

Determinantes de la competitividad deportiva: la experiencia de la Premier League 1996-2015

ABSTRACT

Este trabajo busca analizar determinantes de la competitividad deportiva, estimando la relación entre el rendimiento de los equipos en su liga doméstica con respecto a la asistencia promedio de su afición y el gasto salarial realizado por los clubes, bajo un análisis econométrico de datos de panel para las temporadas 1995/1996-2014/2015 de la Premier League, primera división del fútbol profesional de Inglaterra.

Estudios existentes sobre el desempeño deportivo de los equipos de fútbol sugieren que su gasto salarial tiene un efecto positivo en el rendimiento, pero no tienen en cuenta posibles efectos diferenciados de estas erogaciones entre distintos equipos ni otras variables que podrían tener impacto en su competitividad, como la asistencia a sus estadios.

Si bien se encuentra una relación positiva entre el rendimiento de los clubes y el apoyo de su público, la asistencia no resulta significativa a la hora de explicar la variación en la competitividad de los equipos. Bajo un modelo de efectos entre grupos se halla una relación positiva entre los salarios desembolsados y el rendimiento de los equipos, resultados consistentes con la literatura. A su vez, bajo un modelo de efectos fijos no solo se encuentra una relación positiva entre el gasto salarial y los puntos obtenidos en la liga doméstica por los clubes, sino también que existen diferencias significativas entre los equipos. Este hallazgo indicaría que un aumento en el gasto salarial incrementaría el rendimiento de los clubes, aunque no necesariamente dos equipos que realicen la misma inversión en salarios contarán con niveles de competitividad similares a lo largo de una misma temporada.

Palabras clave: competitividad, deporte, economía.

INTRODUCCIÓN

La competitividad es un concepto presente en amplios campos de estudio, desde la economía de las naciones hasta los deportes. En este trabajo se busca analizar los factores que afectan a la competitividad y el desempeño de los equipos deportivos, con el objetivo de comprender de forma más acabada el comportamiento de esta industria y sus implicancias para la gerencia estratégica de los clubes y organizaciones deportivas nacionales y supranacionales.

Siguiendo a Porter (1996), la competitividad está determinada por cuatro atributos fundamentales: condiciones de los factores; condiciones de la demanda; industrias conexas y de apoyo; y estrategia, estructura y rivalidad de las empresas. A través de un modelo econométrico de datos de panel, el estudio se enfoca en los determinantes económicos de la competitividad de los clubes para evaluar su implicancia en los resultados obtenidos.

Estudios existentes sugieren que el gasto salarial de los equipos de fútbol tiene un efecto positivo sobre el desempeño deportivo en sus ligas domésticas. Szymanski y Smith (2010) encuentran esta evidencia para un período de 25 años en la English Football League, la primera división de fútbol profesional en Inglaterra vigente antes de la creación de la Premier League. Si bien Szymanski (2010a), Kuper y Szymanski (2014) y otros autores encuentran la misma relación para análisis concentrados luego de la invención de la Premier League, lo hacen para períodos de tiempo más reducidos (ninguno supera los 10 años). Además de la ausencia de un análisis suficientemente extenso a partir de la reformulación del sistema de competición inglés, ninguno de estos estudios tiene en cuenta posibles heterogeneidades existentes entre los clubes y los efectos que esto podría tener sobre su rendimiento.

En este estudio se busca llenar los referidos vacíos en la literatura, estimando la relación existente entre el rendimiento de los clubes -medido a través de los puntos obtenidos en cada temporada- con respecto a la asistencia promedio del público y el gasto salarial de los equipos, bajo un análisis de datos de panel para las temporadas 1995/1996-2014/2015 de la Premier League. Se presentan los resultados de las estimaciones de efectos de grupo, efectos fijos y efectos aleatorios, con el objetivo de analizar el comportamiento de las variables explicativas y de examinar la existencia de heterogeneidad entre los clubes.

Si bien se encuentra una relación positiva entre el rendimiento y el apoyo del público, la asistencia no resulta significativa a la hora de explicar la variación en los puntos obtenidos por equipo. Bajo un modelo de efectos entre grupos se halla una relación positiva entre los salarios y el rendimiento promedio de los equipos, resultados consistentes con la literatura existente. A su vez, bajo un modelo de efectos fijos no solo se encuentra una relación positiva

entre el gasto salarial y los puntos obtenidos, sino también que existen diferencias significativas en el rendimiento los equipos propias de la heterogeneidad existente entre los mismos. Estos resultados indican que un aumento en el gasto salarial incrementaría el rendimiento de los equipos, aunque no necesariamente dos clubes que realicen la misma inversión salarial contarán con un nivel de competitividad similar a lo largo de una temporada.

MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

Datos

Para el análisis llevado se utilizan datos de panel sobre la Premier League -primera división del fútbol profesional de Inglaterra-, elaborados con información que abarca desde la temporada 1995/1996 hasta la temporada 2014/2015.

Se elige a una liga doméstica por sobre una copa doméstica o una competición internacional, debido a que los equipos disputan la misma cantidad de encuentros y porque se enfrentan todos entre sí en igualdad de condiciones¹. Esto permite eliminar del análisis elementos que podrían distorsionar los resultados, ya que en competiciones que cuentan con un formato de eliminación directa pueden influir factores como la localía o el sorteo.

Tampoco es trivial la elección de la Premier League como la competición a analizar. Si bien se podrían haber analizado otras ligas domésticas, la ventaja con la que cuenta la liga inglesa es que la mayoría de sus equipos se encuentran inscriptos como sociedades limitadas. Esto aumenta la disponibilidad de datos, debido a que todas las compañías del Reino Unido se encuentran registradas en Companies House, que hace públicos los balances anuales de las sociedades, como lo indica *The Companies Act 2006*.²

Por último, si bien la Premier League comenzó a disputarse en la temporada 1992/1993, esta competición contaba con 22 equipos participantes, número que disminuyó a 20 en la temporada 1995/1996. Para contar con el mismo número de equipos participantes en todas las temporadas bajo análisis, se dejan de lado los primeros tres años de la competición y se trabaja con las últimas 20 temporadas para las que se cuenta con información.^{3,4}

¹ Todos los equipos se enfrentan entre sí dos veces, oficiando un encuentro como local y otro como visitante.

² Excepto algunas compañías ilimitadas que cumplen con ciertos requisitos.

³ Existen 4 observaciones para las cuales se encuentran ausentes las variables financieras de los equipos, que fueron excluidas del análisis. Para la temporada 1995/1996 no se encontraron balances del Wimbledon Football Club. En la temporada 1997/1998 el Crystal Palace Football Club, 2001/2002 el Leicester City Football Club y 2009/2010 el Portsmouth Football Club se encontraban bajo administración, por lo que no se cuenta con sus balances.

⁴ Cuando un equipo resulta insolvente o es incapaz de cumplir con sus deudas puede quedar bajo administración, una alternativa que permite evitar la liquidación del club y permanecer en actividad; la compañía entonces pasa a ser manejada por un administrador.

Los datos referidos al rendimiento deportivo y a la asistencia de los equipos se obtienen de la Premier League, mientras que las variables financieras de los clubes se obtienen de los balances anuales de los clubes publicados por Companies House.

Variables

A lo largo del estudio se utiliza a los puntos obtenidos por temporada como variable representativa del desempeño deportivo que tuvo durante el año cada equipo. Aunque otros autores (Hoehn y Szymanski, 1999; Szymanski, 2000; Szymanski y Hall, 2003; Szymanski y Smith, 2010; Szymanski, 2010a; Szymanski, 2010c; Kuper y Szymanski, 2014) utilizan a la posición final del club en la temporada como la variable figurativa, se opta por trabajar con los puntos obtenidos debido a que captan de mejor forma la diferencia de rendimiento existente entre los equipos, mientras que la posición solo les da un orden equidistante.

Como variable para explicar el rendimiento de los equipos se selecciona en primer lugar al gasto en salarios. Debido a que obtener una medida objetiva de la calidad de un plantel resulta compleja, el gasto en salarios suele utilizarse como una aproximación del nivel con el que cuenta la plantilla de un equipo.⁵ Si bien la mayoría de los balances de las instituciones no discrimina qué proporción del gasto en salarios corresponde al plantel, al equipo de entrenadores u otros, existen varias razones que justifican el uso de esta variable.

La principal es que, para los pocos equipos que discriminan los componentes de su gasto salarial, gran parte de estos fondos se dirigen hacia los jugadores -variable que se busca como representativa de la calidad del plantel del club-. Luego siguen en importancia los gastos que genera el cuerpo técnico y de entrenadores, que también tienen un efecto directo sobre el desempeño de los equipos, ya que una plantilla mejor preparada física y tácticamente rinde mejor que una que cuenta con un equipo de técnicos y entrenadores menos capacitados.

Por último, se encuentran los gastos en el resto del personal, que distorsionan la composición de la variable a pesar de su bajo peso, dado que difícilmente tengan un efecto directo y/o significativo en el rendimiento de los equipos. Si bien lo óptimo sería contar con una discriminación de estos tres componentes para poder analizar su efecto por separado, al no contar con esta desagregación se utiliza al gasto total en salarios como variable explicativa.

La segunda variable de interés seleccionada es la asistencia promedio durante la temporada. Es común el argumento de que el poderío de un club no está representado por su facturación,

⁵ Esto no significa que un mayor gasto en jugadores garantice una mejora en la calidad del club y, por ende, un mejor desempeño en las competiciones que se disputan. A pesar de ello, bajo el supuesto de que el mercado laboral en el ámbito deportivo es eficiente, un mayor gasto en jugadores o entrenadores conllevaría un correspondiente aumento en la calidad del plantel o el cuerpo técnico.

ingresos, o gastos, sino por la cantidad de aficionados, socios, o la cantidad de personas que asisten a su estadio. Adicionalmente, también existe el razonamiento de que mientras mayor sea el apoyo de los *fans*, mejor será el rendimiento del club. En el estudio se utiliza a la asistencia como variable representativa del apoyo del público, a pesar que cuenta con la desventaja de que la capacidad de los estadios ha cambiado a lo largo del período de estudio. Se utilizan a todas las variables en términos porcentuales respecto a los totales de la liga, para de esta forma aislar efectos de los cambios en variables nominales -como los salarios- y del incremento en la capacidad de aforo de los estadios.

*Modelos*⁶

A la hora de tratar a los datos de panel existen diferentes enfoques para su análisis: efectos de grupo, efectos fijos y efectos aleatorios.

El primero de ellos, conocido también como modelo agrupado (*pooled*), se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios y resulta adecuado cuando no existen efectos individuales. La principal desventaja de este modelo es que ignora la estructura de panel de los datos, por lo que si efectivamente existe heterogeneidad entre los individuos -equipos de fútbol bajo análisis-, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no será insesgada.⁷

El segundo enfoque, de efectos fijos, resulta adecuado cuando existen diferencias entre los individuos que se mantienen fijas.⁸ Estas diferencias entre individuos pueden surgir de variables omitidas que varían entre individuos pero que no varían a lo largo del tiempo (efectos fijos individuales), de variables omitidas que varían a lo largo del tiempo pero que no varían entre individuos (efectos fijos temporales) o por una combinación de ambos.

Los tres modelos de efectos fijos mencionados anteriormente suelen ser los más utilizados, debido a que son fáciles de estimar y de interpretar. A pesar de ello, cuando el número de individuos es muy grande y el número de períodos se encuentra fijo, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios pierde grados de libertad y eficiencia. Cuando esto sucede se puede optar por otra estrategia, conocida como estimación intra grupos (*within*).⁹ Su principal desventaja es que elimina del análisis a las variables que no varían en el tiempo.

Existe una última alternativa de estimación de efectos fijos, conocida como la regresión de las medias grupales. Para ello utiliza a las medias grupales de las variables dependientes e independientes, reduciendo el número de observaciones.

⁶ Esta sección se basa en Park (2011).

⁷ Por la heterocedasticidad y/o autocorrelación en los residuos que genera la heterogeneidad de los individuos.

⁸ Representadas en el modelo a través de términos independientes.

⁹ En lugar de utilizar variables *dummy*, considera desviaciones respecto a las medias grupales o de cada período.

El tercer enfoque, de efectos aleatorios, se utiliza cuando la heterogeneidad de los individuos se asume como aleatoria.¹⁰ La ventaja de este modelo es que permite que variables que no varían a lo largo del tiempo tengan un rol como variables explicativas. Su desventaja es que omitir alguna de estas variables en la estimación puede llevar a que sea sesgada.¹¹

Selección de modelos

Para probar la existencia de efectos fijos se utiliza una prueba F, mientras que para probar la existencia de efectos aleatorios se utiliza la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch y Pagan (Breusch y Pagan, 1980). Ambas pruebas comparan a los efectos fijos y aleatorios con el modelo de mínimos cuadrados ordinarios (modelo agrupado) para ver si estos mejoran la bondad de ajuste. A la hora de comparar entre la utilización de un modelo de efectos fijos y aleatorios, se utiliza el test de Hausman (Hausman, 1978).

RESULTADOS

Una primera aproximación visual respecto a la relación que existe entre la variable dependiente con las explicativas, refuerza los argumentos presentados anteriormente. En la Figura 1 se observa una relación positiva entre la asistencia promedio y los puntos obtenidos por los equipos en la temporada, lo que favorece la hipótesis de que un mayor apoyo del público aumenta el desempeño deportivo del equipo.

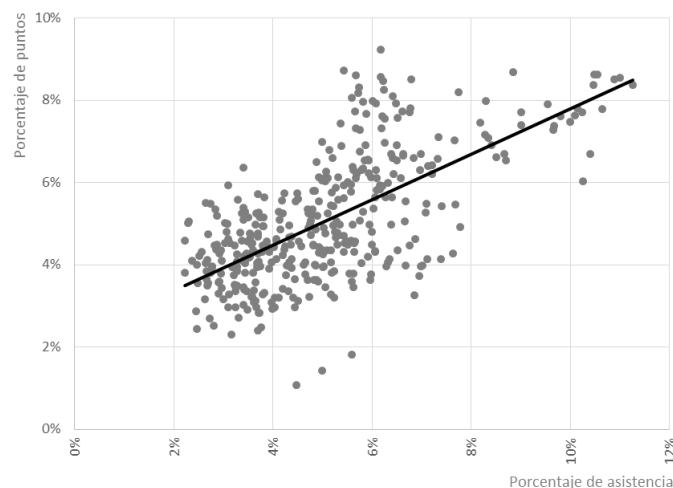


Figura 1: Relación entre asistencia y puntos obtenidos
Fuente: elaboración propia sobre la base de Premier League.

¹⁰ En este caso, la diferencia entre los individuos se capta mediante términos de error en lugar de términos independientes.

¹¹ En este caso, los términos de error de cada individuo están autocorrelacionados, por lo que la estimación vía mínimos cuadrados ordinarios deja de ser insesgada. Cuando la estructura de covarianza de los errores compuestos es conocida, se estima al modelo mediante mínimos cuadrados generalizados; cuando la estructura de covarianza de los errores compuestos no es conocida, se estima al modelo mediante mínimos cuadrados generalizados factibles.

Por su parte, la Figura 2 presenta la misma relación positiva entre el gasto salarial y los puntos obtenidos, y con incluso una menor dispersión en torno al ajuste lineal que se visualiza en comparación con la Figura 1.

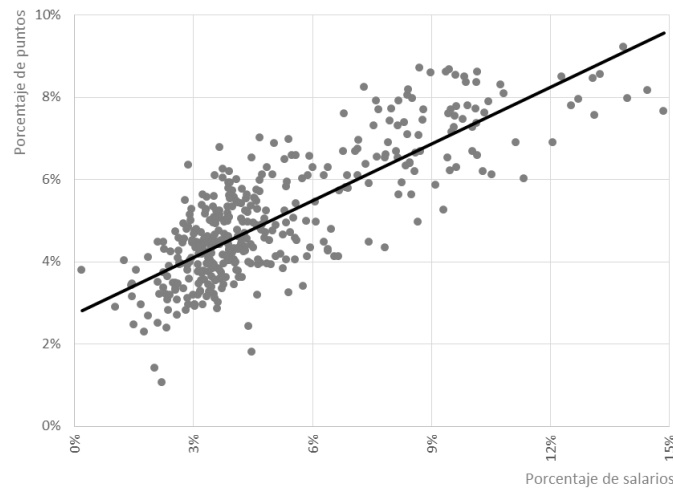


Figura 2: Relación entre salarios y puntos obtenidos

Fuente: elaboración propia sobre la base de Premier League y Companies House.

La Tabla 1 muestra los resultados de las estimaciones para los efectos de grupo y los efectos fijos. Al analizar los resultados de la prueba F con un nivel de significancia de 0,05¹², se rechaza la hipótesis nula del test y se concluye que los efectos fijos son significativos.

La Tabla 1 muestra los resultados del test de Breusch y Pagan, de los cuales se desprende que se rechaza la hipótesis nula debido a que el *p-value* es menor al nivel de significatividad elegido. De esta forma también se concluye que los efectos aleatorios son significativos respecto al modelo de efectos de grupo, descartando definitivamente a este último.

Resta analizar entonces los resultados del test de Hausman para definir si es adecuado utilizar el modelo de efectos fijos o el de efectos aleatorios. Los resultados de esta prueba se encuentran en la Tabla 1, y debido a que el *p-value* es menor al nivel de significatividad elegido se rechaza la hipótesis nula. De esta forma, se concluye que el modelo de efectos aleatorios es sesgado e inconsistente, siendo el de efectos fijos el adecuado.

Una vez definido el modelo de efectos fijos como el adecuado, se procede a analizar la estimación del mismo, presente en la Tabla 1. Se observa que la variable representativa de la asistencia¹³ no resulta significativa en esta especificación. Distintas razones sirven para explicar por qué la variable no es significativa, a pesar de que la Figura 1 indicaba en principio que había una relación positiva entre el apoyo del público y los puntos obtenidos.

¹² A lo largo de todo el estudio se trabaja con un nivel de significancia del 0,05, salvo que se indique lo contrario.

¹³ Porcentaje de asistencia sobre el total de la liga.

Tabla 1: Estimaciones del efecto de la asistencia y los salarios sobre los puntos obtenidos
Variable dependiente: Porcentaje de puntos obtenidos¹⁴

Ecuación	(1)	(2)	(3)
Modelo	Efectos de grupo	Efectos fijos	Efectos aleatorios
Porcentaje de asistencia	0,1415 (0,0353) [0,000]	0,0321 (0,0805) [0,690]	0,1377 (0,0412) [0,001]
Porcentaje de salarios	0,3906 (0,0240) [0,000]	0,3335 (0,0383) [0,000]	0,3844 (0,0273) [0,000]
Intercepto	0,0236 (0,0013) [0,000]	0,0429 (0,0060) [0,000]	0,0239 (0,0016) [0,000]
<i>Dummies</i> de equipos	No	Si	No
<i>Dummies</i> de años	No	No	No
R ²	0,6630	0,7307	
Test F de efectos fijos		2,0462	
Test de Breusch y Pagan			[0,0000]
Test de Hausman [(2) y (3)]		[0,0365]	
Número de observaciones	396	396	396

En primer lugar, el hecho de que se presentaron cambios en la capacidad de los estadios de los clubes en el período de estudio, sumado a la dispersión que mostraba la Figura 1 en torno al ajuste lineal, generaban las primeras sospechas con respecto a la variable. Otro argumento que permite entender por qué esta variable no resulta explicativa del desempeño se encuentra en la Figura 3, que plasma la relación entre la asistencia y los puntos obtenidos para cada equipo por separado. Se aprecia que la pendiente que existe para cada equipo en comparación con la Figura 1 es más modesta, indicando que en realidad la relación entre el apoyo de los *fans* y el rendimiento del equipo no es tan fuerte cuando se tiene en cuenta la heterogeneidad de los equipos. Por último, existe cierto grado de correlación entre las dos variables explicativas -la asistencia y el gasto salarial-. Todas estas razones permiten comprender por qué la asistencia promedio por temporada no resulta significativa en el modelo de efectos fijos para explicar el rendimiento deportivo.

¹⁴ Notas sobre Tabla 1. Errores estándar en paréntesis. *P-values* en corchetes. Datos de puntos y asistencia obtenidos de Premier League, datos salariales obtenidos de Companies House. Los porcentajes se encuentran sobre los totales de la liga por temporada. Tanto el test F como el test de Breusch y Pagan rechazan sus hipótesis nulas, favoreciendo a los efectos fijos y aleatorios por sobre los efectos de grupo. El test de Hausman rechaza su hipótesis nula, por lo que se concluye que el modelo de efectos aleatorios viola uno de los supuestos de Gauss-Markov, siendo su estimación es sesgada e inconsistente, mientras que el modelo de efectos fijos sigue siendo insesgado y consistente. Al ser la variable representativa de la asistencia no significativa bajo el modelo de efectos fijos en la Tabla 2 se reestiman los modelos sin esta variable para obtener una mejor estimación de los parámetros.

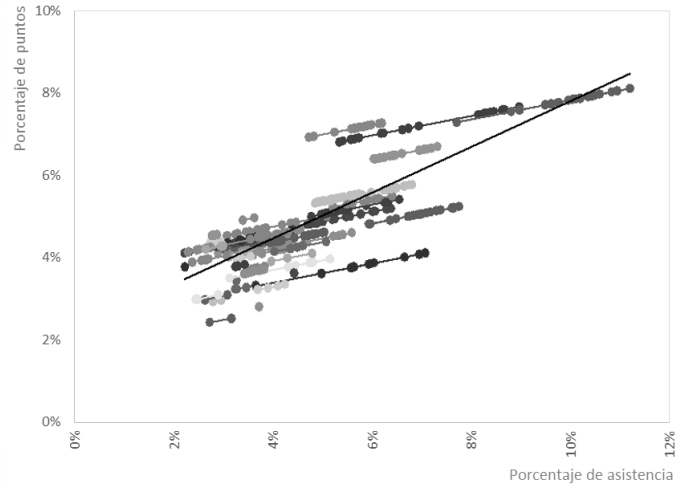


Figura 3: Relación entre asistencia y puntos obtenidos por equipo en la estimación de efectos fijos

Fuente: elaboración propia sobre la base de Premier League.

En relación a la otra variable explicativa, el porcentaje de gasto salarial sobre el total de la liga, se observa lo opuesto, ya que resulta significativa en el modelo de efectos fijos. En comparación con la variable de asistencia, se observa en la Figura 4 que la pendiente que presenta la relación entre el gasto salarial y los puntos obtenidos es mayor en la estimación de efectos fijos, lo que respalda el resultado obtenido.

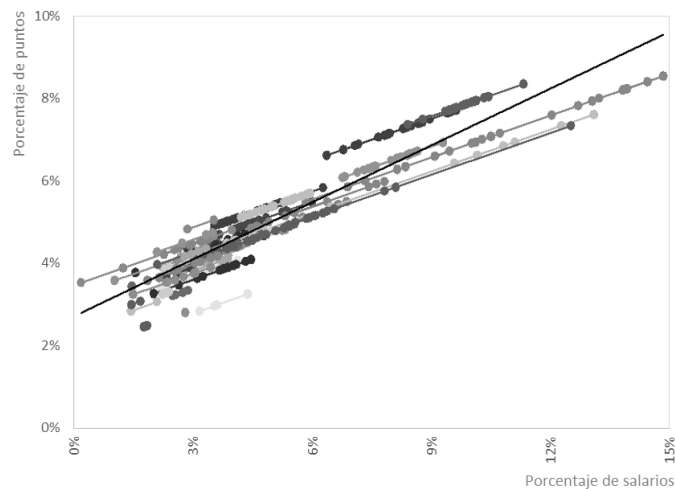


Figura 4: Relación entre salarios y puntos obtenidos por equipo en la estimación de efectos fijos

Fuente: elaboración propia sobre la base de Premier League y Companies House.

Se reestimó el modelo de efectos fijos considerando como única variable explicativa al gasto salarial de los clubes para poder tener una mejor estimación de los parámetros. Se llevaron a cabo las pruebas correspondientes para determinar si este seguía siendo el modelo adecuado luego de la exclusión de la variable de la asistencia promedio por temporada.

La Tabla 2 muestra los resultados de las estimaciones para los efectos de grupo y los efectos fijos teniendo como única variable explicativa a los salarios. La prueba F nuevamente rechaza la hipótesis nula del test y concluye que los efectos fijos son significativos. A su vez, el test del multiplicador de Lagrange de Breusch y Pagan rechaza su hipótesis nula debido a que el *p-value* es menor al nivel de significatividad elegido, concluyendo que los efectos aleatorios son significativos con respecto al modelo de efectos de grupo. Por último, los resultados del test de Hausman rechazan su hipótesis nula, concluyendo que el modelo de efectos aleatorios nuevamente resulta sesgado e inconsistente, siendo el de efectos fijos el adecuado.

La Tabla 2 plasma los resultados definitivos del modelo de efectos fijos. La variable salarial también resulta significativa luego de eliminar del análisis a la variable de asistencia. Se aprecia que bajo este modelo aproximadamente el 73% de la variación de los puntos obtenidos puede ser explicada por el gasto salarial realizado por el equipo. Un aumento en el gasto salarial de un 1% con respecto a los salarios totales pagados por la liga significaría un aumento de 0,3377% en los puntos obtenidos sobre el total de la liga. Si se considera que en la temporada 2014/2015 el gasto salarial conjunto de los equipos fue de 2.020 millones de libras esterlinas¹⁵ y en total los clubes sumaron 1047 puntos, un aumento de 20,2 millones de libras esterlinas en salarios implicaría una cosecha de 3,5354 puntos adicionales en la temporada, manteniéndose el resto de las variables constantes.¹⁶

¹⁵ Este valor se encuentra a precios corrientes.

¹⁶ En lugar de implicar que gastar más dinero en salarios garantizaría un mejor rendimiento, este resultado debe ser interpretado como que el mercado de trabajo en el ámbito deportivo -al menos en la Premier League- es eficiente, ya que mayores salarios se traducen en un mejor rendimiento del equipo -o viceversa-.

Tabla 2: Estimaciones del efecto de los salarios sobre los puntos obtenidos
Variable dependiente: Porcentaje de puntos obtenidos¹⁷

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Modelo	Efectos de grupo	Efectos fijos	Efectos aleatorios	Efectos fijos temporales	Efectos entre grupos
Porcentaje de salarios	0,4599 (0,0170) [0,000]	0,3377 (0,0357) [0,000]	0,4465 (0,0203) [0,000]	0,4591 (0,0174) [0,000]	0,4894 (0,0084) [0,000]
Intercepto	0,0273 (0,0010) [0,000]	0,0448 (0,0035) [0,000]	0,0276 (0,0011) [0,000]	0,0285 (0,0023) [0,000]	0,0258 (0,0005) [0,000]
<i>Dummies</i> de equipos	No	Si	No	No	No
<i>Dummies</i> de años	No	No	No	Si	No
R ²	0,6492	0,7305		0,6505	0,8943
Test F de efectos fijos		2,4625		[1,0000]	
Test de Breusch y Pagan			[0,0000]		
Test de Hausman [(2) y (3)]		[0,0002]			
Número de observaciones	396	396	396	396	44

¹⁷ Notas sobre Tabla 2. Errores estándar en paréntesis. *P-values* en corchetes. Datos de puntos obtenidos de Premier League, datos salariales obtenidos de Companies House. Los porcentajes se encuentran sobre los totales de la liga por temporada. Tanto el test F como el test de Breusch y Pagan rechazan sus hipótesis nulas, favoreciendo a los efectos fijos y aleatorios por sobre los efectos de grupo. El test de Hausman rechaza su hipótesis nula, por lo que se concluye que el modelo de efectos aleatorios viola uno de los supuestos de Gauss-Markov, siendo su estimación sesgada e inconsistente, mientras que el modelo de efectos fijos sigue siendo insesgado y consistente. El test F de efectos fijos temporales obtiene un *p-value* suficientemente elevado para no rechazar su hipótesis nula, concluyendo en que no es necesario estimar un modelo de efectos fijos individuales y temporales. Por último, se presenta la estimación de los efectos entre grupos, donde se obtienen los mismos resultados que autores que no analizan heterogeneidad entre equipos; este modelo cuenta con 44 observaciones debido a que se lleva a cabo con las medias grupales de cada variable, lo que reduce el número de observaciones al número de equipos bajo estudio.

Al analizar los coeficientes de las variables *dummy* de la Tabla 3 se observa que algunos de ellos resultan ser no significativos (debido a que su *p-value* es superior al nivel de significancia del 0,05). Esto ocurre debido a que la diferencia entre los equipos representados por esas variables *dummies* con el equipo que no está representado por una variable *dummy*¹⁸ no es significativa; de todos modos se decide utilizar a los parámetros estimados para obtener los puntos base de cada equipo.¹⁹ Si se considera que el promedio de puntos totales obtenidos por los equipos durante el período de 20 años de análisis es de 1040 puntos, se tendría que los equipos obtienen de base los puntos que se observan en la última columna de la Tabla 3.

Manchester United y Arsenal cuentan con una ventaja importante con respecto a sus rivales - tienen una base de 6 puntos por encima de sus inmediatos perseguidores-, algo que se condice con los resultados obtenidos por ambos clubes, que conquistaron 14 temporadas y salieron subcampeones de otras 9 en las 20 temporadas que se encuentran bajo análisis. Adicionalmente, se observa que la diferencia entre el mayor y menor intercepto es de 30 puntos -o visto de otra forma, de 10 victorias-, por lo que buena parte de las diferencias en el desempeño deportivo se explican por heterogeneidades propias de los equipos -cultura futbolística, estilos de juego, etc.- que no son observadas por el modelo. De esta manera, si bien un mayor gasto salarial incrementaría el rendimiento deportivo, dos equipos que realicen el mismo gasto no necesariamente obtendrían la misma cantidad puntos en una temporada.

Tabla 3: Parámetros estimados por equipo bajo el modelo de efectos fijos²⁰

Equipo	Parámetro estimado	Error estándar	<i>P-value</i>	Porcentaje de puntos	Puntos base
Manchester United	0,0006	(0,0027)	[0,838]	4,54%	47,20
Arsenal	-	-	-	4,48%	46,62
Ipswich Town	-0,0060	(0,0065)	[0,353]	3,88%	40,34
Liverpool	-0,0067	(0,0027)	[0,012]	3,81%	39,61
Everton	-0,0076	(0,0030)	[0,012]	3,72%	38,73
Tottenham Hotspur	-0,0078	(0,0029)	[0,007]	3,70%	38,55
Swansea City	-0,0090	(0,0050)	[0,070]	3,58%	37,21

¹⁸ El equipo que no está representado por ninguna variable *dummy* es Arsenal.

¹⁹ Estos valores pueden ser interpretados como los puntos que obtendría cada uno de los equipos de no realizar gastos en salarios.

²⁰ Notas sobre Tabla 3. Errores estándar en paréntesis. *P-values* en corchetes. Datos de puntos obtenidos de Premier League, datos salariales obtenidos de Companies House. Al analizar los coeficientes de las variables *dummy* se observa que algunas de ellas resultan ser no significativas (debido a que su *p-value* es superior al nivel de significancia del 0,05). Esto ocurre debido a que la diferencia entre los equipos representados por esas variables *dummies* con el equipo que no está representado por una variable *dummy* no es significativa; de todos modos, se decide utilizar a los parámetros estimados para obtener los puntos base con los que cuenta cada equipo. La suma de los porcentajes no es 1 debido a que se muestran los 44 equipos que participaron en las 20 temporadas de la Premier League bajo análisis, mientras que en cada temporada solo participan 20 equipos. Los puntos base de cada equipo se obtienen al multiplicar los interceptos obtenidos por el promedio de puntos totales que se obtuvieron en las 20 temporadas de la Premier League analizadas.

Tabla 3: Parámetros estimados por equipo bajo el modelo de efectos fijos²⁰

Equipo	Parámetro estimado	Error estándar	<i>P-value</i>	Porcentaje de puntos	Puntos base
Chelsea	-0,0094	(0,0028)	[0,001]	3,54%	36,83
Southampton	-0,0100	(0,0036)	[0,005]	3,48%	36,21
Aston Villa	-0,0100	(0,0030)	[0,001]	3,48%	36,18
Stoke City	-0,0101	(0,0041)	[0,015]	3,47%	36,13
Leeds United	-0,0112	(0,0035)	[0,001]	3,36%	34,93
Charlton Athletic	-0,0121	(0,0039)	[0,002]	3,27%	34,01
Leicester City	-0,0121	(0,0040)	[0,003]	3,27%	34,00
Blackpool	-0,0121	(0,0089)	[0,175]	3,27%	33,98
Bolton Wanderers	-0,0123	(0,0035)	[0,001]	3,25%	33,78
Wimbledon	-0,0124	(0,0050)	[0,013]	3,24%	33,74
Manchester City	-0,0128	(0,0029)	[0,000]	3,20%	33,31
Birmingham City	-0,0129	(0,0042)	[0,002]	3,19%	33,19
Blackburn Rovers	-0,0130	(0,0032)	[0,000]	3,18%	33,14
Newcastle United	-0,0136	(0,0028)	[0,000]	3,12%	32,43
Portsmouth	-0,0137	(0,0042)	[0,001]	3,11%	32,36
Crystal Palace	-0,0138	(0,0056)	[0,014]	3,10%	32,24
West Ham United	-0,0140	(0,0031)	[0,000]	3,08%	32,05
Fulham	-0,0143	(0,0034)	[0,000]	3,05%	31,74
Sheffield Wednesday	-0,0144	(0,0045)	[0,002]	3,05%	31,69
Middlesbrough	-0,0145	(0,0034)	[0,000]	3,03%	31,55
Wigan Athletic	-0,0151	(0,0040)	[0,000]	2,97%	30,94
Barnsley	-0,0152	(0,0090)	[0,091]	2,96%	30,84
Norwich City	-0,0155	(0,0050)	[0,002]	2,93%	30,50
Reading	-0,0158	(0,0056)	[0,005]	2,90%	30,17
Coventry City	-0,0159	(0,0043)	[0,000]	2,89%	30,04
Sheffield United	-0,0163	(0,0089)	[0,067]	2,85%	29,67
Nottingham Forest	-0,0166	(0,0055)	[0,003]	2,82%	29,36
West Bromwich Albion	-0,0173	(0,0039)	[0,000]	2,75%	28,65
Derby County	-0,0179	(0,0041)	[0,000]	2,69%	28,01
Sunderland	-0,0188	(0,0034)	[0,000]	2,60%	27,04
Burnley	-0,0196	(0,0067)	[0,004]	2,52%	26,25
Wolverhampton Wanderers	-0,0197	(0,0051)	[0,000]	2,51%	26,15
Hull City	-0,0210	(0,0050)	[0,000]	2,38%	24,79
Bradford City	-0,0211	(0,0067)	[0,002]	2,37%	24,68
Watford	-0,0260	(0,0066)	[0,000]	1,88%	19,54
Cardiff City	-0,0260	(0,0088)	[0,003]	1,88%	19,53
Queens Park Rangers	-0,0269	(0,0049)	[0,000]	1,79%	18,58

La Tabla 2 también muestra el resultado de la estimación de efectos fijos temporales, donde se puede apreciar que estos no son significativos debido a que el resultado del test rechaza su existencia, algo esperable dada la transformación realizada a las variables.

Por último, se presentan los resultados de la estimación entre grupos (*between*). La Figura 5 muestra la relación existente entre el gasto salarial y los puntos obtenidos en promedio por cada equipo, en la que se observa la relación positiva entre las variables.

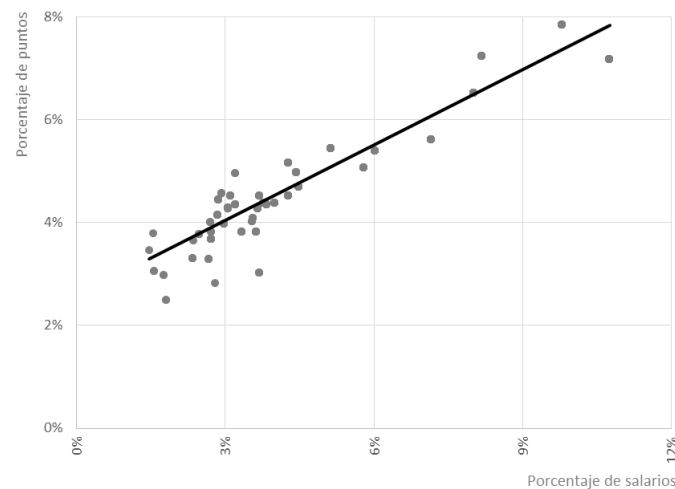


Figura 5: Relación entre salarios y puntos obtenidos en promedio por equipo

Fuente: elaboración propia sobre la base de Premier League y Companies House.

Esta estimación cuenta con menos observaciones debido a que utiliza los valores promedios de las variables por equipo, reduciendo de este modo el número de observaciones a la cantidad de clubes que se encuentran bajo análisis. Bajo esta especificación se encuentra que los salarios explican aproximadamente un 90% de la variación en los puntos obtenidos, resultado que se condice con lo obtenido por otros autores para otros períodos de estudio y que no tienen en cuenta la heterogeneidad existente entre los equipos (Hoehn y Szymanski, 1999; Szymanski, 2000; Kuper y Szymanski, 2014), como lo indica la Tabla 2.

CONCLUSIÓN

Los resultados obtenidos indican que, bajo un modelo de efectos fijos, existe una relación positiva y significativa entre el gasto salarial y el rendimiento deportivo de los clubes, presentándose también diferencias significativas en la competitividad de los equipos propias de la heterogeneidad existente entre ellos. A su vez, si bien existe una relación positiva entre la asistencia y los puntos obtenidos por los equipos, ésta no es significativa.

En el modelo de efectos fijos individuales se obtiene que el gasto salarial explica un 73% de la variación en los puntos obtenidos. Un aumento en el gasto salarial de un 1% con respecto a los salarios totales pagados por la liga significaría un aumento de 0,3377% en los puntos obtenidos sobre el total de la liga. Considerando que en la temporada 2014/2015 el gasto salarial conjunto de los equipos fue de 2.020 millones de libras esterlinas y en total los clubes sumaron 1047 puntos, un aumento de 20,2 millones de libras esterlinas en salarios

significaría una cosecha de 3,5354 puntos adicionales en la temporada, manteniéndose el resto de las variables constantes. Se puede observar que Manchester United y Arsenal cuentan con una ventaja importante con respecto a sus rivales, algo que se condice con los resultados obtenidos por ambos clubes, que conquistaron 14 temporadas y salieron subcampeones de otras 9 en las 20 temporadas que se encuentran bajo análisis. Una parte importante de las diferencias en el desempeño deportivo se relaciona con las heterogeneidades propias de los equipos, y no por la capacidad económica de los mismos.

Estos resultados indican que un aumento en el gasto salarial incrementa el rendimiento de los equipos, pero que dos equipos que realicen la misma inversión en salarios pueden concluir con diferencias considerables en los puntos obtenidos en cada temporada. Si bien un mayor poderío económico puede elevar el rendimiento, no necesariamente una política de redistribución más progresiva de los ingresos de las ligas, creación de estrictas reglas de *fair play* financiero, o introducción de topes salariales a los equipos y/o jugadores pueda traducirse en un aumento significativo de la competitividad de las ligas, debido a que existe una base importante de puntos que obtienen los clubes que no puede ser explicada por sus capacidades financieras y se origina en otros factores no económicos, relacionados a las heterogeneidades propias de los clubes.

Por otra parte, los resultados obtenidos en la regresión de las medias grupales concuerdan con los obtenidos por otros autores que no tienen en cuenta a las heterogeneidades existentes entre los equipos (Hoehn y Szymanski, 1999; Szymanski, 2000; Kuper y Szymanski, 2014), e indican que el gasto en salarios por parte de los equipos explica casi el 90% de la variación que presentan los puntos obtenidos por temporada.

Las principales limitaciones del estudio se centran en torno de las variables explicativas, al utilizar variables que representan indirectamente a la calidad del plantel y al apoyo del público: el gasto salarial y la asistencia promedio por temporada. A su vez, se podría perfeccionar el análisis separando el gasto salarial respecto a sus destinos -jugadores, técnicos/entrenadores y el resto del personal-; debido a la forma de presentación de los balances en Companies House, no pudo realizarse esta desagregación. Por último, aumentar el número de variables explicativas podría permitir una interpretación más amplia de los factores que afectan al desempeño deportivo de los equipos. Debido a la escasa información disponible y la forma en que se encuentra presentada, estos objetivos no pueden ser cumplidos en este estudio. Extender el análisis mediante la mejora o adición de variables explicativas, competiciones de otros países, otros deportes y/o un modelo más complejo resultan de interés para analizar la competitividad deportiva de una manera más acabada.

REFERENCIAS

- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Companies House. (2016). Filing History. Recuperado de: <http://beta.companieshouse.gov.uk>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- Hoehn, T., & Szymanski, S. (1999). The americanization of European football. *Economic Policy*, 14(28), 204-240.
- Kuper, S., & Szymanski, S. (2014). *Soccernomics: Why England Loses, Why Spain, Germany, and Brazil Win, and Why the US, Japan, Australia and Even Iraq Are Destined to Become the Kings of the World's Most Popular Sport*. Nation Books.
- Park, H. M. (2011). Practical guides to panel data modeling: a step-by-step analysis using stata. *Public Management & Policy Analysis Program, International University of Japan*.
- Porter, M. E. (1996). What Is Strategy? *Harvard Business Review*, 74(6), 61-78.
- Premier League. (2016). Recuperado de: <http://www.premierleague.com>
- Szymanski, S. (2000). A market test for discrimination in the English professional soccer leagues. *Journal of Political Economy*, 108(3), 590-603.
- Szymanski, S. (2001). Income inequality, competitive balance and the attractiveness of team sports: Some evidence and a natural experiment from English soccer. *The Economic Journal*, 111(469), 69-84.
- Szymanski, S., & Hall, S. (2003). Making money out of football. *Journal of Economic Literature*.
- Szymanski, S., & Smith, R. (2010). The English football industry: profit, performance and industrial structure. In *Football Economics and Policy* (pp. 1-26). Palgrave Macmillan UK.
- Szymanski, S. (2010). The market for soccer players in England after Bosman: winners and losers. In *Football Economics and Policy* (pp. 27-51). Palgrave Macmillan UK.
- Szymanski, S. (2010). *Football economics and policy*. Palgrave Macmillan.
- Szymanski, S. (2010). Commercial football and the economic cycle. In *Optimal Strategies in Sports Economics and Management* (pp. 187-197). Springer Berlin Heidelberg.
- Parliament, U. K. (2006). Companies Act 2006. *Cabinet Office*. Recuperado de <http://www.legislation.gov.uk/ukpga/2006/46/contents>