente

Comparando con la Tabla 1, un primer resultado que cabe destacar es el hecho de la gran cantidad de cambios que también se producen. Por tanto, el hecho de que los play-offs sean la fase decisiva de la temporada no atenúa la irregularidad de los máximos anotadores. Así, Jasikevicius pasa a ser el líder para $\varepsilon = 0.5$, y se mantiene en esa posición para el resto de valores de ε. Sin duda, los casos más significativos son el de Dueñas que de ser antepenúltimo en el ránquing tradicional, pasa a ser el cuarto cuando la regularidad es infinitamente valorada, mientras que, en ese mismo contexto, Abrams es el quinto cuando, para $\varepsilon = 0$, era el líder. Por tanto, Jasikevicius fue el anotador más regular de los play-offs. Finalmente, como en el caso anterior, sólo es estadísticamente significativa la no asociación entre la ordenación producida para $\varepsilon = 0$ y $\varepsilon = 50$.

Referencias

Atkinson, A.B. (1970): "On the measurement of inequality", Journal of Economic Theory, 2, 244-63.

Karni, E., Schmeidler, D. (1990): "Utility theory with uncertainty", en *Handbook of Mathematical Economics*, V.4, Hildenbrand, W., Sonnenschein, H., North-Holland, Amsterdam.

Siegel, S. (1956): *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*, McGraw-Hill, New York.