

Influencia de las variables contextuales y de juego en el rendimiento de los equipos de hockey sobre patines

Jordi Arboix Alió

<http://hdl.handle.net/10803/673671>

ADVERTIMENT. L'accés als continguts d'aquesta tesi doctoral i la seva utilització ha de respectar els drets de la persona autora. Pot ser utilitzada per a consulta o estudi personal, així com en activitats o materials d'investigació i docència en els termes establerts a l'art. 32 del Text Refós de la Llei de Propietat Intel·lectual (RDL 1/1996). Per altres utilitzacions es requereix l'autorització prèvia i expressa de la persona autora. En qualsevol cas, en la utilització dels seus continguts caldrà indicar de forma clara el nom i cognoms de la persona autora i el títol de la tesi doctoral. No s'autoritza la seva reproducció o altres formes d'explotació efectuades amb finalitats de lucre ni la seva comunicació pública des d'un lloc aliè al servei TDX. Tampoc s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant als continguts de la tesi com als seus resums i índexs.

ADVERTENCIA. El acceso a los contenidos de esta tesis doctoral y su utilización debe respetar los derechos de la persona autora. Puede ser utilizada para consulta o estudio personal, así como en actividades o materiales de investigación y docencia en los términos establecidos en el art. 32 del Texto Refundido de la Ley de Propiedad Intelectual (RDL 1/1996). Para otros usos se requiere la autorización previa y expresa de la persona autora. En cualquier caso, en la utilización de sus contenidos se deberá indicar de forma clara el nombre y apellidos de la persona autora y el título de la tesis doctoral. No se autoriza su reproducción u otras formas de explotación efectuadas con fines lucrativos ni su comunicación pública desde un sitio ajeno al servicio TDR. Tampoco se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al contenido de la tesis como a sus resúmenes e índices.

WARNING. The access to the contents of this doctoral thesis and its use must respect the rights of the author. It can be used for reference or private study, as well as research and learning activities or materials in the terms established by the 32nd article of the Spanish Consolidated Copyright Act (RDL 1/1996). Express and previous authorization of the author is required for any other uses. In any case, when using its content, full name of the author and title of the thesis must be clearly indicated. Reproduction or other forms of for profit use or public communication from outside TDX service is not allowed. Presentation of its content in a window or frame external to TDX (framing) is not authorized either. These rights affect both the content of the thesis and its abstracts and indexes.

TESIS DOCTORAL

Título	Influencia de las variables contextuales y de juego en el rendimiento de los equipos de hockey sobre patines
Realizada por	Jordi Arboix-Alió
en el Centro	Facultad de Psicología, Ciencias de la Educación y del Deporte Blanquerna
y en Departamento	el Ciències de l'Activitat Física i de l'Esport
Dirigida por	Dr. Bernat Buscà Safont-Tria

“Som el que fem repetidament. L'excel·lència, per tant, no és un acte, sinó un hàbit”

Aristòtil (384 aC – 322aC)

"Success consists of going from failure to failure without loss of enthusiasm."

Winston Churchill (1874-1965)

“If you're not prepared to be wrong, you'll never come up with anything original”

Ken Robinson (1950-2020)

FINANCIACIÓN

Esta tesis doctoral ha sido becada por la Fundació Blanquerna, Universidad Ramon

Llull con la beca número PIF1920-GRIES

AGRADECIMIENTOS

Permitidme que este apartado tenga una intención muy personal y me dirija a todas aquellas personas (familia, amigos, compañeros de equipo, compañeros de profesión, etc.) con los que tantos ratos hemos compartido y que me han acompañado a lo largo de este viaje que supone la realización de una tesis doctoral.

Permeteu-me que aquest apartat tingui una intenció molt personal i em dirigeixi a totes aquelles persones (família, amics, companys d'equip, companys de professió, etc.) amb els que tantes estones hem compartit i que m'han acompanyat al llarg d'aquest viatge que suposa la realització d'una tesi doctoral.

- En primer lloc als meus pares, **Adrià** i **Fina**. Gràcies pel clima cultural que sempre hi ha hagut a casa, per inculcar-me des de petit la importància dels estudis i per donar-me sempre tot allò que m'ha fet falta per a poder tenir una bona educació. Gràcies per tot el recolzament i amor incondicional, per ensenyar-me que les coses s'han de guanyar a base de treball i per tots els valors que mai podré aprendre en els llibres.
- A la meva germana **Alba**, per ser una lluitadora incansable i per haver-me contagiats amb els anys part del seu caràcter guanyador, el qual no vaig tenir la sort d'adquirir per via genètica. Gràcies també al meu cunyat **Julio** i al meu nebot **Enric** pels bons moments que hem compartit.

- A la **Mariona**, per fer-me sempre costat en els bons moments com en els no tant bons, per entendre i compartir les meves passions, i per recolzar-me cada dia en tots els meus projectes professionals i personals. Gràcies per tots aquests moments i sobretot per tots els que vindran.
- Al meu director, el **Dr. Bernat Buscà** per l'orientació, la transmissió de coneixement, la disponibilitat i la confiança constant. Gràcies per guiar-me pacientment en tot aquest dificultós procés, per ser tant exigent, per fer-me pensar i per fer-me créixer en l'esperit crític. Perquè escollir-lo a ell com a director de tesi ha estat un dels millors encerts, per la seva qualitat investigadora però sobretot per la seva qualitat humana.
- Al **Dr. Guillem Trabal**, ídol esportiu d'infantesa i company de recerca a l'actualitat, per ensenyar-me que l'excel·lència esportiva pot anar acompanyada de l'excel·lència acadèmica i sobretot amb la humilitat i amb el ser bona persona. Gràcies per haver estat un exemple i una font d'inspiració per tants jugadors d'hoquei al llarg de tots aquests anys.
- A la **Dra. Azahara Fort** per iniciar-me en el món de la recerca i ajudar-me a fer les meves primeres passes. Gràcies per tots aquests moments: per les visites a la Blume, per les estones compartides de docència, per totes les videotrucades fetes; i també per tots els moments que estan per venir. Mai trencar un *iPad* havia resultat tant profitós.

- Al futur **Dr. Joan Aguilera**, company de promoció i company de recerques, però sobretot amic incondicional des del primer dia que vam començar a estudiar 1r de carrera.
- Al **Dr. Raúl Hileo** per la seva ajuda amb l'estadística i pels coneixements que m'ha transmès. Ha estat una sort conèixer-te durant el tram final d'aquesta tesi.
- A la resta de co-autors dels articles, **Dr. Javier Peña**, **Dr. João Valente-Dos-Santos**, **Adrià Miró** i **Maria-José Sánchez**. Moltes gràcies per la vostra inestimable ajuda, per a fer-me créixer amb els vostres consells, amb l'exigència per a fer cada pas amb coherència i diligència.
- Al **Dr. Xavier Pujadas**, IP del GRIES, per la seva ajuda durant el procés d'admissió al doctorat i la posterior concessió de la beca PIF.
- A la **Núria Vila** i a la **Maite Sanjosé** per ajudar-me al llarg de tots aquests anys amb la complicada gestió dels meus horaris. Gràcies per entendre les meves motivacions, per posar-me facilitats i per ser unes fermes defensores de la matèria de *Physical Education*.
- Al **Sergio Marcaida** per ser un exemple de vitalitat, d'energia i del que significa sentir passió per la docència. Gràcies per ser tant bon company, per compartir el teu saber sobre l'Educació Física i per dignificar la professió de la

manera com ho fas dia rere dia. Però sobretot, gràcies per ensenyar-me que malgrat les dificultats de la vida, sempre podem trobar motius per somriure.

- A la **FPCEE Blanquerna** per la confiança, on he pogut realitzar els meus primers passos en l'apassionant àmbit de la docència universitària i de la recerca científica. Gràcies també a tot el professorat per fer el dia a dia molt més fàcil.
- A tots els entrenadors d'hoquei que he tingut al llarg de la meva vida esportiva per ajudar-me a ser millor jugador i millor esportista. Menció especial al **Sr. Joan Vila**, pels coneixements i valors transmesos en una etapa tant transcendental com és l'adolescència.
- A tots els meus companys d'equip que tinc i que he tingut, els quals en menor o major mesura han "patit" en primera persona la meva dèria per la recerca en les ciències de l'esport. Gràcies Cesc, germans Aubets, Víctor, Martí i tants d'altres, per deixar-vos electrocutar, punxar, vibrar i innovar amb vosaltres sempre que us ho he demanat.
- Als Manel, Antonia Font, Txarango, Joan Dausà, la Pegatina, Sense Sal i tants d'altres per posar banda sonora i alegria a aquesta tesi en els moments complicats.

- A tots els meus amics per l'alegria de viure i suport que mai m'ha faltat. Sense ells hagués estat més difícil superar aquest llarg i feixuc procés.
- I finalment, gràcies a l'hoquei. Gràcies per ser-hi sempre present des que amb tres anys vaig posar-me els primers patins. Sense ell, no hauria fet tants amics, no hauria conegut a tanta gent interessant, no hauria desenvolupat la meua carrera professional en l'àmbit de les ciències de l'esport i sobretot no hauria viscut tants bons moments.

ÍNDICE

AGRADECIMIENTOS	6
LISTADO DE ESTUDIOS	13
LISTADO DE ABREVIATURAS	16
LISTADO TABLAS	17
LISTADO FIGURAS	19
RESUMEN.....	20
JUSTIFICACIÓN	26
INTRODUCCIÓN Y ANTECEDENTES.....	27
BLOQUE 1: LAS VARIABLES CONTEXTUALES EN EL DEPORTE	29
BLOQUE 2: LAS JUGADAS A PELOTA PARADA.....	34
BLOQUE 3: EL EQUILIBRIO COMPETITIVO EN LAS LIGAS DEPORTIVAS	35
BLOQUE 4: EL MATCH ANALYSIS Y GÉNERO	36
OBJETIVOS	38
METODO Y RESULTADOS	41
ESTUDIO I.	42
ESTUDIO II.	46
ESTUDIO III.	52
ESTUDIO IV.	57
ESTUDIO V.	65
ESTUDIO VI.	75
ESTUDIO VII.	81
ESTUDIO VIII.	89
ESTUDIO IX.	96
ESTUDIO X.	101
ESTUDIO XI.	105
DISCUSIÓN	109
BLOQUE 1: LAS VARIABLES CONTEXTUALES EN EL HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios I, II, III, IV y V)	109
BLOQUE 2: LAS JUGADAS A PELOTA PARADA EN EL HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios VI, VII y VIII).....	119
BLOQUE 3: EQUILIBRIO COMPETITIVO EN LAS LIGAS DE HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios IX y XI).....	132
BLOQUE 4: VARIABLES DE RENDIMIENTO Y GÉNERO EN EL HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios X y XI).....	134
CONCLUSIONES.....	138
LIMITACIONES Y LÍNEAS FUTURAS DE INVESTIGACIÓN	141
REFERENCIAS	143
ANEXO: ESTUDIOS	163
ESTUDIO I: Analysis of the home advantage in roller hockey	164

ESTUDIO II: Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.....	175
ESTUDIO III: Multivariable analysis of key performance indicators in rink hockey	188
ESTUDIO IV: Situational variables in elite rink hockey: Effect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome.	213
ESTUDIO V: The behaviour of home advantage during the COVID-19 pandemic in European rink-hockey leagues.....	246
ESTUDIO VI: Analysis of the individual set-pieces influence on the teams' ranking in rink hockey.....	261
ESTUDIO VII: The influence of individual set-pieces in elite rink hockey match outcomes	270
ESTUDIO VIII: The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey.....	281
ESTUDIO IX: Competitive balance in male European rink hockey leagues.....	307
ESTUDIO X: Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league	314
ESTUDIO XI: Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues.....	324

LISTADO DE ESTUDIOS

Entre los estudios presentados en el apartado de publicaciones, los aceptados en acceso abierto se muestran en el formato original, mientras que los aceptados en acceso limitado se muestran en el formato de la versión aceptada (con el objetivo de respetar los derechos editoriales de las revistas). Por último, los artículos bajo revisión se presentan en formato de última versión tal como se envían a la revista.

Estudio I. Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in roller hockey. *Journal of Sport and Health Research*, 3(11), 263–272.

Estudio II. Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en hockey sobre patines. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 3(18), 220–231.

Estudio III. Arboix-Alió, J., Trabal, G., Buscà, B., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., Sánchez-López, M. & Peña, J. (2022). Multivariable analysis of key performance indicators in rink hockey. *Apunts Educació Física i Esports*, 1(147).

Estudio IV. Arboix-Alió, J., Aguilera-Castells, J., Buscà, B., Miró, A., Hileno, R., Trabal, G. & Peña, J. (2021). Situational variables in elite rink hockey: Effect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome. *International Journal of Performance Analysis in Sport*. 00(00), 1–15. <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1976057>

Estudio V. Arboix-Alió, J., Trabal, G., Buscà, B., Peña, J., & Hileno, R. (under review). The behaviour of home advantage during the COVID-19 pandemic in European rink-hockey leagues. *International Journal of Environmental Research and Public Health*

Estudio VI. Arboix-Alió, J., Trabal, G., Aguilera-Castells, J., & Buscà, B. (2021). Analysis of the individual set-pieces influence on the teams' ranking in rink hockey. *Journal of Human Kinetics*. 79(1), 229–236. <https://doi.org/10.2478/hukin-2021-0076>

Estudio VII. Arboix-Alió, J., Trabal, G., Hileno, R., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., & Buscà, B. (2021). The influence of individual set-pieces in elite rink hockey match outcomes. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 18(23), 12368. <https://doi.org/10.3390/ijerph182312368>

Estudio VIII. Arboix-Alió, J., Trabal, G., Valente-Dos-Santos, J., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., & Buscà, B. (2021). The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 21(3), 336–347. <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1890525>

Estudio IX. Arboix-Alió, J., Buscà, B., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., Trabal, G. & Peña, J. (2021). Competitive balance in male European rink hockey leagues. *Apunts Educació Física i Esports*. 3(145), 75–80. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2021/3\).145.05](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/3).145.05)

Estudio X. Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J., & Sánchez-López, M.J. (2020). Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 20(1), 181–189. <https://doi.org/10.6018/cpd.363041>

Estudio XI. Arboix-Alió, J., Buscà, B., & Aguilera-Castells, J. (2019). Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues. *Journal of Physical Education and Sport*, 19(2), 1200–1204. <https://doi.org/10.7752/jpes.2019.02174>

LISTADO DE ABREVIATURAS

HA: *Home Advantage*

FDH: Free Direct Hit = Falta directa

PEN: Penalti

BC = Balance Competitivo

DPA = Diferencia de Puntos Acumulada

OR = *Odds ratio*

LISTADO TABLAS

Tabla 1 Listado de estudios efectuados con su número muestral y tipo de competición deportiva analizada.....	41
Tabla 2. Comparación de los indicadores de la ventaja de jugar en casa (HA) entre reglamentos. Datos expresados en promedio \pm DE.....	45
Tabla 3. Ventaja de marcar primero y probabilidad de ganar, empatar o perder para el equipo que marca primero según la categoría en hockey sobre patines.....	49
Tabla 4. Ventaja de marcar primero al jugar como local y como visitante según la categoría en hockey sobre patines.....	50
Tabla 5. Porcentaje de victorias, empates o derrotas en relación con el resultado de la media parte.....	54
Tabla 6. Estadística descriptiva y porcentaje de variables del juego sobre el resultado del partido.	55
Tabla 7. Resultados del análisis multivariado. Efectos de ganar en la media parte, marcar primero, localización del partido y victoria en la media parte por más de un gol.....	55
Tabla 8. Propiedades de las variables analizadas.....	57
Tabla 9. Análisis descriptivo e inferencial de las variables categóricas.....	60
Tabla 10. Estadísticas e índices de bondad de ajuste para los cinco modelos con el AIC más bajo.	61
Tabla 11. Parámetros del modelo seleccionado para predecir el resultado del partido.	63
Tabla 12. Predicciones de la probabilidad de ganar un partido en las 32 situaciones más frecuentes.....	64
Tabla 13. Propiedades de las variables analizadas.....	66
Tabla 14. Análisis descriptivo de las variables del partido según la localización del partido y la presencia de público. Los datos representan eventos por partido para cada equipo y se muestran como media \pm DE.	69
Tabla 15. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de goles marcados en las diferentes ligas y situaciones competitivas.	71
Tabla 16. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de jugadas a balón parado en las diferentes ligas y situaciones competitivas.	72
Tabla 17. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de faltas cometidas en las diferentes ligas y situaciones competitivas.....	73
Tabla 18. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de tarjetas recibidas en las diferentes ligas y situaciones competitivas.....	74
Tabla 19. Análisis descriptivo de las acciones a pelota parada según el grupo de los equipos. Los datos se muestran en media \pm DE.....	78
Tabla 20. Correlación de Pearson entre los puntos finales de los equipos y las acciones a pelota parada ofensivas.....	79
Tabla 21. Correlación de Pearson entre los puntos finales de los equipos y las acciones a pelota parada defensivas.....	80
Tabla 22. Resultados correspondientes al diseño de generalizabilidad [Categorías] [Acciones a pelota parada].....	82
Tabla 23. Descripción de las variables analizadas.	83
Tabla 24. Principales modelos de regresión logística estimados.	87
Tabla 25. Criterios y categorías del instrumento de observación.	90

Tabla 26. Estadística descriptiva y porcentajes de FDH y resultados de la regresión logística.....	94
Tabla 27. Estadística descriptiva y porcentajes de los PEN y resultados de la regresión logística.....	95
Tabla 28. Análisis descriptivo de los valores de DPA de cada liga y temporada. Los valores totales se expresan en la media \pm DE.....	98
Tabla 29. Equipos campeones, número de campeonatos y posición media entre las temporadas 2009-2010 y 2018-2019.....	100
Tabla 30. Estadísticos descriptivos y comparaciones entre géneros para <i>Home Advantage</i>	103
Tabla 31. Comparación del número de goles marcados por partido expresado como Media (\pm DE).....	104
Tabla 32. Análisis descriptivo de los valores de APD para cada liga y temporada. Los valores totales se expresan en media \pm DE.....	107
Tabla 33. Equipos campeones, número de campeonatos y posición media de las temporadas 2009-2010 a 2017-2018.....	108

LISTADO FIGURAS

Figura 1. Evolución del <i>Home Advantage</i> en la <i>OkLiga</i> des de la temporada 1999-2000 a la 2015-2016.....	44
Figura 2. Correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación obtenida en la liga) en <i>OkLiga</i>	51
Figura 3. Correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación obtenida en la liga) en Primera División Nacional.	51
Figura 4. Curva ROC para el modelo de regresión logística múltiple basados en las variables del resultado de partido. Área bajo la curva ROC = 0,81.....	56
Figura 5. Distribución del recuento de las variables dependientes.	68
Figura 6. Valores de <i>Home Advantage</i> en la liga española, portuguesa e italiana con y sin público.....	70
Figura 7. Efecto de marcar más goles a balón parado que el equipo rival (respecto a marcar los mismos o menos) sobre la odds/proporción de partidos ganados.....	88
Figura 8. Comparación de los valores de la diferencia de puntos acumulada en función de la liga.....	99
Figura 9. Evolución de los valores de la diferencia de puntos acumulada a lo largo del tiempo.	99
Figura 10. Cambios en <i>Home Advantage</i> a lo largo del tiempo.	104
Figura 11. Comparación de APD a lo largo del tiempo según liga y género. La figura Ia muestra APD en liga española y la figura Ib muestra APD en liga portuguesa. ...	108

RESUMEN

El hockey sobre patines es un deporte de equipo con una larga tradición histórica y reconocido éxito deportivo en nuestro territorio, pero con escasa literatura científica. El análisis de las variables de rendimiento es cada vez más utilizado y aceptado por entrenadores y deportistas. Por este motivo, conocer los distintos indicadores y variables de rendimiento de cada deporte, y su influencia en el resultado final, es de gran utilidad.

Esta tesis doctoral tiene como objetivo analizar la influencia de las variables contextuales y de juego en el hockey sobre patines. Para ello, se han estudiado distintas variables a partir del análisis de las clasificaciones de los equipos, de las actas de los partidos y del visionado de partidos. Los resultados obtenidos han permitido efectuar once publicaciones en revistas, que constituyen el cuerpo principal de la tesis, y se han dividido en cuatro bloques temáticos.

El **primer bloque** (*Estudios I, II, III, IV y V*) trata sobre las variables contextuales y su influencia en el rendimiento de los equipos. En estos trabajos se analizan aspectos como el hecho de jugar en casa, de marcar el primer gol del encuentro, de ir ganando a la media parte, así como el nivel del rival o jugar sin público en las gradas. Asimismo, también se muestra el poder predictivo independiente de cada una de estas variables y cuando se complementan entre ellas. De forma genérica, se demuestra que las variables contextuales influyen en el resultado de los partidos, siendo el nivel de los equipos y el resultado a la media parte las variables predictivas más potentes.

El **segundo bloque** (*Estudios VI, VII y VIII*) analiza las acciones a pelota parada (penaltis y faltas directas) y su influencia en el resultado de los partidos. Los resultados obtenidos confirman que el rendimiento de las acciones a pelota parada

tiene una gran relevancia en el resultado final, y de forma más global en el rendimiento de los equipos a final de temporada.

El **tercer bloque** (*Estudios IX y XI*) cuantifica el equilibrio competitivo de las principales ligas europeas de hockey sobre patines, mostrando que de forma genérica hay más desigualdad que en otros deportes.

Finalmente, en el **cuarto bloque** (*Estudios X y XI*) se comparan algunos de los aspectos analizados en esta tesis como el hecho de jugar en casa o el equilibrio competitivo según el género de la competición, encontrando algunas diferencias relevantes entre las ligas masculinas y femeninas.

En conclusión, existen variables contextuales y de juego que influyen en el rendimiento y en el resultado final en los partidos de hockey sobre patines. Conocer adecuadamente los factores estudiados puede ayudar a los entrenadores y jugadores a adaptar mejor sus estrategias y objetivos de entrenamiento antes de cada competición, estableciendo un mejor conocimiento y comprensión del juego, y así poder conseguir un mejor rendimiento deportivo.

Palabras clave: hockey patines; análisis de rendimiento; variables de partido; ventaja de jugar en casa; acciones a pelota parada.

RESUM

L'hoquei sobre patins és un esport d'equip amb una llarga tradició històrica i reconegut èxit esportiu en el nostre territori, però amb escassa literatura científica. L'anàlisi de les variables de rendiment és cada vegada més utilitzat i acceptat pels entrenadors i esportistes. Per aquest motiu, conèixer els diferents indicadors i variables de rendiment de cada esport, i la seva influència en el resultat final, és de gran utilitat.

L'objectiu d'aquesta tesi doctoral és analitzar la influència de les variables contextuais i de joc en l'hoquei sobre patins. Per assolir-ho, s'han estudiat diferents variables a partir de l'anàlisi de les classificacions dels equips, de les actes dels partits i del visionat de partits. Els resultats obtinguts han permès efectuar 11 publicacions en revistes, que constitueixen el cos principal de la tesi, i s'han dividit en quatre blocs temàtics.

El **primer bloc** (*Estudis I, II, III, IV i V*) tracta sobre les variables contextuais i la seva influència en el rendiment dels equips. En aquests treballs s'analitzen aspectes com el fet de jugar a casa, marcar el primer gol del partit, anar guanyant a la mitja part, així com el nivell del rival o jugar sense públic a les grades. De la mateixa manera, també es mostra el poder predictiu independent de cadascuna d'aquestes variables i quan es complementen entre elles. De forma genèrica, es demostra que les variables contextuais influeixen en el resultat dels partits, essent el nivell dels equips i el resultat a la mitja part les variables predictives més potents.

El **segon bloc** (*Estudis VI, VII i VIII*) analitza les accions a pilota parada (penals i faltes directes) i la seva influència en el resultat dels partits. Els resultats obtinguts

confirmen que el rendiment de les accions a pilota parada té una gran rellevància en el resultat final, i de forma més global en el rendiment dels equips a final de temporada.

El **tercer bloc** (*Estudis IX i XI*) quantifica l'equilibri competitiu de les principals lligues europees d'hoquei sobre patins, mostrant que de forma genèrica hi ha més desigualtat que en altres esports.

Finalment, en el **quart bloc** (*Estudis X i XI*) es comparen alguns dels aspectes analitzats en aquesta tesi com el fet de jugar a casa o l'equilibri competitiu segons el gènere de la competició, trobant algunes diferències rellevants entre les lligues masculines i femenines.

En conclusió, hi ha variables contextuais i de joc que influeixen en el rendiment i en el resultat final en els partits d'hoquei sobre patins. Conèixer adequadament els factors estudiats pot ajudar als entrenadors i jugadors a adaptar millor les seves estratègies i objectius d'entrenament abans de cada competició, establint un millor coneixement i comprensió del joc, i així poder aconseguir un millor rendiment esportiu.

Paraules clau: hoquei patins; anàlisi de rendiment; variables de partit; avantatge de jugar a casa; accions a pilota parada.

ABSTRACT

Rink hockey is a team sport with a historical tradition and recognised success in our territory, but is rarely featured in scientific literature. However, because the analysis of performance variables is increasingly used and accepted by coaches and athletes, knowing the different performance indicators and variables of each sport and their influence on competitive outcomes can be quite useful.

The aim of this doctoral thesis is to analyse the influence of contextual and game variables in rink hockey. Different variables have been studied in the analysis of the teams' rankings, official scoresheets and scouting reports from recorded matches. The results obtained have been reported in 11 journal publications, which constitute the main body of the thesis, divided into four thematic sections.

The **first section** (Articles I, II, III, IV and V) analyses the influence of contextual variables on teams' performance. In those articles, aspects such as the game location, first goal, halftime status, the opponent's level and playing without spectators are analysed. Likewise, the independent predictive power of each variable alone and in interaction with each other is reported. As a general trend, contextual variables influence the outcomes of matches, with the level of the teams and the halftime status as the most powerful predictive variables.

The **second section** (Articles VI, VII and VIII) analyses the influence of individual set-pieces (i.e. penalties and free direct hits) on the outcome of matches. The results confirmed that individual set-pieces greatly influence the outcomes and, more globally, teams' performance at the end of seasons.

The **third section** (Articles IX and XI) quantifies the competitive balance in major European rink hockey leagues and shows that there is more inequality in rink hockey than in other sports.

Last, in the **fourth section** (i.e. Articles X and XI), some topics analysed in the thesis, including the fact of playing at home and the competitive balance, are compared according to the gender of the league, which reveals some relevant differences between men's and women's leagues.

In conclusion, some contextual and game variables influence teams' performance and the outcome of matches in rink hockey. Knowing the factors studied can help coaches and players to better adapt their strategies and training objectives before each competition, to have a better understanding of the game and, as a result, to improve their performance.

Key words: roller hockey; performance analysis; match variables; Home Advantage; individual set-pieces.

JUSTIFICACIÓN

La tesis doctoral que se presenta, referida al estudio del hockey sobre patines, pretende hacer converger dos de las grandes pasiones de mi vida: el hockey sobre patines y la investigación en el ámbito de las ciencias del deporte. Con esta tesis doctoral he intentado consolidar mi formación académica y aportar nuevos conocimientos sobre esta modalidad deportiva.

Aparte de este interés personal, que ha motivado la realización de esta aportación en el ámbito de la investigación, también debe resaltarse la paradoja existente entre el escaso número de publicaciones científicas de hockey sobre patines y los importantes y destacados éxitos deportivos internacionales en un deporte histórico y de referencia tanto en Catalunya como en España.

Por lo tanto, esta tesis doctoral es un intento para mejorar el conocimiento y el análisis del hockey sobre patines desde una perspectiva científica, así como establecer una posible mejora en los fundamentos de su conocimiento.

En este sentido, espero que los resultados obtenidos a partir de esta tesis puedan contribuir a aumentar el conocimiento de este deporte, y sean de interés y utilidad tanto para entrenadores, jugadores y aficionados al hockey sobre patines y al deporte en general. Asimismo, espero que dichos resultados también puedan tener una aplicación directa en la mejora del rendimiento deportivo en el hockey sobre patines.

INTRODUCCIÓN Y ANTECEDENTES

EL HOCKEY SOBRE PATINES EN NUESTRO CONTEXTO

El hockey sobre patines es un deporte de equipo que tiene una gran tradición en el territorio español, además de un gran éxito deportivo. Su equipo nacional es el más laureado con un total de 17 campeonatos del Mundo y 17 de Europa. Asimismo, son muchos los clubes que, en categoría masculina y femenina, han triunfado en competiciones Europeas y tienen un gran palmarés deportivo, destacando el F.C.Barcelona (22 copas de Europa), Reus Deportiu (8 copas de Europa), H.C. Liceo de la Coruña (6 copas de Europa), H.C. Igualada (6 copas de Europa), C.P Voltregà (3 copas de Europa) o C.E. Noia (1 copa de Europa).

LA INVESTIGACION CIENTÍFICA EN EL HOCKEY SOBRE PATINES

Paradójicamente, la literatura científica sobre este deporte es escasa. La gran mayoría de estas investigaciones tienen su origen geográfico en España y Portugal, reflejo de los dos países con más tradición y práctica de este deporte, destacando las aportaciones de las universidades lusitanas de Porto y Coímbra. Respecto a su formato, la mayor parte de bibliografía sobre este deporte pertenece a libros o monografías escritos por entrenadores de prestigio deportivo.

En lo referente a los artículos científicos, cabe destacar que un gran número de ellos pertenecen a un número monográfico de la revista *Apunts Educació Física i Esports* del año 1991, publicación previa a los Juegos Olímpicos de Barcelona de 1992, donde por primera y única vez en la historia el hockey sobre patines fue deporte olímpico de exhibición. En los años posteriores, y a pesar de los éxitos deportivos cosechados, solamente han surgido publicaciones científicas de forma aislada e intermitente. Sin

embargo, el hockey sobre patines ha vuelto a despertar un cierto interés entre la comunidad científica nacional e internacional en los últimos cinco años.

EL MATCH ANALISI EN LOS DEPORTES DE EQUIPO

La creciente profesionalización del deporte de alto nivel ha conllevado un aumento de estudios sobre los diversos parámetros que influyen en el resultado final de los partidos, siendo especialmente notable en lo que se refiere a los deportes de equipo (Baert & Amez, 2018; Lago-Peñas, Gómez-Ruano, et al., 2016; Peña et al., 2013; Prieto et al., 2015). Por este motivo, actualmente y cada vez más, se tiende a controlar y a estudiar todas las posibles variables del juego (Lago-Peñas, García, et al., 2016; Lozano et al., 2016).

El análisis de rendimiento, y más concretamente el término del *match analysis*, definido como la descripción y el conocimiento del comportamiento de las variables que condicionan este rendimiento en los deportes competitivos, es de interés y ampliamente aceptado por entrenadores, analistas tácticos o los mismos deportistas. En él, se consideran diversas metodologías de análisis para analizar, mejorar y optimizar el rendimiento deportivo (Drust, 2010; Liu et al., 2016). Este proceso está respaldado por una observación sistemática que proporciona información válida, confiable y detallada del rendimiento deportivo. En este sentido, la recopilación de información del juego puede ayudar a los entrenadores a brindar retroalimentación objetiva y desarrollar un conocimiento más profundo, tanto del oponente como de los propios equipos y jugadores, al tiempo que permite el desarrollo técnico, táctico, psicológico y físico (Gómez-Ruano, 2017). Dicha información permite tomar más decisiones basadas en la evidencia y reducir las que se basan en la especulación. Así

mismo, el uso de la evidencia como fuente de información para los atletas les ayuda a comprender exactamente lo que han hecho para tener éxito o no. Este conocimiento ayuda a los atletas, equipos y entrenadores a tomar las decisiones correctas en el momento adecuado.

En este sentido, en el mundo del deporte cada vez más se tiende a controlar el máximo número de indicadores de rendimiento, entendidos como la selección y combinación de las diferentes variables deportivas que definen algunos o todos los aspectos de su rendimiento (Hughes & Bartlett, 2002). Por lo tanto, parece necesario identificar y conocer exhaustivamente estos indicadores en cada deporte.

BLOQUE 1: LAS VARIABLES CONTEXTUALES EN EL DEPORTE

Uno de los principales objetos de estudio del *match analysis*, dada su influencia sobre el rendimiento deportivo, son las variables contextuales. El estudio de la influencia del contexto es un tema latente que, históricamente, ha sido de interés en el mundo del deporte. Ya en los años setenta, se empezó a estudiar el efecto de la localización de la competición en el resultado final (Pollard, 1986; Schwartz & Barsky, 1977), fenómeno que fue denominado con el término anglosajón *Home Advantage* (HA) o en lengua castellana “ventaja de jugar en casa”, al observarse la tendencia a obtener un mejor rendimiento cuando se juega en casa en la mayoría de deportes.

BLOQUE 1.1 HOME ADVANTAGE

El fenómeno del HA ha sido, probablemente, la variable contextual más estudiada en el deporte. La literatura científica nos muestra distintas investigaciones en deportes individuales como tenis (Koning, 2011), judo (Ferreira Julio et al., 2012), patinaje de

velocidad (Koning, 2005) o golf (Nevill et al., 1997). Así mismo, en deportes colectivos existe una cantidad importante de estudios en fútbol (Brocherie et al., 2015; Clarke, 2005; Gomez & Pollard, 2014; Goumas, 2014; Pollard & Gómez, 2012a; Saavedra García et al., 2013, 2015; Sánchez et al., 2009; Seckin & Pollard, 2008). Además también se ha estudiado el factor del HA en otros deportes colectivos como baloncesto (Gómez et al., 2007; Gómez et al., 2009; Ribeiro et al., 2016), balonmano (Pollard & Gómez, 2012a), voleibol (Marcelino et al., 2009), cricket (Morley & Thomas, 2005), béisbol (Jones, 2015), waterpolo (Prieto et al., 2013) o rugby (Mcguckin et al., 2015; Morton R, 2006; Prieto & Gómez, 2012; Thomas et al., 2008).

En la mayoría de estos deportes colectivos se ha demostrado el factor del HA, estimándose alrededor del 60% (Jamieson, 2010). Aun así, este puede presentar distintos valores para una misma modalidad deportiva, según el tipo de competición, su nacionalidad o el nivel de la misma. Concretamente, el rugby español es el deporte que presenta un índice mayor de HA con un 67%. En cambio el voleibol, con un 55,73%, y el waterpolo, con el 56,2%, son los que presentan un índice menor (Gómez et al., 2011). Probablemente, estas diferencias entre deportes se deban a las particularidades de cada uno de ellos y a su lógica interna (Parlebas, 1981). Por ejemplo, las acciones de oposición directa y de lucha cuerpo a cuerpo cobran especial relevancia en el rugby. Por el contrario, en el voleibol cada equipo ocupa un espacio del terreno de juego diferente sin haber acciones de contacto con oposición directa (Gómez et al., 2011; Prieto & Gómez, 2012).

BLOQUE 1.2 MARCAR EL PRIMER GOL

Otra variable que podría condicionar el resultado final de un partido es el hecho de marcar el primer gol del encuentro (Leite, 2016; Pratas et al., 2016; Rodrigues et al., 2016). Jones (2009) atribuye la importancia de marcar primero al mero hecho de que el primer gol está incluido en el resultado final. Sin embargo, Courneya (1990) sostiene que su importancia radica en la excitación e implicación del público cuando es el equipo local el que marca el primer gol. Dicha circunstancia se basa en la teoría del momento psicológico (Gayton et al., 1993; Iso-Ahola & Mobily, 1980), conocida como la ventaja añadida que se obtiene cuando se da un suceso exitoso inicial en un contexto deportivo, y que produce un momento psicológico en el deportista que lo conducirá al éxito posterior. Este fenómeno podría explicar, en parte, las variaciones de rendimiento existentes en los equipos y en sus jugadores (Roane et al., 2004). Al margen de la diversidad de teorías sobre las razones que expliquen la ventaja de marcar primero, la mayoría de autores coinciden en la importancia de adelantarse en el marcador sobre el resultado final del partido. De hecho, objetivamente se ha calculado el efecto de marcar el primer gol en relación al resultado final en algunos deportes colectivos. En fútbol presenta una probabilidad de ganar el partido de alrededor del 70% para el equipo que marca primero (Armatas et al., 2009; Leite, 2013; Rodrigues et al., 2016), en béisbol del 66,3% (Courneya, 1990) o en fútbol playa del 62,03% (Leite, 2016). Las diferencias de los valores entre deportes dependerían, principalmente, del total de goles o puntos por partido. De este modo, deportes de baja anotación como fútbol, donde la media de goles por partido es pequeña, el hecho de marcar el primer gol del encuentro tiene una especial relevancia

en comparación a otros deportes como el baloncesto o el balonmano, donde hay un gran número de goles/puntos por partido.

BLOQUE 1.3 GANAR A LA MEDIA PARTE

Además de marcar el primer gol del partido, otra situación que también genera una ventaja momentánea es el hecho de ir ganando al finalizar la primera parte del partido. En distintos deportes colectivos, se ha demostrado que llegar con ventaja en el marcador al término de la primera mitad, aumenta las posibilidades de acabar ganando el partido. Además del simple hecho de que un equipo lleve más goles/puntos que el contrario, puede haber varias razones que expliquen estos hallazgos. Una de ellas sería que el hecho de ir ganando el partido crea un estado de confort que permite los jugadores adoptar estrategias de mantenimiento de la posesión de la pelota durante la segunda mitad, traduciéndose así en un estilo de juego menos directo y un mayor control del juego (Lago et al., 2010). En este sentido, se ha demostrado que los equipos juegan de forma diferente según pierden, ganan o empatan en deportes con estructura formal como el fútbol (Lago & Martín, 2007).

BLOQUE 1.4 INFLUENCIA DEL PÚBLICO

Otra variable situacional que se ha investigado en el mundo del deporte, la cual está muy relacionada con el fenómeno del HA es la influencia del público. Se sugiere que el apoyo del público podría influir en el desempeño de un equipo al poner a los jugadores locales en un estado psicológico más positivo y seguro (Nevill et al., 2002). Así, Schwartz y Barsky (1977) encontraron que el valor del HA en las principales ligas de fútbol aumentaba en función de la densidad del público. La tendencia del HA

aumentó del 48%, en estadios relativamente vacíos (menos del 20% de capacidad), al 55% cuando los estadios estaban entre el 20 y el 40% de capacidad. Este índice alcanzó el 57% cuando la densidad del público era superior al 40% de la capacidad. De manera similar, Agnew y Carron (1994) mostraron que la densidad del público está significativamente relacionada con el HA en los partidos de hockey sobre hielo ($R^2 = 0.011$, $p < 0.001$). En efecto, todos estos estudios proporcionan evidencia de que el público puede influir en el HA y, por ende, sobre el resultado final.

Se sugiere que la influencia del público no recae únicamente sobre los jugadores sino también en las decisiones de los árbitros. Éstas pueden favorecer el equipo local (Ponzo & Scoppa, 2018), recibiendo así menos penalizaciones y tarjetas disciplinarias que el equipo visitante (Pollard & Armatas, 2017; Ponzo & Scoppa, 2018). Sobre dicho aspecto, Nevill et al. (2002) señalaron que una gran cantidad de público, y la generación de ruido, pueden conllevar a un desequilibrio en las decisiones de los árbitros a favor del equipo local.

BLOQUE 1.5 INTERACCIÓN DE VARIABLES

A pesar del impacto de todas las variables contextuales expuestas anteriormente, cabe destacar que en el mundo del deporte, y en especial en el de los deportes colectivos, el rendimiento es multifactorial. Por este motivo, también resulta interesante conocer el impacto de la interacción de las variables. El efecto relacionado de las distintas variables situacionales sobre el resultado final ha sido analizada en diferentes investigaciones (Lago-Peñas & Dellal, 2010; Lago et al., 2010). Un ejemplo ello sería el hecho de complementar los efectos de la localización del partido; es decir jugar en casa y marcar el primer gol del encuentro (Courneya, 1990). Algunas investigaciones

reportan datos al respecto, demostrando la diferencia que existe en función de si se adelanta en el marcador el equipo local o el visitante en la liga española de fútbol (86,15% al adelantarse el local y 72,49% cuando se adelanta el equipo visitante) (Sampedro & Prieto, 2012).

BLOQUE 2: LAS JUGADAS A PELOTA PARADA

Como en muchos deportes de equipo, los goles son uno de los aspectos más difíciles y atractivos por la expectativa permanente que generan, ya que un solo gol puede tener un impacto decisivo en el resultado del partido (Casali et al., 2014). Por este motivo, las jugadas a pelota parada se han convertido en una acción muy importante del juego en los deportes de equipo, ya que algunas veces resultan decisivas. En fútbol sala, se ha reportado que el 27% de los goles se logran a partir de acciones a pelota parada (Sarmiento et al., 2016). En balonmano el 10% de los goles se marcan a partir de acciones de penalti (Ferrari et al., 2020; Panagiotis et al., 2020). A pesar de la falta de datos específicos en hockey sobre patines, existe la creencia popular entre los aficionados, y respaldada por muchos entrenadores, que el resultado del partido se decide por la efectividad de las acciones a pelota parada (Massari, 2017).

Las jugadas a pelota parada en el hockey sobre patines consisten en los penaltis (PEN) y los tiros libres directos (FDH), ambos eventos particulares que involucran una situación de oposición directa entre el lanzador y el portero. En los PEN, el lanzador dispone de cinco segundos para iniciar la ejecución, consistente en un tiro directo a puerta desde el punto de penalti (5,4 metros). Por otro lado, en la FDH el lanzador dispone de cinco segundos para iniciar la ejecución (desde 7,4 metros), pudiendo elegir un disparo directo o acercándose y regateando al portero para marcar.

Antiguamente, el PEN y la FDH eran acciones que sucedían pocas veces durante un partido. Sin embargo, en la temporada 2009-10, entró en vigencia un nuevo reglamento de hockey sobre patines, introducido con el objetivo de lograr un estilo de juego más ofensivo. Este nuevo reglamento llevó consigo distintas modificaciones significativas, como limitar el tiempo de posesión a 45 segundos por ataque, adelantar la zona de campo atrás o la inferioridad numérica temporal cuando un jugador es sancionado con tarjeta azul, entre otros. Sin embargo, de todas ellas la modificación más influyente probablemente fue penalizar a los equipos con un FDH cuando acumulan 10 faltas de equipo. Esta última modificación generó un aumento considerable del número de acciones a pelota parada por partido, aumentando por lo tanto el número de goles marcados a partir de esa acción individual y su importancia en el juego. Sin embargo, se desconoce con exactitud el impacto real y específico que tiene la pelota parada en el hockey sobre patines, puesto que no ha sido investigado.

BLOQUE 3: EL EQUILIBRIO COMPETITIVO EN LAS LIGAS DEPORTIVAS

Otro de los factores relevantes relacionados con el resultado final de los partidos y de las competiciones es el equilibrio competitivo, definido como el grado de paridad entre los equipos de una misma competición (Gomez-Gonzalez et al., 2019).

El equilibrio competitivo puede estar influenciado por el grado de incertidumbre acerca de la posición de un equipo en la clasificación al final de la temporada. Más en concreto, Szymanski (2003) diferencia entre tres grados de incertidumbre. El primero, la incertidumbre del encuentro, en el que ambos equipos tienen oportunidades de ganar. A continuación, la incertidumbre de una temporada específica, donde varios equipos tienen el potencial para acabar en los primeros puestos o acceder a las finales.

Por último, la incertidumbre de una liga o competición, con diferentes equipos imponiéndose como vencedores del campeonato a lo largo de los años.

Al contrario de lo que sucede en otros contextos, el deporte y en especial las ligas profesionales, requieren de un cierto grado de equilibrio competitivo para conseguir los máximos beneficios (Lee et al., 2018). El equilibrio competitivo refleja la probabilidad de ambos equipos de imponerse en la competición (García-Unanue et al., 2014). De ahí que el estudio del equilibrio competitivo de cada liga profesional sea relevante porque, normalmente, un equilibrio más elevado deriva en un mayor interés de los aficionados y, por ende, comporta una mayor asistencia de público y un aumento de la audiencia televisiva (Soebbing, 2008). Este aumento del interés también favorece las ganancias de los equipos (Levin & Bailey, 2012; Levin & McDonald, 2009).

El hockey sobre patines no es una excepción, y como deporte colectivo necesita de ese equilibrio competitivo para seguir ganando adeptos. A pesar de ello, el equilibrio en las distintas ligas no ha sido objeto de estudio hasta el momento.

BLOQUE 4: EL MATCH ANALYSIS Y GÉNERO

Históricamente, la gran mayoría de estudios científicos sobre el ámbito del *match analysis* se han desarrollado principalmente en torno a las competiciones masculinas (Prieto et al., 2013). A pesar de que mucha de la información obtenida en competiciones masculinas sea extrapolable a las femeninas, y viceversa, hay indicadores de rendimiento que pueden no seguir el mismo patrón, motivo por el cual se deben estudiar las competiciones femeninas.

Uno de los aspectos que más se ha estudiado y comparado entre competiciones masculinas y femeninas de una misma modalidad deportiva ha sido el fenómeno del HA. La mayoría de estudios han reportado una menor incidencia del HA en la competición femenina. Moore y Brylinsky (1995) reportaron un mayor HA para los hombres en baloncesto universitario en comparación con las mujeres (64,4% frente al 54,4%) y, de manera similar, Prieto et al. (2013) encontraron un valor significativamente más elevado de HA para la competición masculina de waterpolo (58,60 % a 53,70%). En otro estudio Koning (2011) encontró que el HA estaba presente en las competiciones masculinas pero no las femeninas de tenis. Finalmente, también hay estudios que no han encontrado diferencias significativas en los valores de HA entre competiciones masculinas y femeninas. Concretamente en el patinaje de velocidad (Koning, 2005) o el slalom con canoa-kayak (Nibali et al., 2011).

Además de las variables de rendimiento, como las variables contextuales o de juego, también es interesante conocer el equilibrio competitivo de las ligas femeninas. A pesar de no tener una implicación directa en el juego, permite conocer el estado de las competiciones dando información de la igualdad deportiva existente.

OBJETIVOS

OBJETIVO GENERAL

El objetivo principal de esta tesis doctoral fue analizar la influencia de las variables contextuales y de juego en el hockey sobre patines.

OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Los objetivos específicos planteados en cada uno de los estudios fueron los siguientes:

- **ESTUDIO I:** Determinar el valor del *Home Advantage* en la máxima categoría del hockey sobre patines español.

- **ESTUDIO II:** Analizar la ventaja de marcar el primer gol del partido y su incidencia en el resultado final.

- **ESTUDIO III:** Analizar el valor predictivo de las siguientes variables situacionales: *localización del partido, marcar primero y ganar en la media parte* sobre el resultado final.

- **ESTUDIO IV:** Analizar la probabilidad de ganar un partido de hockey sobre patines, a partir de la interacción de diferentes variables situacionales (*Localización del partido, Nivel del equipo, Nivel del oponente, Marcar el primer gol del partido, Resultado al descanso del partido*).

- **ESTUDIO V:** Analizar la influencia del público sobre los valores del *Home Advantage* y en distintas variables de juego (goles marcados, acciones a pelota parada lanzadas, faltas cometidas y tarjetas recibidas).
- **ESTUDIO VI:** Analizar la influencia de las jugadas a pelota parada (faltas directas y penaltis) en la clasificación final de la Ok Liga.
- **ESTUDIO VII:** Analizar la influencia de las jugadas a pelota parada en partidos decisivos de hockey sobre patines.
- **ESTUDIO VIII:** Analizar la influencia de las variables situacionales en el éxito de las faltas directas y penaltis en partidos decisivos de hockey sobre patines.
- **ESTUDIO IX:** Analizar y comparar el equilibrio competitivo de las cuatro principales ligas europeas de hockey sobre patines (España, Portugal, Italia y Francia).
- **ESTUDIO X:** Comparar los valores de *Home Advantage* según el género (competición masculina frente a competición femenina) en la liga portuguesa de hockey sobre patines.

- **ESTUDIO XI:** Comparar el equilibrio competitivo según el género (competición masculina frente a competición femenina) en las ligas Españolas y Portuguesas de hockey sobre patines.

METODO Y RESULTADOS

En la Tabla 1 se presenta de forma resumida la muestra utilizada para cada uno de los estudios.

Tabla 1 Listado de estudios efectuados con su número muestral y tipo de competición deportiva analizada

Estudio	n	Competiciones
I	3.964 partidos	<i>OkLiga</i> entre las temporadas 1999-2000 y 2015-2016
II	422 partidos	<i>OkLiga</i> (240) y Primera División Nacional Española (182) en la temporada 2016-17.
III	480 partidos	<i>OkLiga</i> tempordas 2017-2018 y 2018-2019
IV	238 partidos	<i>OkLiga</i> temporda 2017-2018
V	1.665 partidos	Temporadas 2018-2019 a 2020-2021 <i>OkLiga</i> (654), <i>1ª Divisao</i> (497) y <i>Serie A</i> (514)
VI	6.920 acciones a balón parado (4.332 FDH y 2.588 PEN) 1.680 partidos	<i>OkLiga</i> tempordas 2012/2013 a 2018/2019
VII	322 acciones a pelota parada 161 partidos (82 semifinales y 79 finales)	Temporadas 2009-2010 a 2018-2019 Competiciones: <i>World Cup</i> , <i>European Cup</i> , <i>WS Europe Cup</i> , <i>Champions League</i> , <i>Continental Cup</i> , <i>Intercontinental Cup</i> , <i>Copa del Rey</i> , <i>Portugal Cup</i> , <i>Italian Cup</i> , <i>Supercopa de España</i> , <i>Supercoppa de Italia</i> y <i>Supertaça de Portugal</i>
VIII	913 acciones a pelota parada (621 FDH y 292 PEN)	Temporadas 2009-2010 a 2018-2019 Competiciones: <i>World Cup</i> , <i>European Cup</i> , <i>WS Europe Cup</i> , <i>Champions League</i> , <i>Continental Cup</i> , <i>Intercontinental Cup</i> , <i>Copa del Rey</i> , <i>Portugal Cup</i> , <i>Italian Cup</i> , <i>Supercopa de España</i> , <i>Supercoppa de Italia</i> y <i>Supertaça de Portugal</i>
IX	7.394 partidos	Temporadas 2009-2010 a la temporada 2018-2019: <i>OkLiga</i> 2.284 partidos), <i>Serie A1</i> (1.794 partidos), <i>1ª Divisao</i> (1.996 partidos) y <i>NI Elite</i> (1.320 partidos)
X	2.080 partidos	<i>1ª Divisao</i> temporadas 2009-2010 a 2016-2017 1.632 en Primera División masculina y 448 en Primera División femenina.
XI	5.942 partidos	Temporadas 2009-2010 a 2017 a 2018: <i>OkLiga</i> masculina (2.044 partidos) y femenina (1.580 partidos); <i>1ª Divisao</i> masculina (1.814 partidos) y femenina (504 partidos)

ESTUDIO I.

MÉTODO

MUESTRA Y VARIABLES

La muestra estuvo compuesta por un total de 3.964 partidos de hockey sobre patines disputados en la *OkLiga* masculina entre las temporadas 1999-2000 y 2015-2016. Las variables registradas fueron los resultados de los partidos, disputados como local y como visitante, de cada equipo, y los goles marcados y recibidos en cada una de las diecisiete temporadas analizadas. Los datos fueron obtenidos de la página web de la Real Federación Española de Patinaje (www.fep.es) y del portal web independiente Okcat (www.okcat.cat). Los datos fueron contrastados en ambas fuentes, con el fin de minimizar en lo posible el número de errores. Dichas páginas web son oficiales y, de este modo, los valores extraídos permitieron un análisis y obtención de datos con valores fiables. Se confeccionó una hoja de registro donde se anotaron las siguientes variables: partidos jugados, puntos obtenidos y goles marcados de cada equipo. Todas estas variables se diferenciaron entre local y visitante.

Cálculo de la ventaja de jugar en casa

La liga española de hockey sobre patines (*OkLiga*) está basada en un sistema de liga a doble vuelta, en la que se juegan el mismo número de partidos como local y como visitante. En todos los partidos jugados hubo un equipo local y uno visitante, ya que sólo se incluyeron los partidos de la liga regular y en ningún caso se consideraron los partidos jugados con un sistema de eliminatorias. Para calcular el HA de una liga se realiza el cálculo del cociente de los puntos ganados en casa entre el total de puntos obtenidos en casa y fuera (Pollard, 1986; Pollard et al., 2017). Se establece la

existencia de HA cuando se obtienen más del 50% de los puntos jugados en toda la temporada en los partidos disputados como local.

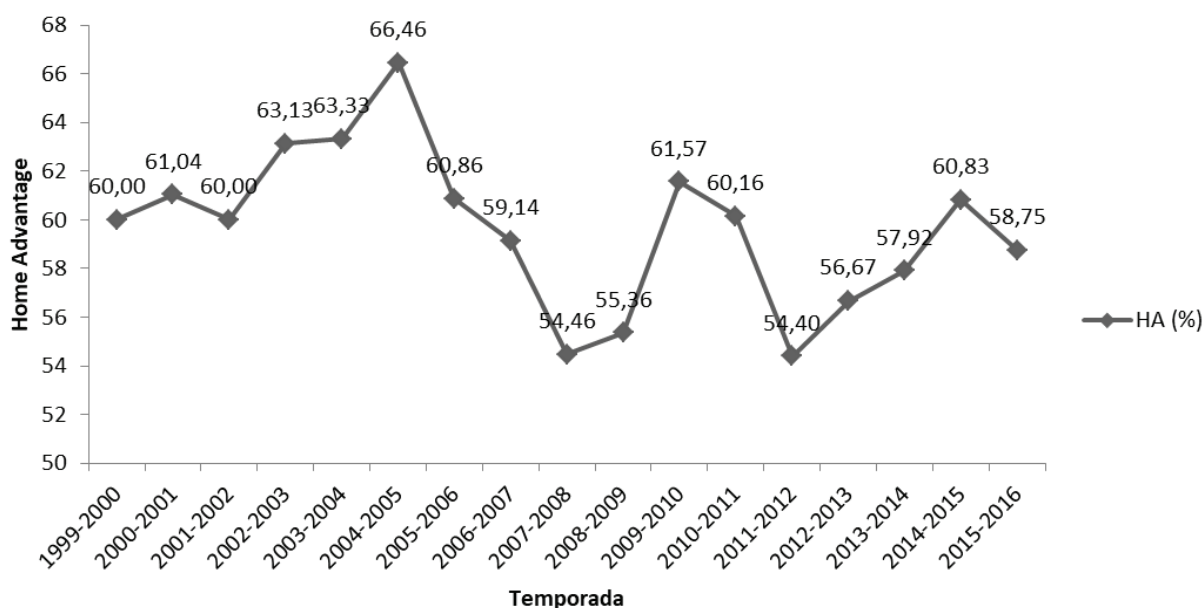
ANÁLISIS ESTADÍSTICO

El grado de significación de la ventaja de jugar en casa se calculó con la variable de puntos obtenidos, suponiendo cierta la hipótesis nula de que no hay ventaja de jugar en casa (Pollard, 1986), es decir que se ganarán uno de cada dos partidos jugados en casa (50%). La distribución normal de los datos se comprobó con el test de Shapiro-Wilk. La prueba t de Student para muestras independientes se empleó para comparar la ventaja de jugar en casa en la *OkLiga*, los goles con la condición reglamento (antiguo y nuevo) y para comparar los goles marcados y recibidos como equipo local en las 17 temporadas de *OkLiga* analizadas. Los resultados se redactaron en promedio \pm desviación estándar y el nivel de significación se estableció en $p < 0,05$. El análisis estadístico se efectuó utilizando el software SPSS® (Versión 20.0 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

RESULTADOS

Los resultados mostraron que la ventaja de jugar en casa es estadísticamente significativa ($p < 0,05$) con un valor de 59,8%. La Figura 1 muestra la ventaja de jugar en casa en la liga profesional de hockey sobre patines (*OKLiga*) entre las temporadas 1999-2000 y 2015-2016. La evolución del HA se ha mantenido constante, aunque globalmente ha disminuido en dos puntos porcentuales.

Figura 1. Evolución del *Home Advantage* en la *OkLiga* des de la temporada 1999-2000 a la 2015-2016



Goles marcados y recibidos como equipo local y visitante

Se encontraron diferencias significativas ($p < 0,001$) entre los goles marcados como local y como visitante (los equipos marcan más goles como local que como visitante). Del mismo modo entre los goles recibidos como local y como visitante (los equipos reciben más goles como visitante que como local).

Ventaja de jugar en casa según el reglamento

La comparación de la ventaja de jugar en casa en función del reglamento antiguo o moderno, y la comparación de los goles marcados y recibidos como equipo local en función del reglamento, se muestran en la Tabla 2.

Los datos muestran que la ventaja de jugar en casa es mayor con la reglamentación antigua ($HA = 60,68 \pm 3,13$) que con la nueva ($HA = 58,36 \pm 2,24$), si bien no se han encontrado diferencias estadísticamente significativas.

Los datos parecen indicar que se marca un mayor número de goles por partido con el reglamento moderno. Se han encontrado diferencias significativas ($p < 0,001$) entre los goles por partido marcados con el reglamento antiguo ($5,93 \pm 0,69$) y los goles por partido marcados con el reglamento moderno ($7,13 \pm 0,50$).

Tabla 2. Comparación de los indicadores de la ventaja de jugar en casa (HA) entre reglamentos. Datos expresados en promedio \pm DE.

	Reglamento 1999-2009	Reglamento 2009-2016	<i>p</i>
Goles por partido	5.93 \pm 0.69	7.13 \pm 0.50	0.001*
Goles por partido como local	3.33 \pm 0.39	3.87 \pm 0.23	0.007*
Goles por partido recibidos como local	2.59 \pm 0.32	3.26 \pm 0.28	0.000*
Goles como local (%)	56.30 \pm 1.74	54.23 \pm 1.15	0.015*
HA (%)	60.68 \pm 3.13	58.36 \pm 2.24	0.114

DE_ Desviación estándar; *_Diferencias significativas entre reglamentos

ESTUDIO II.

MÉTODO

MUESTRA Y VARIABLES

La muestra estuvo configurada por un total de 422 partidos de hockey sobre patines masculino disputados entre la *OkLiga* (240) y la Primera División Nacional Española (182) en la temporada 2016-17. Las variables registradas fueron los resultados finales de los partidos disputados como local y como visitante de cada equipo, y cuál de los dos equipos se adelantaba primero. Los partidos que finalizaron con empate a cero no fueron considerados para este análisis del efecto de marcar el primer gol. Los datos fueron obtenidos de la página web de la Real Federación Española de Patinaje (www.fep.es) y del portal web independiente Okcat (www.okcat.cat), siendo contrastadas ambas fuentes con el fin de minimizar el número de errores. Dichas páginas web son oficiales y su análisis permite obtener resultados y valores fiables.

Cálculo de la ventaja de marcar el primer gol.

El estudio del efecto de marcar el primer gol permite conocer que probabilidades tienen los equipos de ganar, empatar o perder cuando marcan el primer gol del partido (Courneya, 1990; Sampedro & Prieto, 2012).

Existe la ventaja de marcar primero si se obtiene un valor superior al 50% de los puntos totales obtenidos, indicador de que los equipos que marcan primero obtienen más puntos que los equipos que encajan el primer gol. Por el contrario, no existe ventaja de marcar primero si se obtiene un valor igual o menor al 50%, indicador de que los equipos que marcan primero obtienen igual o menor número de puntos en comparación con los equipos que encajan el primer gol.

Cálculo de la ventaja de jugar en casa para marcar el primer gol

El análisis del HA para marcar el primer gol permite conocer qué ventaja otorga a los equipos la localización de un partido, jugar en casa o jugar fuera, en la consecución del primer gol de un partido (Sampedro & Prieto, 2012).

Para calcular esta ventaja, se contabiliza el número de partidos en que los equipos locales marcan el primer gol expresado como un porcentaje de todos los partidos jugados en que se marca al menos un gol (Sampedro & Prieto, 2012). Los partidos en que no se anota ningún gol y que finalizan con empate a cero no son considerados para este análisis. Se objeta que existe ventaja de jugar en casa para marcar el primer gol si se obtiene un valor superior al 50%, indicador de que los equipos locales marcan el primer gol en un mayor número de ocasiones que los visitantes.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

El análisis estadístico se realizó utilizando el programa SPSS® (Versión 20 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.). La prueba de Kolmogorov-Smirnov se utilizó para confirmar que los datos tenían una distribución normal y confirmar el uso de técnicas paramétricas. Se usaron métodos de estadística descriptiva para calcular la media y las frecuencias. Se llevó a cabo la prueba t-Student para muestras no relacionadas para comparar el efecto de anotar primero según la categoría (*OkLiga* y Primera División Nacional). Se realizó la prueba t-Student para muestras relacionadas para comparar el efecto marcar primero en la *OkLiga* y la Primera División Nacional, respectivamente. No se obtuvo una distribución normal de los datos para la variable equipo que marca el primer gol, por lo que se utilizaron métodos no paramétricos. La prueba de

Wilcoxon fue utilizada para comparar el resultado final para el equipo que marca el primer gol en la Ok Liga y Primera División Nacional, respectivamente. La correlación de Pearson se usó para medir la fuerza de asociación entre el efecto de marcar primero y los puntos obtenidos al final de la liga. El grado de correlación fue determinado por la escala de Hopkins et al. (2009), donde $r \leq 0.1$, *trivial*; $r > 0.1-0.3$, *small*; $r > 0.3-0.5$, *moderate*; $r > 0.5-0.7$, *large*; $r > 0.7-0.9$, *very large*; y $r > 0.9-1.0$, *extremely large*. El nivel de significación se estableció en $p < .001$.

RESULTADOS

La Tabla 3 muestra la ventaja de marcar primero y la probabilidad de ganar, empatar, o perder para el equipo que anota el primer gol en función de la categoría (*OkLiga* y Primera División Nacional) y la localización (local y visitante).

Ventaja de marcar primero en la OkLiga

El análisis de la ventaja de marcar primero muestra un efecto del 64,14% para la *OkLiga*. Cuando fue el equipo local el que marcó primero, ganó el 56,92% de los partidos, empató el 16,15% y perdió el 26,92%. Por el contrario, cuando fue el equipo visitante el que marcó primero, ganó el 50% de los partidos, empató el 25,93% y perdió el 24,07%. La probabilidad de ganar para el equipo local cuando marcó primero fue significativamente mayor en comparación con el equipo visitante ($p = 0,045$). No obstante, el efecto de marcar primero no mostró diferencias significativas al empatar ($p = 0,358$) o perder ($p = 0,241$) al jugar como local o visitante (Tabla 4).

Tabla 3. Ventaja de marcar primero y probabilidad de ganar, empatar o perder para el equipo que marca primero según la categoría en hockey sobre patines

Liga	Equipo que marca primero	Para el equipo que marca primero			Total	Ventaja de marcar primero (%)
		Resultado	n	%		
OK Liga	Local N = 130	Gana	74	56.92	Gana: 128 (53.78%) Empata: 49 (20.58%) Pierde: 61 (25.63%)	64.14
		Empata	21	16.15		
		Pierde	35	26.92		
	Visitante N = 108	Gana	54	50		
		Empata	28	25.93		
		Pierde	26	24.07		
Primera División Nacional	Local N = 97	Gana	63	64.95	Gana: 99 (54.39%) Empata: 31 (17.03%) Pierde: 52 (28.57%)	62.91
		Empata	14	14.43		
		Pierde	20	20.62		
	Visitante N = 85	Gana	36	42.35		
		Empata	17	20		
		Pierde	32	37.65		

Ventaja de marcar primero en la Primera División Nacional

El análisis de la ventaja de marcar primero muestra un efecto del 62,91% para la Primera División Nacional. Cuando fue el equipo local el que marcó primero, ganó el 64,95% de los partidos, empató el 14,43% y perdió el 20,62%. Por el contrario, cuando fue el equipo visitante el que marcó primero, ganó el 42,35% de los partidos, empató el 20% y perdió el 37,65%. Se obtuvo una probabilidad significativamente mayor de ganar al marcar el primero gol para el equipo local en comparación con el equipo visitante ($p = 0,023$). Sin embargo, el efecto de marcar primero al jugar como local o visitante no mostró diferencias significativas al empatar ($p = 0,310$) ni al perder ($p = 0,112$) (Tabla 3).

Los datos obtenidos en relación al efecto de la ventaja de marcar primero, así como marcar primero como local o visitante, revelaron que en la Primera División Nacional la ventaja de marcar primero como equipo local fue significativamente mayor en

comparación con la ventaja de marcar primero como equipo visitante; $t_{(84)} = 3,034$, $p = 0,003$ (Tabla 4). Por otro lado, no se obtuvieron diferencias significativas en la ventaja de marcar primero entre la *OkLiga* y la Primera División Nacional ($p = 0,725$), así como tampoco en la ventaja de marcar primero como local ($p = 0,101$) ni como visitante ($p = 0,166$).

Tabla 4. Ventaja de marcar primero al jugar como local y como visitante según la categoría en hockey sobre patines.

Liga	Ventaja de marcar primero (%)	Ventaja de marcar primero como local (%)	Ventaja de marcar primero como visitante (%)
<i>OkLiga</i>	64.14	65	62.96
Primera División Nacional	62.91	72.16*	52.35

* Diferencias significativas $p < 0.05$ entre la ventaja de marcar primero como local y la ventaja de marcar primero como visitante en Primera División Nacional.

La correlación de Pearson indicó una relación *extremely large* entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación) en *OkLiga*. La correlación fue positiva entre las dos variables ($r = 0,91$; $p = 0,000$) (Figura 2). Asimismo, la clasificación en Primera División Nacional en relación con la ventaja de marcar primero obtuvo una correlación *very large* ($r = 0,81$; $p = 0,000$) (Figura 3).

Figura 2. Correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación obtenida en la liga) en *OkLiga*.

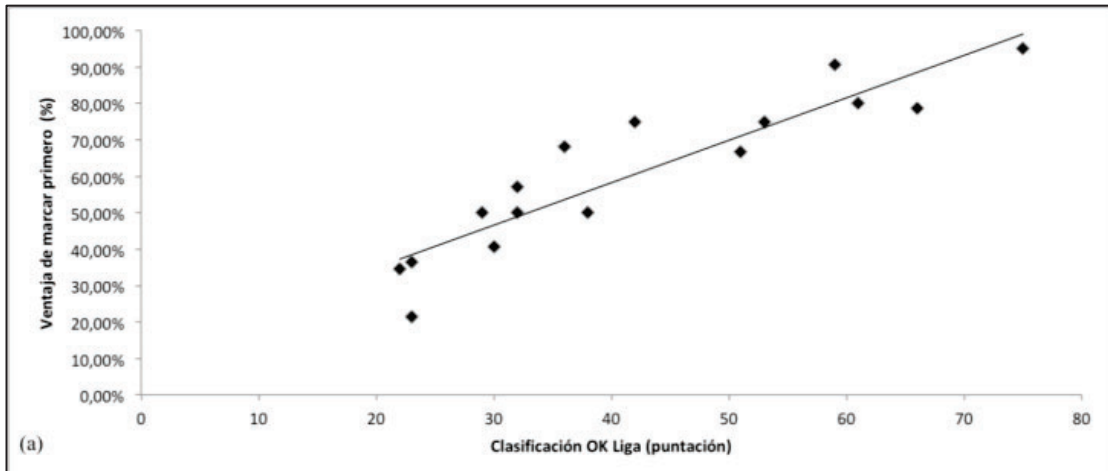
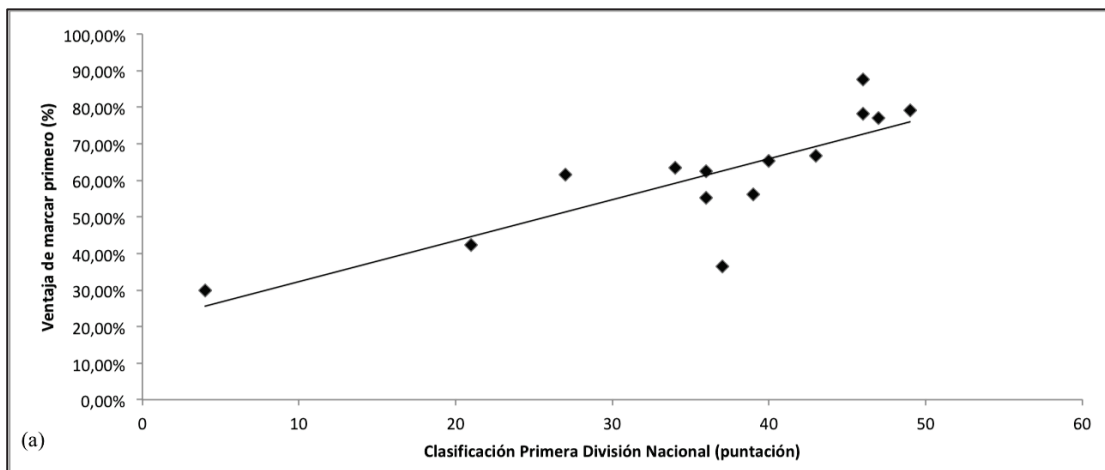


Figura 3. Correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación obtenida en la liga) en Primera División Nacional.



ESTUDIO III.

MÉTODO

MUESTRA

Para llevar a cabo este estudio, se analizaron 480 partidos de la *OkLiga* masculina pertenecientes a las temporadas 2017-2018 y 2018-2019. La liga española de hockey sobre patines (*OkLiga*) está basada en un sistema de liga a doble vuelta, en la que se juegan el mismo número de partidos como local y como visitante. En la *OkLiga* la victoria es premiada con tres puntos, el empate con uno, y ningún punto por la derrota. El procedimiento de recopilación de datos se realizó utilizando la información disponible sobre cada partido en la página web oficial de la Federación Española de Hockey sobre Patines (www.fep.es).

VARIABLES

El resultado del partido se estableció como la variable dependiente del estudio expresándose como la diferencia de goles entre los dos equipos. Se examinaron cuatro variables independientes a través de una regresión logística binaria para identificar su influencia sobre el resultado del partido: a) ganar en la media parte (WH), 0 = no ganar en la media parte, 1 = ganar en la media parte; b) localización del partido (GL), 0 = visitante, 1= local; c) marcar primero (SF), 0 = marcar primero, 1= no marcar primero; d) ganar en la media parte por más de un gol (WHG), 0 = no ganar por más de un gol, 1= ganar por dos o más goles.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

La variable principal del estudio fue el resultado del partido (no ganar, ganar). Se realizó un análisis univariado para cada una de las variables relacionada con el resultado del partido usando la prueba de χ^2 con la corrección de Yates para variables categóricas. La significación estadística se estableció en $p < 0,05$. Las variables fueron objeto de un análisis multivariado mediante una regresión logística. Se estableció un modelo predictivo basado en cuatro variables. En el modelo final, el resultado del partido se codificó como, no victoria = 0, victoria = 1, considerándose como la variable dependiente.

Se utilizó la regresión logística para predecir los resultados categóricos basados en las variables predictoras de los partidos. Se incluyeron cuatro variables independientes en el modelo: WH, SF, GL y WHG. La variable dependiente utilizada en este modelo fue Y [0,1]. El valor de la variable dependiente fue uno para ganar el partido y cero para no ganar el partido. La ecuación final del modelo se estableció de la forma siguiente:

$$P(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 \cdot WH + \beta_2 \cdot SF + \beta_3 \cdot GL + \beta_4 \cdot WHG + \epsilon_i)}}$$

Los *odds ratio* (OR) y los intervalos de confianza del 95% se calcularon a partir de los coeficientes beta y del error estándar. Los OR mostraron el cambio en las probabilidades, lo que significa que, si el valor era superior a uno, entonces las probabilidades de ganar aumentaban. Por el contrario, si el valor era inferior a uno, las probabilidades disminuían. La hipótesis de que el modelo logístico se ajustaba adecuadamente a los datos se probó utilizando la prueba de bondad de ajuste χ^2

(Hosmer y Lemeshow, 1980). El análisis estadístico se realizó utilizando el software SPSS (Versión 20 para Windows; SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

RESULTADOS

La Tabla 5 muestra la estadística descriptiva y porcentual de todos los partidos jugados en la *OkLiga* durante las temporadas 2017-2018 y 2018-2019. Los equipos que durante la media parte tuvieron un resultado favorable ganaron el 76,21% de los partidos, mientras que cuando empataban o perdían, este porcentaje disminuía al 11,35% y al 12,43%, respectivamente. Además, los equipos locales que ganaron en la media parte acabaron ganando el 83,5% de los partidos. Por el contrario, los equipos visitantes ganaron el 68,54% de los partidos al finalizar la primera parte con ventaja.

Tabla 5. Porcentaje de victorias, empates o derrotas en relación con el resultado de la media parte.

Resultado en la media parte	Resultado final del partido	Victoria			Empate			Derrota		
		Local	Visitante	Total	Local	Visitante	Total	Local	Visitante	Total
		n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
Resultado en la media parte	Victoria	162 (83.5)	120 (68.54)	282 (76.21)	16 (8.25)	26 (14.16)	42 (11.35)	16 (8.25)	30 (16.85)	46 (12.43)
	Empate	40 (36.36)	36 (32.72)	76 (34.54)	34 (30.9)	34 (30.9)	68 (30.9)	36 (32.72)	40 (36.36)	76 (34.54)
	Derrota	30 (16.85)	16 (8.25)	46 (12.43)	26 (14.16)	16 (8.25)	42 (11.35)	120 (68.54)	162 (83.5)	282 (76.21)

Todos los indicadores de rendimiento analizados mostraron diferencias significativas entre las victorias (victoria) y los empates o derrotas (no victoria) (Tabla 6). La presencia de cualquiera de los indicadores de rendimiento estudiados se relacionó con un mayor número y porcentaje de victorias. En general, la variable WHG resultó en un 93,3% de victorias y un 6,7% de no victorias ($p < .001$); WH resultó en un 76,2% de victorias y un 23,8% de no victorias ($p < .001$); SF en un 62,5% de victorias y un

37,5% de no victorias ($p < .001$), y GL en un 49,2% de victorias y un 50,8% de no victorias ($p = .004$).

Tabla 6. Estadística descriptiva y porcentaje de variables del juego sobre el resultado del partido.

	Resultado del partido		<i>p</i>
	Victoria	No victoria	
	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)	
Victoria en la media parte	282 (76,2)	88 (23,8)	.000**
Marcar primero	289 (60,6)	188 (39,4)	.000**
Localización del partido	235 (49,2)	243 (50,8)	.001**
Victoria en la media parte por más de un gol	154 (87)	23 (13)	.000**

** Diferencias significativas entre las variables de partido y el resultado final; $p < .01$

Después del análisis multivariado, los resultados mostraron que todas las variables analizadas tuvieron un efecto positivo en el resultado final del partido (Tabla 7). La variable WHG fue la variable predictiva más potente con un valor *OR* de 4,695. La segunda variable fue WH con un *OR* de 3,348, seguida de SF (*OR* = 2,058) y GL (*OR* = 1,828).

Tabla 7. Resultados del análisis multivariado. Efectos de ganar en la media parte, marcar primero, localización del partido y victoria en la media parte por más de un gol.

	Model coefficients	Valor significativo	<i>Odds ratio</i>	Intervalo de confianza de los odds ratio (95.0%)	
				Lower	Upper
Victoria en la media parte	1.208	.000	3.348	2.234	5.018
Marcar primero	.722	.002	2.058	1.433	2.955
Localización del partido	.605	.000	1.828	1.354	2.469
Victoria a media parte por más de un gol	1.546	.000	4.695	2.757	7.993
Constante	-1.795	.000	.166		

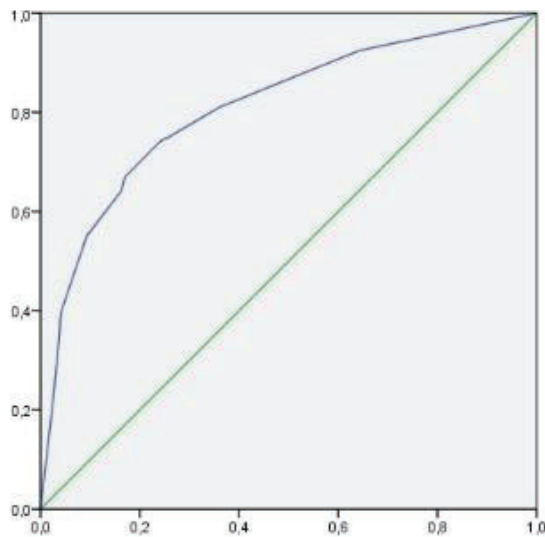
Bondad de ajuste $\chi^2 = 7.218$; $df = 6$; $p = 0.301$

Área bajo la curva ROC = 0.81; Sensibilidad = 0.6692; Especificidad = 0.8301; VPP = 0.7361; VPN = 0.7798

En el modelo, el establecimiento de un punto de corte de 0,420 para predecir una victoria dio como resultado una sensibilidad de 0,6692, una especificidad de 0,8301,

un valor predictivo positivo de 73,61%, un valor predictivo negativo de 77,98%, y una clasificación correcta total del 76,73%. En la Figura 4, se presenta la curva ROC para el modelo de regresión logística múltiple basados en las variables del resultado de partido, indicador de la representación de la razón o proporción de verdaderos positivos (VPR = Razón de Verdaderos Positivos) frente a la razón o proporción de falsos positivos (FPR = Razón de Falsos Positivos).

Figura 4. Curva ROC para el modelo de regresión logística múltiple basados en las variables del resultado de partido. Área bajo la curva ROC = 0,81



ESTUDIO IV.

MÉTODO

MUESTRA

La muestra estuvo configurada por 238 partidos de la *OkLiga*. Los procedimientos de recogida de datos se realizaron utilizando la información disponible de cada partido en la web oficial de la Federación Española de Hockey sobre Patines (www.fep.es).

DISEÑO Y PROCEDIMIENTO

Se registró un total de cinco variables predictoras categóricas (localización del partido, nivel del equipo, nivel del oponente, marcar el primer gol del partido, resultado al descanso del partido) y una variable de resultado binaria (resultado del partido) (Tabla 8).

Tabla 8. Propiedades de las variables analizadas

Role	Variable (abbreviation)	Category (code)	Description
Outcome	Match outcome (MatOut)	Not won (0)	The analysed team lost or tied the match
		Won (1)	The analysed team won the match
Predictor	Match location (MatLoc)	Away (0)	The analysed team played away
		Home (1)	The analysed team played at home
	Team level (TeaLev)	Relegation (1)	The analysed team finished between 14 th to 16 th position
		Remained (2)	The analysed team finished between 10 th to 13 th position
		CERS Cup (3)	The analysed team finished between 5 th to 9 th position
		Euroleague (4)	The analysed team finished between 1 st to 4 th position
	Opponent's level (OppLev)	Euroleague (1)	The opponent's team finished between 1 st to 4 th position
		CERS Cup (2)	The opponent's team between 5 th to 9 th position
		Remained (3)	The opponent's team between 10 th to 13 th position
		Relegation (4)	The opponent's team between 14 th to 16 th position
	Scoring first (ScoFir)	No (0)	The analysed team does not score the first goal of the match
		Yes (1)	The analysed team scores the first goal of the match
Match status at halftime (MatStaHal)	Loses (1)	The analyzed team loses at halftime	
	Draws (2)	The analyzed team draws at halftime	
	Wins 1 (3)	The analyzed team wins by one goal at halftime	
	Wins +1 (4)	The analyzed team wins by more than one goal at halftime	

Note. Within each variable, the category with the lowest numerical code (e. g., the category not won in match outcome variable) was considered as the reference category in the logistic regression model.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Se realizó un análisis descriptivo (frecuencias absolutas y relativas) y un análisis inferencial (intervalo de confianza para una proporción calculada mediante el método de Wilson) de las variables categóricas.

Se utilizó el método de todas las regresiones posibles (Hosmer et al., 1989; Lawless & Singhal, 1978) para seleccionar el mejor modelo logístico predictivo para el resultado del partido. El modelo completo inicial incluía cinco predictores situacionales (MatLoc, TeaLev, OppLev, ScoFir y MatStaHal) y un resultado binario (MatOut). El término multiplicativo TeaLev×OppLev no se incluyó porque causaba problemas de colinealidad (un aumento del factor de inflación de la varianza media o VIF medio de 1,51 a 4,85 al incluir este término). Los criterios de selección para el mejor modelo logístico predictivo fueron los siguientes: (a) el principio de parsimonia (Ratkowsky, 1993); (b) un valor pequeño del criterio de información de Akaike (AIC) (Akaike, 1998); (c) un gran valor del área bajo la curva ROC (AUC); (d) sensibilidad equilibrada (Se) y especificidad (Sp) para un punto de corte de 0,5; (e) un buen ajuste en la prueba de Hosmer-Lemeshow ($p > .10$) (Hosmer & Lemeshow, 1980); (f) una diferencia no significativa entre la curva ROC del modelo completo y el submodelo candidato ($p > .05$); y (g) una mejora de discriminación integrada no significativa (IDI) y una mejora de reclasificación neta (NRI) entre el modelo completo y el submodelo candidato ($p > .05$) (Pencina et al., 2008).

Una vez que se seleccionó el mejor modelo predictivo, se evaluó su confiabilidad mediante validación cruzada. Luego, se verificó si este modelo cumplía con los siguientes supuestos; las estadísticas utilizadas para examinar estos supuestos se especifican entre paréntesis: (a) ausencia de observaciones influyentes (estadístico de

influencia Delta-Beta, $\Delta\text{Beta} > 0.4$; estadístico de influencia chi-cuadrado delta, $\Delta\chi^2 > 3,84$ y el estadístico de influencia Delta-D, $\Delta\text{Dev} > 3,84$) (Hosmer et al., 1991); (b) ausencia de colinealidad (factor de inflación de la varianza, $\text{VIF} < 5$); y (c) presencia de equidispersión (desviación media residual, $\text{RMD} \approx 1$). El supuesto de linealidad entre los predictores y el logit no se probó porque todos los predictores eran categóricos.

Después de verificar los diagnósticos del modelo seleccionado, se estimaron sus parámetros y se evaluó su bondad de ajuste global mediante una prueba de razón de verosimilitud y varios índices pseudo- R^2 (Cox-Snell, Nagelkerke y McFadden ajustado). Luego, la ecuación del modelo se utilizó para predecir la probabilidad de ganar un partido en 32 situaciones frecuentes (combinaciones de valores de las variables predictoras) determinadas a partir de un análisis de conglomerados de dos pasos (número de conglomerados fijos: 2; medida de distancia: log-verosimilitud; criterio de agrupamiento: criterio bayesiano de Schwarz). Finalmente, se calculó el punto de corte óptimo basado en la curva ROC para equilibrar la sensibilidad y la especificidad del modelo seleccionado tanto como fuera posible.

El análisis de conglomerados de dos pasos se realizó en el software IBM SPSS Statistics v. 20.0 (SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.). Todos los demás análisis estadísticos se realizaron en el software Stata / IC v. 17.0 (StataCorp, College Station, TX, EE. UU.) Con los siguientes comandos: `proportions` (estima las proporciones y calcula los intervalos de confianza de Wilson), `allsets` (encuentra el mejor subconjunto para la regresión logística y calcula AIC, AUC, Se, Sp y la bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow para cada subconjunto), `roccomp` (prueba la igualdad de las curvas ROC), `idi` (calcula IDI), `nri1` (calcula NRI), `crossfold` (realiza

validación cruzada), `predict` (calcula estadísticas de influencia), `estat vif` (calcula VIF), `logit` (reporta coeficientes del modelo logístico), `lrtest` (realiza prueba de razón de verosimilitud), `fitstat` (reporta pseudo-índices R²), `contract` (calcula la frecuencia de cada combinación de valores predictores), `lincom` (hace predicciones y calcula el intervalo de confianza para cada predicción) y `dtroc` (calcula el punto de corte óptimo basado en la curva ROC).

RESULTADOS

La Tabla 9 muestra las frecuencias absolutas y relativas de las seis variables categóricas incluidas en todo el modelo. El intervalo de confianza del 95% para una proporción (IC del 95% para π) se calculó mediante el método de Wilson.

Tabla 9. Análisis descriptivo e inferencial de las variables categóricas.

Variable	Category	n	%	95% CI for π	
				LL	UL
Match outcome	Not won	273	57.4	52.9	61.7
	Won	203	42.6	38.3	47.1
Match location	Away	238	50.0	45.5	54.5
	Home	238	50.0	45.5	54.5
Team level	Relegation	90	18.9	15.6	22.7
	Remained	117	24.6	20.9	28.6
	CERS Cup	149	31.3	27.3	35.6
	Euroleague	120	25.2	21.5	29.3
Opponent's level	Euroleague	120	25.2	21.5	29.3
	CERS Cup	149	31.3	27.3	35.6
	Remained	117	24.6	20.9	28.6
	Relegation	90	18.9	15.6	22.7
Scoring first	No	236	49.6	45.1	54.1
	Yes	240	50.4	45.9	54.9
Match status at halftime	Loses	185	38.9	34.6	43.3
	Draws	106	22.3	18.8	26.2
	Wins 1	96	20.2	16.8	24.0
	Wins +1	89	18.7	15.5	22.4

Note. n = number of observations; CI = confidence interval; LL = lower limit; UL = upper limit.

Se estimó un total de 31 modelos a partir del método de todas las regresiones posibles.

La Tabla 10 enumera los 5 mejores modelos según los criterios de la AIC. El modelo con el AIC más bajo (393,9) y el AUC más alto (.899) fue el modelo completo, que incluyó cinco predictores situacionales (MatLoc, TeaLev, OppLev, ScoFir y

MatStaHal). Sin embargo, el segundo modelo en la Tabla 10 fue seleccionado como el mejor modelo predictivo por las siguientes razones: modelo más parsimonioso que el primer modelo al excluir el predictor ScoFir; segundo modelo con AIC más bajo (395.1) y AUC más alto (.897); modelo con Se equilibrado (71,9%) y Sp (86,1%) para el punto de corte $\pi = 0,5$; modelo con buen ajuste en la prueba de Hosmer-Lemeshow ($p = .506$); y en comparación con todo el modelo, una pérdida no significativa del 0,23% en AUC ($p = .353$), una pérdida promedio no significativa del 0,56% en la predicción correcta de eventos ($p = .088$), y una pérdida neta significativa de 2.58% en la predicción ($p = .098$). Por el contrario, los modelos restantes en la Tabla 10 se descartaron como el mejor modelo predictivo porque no cumplían con algunos criterios de selección (por ejemplo, el tercer modelo tenía una IDI significativa).

Tabla 10. Estadísticas e índices de bondad de ajuste para los cinco modelos con el AIC más bajo.

Model	Predictors	AIC	AUC	Se	Sp	p_{HL}	Model comparison		
							ROC	IDI	NRI
1	MatLoc, TeaLev, OppLev, ScoFir, MatStaHal	393.9	.899	73.4%	87.2%	.875	base	base	base
2	MatLoc, TeaLev, OppLev, MatStaHal	395.1	.897	71.9%	86.1%	.506	-0.23% ($p = .353$)	-0.56% ($p = .088$)	-2.58% ($p = .098$)
3	TeaLev, OppLev, ScoFir, MatStaHal	403.3	.892	71.9%	87.2%	.274	-0.74% ($p = .118$)	-1.60% ($p = .008$)	-1.48% ($p = .431$)
4	TeaLev, OppLev, MatStaHal	403.5	.891	72.4%	87.2%	.331	-0.83% ($p = .103$)	-2.02% ($p = .002$)	-0.99% ($p = .611$)
5	MatLoc, OppLev, ScoFir, MatStaHal	427.5	.874	67.5%	87.2%	.708	-2.53% ($p = .002$)	-5.81% ($p < .001$)	-5.91% ($p = .052$)

Note. AIC = Akaike's information criterion; AUC = area under the ROC curve; Se = sensitivity for cut-off point .5; Sp = specificity for cut-off point .5; p_{HL} = significance of the Hosmer-Lemeshow test; ROC = comparison of models with ROC curves (chi-squared test); IDI = comparison of models with the integrated discrimination improvement (Z-test); NRI = comparison of models with the net reclassification improvement (Z-test).

Con respecto a la confiabilidad del modelo seleccionado, se obtuvo un pseudo- $R^2_{Mean} = .448$ y un AUC = .894 mediante validación cruzada y remuestreo *bootstrap*, respectivamente. Ambos valores indicaron el verdadero poder predictivo del modelo cuando se usa con muestras externas. Por otro lado, en cuanto a los diagnósticos del modelo seleccionado, solo se detectaron ocho observaciones con estadísticas de alta

influencia pero no se eliminaron del modelo porque se registraron correctamente; no se detectó colinealidad entre los predictores (VIF medio = 1,58), y se encontró una ligera infradispersión entre la varianza observada y esperada (RMD = 0,80) y, en consecuencia, los errores estándar de los coeficientes del modelo se sobrestimaron ligeramente, aumentando la error tipo II (β).

La Tabla 11 presenta los parámetros del modelo seleccionado, mostrando sus coeficientes b , OR (exponenciales de los coeficientes b), intervalos de confianza y valores de p . La prueba de razón de verosimilitud global indicó que el conjunto de parámetros del modelo estimado predijo el resultado de la coincidencia de una manera estadísticamente significativa ($\chi^2_{LR} = 276.4$, $df = 10$, $p < .001$). Las medidas pseudo- R^2 indicaron que el modelo estimado explicaba entre 39,2% y 59,2% de la incertidumbre en los datos ($R^2_{Cox-Snell} = 0.440$, $R^2_{Nagelkerke} = 0.592$, $R^2_{adj\ McFadden} = 0.392$). Los OR mostraron que jugar en casa (en relación con jugar fuera), un nivel alto del equipo analizado (en comparación con un nivel bajo), un nivel bajo del equipo contrario (en comparación con un nivel alto) y empatar o ganar en el entretiempo (en comparación con perder) aumentó las posibilidades de ganar el partido. El predictor con la mayor contribución en el resultado del partido fue el estado del partido en el entretiempo ($\chi^2_{LR} = 97.6$, $df = 3$, $p < .001$), seguido del nivel del oponente ($\chi^2_{LR} = 40.9$, $df = 3$, $p < .001$), nivel de equipo ($\chi^2_{LR} = 39.9$, $df = 3$, $p < .001$) y ubicación del partido ($\chi^2_{LR} = 10.3$, $df = 1$, $p = .001$).

Tabla 11. Parámetros del modelo seleccionado para predecir el resultado del partido.

Predictors	<i>b</i>	95% CI for β		OR	95% CI for OR		p_{Wald}	p_{LR}
		LL	UL		LI	LS		
Match location								.001
Away (base)								
Home	0.837	0.318	1.357	2.311	1.374	3.886	.002	
Team level								<.001
Relegation (base)								
Remained	0.779	-0.114	1.672	2.180	0.892	5.323	.087	
CERS Cup	1.592	0.738	2.447	4.916	2.091	11.558	<.001	
Euroleague	2.488	1.565	3.411	12.039	4.784	30.301	<.001	
Opponent's level								<.001
Euroleague (base)								
CERS Cup	1.087	0.350	1.824	2.965	1.419	6.194	0.004	
Remained	1.335	0.566	2.105	3.801	1.761	8.205	0.001	
Relegation	2.710	1.813	3.608	15.034	6.130	36.875	<.001	
Match status at halftime								<.001
Loses (base)								
Draws	1.073	0.419	1.728	2.925	1.520	5.630	0.001	
Wins 1	2.062	1.390	2.734	7.862	4.016	15.390	<.001	
Wins +1	3.844	2.836	4.852	46.710	17.047	127.988	<.001	
Constant	-4.679	-5.786	-3.573	0.009	0.003	0.028	<.001	<.001

Note. *b* = regression coefficient *b*; CI = confidence interval; LL = lower limit; UL = upper limit; OR = odds ratio (exponential of coefficient *b*); p_{Wald} = significance of parameter β with the Wald test; p_{LR} = significance of parameter β with the partial likelihood ratio test.

La siguiente ecuación de regresión logística se definió a partir de los coeficientes *b* en la Tabla 11:

$$\begin{aligned} \text{logit}(\text{MatOut}=\text{Won} \mid \text{MatLoc TeaLev OppLev MatStaHal}) = & -4.679 + 0.837 \times \text{MatLoc} + \\ & 0.779 \times \text{TeaLea2} + 1.592 \times \text{TeaLev3} + 2.488 \times \text{TeaLev4} + 1.087 \times \text{OppLev2} + 1.335 \times \text{OppLev3} + \\ & 2.710 \times \text{OppLev4} + 1.073 \times \text{MatStaHal2} + 2.062 \times \text{MatStaHal3} + 3.844 \times \text{MatStaHal4} \end{aligned}$$

Luego, se predijo la probabilidad de ganar el partido en 32 situaciones frecuentes de la competencia analizada a partir de la siguiente función logística:

$$\Pr(\text{MatOut}=\text{Won} \mid \text{MatLoc TeaLev OppLev MatStaHal}) = \frac{1}{1 + e^{-\text{logit}}}$$

Estas 32 predicciones se presentan en la Tabla 12. Como ejemplo, la primera predicción se interpreta de la siguiente manera: la probabilidad de ganar el juego cuando un equipo con nivel de permanencia juega como visitante contra un equipo con nivel de Euroliga y pierde en el entretiempo es de .020 (CI 95%: .008 a .050). Esta situación fue la más frecuente en la competición analizada ($n = 14$, 2.94%).

Tabla 12. Predicciones de la probabilidad de ganar un partido en las 32 situaciones más frecuentes.

Situation	MatLoc	TeaLev	OppLev	MatStaHal	Pr(MatOut=Won)	95% CI for Pr		n	%
						LL	UL		
1	Away	Remained	Euroleague	Loses	.020	.008	.050	14	2.94
2	Home	Relegation	Euroleague	Loses	.021	.008	.057	11	2.31
3	Home	Relegation	CERS Cup	Loses	.060	.025	.139	11	2.31
4	Home	CERS Cup	Euroleague	Loses	.095	.045	.190	11	2.31
5	Away	Relegation	Euroleague	Loses	.009	.003	.027	10	2.10
6	Away	CERS Cup	Euroleague	Loses	.044	.019	.097	10	2.10
7	Away	Relegation	CERS Cup	Loses	.027	.010	.069	9	1.89
8	Away	Remained	CERS Cup	Loses	.057	.026	.120	9	1.89
9	Home	Euroleague	Relegation	Wins +1	.995	.981	.998	9	1.89
10	Home	Remained	Euroleague	Loses	.045	.019	.101	8	1.68
11	Away	CERS Cup	Euroleague	Draws	.118	.055	.235	8	1.68
12	Home	Remained	CERS Cup	Loses	.122	.061	.228	8	1.68
13	Home	CERS Cup	CERS Cup	Loses	.238	.134	.388	8	1.68
14	Away	CERS Cup	CERS Cup	Draws	.284	.167	.439	8	1.68
15	Home	Euroleague	Remained	Wins +1	.979	.936	.993	8	1.68
16	Away	Euroleague	Relegation	Wins +1	.987	.960	.996	8	1.68
17	Away	Relegation	Remained	Loses	.034	.013	.085	7	1.47
18	Away	CERS Cup	Remained	Draws	.337	.201	.506	7	1.47
19	Home	Euroleague	CERS Cup	Draws	.691	.510	.828	7	1.47
20	Away	Euroleague	CERS Cup	Wins +1	.939	.843	.978	7	1.47
21	Home	Euroleague	CERS Cup	Wins +1	.973	.922	.991	7	1.47
22	Away	Euroleague	Euroleague	Loses	.101	.045	.210	6	1.26
23	Away	CERS Cup	CERS Cup	Loses	.119	.060	.223	6	1.26
24	Away	Euroleague	CERS Cup	Loses	.249	.133	.416	6	1.26
25	Home	CERS Cup	Remained	Loses	.286	.158	.462	6	1.26
26	Home	Remained	CERS Cup	Draws	.289	.161	.462	6	1.26
27	Home	CERS Cup	CERS Cup	Draws	.478	.318	.642	6	1.26
28	Away	CERS Cup	Remained	Wins 1	.577	.402	.735	6	1.26
29	Home	CERS Cup	CERS Cup	Wins 1	.711	.543	.836	6	1.26
30	Home	Euroleague	Remained	Wins 1	.885	.771	.947	6	1.26
31	Away	CERS Cup	Relegation	Wins +1	.970	.912	.990	6	1.26
32	Home	CERS Cup	Relegation	Wins +1	.987	.958	.996	6	1.26

Note. Pr(MatOut=Won) = probability of winning a match; CI = confidence interval; LL = lower limit; UL = upper limit; n = number of observations.

El punto de corte óptimo basado en la curva ROC fue $\pi = .413$. Para este punto de corte se obtuvo una alta capacidad para detectar partidos ganados (Se = 80,3%) y no ganados (Sp = 80,2%), y también se logró un alto porcentaje total de clasificaciones correctas (80,3%). En consecuencia, los valores de sensibilidad y especificidad fueron más equilibrados para el punto de corte $\pi = .413$ (Se = 80.3, Sp = 80.2%) que para el punto de corte $\pi = .5$ (Se = 71.9%, Sp = 86.1 %).

MÉTODO

MUESTRA

Para la realización del estudio se analizaron 3.330 partidos de hockey sobre patines: *OkLiga* (liga española; 1.308 partidos), *1a Divisao* (liga portuguesa; 994 partidos) y *Serie A1* (liga italiana; 1.028 partidos). Estas ligas de hockey sobre patines tienen un calendario de partidos similar. Cada equipo juega entre sí una vez en casa y una vez fuera durante la temporada, ya que solo se han incluido en la muestra los partidos de la temporada regular.

DISEÑO Y PROCEDIMIENTOS

El conjunto de datos de este estudio se recopiló a través de los sitios web de acceso abierto de cada Federación de Hockey sobre Patines. Además, los datos de los partidos se volvieron a verificar y se validaron utilizando el sitio web independiente hockeypista.it. Antes de la recopilación de datos, se recibió el permiso por escrito de todos los administradores del sitio web, y se respetaron por completo las respectivas políticas de privacidad. Los procedimientos metodológicos se ajustaron a los requerimientos éticos de la universidad local y la investigación se llevó a cabo de acuerdo con los principios expresados en la Declaración de Helsinki (revisada en Fortaleza el 2013). La Tabla 13 muestra las diferentes variables analizadas.

Tabla 13. Propiedades de las variables analizadas

Role	Variable	Category (code)	Description
Independent variable	spectators	No (0)	The match was played without spectators.
		Yes (1)	There match was played with spectators.
Dependent variable	goals scored		Number of goals scored per match.
	Individual set-pieces shot		Number of individual set-pieces shot per match.
	faults committed		Number of disciplinary faults committed by players per match played.
Moderator variable	match location	Away (0)	The analysed team played away.
		Home (1)	The analysed team played at home.
	opponent's level	Lower (0)	The opponent finished the league in a lower position.
		Higher (1)	The opponent finished the league in a higher position.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

El efecto causal de la presencia de espectadores sobre el número de goles marcados, el número de jugadas a balón parado, el número de faltas cometidas y el número de tarjetas recibidas se cuantificó mediante varios modelos de regresión binomial negativa. Estos modelos son adecuados para el análisis de variables dependientes del recuento que presentan el fenómeno de sobredispersión. En cada modelo se incluyeron una variable dependiente Y (goles marcados, jugadas a balón parado, faltas cometidas o tarjetas recibidas), una variable independiente X (espectadores) y dos variables moderadoras M (ubicación del partido y nivel del oponente). Las variables moderadoras también fueron incluidas como variables de ajuste por el principio jerárquico. El tiempo de exposición t no se incluyó en los modelos porque todos los partidos analizados duraron el mismo tiempo (50 min). Por tanto, la formulación multiplicativa de los modelos binomiales negativos construidos fue la siguiente:

$$\tilde{\mu}_i = e^{(\beta_0 + \beta_1 \times Spect + \beta_2 \times MatLoc + \beta_3 \times OppLev + \beta_4 \times Spect \times MatLoc + \beta_5 \times Spect \times OppLev + \varepsilon_i)}$$

El cambio de factor e^{β_1} se expresó como un cambio porcentual en el recuento medio esperado de Y para un aumento de una unidad en X con la siguiente fórmula:

$$[e^{|\beta_1| \times 1} - 1] \times 100$$

La bondad de ajuste de los modelos de regresión binomial construidos se evaluó analizando los residuos de desviación (McCullagh & Nelder, 1989). Estos residuos se representaron mediante diagramas de caja y se verificaron si estaban todos dentro del intervalo -2 a 2. La presencia de sobredispersión fue probada utilizando diferentes procedimientos expuestos por Long (1997), Doménech y Navarro (2019). Existía el problema de la sobredispersión (a) si el cociente entre la varianza y la media de cada variable dependiente del recuento era mayor que 1, (b) si el cociente entre la desviación y los grados de libertad residuales ($-2LL/df_{Res}$) de cada modelo de *Poisson* fue estadísticamente mayor que 1 (procedimiento solo aplicable cuando todos los predictores son categóricos), o (c) si la prueba de razón de verosimilitud del parámetro $\alpha = 0$ fue estadísticamente significativa.

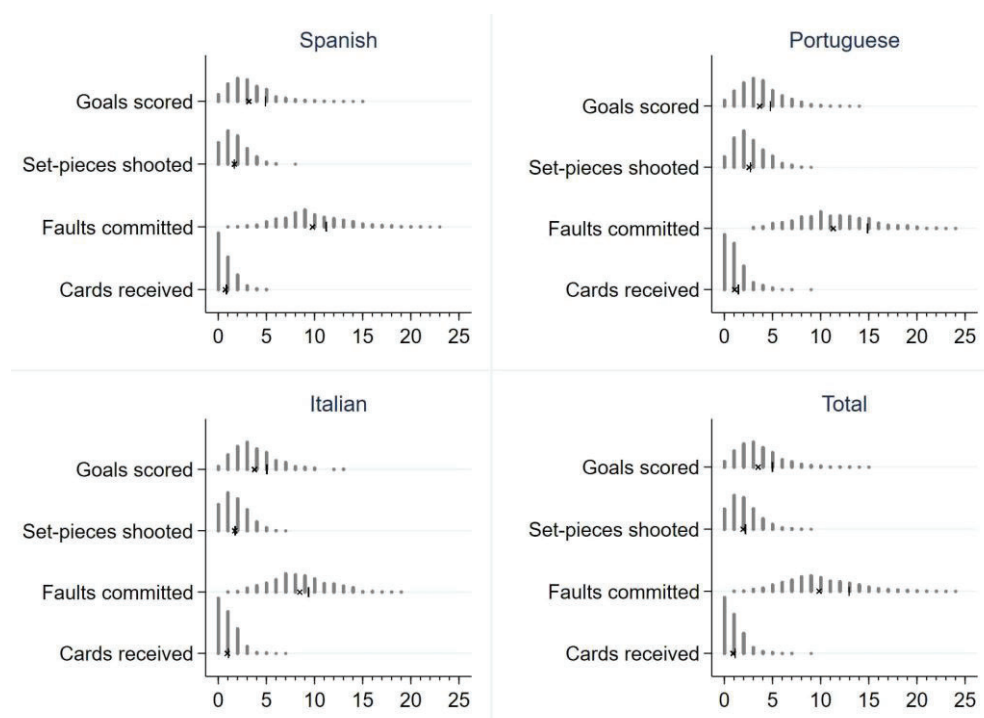
Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el paquete estadístico Stata / IC v.17.0 (Stata Corporation, College Station, TX, EE. UU.). Los análisis se realizaron en todos los datos de la muestra y se estratificaron por la liga nacional europea (*OkLiga* española, *CN 1ª Divisão* portuguesa y *Serie A1* italiana). El nivel de significancia se fijó en $p < .05$ para todas las pruebas.

RESULTADOS

La Figura 5 muestra la distribución del recuento de las variables dependientes. Las variables de goles anotados, jugadas a balón parado y tarjetas recibidas presentaron una distribución binomial negativa, es decir, una distribución sesgada a la derecha con

predominio de valores cero o cercanos a cero y con una varianza mayor que su media (símbolo | y X en la figura, respectivamente). Por el contrario, la variable faltas cometidas presentó una aproximación de la distribución binomial negativa a la distribución Normal porque su media fue mayor que las otras variables.

Figura 5. Distribución del recuento de las variables dependientes.



El análisis descriptivo de las variables del partido, y la comparación de medias con y sin público, se presentan en la Tabla 14. En los equipos locales, la única diferencia significativa al jugar sin público fue un mayor número de tarjetas recibidas ($0,91 \pm 1,03$ vs. $0,76 \pm 0,93$; $p = 0,003$). Sin embargo, a pesar de no ser significativo, los equipos locales, cuando jugaron sin público, fueron sancionados con más faltas defensivas y marcaron menos goles. Por el contrario, los equipos visitantes marcaron significativamente más goles cuando jugaron sin público ($3,40 \pm 2,10$ frente a $3,03 \pm 1,91$; $p < 0,001$).

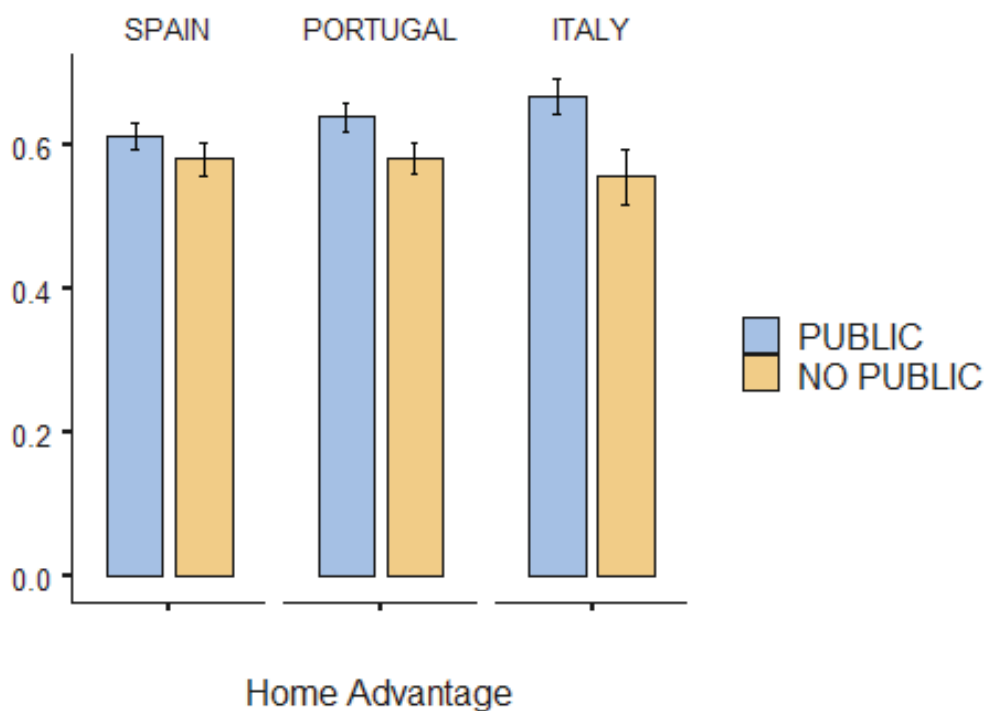
En cuanto al valor del HA, la Figura 6 muestra claramente cómo se produjo un descenso pasando de un 63,99% al jugar con público a un 57,41% al jugar sin ($p = 0,002$). Esta disminución en el valor del HA es especialmente evidente en la *Serie A1* italiana (66,74% vs a 55,73%; $p = 0,016$). En las ligas portuguesa y española, a pesar de no ser significativo, también existe un descenso (64,01% vs 58,31%; $p = .09$ y 61,41% vs 58,10%; $p = .284$, respectivamente).

A pesar de este descenso, cabe destacar que el efecto del HA siguió estando presente al jugar sin público.

Tabla 14. Análisis descriptivo de las variables del partido según la localización del partido y la presencia de público. Los datos representan eventos por partido para cada equipo y se muestran como media \pm DE.

	Home			Away		
	Public	No public	p	Public	No public	p
Goals	3.89 \pm 2.48	3.77 \pm 2.24	.338	3.03 \pm 1.91	3.40 \pm 2.10	>.001
Individual set-pieces	0.72 \pm 0.90	0.80 \pm 0.86	.104	0.54 \pm 0.73	0.59 \pm 0.72	.221
Faults committed	9.73 \pm 3.52	10.02 \pm 3.56	.121	9.74 \pm 3.66	10.05 \pm 3.66	.109
Cards	0.76 \pm 0.93	0.91 \pm 1.03	.003	0.98 \pm 1.14	0.97 \pm 1.13	.854

Figura 6. Valores de *Home Advantage* en la liga española, portuguesa e italiana con y sin público.



La Tabla 15 muestra el número de goles marcados con y sin público, según la localización del partido y nivel del oponente. Los resultados mostraron que en los equipos visitantes, jugar con público (en relación con jugar sin) disminuyó el número medio esperado de goles marcados en un factor significativo de 0,90 (IC 95%: 0,84, 0,96; $p = .002$), tanto cuando el partido fue jugado contra un oponente de nivel inferior como cuando se jugó contra un oponente de nivel superior ($p = .01$; IC 95%: 0,83, 0,97).

Tabla 15. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de goles marcados en las diferentes ligas y situaciones competitivas.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	3.94 [3.54, 4.38]	0.92 [0.81, 1.04]	-9.1 [-23.5, 3.8]	.169
			Yes	3.61 [3.38, 3.85]			
		Higher	No	2.17 [1.91, 2.46]	0.89 [0.77, 1.03]	-12.3 [-30.3, 3.3]	.125
			Yes	1.93 [1.79, 2.08]			
	Home	Lower	No	4.66 [4.20, 5.17]	0.97 [0.86, 1.09]	-2.8 [-15.8, 9.5]	.643
			Yes	4.53 [4.27, 4.81]			
		Higher	No	2.57 [2.28, 2.90]	0.94 [0.82, 1.09]	-5.9 [-21.9, 8.7]	.424
			Yes	2.42 [2.26, 2.61]			
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	4.09 [3.73, 4.48]	1.03 [0.92, 1.15]	3.0 [-8.8, 15.5]	.607
			Yes	4.21 [3.93, 4.51]			
		Higher	No	2.43 [2.18, 2.71]	1.01 [0.88, 1.15]	0.9 [-13.3, 15.4]	.893
			Yes	2.45 [2.26, 2.66]			
	Home	Lower	No	4.71 [4.32, 5.13]	1.12 [1.00, 1.24]	11.6 [0.4, 24.2]	.043
			Yes	5.25 [4.94, 5.59]			
		Higher	No	2.80 [2.52, 3.11]	1.09 [0.96, 1.24]	9.3 [-4.0, 24.3]	.174
			Yes	3.06 [2.84, 3.30]			
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	4.85 [4.45, 5.29]	0.80 [0.72, 0.90]	-24.3 [-39.0, -11.1]	<.001
			Yes	3.90 [3.64, 4.19]			
		Higher	No	2.81 [2.54, 3.12]	0.88 [0.77, 1.00]	-14.1 [-30.0, -0.1]	.048
			Yes	2.47 [2.28, 2.67]			
	Home	Lower	No	5.00 [4.59, 5.45]	1.02 [0.92, 1.14]	2.5 [-8.5, 14.0]	.651
			Yes	5.13 [4.82, 5.46]			
		Higher	No	2.90 [2.62, 3.21]	1.12 [0.98, 1.27]	11.7 [-1.7, 26.8]	.089
			Yes	3.24 [3.00, 3.49]			
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	4.30 [4.07, 4.55]	0.90 [0.84, 0.96]	-11.4 [-19.3, -4.1]	.002
			Yes	3.86 [3.71, 4.02]			
		Higher	No	2.48 [2.33, 2.65]	0.90 [0.83, 0.97]	-11.1 [-20.4, -2.6]	.010
			Yes	2.23 [2.13, 2.34]			
	Home	Lower	No	4.79 [4.54, 5.06]	1.02 [0.96, 1.09]	2.3 [-4.2, 9.1]	.484
			Yes	4.90 [4.73, 5.08]			
		Higher	No	2.76 [2.59, 2.94]	1.03 [0.95, 1.11]	2.6 [-5.2, 10.8]	.509
			Yes	2.84 [2.72, 2.96]			

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of goals scored; e^{β} = factor change in the expected mean number of goals scored when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of goals scored when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

La Tabla 16 muestra el número de jugadas a pelota parada con y sin público, según la localización del partido y el nivel del oponente. Los resultados mostraron que, en los equipos visitantes, al jugar con público (en relación con jugar sin), disminuyó el número medio esperado de jugadas a pelota parada en un factor significativo de 0,87 (IC del 95%: 0,79, 0,95; $p = .003$) y 0,85 (IC del 95%: 0,77, 0,93; $p = 0,001$), tanto con oponentes más altos como más bajos, respectivamente.

Tabla 16. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de jugadas a balón parado en las diferentes ligas y situaciones competitivas.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	2.10 [1.85, 2.39]	0.74 [0.63, 0.86]	-35.9 [-58.9, -16.2]	<.001
			Yes	1.55 [1.42, 1.69]			
	Higher	No	1.78 [1.54, 2.04]	0.71 [0.60, 0.83]	-41.8 [-67.7, -19.9]	<.001	
		Yes	1.25 [1.14, 1.37]				
	Home	Lower	No	2.29 [2.02, 2.61]	0.81 [0.70, 0.95]	-23.1 [-43.3, -5.8]	.007
			Yes	1.86 [1.72, 2.02]			
	Higher	No	1.94 [1.70, 2.21]	0.78 [0.66, 0.91]	-28.5 [-50.8, -9.6]	.002	
		Yes	1.51 [1.38, 1.65]				
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	2.29 [2.04, 2.58]	1.02 [0.88, 1.18]	2.0 [-13.5, 18.2]	.788
			Yes	2.34 [2.14, 2.56]			
	Higher	No	2.11 [1.87, 2.38]	1.07 [0.92, 1.24]	6.9 [-8.6, 24.0]	.384	
		Yes	2.26 [2.07, 2.47]				
	Home	Lower	No	2.73 [2.44, 3.05]	1.11 [0.97, 1.27]	10.7 [-3.5, 26.9]	.144
			Yes	3.02 [2.79, 3.27]			
	Higher	No	2.51 [2.24, 2.82]	1.16 [1.01, 1.33]	15.9 [0.8, 33.4]	.039	
		Yes	2.91 [2.69, 3.16]				
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	1.74 [1.52, 1.99]	0.90 [0.75, 1.06]	-11.6 [-32.6, 6.4]	.209
			Yes	1.56 [1.40, 1.73]			
	Higher	No	1.67 [1.45, 1.91]	0.84 [0.70, 1.00]	-19.2 [-41.9, -0.1]	.048	
		Yes	1.40 [1.26, 1.56]				
	Home	Lower	No	2.03 [1.79, 2.31]	0.92 [0.78, 1.08]	-8.4 [-27.4, 8.4]	.325
			Yes	1.87 [1.70, 2.07]			
	Higher	No	1.95 [1.71, 2.22]	0.86 [0.73, 1.02]	-15.8 [-36.7, 2.0]	.084	
		Yes	1.68 [1.52, 1.87]				
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	2.04 [1.89, 2.21]	0.87 [0.79, 0.95]	-15.5 [-26.9, -5.1]	.003
			Yes	1.77 [1.67, 1.87]			
	Higher	No	1.86 [1.72, 2.01]	0.85 [0.77, 0.93]	-17.9 [-29.9, -7.0]	.001	
		Yes	1.57 [1.49, 1.67]				
	Home	Lower	No	2.35 [2.19, 2.53]	0.93 [0.85, 1.02]	-7.6 [-17.7, 1.6]	.108
			Yes	2.19 [2.08, 2.30]			
	Higher	No	2.14 [1.98, 2.30]	0.91 [0.83, 1.00]	-9.8 [-20.5, -0.1]	.047	
		Yes	1.95 [1.84, 2.05]				

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of set-pieces shot; e^{β} = factor change in the expected mean number of set-pieces shot when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of set-pieces shot when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

La Tabla 17 muestra el número de faltas defensivas, con y sin público, según la localización del partido y el nivel del oponente. Los resultados mostraron que jugar contra un equipo inferior con público, en relación con jugar sin, disminuyó el número medio esperado de faltas defensivas en un factor significativo de 0,95 (IC 95%: 0,91, 1,00; $p = 0,03$) y 0,95 (95% IC: 0,91; 1,00; $p = 0,037$).

Tabla 17. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de faltas cometidas en las diferentes ligas y situaciones competitivas.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	10.06 [9.45, 10.71]	0.96 [0.89, 1.03]	-4.6 [-12.5, 2.8]	.229
			Yes	9.62 [9.27, 9.99]			
	Home	Higher	No	9.97 [9.35, 10.63]	0.99 [0.92, 1.06]	-1.4 [-9.1, 6.2]	.721
			Yes	9.84 [9.48, 10.21]			
		Lower	No	10.33 [9.69, 11.00]	0.92 [0.85, 0.99]	-9.0 [-17.3, -1.2]	.022
			Yes	9.48 [9.13, 9.84]			
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	11.47 [10.80, 12.19]	1.01 [0.93, 1.08]	0.5 [-7.3, 8.5]	.894
			Yes	11.53 [11.01, 12.08]			
	Home	Higher	No	11.04 [10.39, 11.74]	1.02 [0.94, 1.10]	2.0 [-5.9, 10.1]	.619
			Yes	11.26 [10.75, 11.79]			
		Lower	No	11.51 [10.83, 12.23]	0.99 [0.92, 1.07]	-1.2 [-9.2, 6.6]	.752
			Yes	11.37 [10.86, 11.90]			
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	9.13 [8.58, 9.72]	0.89 [0.82, 0.96]	-12.2 [-21.4, -3.7]	.004
			Yes	8.14 [7.75, 8.54]			
	Home	Higher	No	8.60 [8.07, 9.17]	0.96 [0.88, 1.03]	-4.6 [-13.3, 3.5]	.266
			Yes	8.23 [7.84, 8.63]			
		Lower	No	8.76 [8.22, 9.33]	0.97 [0.89, 1.05]	-3.5 [-12.0, 4.6]	.398
			Yes	8.47 [8.08, 8.87]			
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	10.22 [9.85, 10.61]	0.95 [0.91, 1.00]	-5.2 [-10.1, -0.5]	.030
			Yes	9.72 [9.47, 9.98]			
	Home	Higher	No	9.87 [9.50, 10.26]	0.99 [0.94, 1.04]	-1.1 [-5.9, 3.6]	.633
			Yes	9.76 [9.51, 10.02]			
		Lower	No	10.19 [9.82, 10.59]	0.95 [0.91, 1.00]	-5.0 [-10.0, -0.3]	.037
			Yes	9.71 [9.46, 9.96]			
Higher	No	9.84 [9.48, 10.22]	0.99 [0.95, 1.04]	-1.0 [-5.7, 3.7]	.683		
	Yes	9.75 [9.50, 10.01]					

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of faults committed; e^{β} = factor change in the expected mean number of faults committed when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of faults committed when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

La Tabla 18 muestra el número de tarjetas recibidas, con y sin público, según la localización de partido y el nivel del oponente. Los resultados mostraron que jugar en casa con público (en relación con jugar sin) disminuye el número de tarjetas recibidas en un factor significativo de 0,82 (IC del 95%: 0,70, 0,96; $p = 0,012$) y 0,85 (IC del 95%: 0,73, 0,98; $p = 0,025$).

Tabla 18. Efecto de jugar con espectadores sobre el número de tarjetas recibidas en las diferentes ligas y situaciones competitivas.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\tilde{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	0.88 [0.71, 1.09]	0.68 [0.53, 0.89]	-46.3 [-89.8, -12.9]	.004
			Yes	0.60 [0.52, 0.70]			
		Higher	No	1.00 [0.81, 1.23]	0.84 [0.65, 1.07]	-19.4 [-53.2, 7.5]	.164
			Yes	0.84 [0.73, 0.95]			
	Home	Lower	No	0.82 [0.66, 1.03]	0.64 [0.49, 0.84]	-56.5 [-104.9, -19.5]	.001
			Yes	0.53 [0.45, 0.61]			
		Higher	No	0.93 [0.75, 1.15]	0.78 [0.61, 1.01]	-27.7 [-64.4, 0.9]	.058
			Yes	0.73 [0.63, 0.84]			
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	0.89 [0.72, 1.09]	1.43 [1.11, 1.84]	42.7 [10.7, 84.0]	.006
			Yes	1.27 [1.10, 1.46]			
		Higher	No	1.21 [1.00, 1.47]	1.14 [0.90, 1.45]	13.8 [-11.5, 44.5]	.287
			Yes	1.38 [1.20, 1.59]			
	Home	Lower	No	0.76 [0.61, 0.95]	1.14 [0.87, 1.49]	13.9 [-14.9, 49.0]	.343
			Yes	0.87 [0.74, 1.02]			
		Higher	No	1.04 [0.85, 1.27]	0.91 [0.71, 1.17]	-10.1 [-41.8, 17.1]	.458
			Yes	0.95 [0.81, 1.10]			
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	0.91 [0.75, 1.11]	1.06 [0.84, 1.36]	6.4 [-19.8, 35.6]	.616
			Yes	0.97 [0.84, 1.12]			
		Higher	No	0.92 [0.76, 1.12]	1.21 [0.95, 1.53]	20.9 [-4.9, 53.4]	.117
			Yes	1.12 [0.97, 1.28]			
	Home	Lower	No	0.96 [0.79, 1.16]	0.80 [0.63, 1.03]	-24.3 [-58.9, 2.9]	.083
			Yes	0.77 [0.66, 0.90]			
		Higher	No	0.97 [0.80, 1.17]	0.91 [0.72, 1.16]	-9.3 [-39.3, 16.5]	.469
			Yes	0.88 [0.76, 1.03]			
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	0.90 [0.79, 1.01]	0.99 [0.86, 1.15]	-0.6 [-16.6, 15.2]	.939
			Yes	0.89 [0.82, 0.97]			
		Higher	No	1.04 [0.93, 1.17]	1.02 [0.89, 1.18]	2.4 [-12.5, 18.1]	.738
			Yes	1.07 [0.99, 1.16]			
	Home	Lower	No	0.84 [0.75, 0.96]	0.82 [0.70, 0.96]	-21.8 [-41.9, -4.5]	.012
			Yes	0.69 [0.63, 0.76]			
		Higher	No	0.98 [0.87, 1.11]	0.85 [0.73, 0.98]	-18.2 [-36.7, -2.1]	.025
			Yes	0.83 [0.76, 0.91]			

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\tilde{\mu}$ = expected mean number of cards received; e^{β} = factor change in the expected mean number of cards received when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of cards received when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

ESTUDIO VI.

MÉTODO

MUESTRA

En total se analizaron 6.920 acciones a pelota parada (4.332 FDH y 2.588 PEN), de un total de 1.680 partidos de la liga española de hockey sobre patines (*OkLiga*) correspondientes a 7 temporadas (2012/2013 a 2018/2019).

DISEÑO Y PROCEDIMIENTOS

Los datos fueron recogidos por técnicos profesionales. Para evaluar la confiabilidad de los datos, se seleccionaron 100 acciones individuales, y se realizaron dos observaciones diferentes para evaluar la confiabilidad intra e interevaluador. El consenso superó el 90% en todos los criterios y categorías (k intraobservador = 0,992; k interobservador = 0,984). Además, se realizó un análisis de generalizabilidad (Cronbach et al., 1972), utilizando el software SAGT, versión 1.0 (Hernández-Mendo et al., 2016). Siguiendo las sugerencias de Blanco-Villaseñor et al. (2014), se realizaron dos mediciones para evaluar: a) los resultados de generalizabilidad (número de acciones a pelota parada que componían el muestreo) y b) la validez del instrumento de observación; a) el coeficiente de generalizabilidad (relativo y absoluto = 0,996) correspondiente al plan de medición [Categorías] / [acciones a pelota parada] establece que con el número de acciones a pelota parada analizados se obtiene una alta fiabilidad de precisión de generalización; b) en cuanto al plan de medición [acciones a pelota parada] / [Categorías], el coeficiente de generalizabilidad (relativo y absoluto = 0,000) garantiza, en el marco teórico de la Teoría de la

Generalizabilidad, la validez del instrumento de observación diseñado (Blanco-Villaseñor et al., 2014; Blanco-Villaseñor & Escolano-Pérez, 2017).

Las variables registradas fueron las siguientes para cada equipo por cada temporada: puntos totales, FDH lanzadas, FDH marcadas, PEN lanzados, PEN marcados, total de goles marcados, FDH recibidos, goles recibidos de FDH, PEN recibidos, goles recibidos de PEN, total de goles recibidos. Las variables de nivel del equipo y puntos totales se utilizaron como variables independientes comparando los otros seis factores descritos anteriormente. La variable de nivel del equipo se obtuvo de la clasificación final de cada temporada. De este análisis se obtuvieron cuatro grupos de equipos: 1) Grupo de la Euroliga: los primeros cuatro (1-4) equipos clasificados para disputar la competición de la Euroliga; 2) Grupo *WS Euro Cup*: del quinto al octavo (5-8) equipos clasificados para la competición *WS Europe Cup*; 3) Grupo de permanencia: del noveno al duodécimo (9-12) equipos que lograron la permanencia en la *OkLiga*, y 4) Grupo de descenso: del decimotercero al decimosexto (13-16) equipos que perdieron la categoría.

Las acciones a pelota parada (FDH y PEN) se descargaron de la plataforma de la Real Federación Española de Patinaje y se visualizaron mediante el software Kinovea v. 0.8 (17). Se utilizó Excel 13 para generar los registros. Finalmente, los datos se procesaron mediante el software SPSS (Versión 20 para Windows; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.).

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

El análisis descriptivo incluyó los cálculos de media y desviación estándar. La distribución de datos se evaluó mediante la prueba de Shapiro-Wilk, que identificó

una distribución normal del conjunto de datos. Se realizó la prueba de ANOVA unidireccional con pruebas post-hoc, y la posterior corrección de Bonferroni para establecer comparaciones entre los grupos. Además, los tamaños del efecto (ES) se calcularon utilizando el eta cuadrado parcial (η_p^2) y su interpretación se basó en los siguientes criterios: $0,01 \leq$ pequeño, $0,06 \leq$ medio, $0,14 \leq$ efecto grande (Cohen, 1988). La relación entre el total de puntos y las variables de las jugadas a pelota parada (PEN lanzados, PEN anotados, FDH lanzadas, FDH anotadas, total de goles marcados) se analizó utilizando las correlaciones de Pearson (r). La significación estadística se estableció en $p \leq 0,05$. Las magnitudes de las correlaciones se evaluaron mediante la escala de Hopkins y se interpretaron de la siguiente manera: trivial (0,00–0,09), pequeña (0,10–0,29), moderada (0,30–0,49), grande (0,50–0,69), muy grande (0,70–0,89), casi perfecto (0,90–0,99) y perfecto (1,00) (Hopkins et al., 2009).

RESULTADOS

Los resultados mostraron que el 21,08% de los goles en hockey sobre patines fueron marcados por jugadas a pelota parada. En concreto, un 11,58% de FDH 11,58% y PEN un 9,49% de PEN.

El nivel de los equipos, tuvo un efecto principal en las siguientes variables ofensivas: goles de FDH, efectividad de FDH (%), goles de PEN, goles de jugadas a pelota parada y efectividad de las jugadas a pelota parada (%) ($F_{(3,108)} = 10,428$ $p = 0,000$, $\eta_p^2 = 0,225$; $F_{(3, 108)} = 4,505$ $p = 0,005$, $\eta_p^2 = 0,111$; $F_{(3, 108)} = 2,961$ $p = 0,035$, $\eta_p^2 = 0,076$; $F_{(3, 108)} = 9,974$ $p = 0,000$, $\eta_p^2 = 0,217$; $F_{(3, 108)} = 5,687$ $p = 0,001$, $\eta_p^2 = 0,136$, respectivamente). Asimismo, se encontraron diferencias significativas según el nivel de los equipos en todas las variables defensivas ($F_{(3, 108)} = 3,529$ $p = 0,022$, $\eta_p^2 =$

0,194; $F_{(3, 108)} = 5,896$ $p = 0,002$, $\eta_p^2 = 0,287$; $F_{(3, 108)} = 3,294$ $p = 0,029$, $\eta_p^2 = 0,183$;
 $F_{(3, 108)} = 4,817$ $p = 0,005$, $\eta_p^2 = 0,247$; $F_{(3, 108)} = 5,653$ $p = 0,002$, $\eta_p^2 = 0,278$; $F_{(3, 108)}$
 $= 9,313$ $p = 0,000$, $\eta_p^2 = 0,388$; $F_{(3, 108)} = 2,779$ $p = 0,052$, $\eta_p^2 = 0,159$). La Tabla 19
muestra la comparación por pares según el nivel de los equipos y las variables
analizadas referente a las jugadas de pelota parada.

Tabla 19. Análisis descriptivo de las acciones a pelota parada según el grupo de los equipos. Los datos se muestran en media \pm DE.

		Euroleague group	WS Europe Cup group	Permanency group	Relegation group
OFFENSIVE SET-PIECES	FDH goals	14.68 \pm 5.51	10.61 \pm 3.91*	9.89 \pm 3.37*	8.75 \pm 3.81*
	FDH effectiveness (%)	32.37 \pm 8.89	27.97 \pm 7.34	27.19 \pm 6.53	24.97 \pm 8.01*
	PEN goals	10.79 \pm 4.36	8.82 \pm 3.75	8.86 \pm 4.49	7.54 \pm 3.83*
	PEN effectiveness (%)	41.67 \pm 11.07	38.48 \pm 8.07	41.55 \pm 13.43	34.39 \pm 11.95
	Set-pieces goals	25.46 \pm 8.08	19.43 \pm 5.39*	18.75 \pm 5.94*	16.29 \pm 6.38*
	Set-pieces effectiveness (%)	35.91 \pm 7.86	32.31 \pm 5.09	32.28 \pm 6.53	28.54 \pm 6.94*
	Goals percentage from set-pieces	20.39 \pm 6.57	22.46 \pm 9.49	24.82 \pm 12.71	27.32 \pm 19.93
DEFENSIVE SET-PIECES	Goals received from FDH	11.42 \pm 3.77	11.83 \pm 4.17	10.42 \pm 4.05	15.25 \pm 3.44 §
	Effectiveness FDH received (%)	22.27 \pm 4.87	28.54 \pm 8.36	28.14 \pm 6.59	34.26 \pm 7.63*
	Goals received from PEN	9.67 \pm 2.49	10.25 \pm 2.63	13.00 \pm 5.64	13.58 \pm 3.26*
	Effectiveness PEN received (%)	36.04 \pm 7.69	32.37 \pm 5.84	41.25 \pm 11.13 †	43.64 \pm 6.34 †
	Goals received from set-pieces	21.08 \pm 4.79	22.08 \pm 4.85	23.42 \pm 6.15	28.83 \pm 5.73 *†§
	Effectiveness set-pieces received (%)	27.19 \pm 4.33	30.33 \pm 4.15	34.78 \pm 6.69*	38.23 \pm 6.41*†
	Received goals percentage from set-pieces	25.64 \pm 7.82	21.25 \pm 3.59	19.87 \pm 3.93*	21.57 \pm 4.14

* _ Statistically different than the Euroleague group

† _ Statistically different than the WS Europe Cup group

§ _ Statistically different than the Permanency group

La Tabla 20 muestra la matriz de correlación entre el rendimiento del equipo a final de temporada, expresado como los puntos totales, y las variables ofensivas en relación a los PEN y FDH. Se obtuvieron correlaciones significativas con una magnitud moderada ($r = 0,30$ a $0,47$; $p < 0,01$) para las variables efectividad de las FDH, goles de PEN y efectividad las jugadas a pelota parada. Asimismo, también se encontraron correlaciones significativas con una magnitud grande ($r = 0,54$ a $0,57$; $p < 0,01$) para las variables goles de FDH y goles a pelota parada. Por el contrario, no se encontraron correlaciones significativas ni con la efectividad de los penaltis ni con el porcentaje total de goles a pelota parada.

Tabla 20. Correlación de Pearson entre los puntos finales de los equipos y las acciones a pelota parada ofensivas

	FDH goals	FDH effectiveness	PEN goals	PEN effectiveness	Set-pieces goals	Set-pieces effectiveness	Goals percentage from set-pieces
Team season points	0.566**	0.442**	0.302**	0.250	0.544**	0.467**	-0.175

* ($p < 0.05$); ** ($p < 0.01$).

La Tabla 21 muestra las correlaciones entre el rendimiento de los equipos con las variables relativas a las acciones de pelota parada recibidas. Se encontraron correlaciones negativas significativas con una magnitud de moderada a grande para todas las variables ($r = - 0,33$ a $- 0,55$; $p < 0,05$) excepto para la variable “goles recibidos de FDH”. Además, se encontró una correlación significativa entre los puntos totales de los equipos a final de temporada y el porcentaje del total de goles recibidos en jugadas a pelota parada ($r = 0,54$; $p < 0,01$).

Tabla 21. Correlación de Pearson entre los puntos finales de los equipos y las acciones a pelota parada defensivas

	Goals received from FDH	Effectiveness FDH received (%)	Goals received from PEN	Effectiveness PEN received (%)	Set-pieces goals received	Effectiveness set-pieces received (%)	Goals percentage received from set-pieces
Team season points	-0.215	-0.450**	-0.396**	-0.330*	-0.432**	-0.550**	0.543**

* ($p < 0.05$); ** ($p < 0.01$).

ESTUDIO VII.

MÉTODO

MUESTRA

Se observaron 161 partidos (82 semifinales y 79 finales) desde el año 2009 hasta el 2019. Los partidos analizados pertenecieron a las siguientes competiciones: *World Cup*, *European Cup*, *WS Europe Cup*, *Champions League*, *Continental Cup*, *Intercontinental Cup*, *Spanish Copa del Rey*, *Portugal Cup*, *Italian Cup*, Supercopa de España, *Supercoppa Italiana* y *Supertaça* de Portugal. En cada partido se registraron los datos de ambos equipos por separado y, por consiguiente, se analizaron 322 unidades de observación en total. En la muestra se excluyeron los partidos en los que no hubo ningún gol a pelota parada.

PROCEDIMIENTO

Los datos fueron recolectados por técnicos profesionales de la liga. Para evaluar la confiabilidad de los datos, se seleccionaron 100 conjuntos individuales y se realizaron dos observaciones diferentes para evaluar la confiabilidad intra e interevaluador. El consenso superó el 90% en todos los criterios y categorías (intraobservador $\kappa = .992$; interobservador $\kappa = .984$). Además, se realizó un análisis de generalizabilidad (Cronbach et al., 1972) utilizando el software SAGT, versión 1.0 (Hernández-Mendo et al., 2016) (Tabla 22). Siguiendo las sugerencias de Blanco-Villaseñor et al. (2014), se realizaron dos mediciones para evaluar: a) los resultados de generalizabilidad (número de acciones a pelota parada que componían el muestreo) y b) la validez del instrumento de observación; a) el coeficiente de generalizabilidad (relativo y absoluto = .996) correspondiente al plan de medición [Categorías] / [acciones a pelota parada]

establece que con el número de acciones a pelota parada analizadas se obtiene una alta fiabilidad de precisión de generalización; b) en cuanto al plan de medición [acciones a pelota parada] / [Categorías], el coeficiente de generalizabilidad (relativo y absoluto = .000) garantiza, en el marco teórico de la Teoría de la Generalizabilidad, la validez del instrumento de observación diseñado (Blanco-Villaseñor et al., 2014; Blanco-Villaseñor & Escolano-Pérez, 2017).

Tabla 22. Resultados correspondientes al diseño de generalizabilidad [Categorías] [Acciones a pelota parada].

	SC	<i>df</i>	Mean square	Random	Mixt	Corrected	%	Standard error
[set-pieces]	0.33	636	0.001	-0.005	-0.005	-0.005	0	0
[cat]	1014.638	26	39.025	0.061	0.061	0.061	30.645	0.016
[set-pieces][cat]	2284.621	16536	0.138	0.138	0.138	0.138	69.355	0.002

El marcador final del partido se utilizó como la variable de resultado. El número de jugadas a pelota parada se utilizó como variable explicativa. Finalmente, se examinaron cinco covariables mediante una regresión logística binaria para identificar su posible efecto de confusión o modificador en la relación entre las acciones de pelota parada anotadas y el resultado del partido (Tabla 23).

Tabla 23. Descripción de las variables analizadas.

Role	Variable	Categories	Description
Outcome	Match outcome (MatOut)	Not won (0)	The analysed team lost or tied the match
		Won (1)	The analysed team won the match
Explanatory	Set-pieces scored (SPSco)	Less or equal (0)	The analysed team scored equal or fewer goals from set-pieces than the rival
		More (1)	The analysed team scored more goals from set-pieces than the rival
Covariate	Match location (MatLoc)	Away (1)	The analysed team played away from home
		Neutral (2)	The analysed team played on neutral ground
		Home (3)	The analysed team played at home
	Match level (MatLev)	National (0)	The analysed match was from a national competition
		International (1)	The analysed match was from an international competition
	Match importance (MatImp)	Semifinal (0)	The analysed match was a semifinal
		Final (1)	The analysed match was a final
	Extra time (ExtTim)	No (0)	Extra time was not reached in the analysed match
Yes (1)		Extra time was reached in the analysed match	
Balanced score (BalSco)	Unbalanced (0)	At some point in the match, there was a difference in the score higher than 2 goals	
	Balanced (1)	At no point in the match was there a difference in the score higher than 2 goals	

Note. Within each variable, the category with the lowest numerical code (e. g., the category Not won in MatOut variable) was considered as the reference category in the constructed logistic regression model.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Se construyó un modelo de regresión logística binaria con fines explicativos. Este modelo permitió medir el efecto ajustado de una determinada variable explicativa (X) sobre una respuesta (Y) en presencia de posibles variables de confusión o interacción (X_p) que podían confundir o modificar el efecto de X sobre Y.

En el primer paso del proceso de modelado estadístico se especificó un *modelo completo* formado por una variable explicativa (SPSco), cinco variables de confusión (MatLoc, MatLev, MatImp, ExtTim, BalSco) y cinco interacciones de primer orden (SPSco×MatLoc, SPSco×MatLev, SPSco×MatImp, SPSco×ExtTim, SPSco×BalSco). Considerando el número de eventos observados en la muestra (144 matches won) y la *one in ten rule* (i.e., one parameter can be studied for every 10 events) propuesta por Peduzzi et al. (1996), como mucho se podían incluir 14 parámetros en este modelo inicial.

$$\begin{aligned} \text{Logit}(\text{MatOut}) = & \alpha + \beta \times \text{SPSco} + \gamma_1 \times \text{MatLoc} + \gamma_2 \times \text{MatLev} + \gamma_3 \times \text{MatImp} + \\ & \gamma_4 \times \text{ExtTim} + \gamma_5 \times \text{BalSco} + \delta_1 \times \text{SPSco} \times \text{MatLoc} + \delta_2 \times \text{SPSco} \times \text{MatLev} + \\ & \delta_3 \times \text{SPSco} \times \text{MatImp} + \delta_4 \times \text{SPSco} \times \text{ExtTim} + \delta_5 \times \text{SPSco} \times \text{BalSco} \end{aligned}$$

En el segundo paso, se evaluó la significación del conjunto de interacciones de primer orden mediante una prueba de razón de verosimilitud global (*chunk test*). Si el resultado de esta prueba era estadísticamente no significativo ($p > .05$), se eliminaban del modelo todas las interacciones. En cambio, si el resultado era estadísticamente significativo ($p \leq .05$), se aplicaban pruebas de razón de verosimilitud individuales a cada interacción por separado, y se retenían en el modelo solo las que eran estadísticamente significativas.

En el tercer paso, se evaluó si las variables de confusión que no pertenecían a interacciones significativas debían permanecer en el modelo como variables de ajuste. Para cada valor de las variables modificadoras significativas, se estimó la razón de *odds* del factor de estudio (OR_{SPSco}) en el modelo de referencia (modelo que contenía todos los términos de confusión y solo los términos de interacción significativos) y en todos los posibles modelos reducidos (submodelos derivados del modelo de referencia en los que se eliminaban uno o varios términos de confusión). Seguidamente, se comprobó si las OR_{SPSco} estimadas en los modelos reducidos representaban un cambio superior al 10% respecto a las OR_{SPSco} estimadas en el modelo de referencia. Si el cambio era superior al 10% (cambio prácticamente importante), se rechazaba el submodelo evaluado. En cambio, si el cambio era inferior o igual al 10% (cambio prácticamente no importante), se preseleccionaba el submodelo y se valoraba su

precisión, es decir, si sus intervalos de confianza (IC 95% de OR_{SPSCO}) eran más estrechos que los del modelo de referencia.

Una vez finalizado el proceso de modelización y seleccionado el modelo final, se comprobó la ausencia de colinealidad (*variance inflation factor*, VIF) y de sobredispersión (*residual mean deviance*, RMD) en los principales modelos de regresión logística estimados (*complete, reference, final, and simple*). El supuesto de linealidad no se comprobó porque todas las variables eran categóricas.

Por último, se estimó el efecto del rendimiento de las acciones a balón parado (SPSCO) sobre el resultado final del partido (MatOut) tanto en el modelo final (OR *adjusted*) como en el modelo simple (OR *crude*). Además, debido a la difícil interpretación de las OR como medida de asociación, se realizó una estimación aproximada de las razones de proporciones (PR) con sus respectivos IC 95% a partir de las estimaciones marginales de las probabilidades de cada evento.

Todos los análisis estadísticos se realizaron con el *software* Stata/IC v. 16.1 (StataCorp, College Station, TX, EUA). En este programa, la interacción se evaluó con los *postestimation commands* `estimation store` *and* `lrtest`; la confusión se valoró con el *user-written command* `confound` (Doménech & Navarro, 2020); el cálculo de las OR se realizó con el *postestimation command* `lincom`; y la estimación aproximada de las PR se efectuó con el *user-written command* `adjrr` (Norton et al., 2013).

RESULTADOS

El resultado de la prueba de razón de verosimilitud global (*chunk test*) indicó significación estadística del conjunto de interacciones de primer orden del modelo máximo ($\chi^2_{LR} = 18.54$, $df = 6$, $p = .005$). A partir de las pruebas de razón de verosimilitud individuales solo se detectó una interacción significativa: SPSCo×BalSco ($\chi^2_{LR} = 15.23$, $df = 1$, $p = .0001$). Por consiguiente, las interacciones SPSCo×MatLoc ($\chi^2_{LR} = 1.13$, $df = 2$, $p = .569$), SPSCo×LevCom ($\chi^2_{LR} = 0.0004$, $df = 1$, $p = .983$), SPSCo×ImpMat ($\chi^2_{LR} = 0.44$, $df = 1$, $p = .507$) y SPSCo×ExtTim ($\chi^2_{LR} = 1.32$, $df = 1$, $p = .251$) se eliminaron del modelo máximo y no pasaron a formar parte del modelo de referencia.

A partir del modelo de referencia se construyeron 15 modelos reducidos. En estos modelos se fijaron tres términos por la norma jerárquica (SPSCo, BalSco, SPSCo×BalSco), y se excluyeron entre uno y cuatro términos para valorar su posible efecto confundidor (MatLoc, MatLev, MatImp y ExtTim). En todas las *OR* estimadas en los modelos reducidos ($OR_{SPSCo|BalSco=Unbalanced}$ y $OR_{SPSCo|BalSco=Balanced}$) se detectaron cambios inferiores al 10% respecto a las *OR* estimadas en el modelo de referencia. Por consiguiente, todos los modelos reducidos pasaron a ser finalistas. Sin embargo, solo se seleccionó como modelo final para estimar el efecto de SPSCo sobre MatOut el que incluía la variable de ajuste BalSco y la interacción SPSCo×BalSco por ser el modelo finalista más parsimonioso y por tener mayor precisión que el modelo de referencia.

En la tabla 24 se presentan los coeficientes *b* y las *OR* (e^b) de los principales modelos estimados durante el proceso de modelización, así como su verosimilitud, su

significación global y sus diagnósticos, destacando el cumplimiento de los supuestos de colinealidad (mean VIF ≤ 10) y de equidispersión (RMD ≈ 1).

Tabla 24. Principales modelos de regresión logística estimados.

Variables	Full model		Reference model		Final model		Simple model	
	<i>b</i>	OR	<i>b</i>	OR	<i>b</i>	OR	<i>b</i>	OR
SPSco	2.55**	12.81**	2.99***	19.81***	2.97***	19.52***	1.81***	6.10***
	[0.80, 4.30]	[2.24, 73.37]	[2.16, 3.82]	[8.63, 45.44]	[2.15, 3.79]	[8.60, 44.31]	[1.32, 2.30]	[3.74, 9.96]
MatLoc2	0.05	1.05	0.34	1.41				
	[-0.81, 0.91]	[0.45, 2.49]	[-0.36, 1.04]	[0.70, 2.83]				
MatLoc3	-0.15	0.86	0.21	1.24				
	[-1.21, 0.91]	[0.30, 2.49]	[-0.61, 1.03]	[0.54, 2.81]				
LevCom	0.20	1.22	0.21	1.23				
	[-0.54, 0.94]	[0.58, 2.56]	[-0.36, 0.77]	[0.70, 2.17]				
ImpMat	0.27	1.31	0.13	1.13				
	[-0.41, 0.95]	[0.67, 2.58]	[-0.39, 0.65]	[0.67, 1.91]				
ExtTim	-1.47**	0.23**	-1.01**	0.36**				
	[-2.51, -0.43]	[0.08, 0.65]	[-1.71, -0.31]	[0.18, 0.73]				
BalSco	1.01**	2.75**	0.87*	2.40*	0.52	1.69		
	[0.28, 1.75]	[1.32, 5.73]	[0.17, 1.58]	[1.19, 4.83]	[-0.13, 1.18]	[0.88, 3.25]		
SPSco×MatLoc2	0.72	2.06						
	[-0.72, 2.17]	[0.49, 8.73]						
SPSco×MatLoc3	0.81	2.25						
	[-0.90, 2.52]	[0.41, 12.39]						
SPSco×LevCom	-0.01	0.99						
	[-1.18, 1.16]	[0.31, 3.19]						
SPSco×ImpMat	-0.36	0.70						
	[-1.43, 0.71]	[0.24, 2.03]						
SPSco×ExtTim	0.85	2.35						
	[-0.62, 2.33]	[0.54, 10.23]						
SPSco×BalSco	-2.33***	0.10***	-2.05***	0.13***	-2.12***	0.12***		
	[-3.52, -1.14]	[0.03, 0.32]	[-3.12, -0.99]	[0.04, 0.37]	[-3.17, -1.07]	[0.04, 0.34]		
Constant	-1.52**	0.22**	-1.68***	0.19***	-1.28***	0.28***	-0.98***	0.38***
	[-2.61, -0.43]	[0.07, 0.65]	[-2.59, -0.76]	[0.07, 0.47]	[-1.78, -0.77]	[0.17, 0.46]	[-1.29, -0.66]	[0.27, 0.52]
LL		-176.6		-178.4		-183.1		-192.5
LR chi-squared		89.61***		86.06***		76.63***		57.83***
Mean VIF		3.68		1.71		2.08		1.00
RMD		1.15		1.14		1.15		1.20

Note. confidence intervals in brackets. *b* = regression coefficient; OR = odds ratio; LL = log likelihood; LR = likelihood ratio; VIF = variance inflation factor; RMD = residual mean deviance.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

En la Figura 7 se representa el efecto de SPSco sobre MatOut en función de BalSco.

Esta figura indica que, en partidos desequilibrados, marcar más goles a balón parado

que el equipo rival multiplicaba la odds partidos ganados por $OR_{SPSco|BalSco=Unbalanced} =$

$e^{2.97-2.12 \times 0} = 19.5$ (IC 95%: 8.6 a 44.3); y que, en partidos equilibrados, marcar más

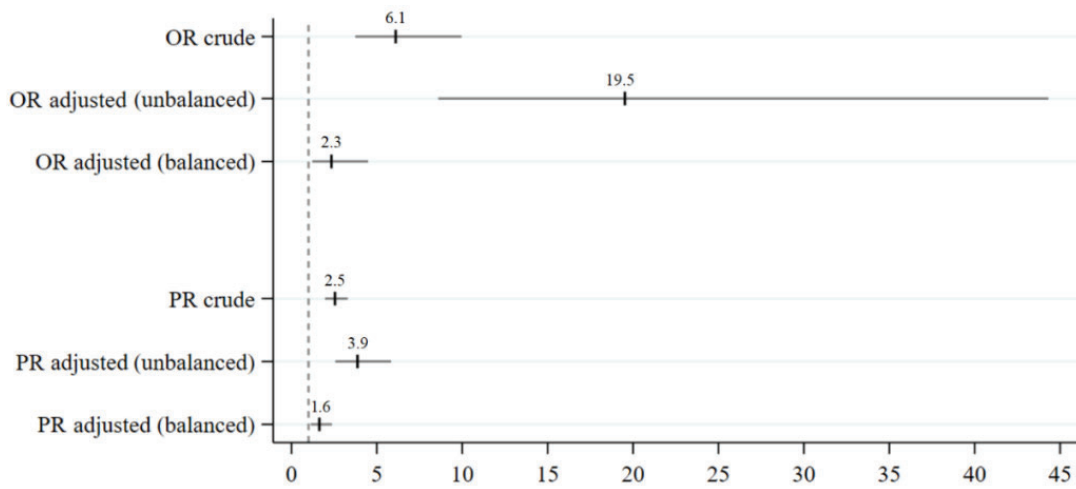
goles a balón parado que el equipo rival multiplicaba la odds de partidos ganados por

$OR_{SPSco|BalSco=Balanced} = e^{2.97-2.12 \times 1} = 2.3$ (IC 95%: 1.2 a 4.5). Y expresado de otro modo,

también indica que, en partidos desequilibrados, marcar más goles a balón parado que

el equipo rival multiplicaba la proporción de partidos ganados por $PR_{SPSco|BalSco=Unbalanced} = 3.9$ (IC 95%: 2.6 a 5.8); y que, en partidos equilibrados, marcar más goles a balón parado que el equipo rival multiplicaba la proporción de partidos ganados por $PR_{SPSco|BalSco=Balanced} = 1.6$ (IC 95%: 1.1 a 2.4).

Figura 7. Efecto de marcar más goles a balón parado que el equipo rival (respecto a marcar los mismos o menos) sobre la odds/proporción de partidos ganados.



ESTUDIO VIII.

MÉTODO

MUESTRA

Se analizaron un total de 621 FDH y 292 PEN en 196 partidos a lo largo de diez temporadas (2009-2010 a 2018-2019). Todos los partidos correspondieron a las siguientes competiciones: Copa del Mundo (n = 32); Copa de Europa (n = 39); Copa de Europa WS (Copa CERS) (n = 90); Liga de Campeones (n = 74); Copa Continental (n = 42); Copa Intercontinental (n = 28); Copa del Rey de España (n = 84); Copa de Portugal (n = 77); Copa de Italia (n = 30); Supercopa de España (n = 68); *Supercoppa Italiana* (n = 16); *Supertaça* de Portugal (n = 41). Para evitar el sesgo de nivel de diferencia, solo se incluyeron los partidos jugados entre equipos de alto nivel (finales, semifinales y partidos entre los tres equipos mejor clasificados en las ligas regulares).

PROCEDIMIENTO

Los datos se analizaron con un diseño puntual y nomotético. Se creó una herramienta de observación ad hoc que constó de un formato de campo combinado con un sistema de categorías. La herramienta de observación se diseñó incluyendo el contexto y la variable de efectividad de las jugadas a pelota parada (Tabla 25).

Tabla 25. Criterios y categorías del instrumento de observación.

Criteria	Categories
Round	Round: final / semifinal / regular season.
Match location	Match location of team who shoots the FDH or PEN: home / visitor / neutral.
Match time	Moment of the match when the FDH or PEN is shooted: T1 (0:00-12:30) / T2 (12:31-25:00) / T3(25:01- 37:30) / T4 (37:31-50:00) / T5 (extra time).
Match status	Match result in the moment when the FDH or PEN is shooted: D (draw) / W1 (win for one goal) / W2 (win for two goals)/ W3 (win for more than two goals) / L1 (loss for one goal) / L2 (loss for two goals) / L3 (loss for more than two goals).
Set-piece importance (Match critical moment)	Match critical moment: PEN or FDH in the last five minutes of the match or in the extra time with a match result of WO, W1 OR L1. / no match critical moment.
Result of the action	FDH or PEN success: goal / no goal.

Para evaluar la confiabilidad de los datos, se seleccionaron 100 conjuntos individuales y un observador experto realizó dos observaciones diferentes, con un intervalo de tiempo de dos semanas des de la primera observación, para evaluar la confiabilidad intra-evaluador. Además, otro experto observó las mismas acciones para evaluar la confiabilidad entre evaluadores. Los valores de Kappa fueron $k = 0,992$ para intraobservador y $k = 0,984$ para la fiabilidad interobservador. Además, se realizó un análisis de generalizabilidad (Cronbach et al., 1972), utilizando el *software* SAGT, versión 1.0 (Hernández-Mendo et al., 2016). Siguiendo las sugerencias de Blanco-Villaseñor et al. (2014), se realizaron dos mediciones para evaluar: a) la generalizabilidad de los resultados; y b) la validez del instrumento de observación. El coeficiente de generalizabilidad (relativo y absoluto = 0,996) correspondiente al plan de medición [Categorías] / [set-pieces] establece que el número de *set-pieces* analizados arroja una alta fiabilidad de la precisión de generalización. En cuanto al

plan de medición [*set-pieces*] / [Categorías], el coeficiente de generalizabilidad (relativo y absoluto = 0.000), garantiza -en el marco teórico de la Teoría de la Generalizabilidad- la validez del instrumento de observación diseñado (Blanco-Villaseñor et al., 2014; Blanco-Villaseñor & Escolano-Pérez, 2017).

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Se realizó estadística descriptiva para calcular los porcentajes de efectividad de cada variable (porcentaje de efectividad en las FDH (% EFDH) = (FDH marcadas * 100 / FDH lanzadas) y porcentaje de efectividad en el PEN (% EPEN) = (PEN marcados * 100 / PEN lanzados). Se realizó la prueba de Chi-cuadrado para determinar si cada variable independiente (Tipo de partido; Localización del partido; Momento de partido; Estado del marcador; Importancia de la jugada a pelota parada) estaba asociada con el resultado de las jugadas a balón parado individuales (es decir, gol o no). Se realizó un análisis de regresión logística para examinar la relación entre la efectividad de las jugadas a balón parado y las variables independientes. La razón de probabilidades y los intervalos de confianza del 95% se calcularon a partir de los coeficientes beta y los errores estándar. La razón de probabilidades mostró el cambio en las probabilidades, lo que significa que, si el valor era mayor que 1, las probabilidades del resultado aumentaban. Por el contrario, si el valor era menor que 1, las probabilidades disminuían. La hipótesis de que el modelo logístico se ajustaba adecuadamente a los datos fue probada por medias de la bondad de la prueba de ajuste χ^2 (Hosmer & Lemeshow, 1980). El análisis estadístico se realizó utilizando SPSS (Versión 22 para Windows; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.).

RESULTADOS

La efectividad de las jugadas a pelota parada fue del 27,8% para las FDH y del 43,5% para los PEN. Solo la variable “estado del marcador” tuvo un efecto significativo en la efectividad de FDH y PEN (Tabla 26 y Tabla 27).

Tipo de partido

En cuanto al tipo de partido (final, semifinal o temporada regular) ni las FDH (*odds ratio* [OR] = 0,93; IC 95%: .638-1,355; $p = 0,705$ para semifinal; OR = 0,689; IC 95%: .257 -1.846; $p = 0,459$ para temporada regular) ni los PEN (OR = 1,043; IC 95%: .630-1.725; $p = 0,871$ para semifinal; OR = 1,702; IC 95%: .373-7.858; $p = 0,492$ para regular temporada) estuvieron influenciados por esta situación específica (Tabla 26).

Localización del partido

La probabilidad de anotar una FDH como visitante fue mayor que siendo local o neutral (36%, 31,9% y 23,7%, respectivamente). La probabilidad de marcar como neutral fue significativamente menor que como visitante (OR = 0,51; IC del 95%: .318 – .820; $p = 0,005$) (Tabla 26). Además, los visitantes lograron una efectividad de PEN más alta, aunque no significativa (44,7%), en comparación con los locales (43,8%) y los neutrales (43,1%) (Tabla 27).

Estado del marcador

El estado del marcador tuvo un efecto significativo, tanto en la efectividad de las FDH como de los PEN. Los jugadores tuvieron un mejor rendimiento con un marcador

favorable en comparación cuando estaban perdiendo o empatando. La probabilidad de obtener un PEN con un resultado W3 fue 3,833 veces mayor que el resultado D (IC del 95%: 1.138-12.915; $p = 0,03$). Además, en las FDH, las probabilidades de anotar con un resultado W2 fueron 2,401 veces más altas que el resultado D (IC del 95%: 1,270-4,542; $p = 0,007$). De lo contrario, las probabilidades de obtener una FDH con un resultado L2 fueron 0,375 menores que el resultado D (IC del 95%: 153-0,923; $p = 0,033$).

Tanto en las FDH como en los PEN, los equipos ejecutaron más acciones a balón parado con un resultado desfavorable (39,6% FDH y 45,9% PEN) que con un resultado favorable.

Momento de partido

El 74,9% de las FDH se ejecutaron durante la segunda parte (T3 = 27,5% y T4 = 43,3%), siguiendo una tendencia similar en los PEN (54,1% en la segunda parte vs 43,5% en la primera). En cuanto a la efectividad, ésta fue menor en el segundo tiempo tanto en los PEN (30,3% vs 26,4%) como en las FDH (46,4% vs 42,4%). A pesar de no encontrar diferencias significativas durante la prórroga ni en el T1, los jugadores alcanzaron la mayor efectividad de FDH (41,7% y 39,4%, respectivamente). Por otro lado, la mayor efectividad del PEN fue durante el T4 (49,1%).

Importancia de la jugada a balón parado

En cuanto al momento crítico del partido (PEN o FDH en los últimos cinco minutos del partido, o en la prórroga con resultado de partido WO, W1 o L1), ni las FDH ni los PEN se vieron influidos por esta situación concreta. A pesar de no ser

significativo, la mayor efectividad de la FDH fue en momentos críticos (33,3%), sin embargo, en los PEN fue en momentos no críticos (44,9%).

Tabla 26. Estadística descriptiva y porcentajes de FDH y resultados de la regresión logística.

Variables FDH	FDH shot	%FDH shot	Goals of FDH	% goals of FDH	% EFDH	Odds ratio	CI (95%) Odds ratio	P
Round								
Final	282	45.4	83	48	29.4	1.00 (ref)		
Semifinal	313	50.4	84	48.6	26.8	.930	.638-1.355	.705
Regular Season	26	342	6	3.4	23.1	.689	.257-1.846	.459
Match location								
Visitor	114	18.4	41	23.7	36	1.00 (ref)		
Home	144	23.2	46	26.6	31.9	.764	.445-1.311	.329
Neutral	363	58.5	86	49.3	23.7	.510	.318-.820	.005**
Match time								
T4	294	43.3	83	48	28.2	1.00 (ref)		
T1	33	5.3	13	7.5	39.4	1.973	.863-4.515	.107
T2	99	15.9	27	15.6	27.3	.946	.533-1.677	.849
T3	171	27.5	40	23.1	23.4	.821	.506-1.331	.423
T5	24	3.9	10	5.8	41.7	1.779	.656-4.828	.258
Match status								
D	155	25	44	25.4	28.4	1.00 (ref)		
W1	89	14.3	28	16.2	31.5	1.379	.750-2.536	.301
W2	78	12.6	33	19.1	42.3	2.401	1.270-4.542	.007**
W3	53	8.5	15	8.7	28.3	1.196	.556-2.571	.647
L1	113	18.2	32	18.5	28.3	1.191	.669-2.119	.552
L2	68	11	7	4	10.3	.375	.153-.923	.033*
L3	65	10.5	14	8.1	21.5	.787	.372-1.655	.532
Set-piece's importance								
Critical moment	81	13	27	15.6	33.3	1.00(ref)		
No critical moment	540	87	146	84.4	27	.935	.473-1.849	0.848

Match time: T1 -00:01-12:30 minutes; T2 -12:31-25:00 minutes; T3 -25:01-37:30 minutes; T4 -37:31-50:00; T5 – Extra time. Match status: D (Draw); Win for one goal (W1); Win for two goal (W2); Win for more than two goals (W3); Loss for one goal (L1); Loss for two goals (L2); Loss for more than two goals (L3).

Tabla 27. Estadística descriptiva y porcentajes de los PEN y resultados de la regresión logística.

Variables PEN	PEN shot	%PEN shot	Goals of PEN	% goals of PEN	% EPEN	Odds ratio	CI (95%) Odds ratio	P
Round								
Final	122	41.8	53	41.7	43.4	1.00 (ref)		
Semifinal	162	55.5	70	55.1	43.2	1.043	.630-1.725	.871
Regular Season	8	2.7	4	3.1	50	1.702	.373-7.859	.492
Match location								
Visitor	38	13	17	13.4	44.7	1.00 (ref)		
Home	73	25	32	25.2	43.8	.926	.405-2.120	.856
Neutral	181	62	78	61.4	43.1	.910	.440-1.885	.800
Match time								
T4	101	34.5	39	30.7	38.6	1.00 (ref)		
T1	50	17.1	25	19.7	50	1.637	.711-3.770	.247
T2	77	26.4	34	26.8	44.2	1.212	.591-2.487	.600
T3	57	19.5	28	22	49.1	1.393	.651-2.981	.393
T5	7	2.4	1	0.8	14.3	.513	.047-5.593	.584
Match status								
D	95	32.5	37	29.1	38.9	1.00 (ref)		
W1	23	7.9	13	10.2	56.5	2.002	.774-5.777	.152
W2	24	8.2	10	7.9	41.7	1.208	.462-3.560	.699
W3	16	5.5	11	8.7	68.8	3.833	1.138-12.915	.030**
L1	59	20.2	27	21.3	45.8	1.379	.688-2.763	.365
L2	45	15.4	20	15.7	44.4	1.405	.632-3.231	.404
L3	30	10.3	9	7.1	30	.801	.290-2.210	.669
Set-piece's importance								
Critical moment	18	6.2	4	3.1	22.2	1.00 (ref)		
No critical moment	274	93.8	123	96.9	44.9	1.921	.458-8.061	.373

Match time: T1 -00:01-12:30 minutes; T2 -12:31-25:00 minutes; T3 -25:01-37:30 minutes; T4 -37:31-50:00; T5 Extra time. Match status: D (Draw); Win for one goal (W1); Win for two goal (W2); Win for more than two goals (W3); Loss for one goal (L1); Loss for two goals (L2); Loss for more than two goals (L3).

ESTUDIO IX.

MÉTODO

MUESTRA

El conjunto de datos de este estudio consistió en los resultados de diez temporadas (de la temporada 2009-2010 a la temporada 2018-2019) recopilados a través del sitio web de acceso abierto www.hockeypista.it. Los datos de los partidos se revisaron y validaron utilizando el sitio web independiente www.okcat.cat. Para poder llevar a cabo el estudio, se analizaron 7.394 partidos de hockey sobre patines: *OkLiga* (liga española: 2.284 encuentros), *Serie A1* (liga italiana: 1.794 encuentros), *Primera Divisao* (liga portuguesa: 1.996 encuentros) y *NI Elite* (liga francesa: 1.320 encuentros).

Estas ligas de hockey sobre patines tienen un calendario de partidos similar. A lo largo de la temporada, cada equipo se enfrenta dos veces a todos los demás, una en su propio campo y otra en el campo del rival. En todos los partidos jugados había un local y un visitante. En la muestra solo se incluyeron encuentros de la temporada regular. El sistema de puntuación de todas las ligas de hockey sobre patines analizadas fue: 3 puntos por partido ganado, 1 punto por partido empatado y 0 puntos por partido perdido.

PROCEDIMIENTO

La diferencia de puntos acumulada (DPA) se empleó como indicador del equilibrio competitivo. La DPA calcula la suma del diferencial de puntos entre los participantes (Gasparetto & Barajas, 2016). Estas diferencias se calculan restando al total de puntos del campeón los puntos obtenidos por el subcampeón y la operación se repite

sucesivamente hasta calcular la diferencia entre el penúltimo y el último equipo de la clasificación. Así, el cálculo del desequilibrio máximo es el siguiente:

$$\mathbf{Desequilibrio_{max} = 6 * (N - 1)}$$

Por consiguiente, la fórmula creada a partir del método DPA se presenta abajo:

$$\mathbf{DPA = \left(\frac{\sum_{i=1}^N (PT_{i=1})}{Desequilibrio_{max}} \right) * 100}$$

Donde N es el número de equipos participantes y PT los puntos totales de cada club al final del torneo. Además, también se calculó la posición media (PM) de los equipos ganadores del campeonato en cada liga a lo largo de las 10 temporadas estudiadas.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Se empleó el test Shapiro-Wilk para confirmar que los datos se distribuían normalmente, lo cual permitió llevar a cabo análisis paramétricos. Se realizaron estadísticas descriptivas para calcular la media \pm SD y las frecuencias. Se realizaron comparaciones de grupo utilizando un análisis de varianza (ANOVA) con dos factores (liga y DPA), seguidos por el test de comparación múltiple post hoc de Tukey. Se realizaron análisis estadísticos con SPSS (versión 20 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.) y se estableció la significación estadística en $p < .05$.

RESULTADOS

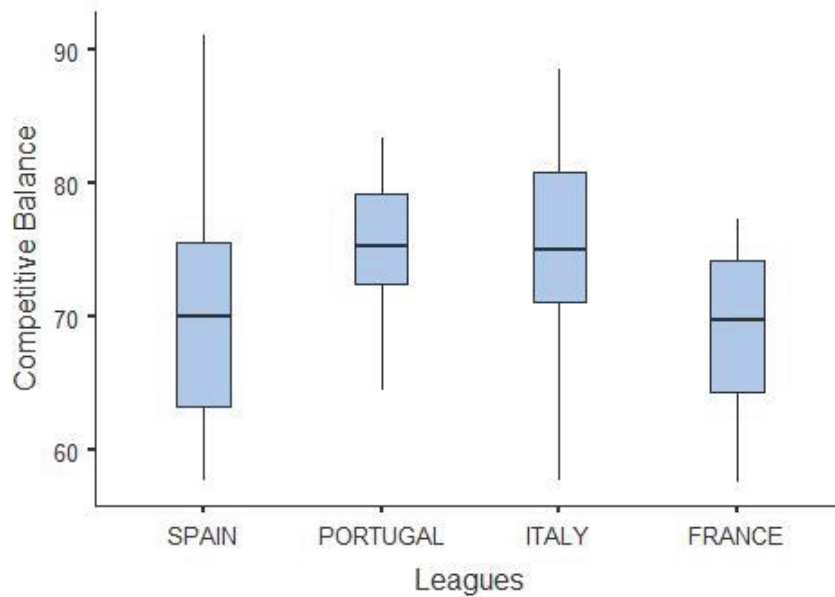
La Tabla 28 muestra las estadísticas descriptivas y porcentajes de DPA para todas las ligas entre las temporadas de 2009-2010 y 2018-2019. La competición con el valor de DPA más bajo y por consiguiente la más equilibrada, fue la liga francesa (68,94 % ± 6,39). Si bien no se detectó un efecto principal significativo de la liga en el índice DPA [$F_{(3,32)} = 1,412$ $p = 0,255$], y esta diferencia no era estadísticamente significativa ($p > ,05$), la diferencia en la liga portuguesa (75,31 % ± 5,48) y la liga italiana (75,16 % ± 8,55) se situó cerca de un 7%. La liga española presentó un valor DPA más cercano, en comparación con las demás competiciones, con un 71,93 % ± 10,77 (Figura 8).

Tabla 28. Análisis descriptivo de los valores de DPA de cada liga y temporada. Los valores totales se expresan en la media ± DE.

Season	Spain DPA (%)	Portugal DPA (%)	Italy DPA (%)	France DPA (%)
2009-2010	70.00	72.22	76.92	74.24
2010-2011	57.69	71.11	82.05	74.24
2011-2012	70.51	79.76	73.08	74.24
2012-2013	70.00	77.78	88.46	57.58
2013-2014	91.11	64.44	83.33	66.67
2014-2015	85.56	83.33	76.92	64.64
2015-2016	63.33	75.64	57.69	62.12
2016-2017	58.89	75,00	70.83	71.21
2017-2018	75.56	80.77	71.79	77.27
2018-2019	76.67	73.08	70.51	68.18
TOTAL	71.93 ± 10.77	75.31 ± 5.48	75.16 ± 8.55	68.94 ± 6.39

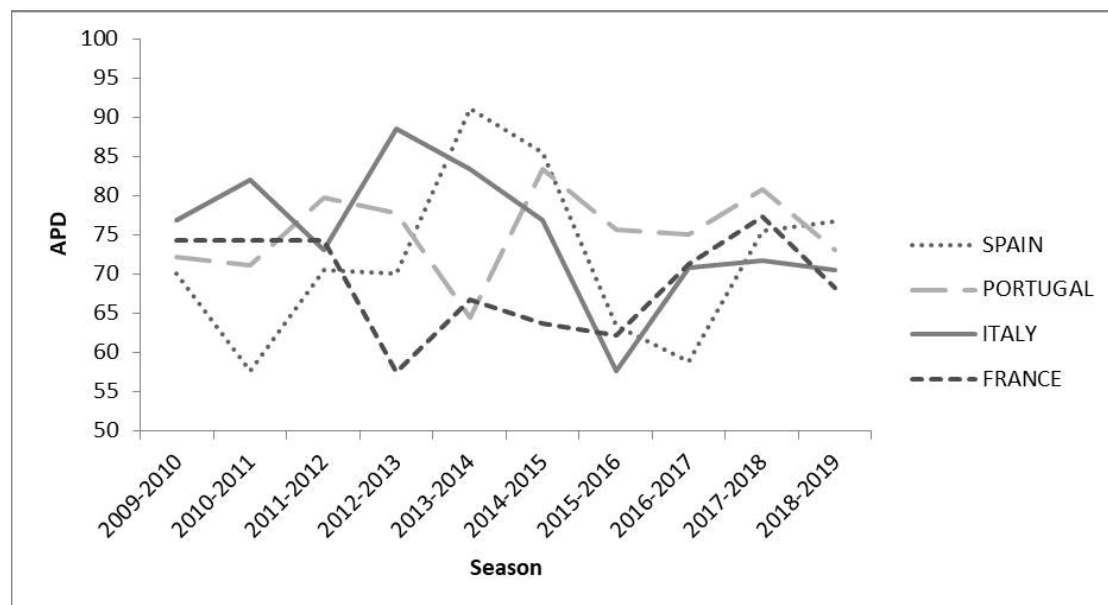
DPA = Diferencia de Puntos Acumulada

Figura 8. Comparación de los valores de la diferencia de puntos acumulada en función de la liga.



La evolución del valor de la DPA a lo largo de las 10 temporadas analizadas fluctuó menos en las ligas portuguesa y francesa (Figura 9). Por el contrario, la liga española presentó una mayor variabilidad, con un valor de DPA en algunas temporadas del 91,11 % y en otras del 57,69 %.

Figura 9. Evolución de los valores de la diferencia de puntos acumulada a lo largo del tiempo.



La Tabla 29 muestra los clubes que ganaron el campeonato nacional y su posición media durante las 10 temporadas analizadas. Destaca el predominio de algunos clubes en sus respectivas ligas nacionales. Los equipos que muestran un valor medio cercano a 1 o 2 se situaron siempre en las posiciones superiores, aunque no ganaran el campeonato en todas las temporadas competitivas.

Tres clubes han ganado el campeonato al menos dos veces durante las 10 temporadas analizadas en las ligas francesa e italiana. Por otro lado, en la liga portuguesa, el FC Porto y el SL Benfica han ganado el campeonato dos o más veces (cinco y tres, respectivamente), mientras que, en la liga española, el FC Barcelona se ha impuesto en ocho campeonatos.

Tabla 29. Equipos campeones, número de campeonatos y posición media entre las temporadas 2009-2010 y 2018-2019.

Spain			Portugal			Italy			France		
Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP
F.C Barcelona	8	1.3	FC Porto	5	1.7	Forte Dei Marmi	4	4	HC Quevert	5	1.7
Liceo H.C	1	2.1	SL Benfica	3	2.2	Amatori Lodi	3	3.6	La Vendéene RH	2	3.33
Reus Deportiu	1	3.4	Sporting CP	1	5.42	Hockey Valdagno 1938	2	4.2	US Coutras	2	4.2
			AD Valongo	1	5.7	Viareggio	1	3.5	SCRA Sain Omer	1	2.8

C = Championships' achieved; AP = Average Position

MÉTODO

MUESTRA

El conjunto de datos de este estudio constó de ocho temporadas de la Primera División portuguesa de hockey sobre patines, desde la temporada 2009-2010 hasta la temporada 2016-2017. Se analizaron un total de 2.080 partidos ($n = 1.632$ en Primera División masculina y $n = 448$ en Primera División femenina). Los datos fueron proporcionados por el dominio web de acceso abierto de la liga nacional portuguesa (www.fpp.pt/HP/Historico/Classificacoes). Los datos se comprobaron utilizando el portal web independiente Okcat (www.okcat.cat) para obtener datos de coincidencia. Las variables registradas fueron el total de partidos disputados por temporada, los goles marcados por partido y los goles marcados por cada equipo, todos ellos desagregados por género.

DISEÑO Y PROCEDIMIENTO

La liga portuguesa de hockey sobre patines tiene un calendario equilibrado de partidos en la que todos los equipos juegan entre sí una vez en casa y una vez fuera a lo largo de la temporada. En todos los partidos disputados hubo un equipo local y un equipo visitante, ya que solo se incluyeron los partidos de la liga regular. Esta estructura de liga permite un método imparcial para cuantificar la HA durante una temporada completa (Pollard & Pollard, 2005b). El sistema de puntos del hockey sobre patines en las temporadas analizadas fue de 3 puntos por victoria, 1 punto por empate y 0 puntos por derrota. Como método de cuantificación, se utilizó el método introducido por Pollard & Pollard (2005) que calcula HA como el número de puntos ganados en

casa expresado como el porcentaje del total de puntos ganados en casa y fuera (Pollard, 2006).

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

La significación de HA se calculó asumiendo que existe ventaja cuando un equipo obtiene un valor superior al 50% de los puntos totales en casa, asumiendo la hipótesis nula de que no hay HA (Pollard, 1986). Se utilizaron métodos de estadística descriptiva para calcular la media y las frecuencias. Se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para confirmar que los datos tenían una distribución normal y confirmar así el uso de técnicas paramétricas. Se utilizó la prueba *t* de Student para muestras independientes para comparar el efecto HA y los goles según la liga (masculina y femenina). Se utilizó la prueba *t* de Student para muestras relacionadas para comparar los goles marcados y recibidos como equipo local en cada una de las dos ligas. La magnitud de la diferencia fue determinada por el tamaño del efecto *d* (ES) de Cohen (Cohen, 1988). El tamaño del efecto se consideró pequeño ($0,2 < ES \leq 0,5$), moderado ($0,5 < ES \leq 0,8$) o grande ($ES > 0,8$) (Nakagawa & Cuthill, 2007). La significación estadística se estableció en 5% y todos los análisis se realizaron utilizando el paquete estadístico SPSS (Versión 20 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.).

RESULTADOS

La Tabla 30 muestra los valores de HA y las variables descriptivas. En general, los resultados mostraron la existencia del HA tanto en las ligas masculinas como femeninas, aunque los valores de HA de las mujeres fueron menores que al de los

hombres (60,88% vs. a 54,33%). Esta diferencia fue estadísticamente significativa ($p = 0,005$), y osciló entre el 0,49% (temporada 2013-2014) y el 12,17% (temporada 2015-2016, la única sin HA en la liga femenina).

Tabla 30. Estadísticos descriptivos y comparaciones entre géneros para *Home Advantage*.

Season	Men			Women			<i>p</i>	95% CI	ES
	No. of Games	HA (%)	SD	No. of Games	HA (%)	SD			
2009-2010	182	61.54	3.67	56	59.15	17.49	0.023*	0.03-0.32	0.19 (small)
2010-2011	240	63.13	10.35	56	57.50	11.74	0.002*	0,09-0.39	0.51 (moderate)
2011-2012	210	60.43	13.00	56	53.66	22.50	0.883	-0.09-0.21	0.37 (small)
2012-2013	240	61.17	10.13	56	50.00	26.09	0.033*	-0.29-0.11	0.55 (moderate)
2013-2014	240	60.61	13.52	56	60.12	23.18	0.333	0.02-0.46	0.02 (small)
2014-2015	182	61.41	15.82	56	54.66	17.91	0.065	0.00-0.29	0.39 (small)
2015-2016	182	59.16	14.08	56	46.99	12.01	0.008*	0.01-0.18	0.93 (large)
2016-2017	156	58.59	11.05	56	52.69	21.05	0.727	-0.17-0.12	0.35 (small)
TOTAL	1632	60.88	11.45	448	54.33	18.99	0.005*	0.02-0.09	0.42 (small)

HA = Home Advantage; SD = standard deviation; No. = Number; CI = confidence interval; ES = Effect Size; *Significant difference between sexes for Home Advantage; $p < 0.05$

Además, el efecto del HA en la liga masculina fue consistente, con una tendencia hacia una disminución lenta pero constante con el tiempo, mientras que en la liga femenina HA fue inconsistente y mostró valores fluctuantes en las distintas temporadas analizadas (Figura 10).

Al analizar el número de goles marcados por partido, se observó un mayor número de goles significativo cuando los equipos jugaron en casa ($p < 0,001$), tanto para la liga masculina como para la femenina. Asimismo, no se obtuvieron diferencias entre géneros ($p = 0,464$) (Tabla 31).

Figura 10. Cambios en *Home Advantage* a lo largo del tiempo.

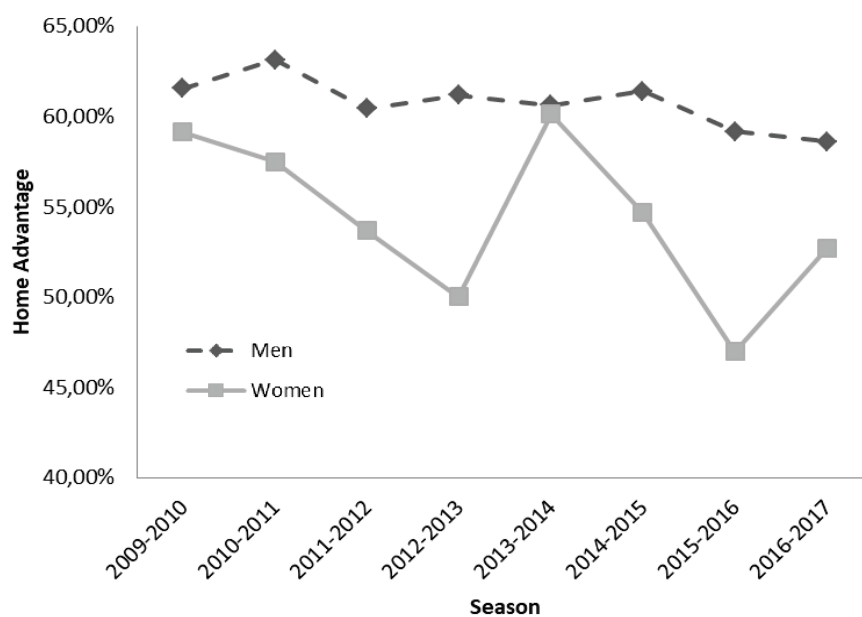


Tabla 31. Comparación del número de goles marcados por partido expresado como Media (\pm DE).

	Men	Women	<i>p</i>
Goals scored per match	8.22 (\pm 0.49)	6.53 (\pm 0.36)	0.000*
Goals scored as a local	4.58 (\pm 0.32)	3.52 (\pm 0.31)	0.000*
Goals scored as a visitant	3.64 (\pm 0.21)	3.01 (\pm 0.19)	0.000*
Goals as local (%)	55.73 (\pm 1.16)	53.90 (\pm 2.89)	0.464

SD_Standard deviation; *_Significant difference between sexes for goals scored; $p < 0.05$

ESTUDIO XI.

MÉTODO

MUESTRA

Para la realización del estudio se analizaron 5.942 partidos de hockey sobre patines pertenecientes a las ligas española masculina (2.044 partidos) y femenina (1.580 partidos) y a las ligas portuguesa masculina (1.814 partidos) y femenina (504 partidos). Todos los partidos se jugaron en cada liga nacional desde las temporadas 2009/2010 hasta 2017/2018 (9 temporadas en total). Las ligas de hockey sobre patines tienen un calendario equilibrado de partidos en el que cada equipo juega entre sí una vez en casa y una vez fuera durante la temporada. En todos los partidos disputados hubo un equipo local y un visitante, ya que solo se han incluido los partidos de la liga regular. El sistema de puntos del hockey sobre patines en las temporadas analizadas utiliza 3 puntos para una victoria, 1 punto para un empate y 0 puntos para una derrota. La recogida de datos se realizó utilizando la clasificación final de cada partido publicada en el sitio web de la Federación Española de Hockey Patines (www.fep.es) y en el sitio web de la Federación Portuguesa de Hockey Patines (www.fpp.pt/HP/Historico/Classificacoes). Los datos se comprobaron utilizando el portal web independiente Okcat (www.okcat.cat).

DISEÑO

Como indicador de equilibrio competitivo se utilizó el método de Diferencia de Puntos Acumulados (DPA). El método DPA propuesto para Gasparetto y Barajas (2016), calcula la suma de las diferencias de puntos entre los participantes. Estas diferencias se calculan disminuyendo del total de puntos del campeón de los que ha

logrado el segundo clasificado. Este procedimiento se repite sucesivamente hasta la diferencia de puntos entre el penúltimo equipo y el último de la tabla de clasificación.

Así, el cálculo del desequilibrio máximo sería el siguiente:

$$\text{Desequilibrio}_{\max} = 6 * (N - 1)$$

En consecuencia, la fórmula creada a partir de la DPA se presenta a continuación:

$$DPA = \left(\frac{\sum_{i=1}^N (PT_{i=1})}{\text{Desequilibrio}_{\max}} \right) * 100$$

Donde N es el número de equipos participantes y PT es el total de puntos de cada club al final del torneo.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para confirmar que los datos se distribuyeron de forma normal, y así utilizar técnicas paramétricas. Se utilizaron métodos de estadística descriptiva para calcular la media y las frecuencias. La comparación de los cuatro grupos se realizó mediante un análisis de varianza (ANOVA) con dos factores (género y DPA), seguido de la prueba de comparación múltiple Tukey Post Hoc.

El análisis estadístico se realizó utilizando SPSS (Versión 20 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU). La significación estadística se estableció en $p < 0,05$.

RESULTADOS

No se encontró un efecto principal significativo del género y la liga en el índice de DPA [$F_{(3,32)} = 1,355$ $p = 0,274$]. La Tabla 32 muestra la estadística descriptiva y los porcentajes de DPA en las diferentes ligas entre las temporadas 2009-2010 y 2017-2018. Se observa como las ligas masculinas tienen un índice de DPA más bajo que las ligas femeninas en ambas ligas nacionales. Aunque esta diferencia no fue estadísticamente significativa ($p > 0,05$), la diferencia fue de casi el 9% para las ligas españolas (hombres / mujeres: $71,41 \pm 11,29$ frente a $79,65 \pm 5,75$, $p = 0,354$) y casi el 5% para las ligas portuguesas (hombres / mujeres: $75,56 \pm 7,54$ frente a $80,16 \pm 15,01$, $p = 0,791$).

Tabla 32. Análisis descriptivo de los valores de APD para cada liga y temporada. Los valores totales se expresan en media \pm DE.

Season	Spain		Portugal	
	Men	Women	Men	Women
2009-2010	70.00	79.49	72.22	78.57
2010-2011	57.69	81.94	71.11	54.76
2011-2012	70.51	78.21	79.76	80.95
2012-2013	70.00	79.49	77.78	61.90
2013-2014	91.11	93.59	64.44	76.19
2014-2015	85.56	70.83	83.33	80.95
2015-2016	63.33	85.90	75.64	97.62
2016-2017	58.89	79.49	75,00	100
2017-2018	75.56	67.95	80.77	90.48
TOTAL	71.41\pm11.29	79.65\pm5.75	75.56\pm7.54	80.16\pm15.01

Durante las 9 temporadas estudiadas, parece que los valores de DPA se mantienen más estable en las ligas masculinas que en las femeninas (Figura 11).

La Tabla 33 compara la posición promedio de los equipos que han logrado un campeonato durante las nueve temporadas analizadas. Asimismo, muestra el dominio de algunos clubes en sus ligas nacionales. El hecho de que un club haya presentado una posición cercana al 1 o 2 demuestra que, a pesar de no haber ganado la liga, siempre ha obtenido posiciones cercanas a la primera.

Figura 11. Comparación de DPA a lo largo del tiempo según liga y género. La figura la muestra el valor de DPA en la liga española y la figura Ib en la liga portuguesa.

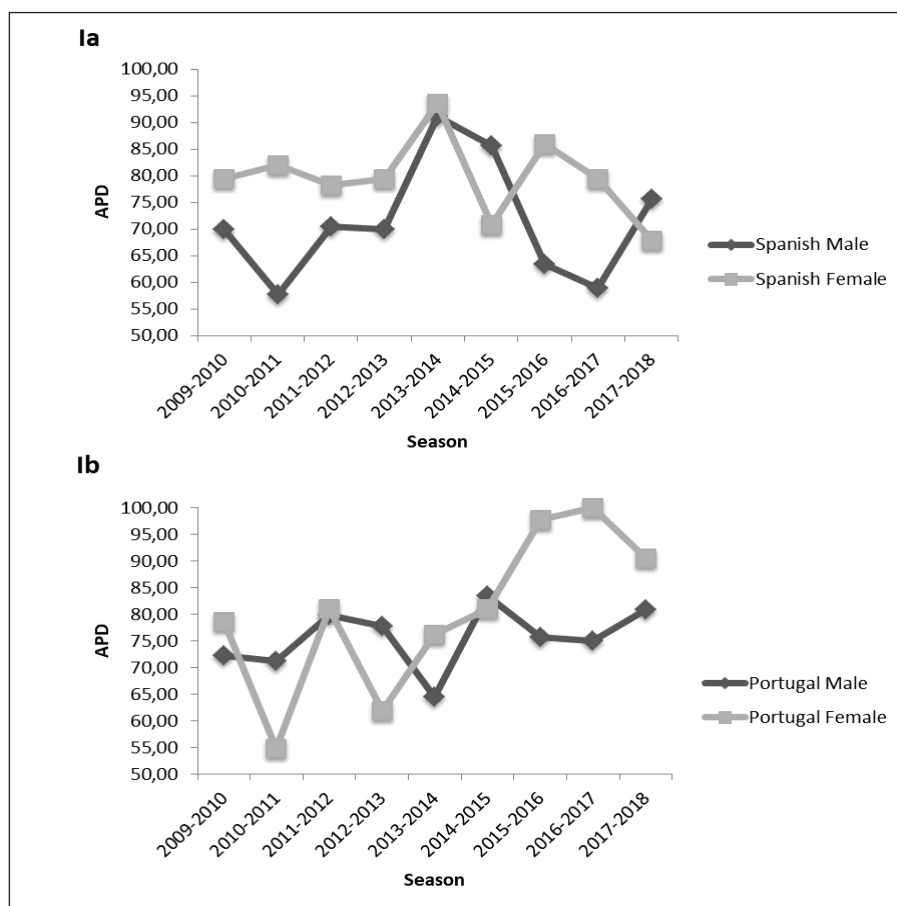


Tabla 33. Equipos campeones, número de campeonatos y posición media de las temporadas 2009-2010 a 2017-2018.

Spain						Portugal					
Men			Women			Men			Women		
Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP
F.C.Barcelona	7	1.33	C.P. Voltregà	5	1.66	FC Porto	4	1.77	SL Benfica	6	1
Liceo H.C	1	2.11	Gijón H.C	2	2.66	SL Benfica	3	2	Turquel	1	2.87
Reus Deportiu	1	3.55	H.C Palau	1	5.14	Sporting CP	1	3.88	GDR Os Lobinhos	1	2
			Cerdanyola H.C	1	8.43	AD Valongo	1	5.22	F. Nortecope	1	1

C = Championships' achieved; AP = Average Position

DISCUSIÓN

En este apartado se discuten diferentes temas considerados como los más relevantes para la presente investigación, analizándose siempre los resultados obtenidos en el contexto de la literatura especializada más pertinente.

BLOQUE 1: LAS VARIABLES CONTEXTUALES EN EL HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios I, II, III, IV y V)

HOME ADVANTAGE (Estudios I y III)

El hallazgo principal del **Estudio I** es que se demuestra la existencia del HA en la máxima competición española de hockey sobre patines (*OkLiga*), cuantificada en un 59,8%. Este dato nos sugiere que, cuando los equipos juegan sus partidos como locales, obtienen ese porcentaje del total de puntos posibles de la liga. Asimismo, en el **Estudio III** se demuestra que la localización del partido es un elemento predictor de victoria en el hockey sobre patines, con un valor de $OR = 1,828$.

Competir como local puede tener un efecto psicológico en los jugadores que experimentan en su comportamiento una respuesta para proteger su territorio (Pollard & Gómez, 2009). Según la teoría de la territorialidad y la facilitación social, los equipos locales presentan comportamientos más agresivos para intimidar y disuadir al rival, (Prieto & Gómez, 2012). Otros factores extrínsecos que pueden influir sobre el HA son la cantidad de público asistente, los condicionantes del viaje, el arbitraje o la familiaridad con el terreno de juego (Courneya & Carron, 1992; Pollard & Pollard, 2005b).

Comparando los datos obtenidos con los presentes en la literatura científica, se observa que la ventaja de jugar en casa del hockey sobre patines está en consonancia

con los resultados reportados en otros deportes colectivos en España (Gómez et al., 2011). Concretamente, es en deportes como el baloncesto y el balonmano con los que tiene un valor más parecido, con un 58,51% para el primero (Gómez et al., 2009) y un 59,65 % para el segundo (Prieto & Gómez, 2012). Una posible explicación radicaría en las similitudes tácticas y reglamentarias (dimensiones de la pista, tiempo de juego, número de jugadores por equipo, etc.) del hockey sobre patines con ambos deportes, y en la propia naturaleza de juego (deportes colectivos de colaboración-oposición con contacto) (Parlebas, 2001). Por otro lado en fútbol, uno de los deportes donde se ha estudiado más el factor del HA, destacan distintos estudios realizados en la liga española de fútbol profesional cómo el de Prieto et al. (2013) con un HA del 56,59%, el de Pollard y Gomez (2014) con un 61% o el de Pollard et al. (2017) con un 58,17%. Todos ellos con unos resultados parecidos o ligeramente inferiores a los encontrados en el hockey sobre patines. Referente a otros deportes colectivos, Gómez et al. (2011) analizaron el HA de la liga española profesional de voleibol y waterpolo, donde registraron valores inferiores a los obtenidos en hockey sobre patines (55,73% para voleibol y un 56,20% para waterpolo). Por el contrario, cuando se examina el HA en la liga española profesional de rugby los valores son claramente superiores con un 67%. Un factor que podría explicar estas diferencias encontradas en el HA de estos deportes en comparación con el del hockey sobre patines, podría ser la importancia que tiene el juego de contacto en cada deporte. En el caso del rugby, el alto porcentaje de HA puede relacionarse con la mayor importancia del juego de contacto, donde factores como la agresividad y la fuerza tienen un papel principal en sus distintas acciones del juego, frente el voleibol en el que este aspecto es prácticamente inexistente. Por lo que respecta al waterpolo, aun tratándose también de un deporte de

contacto, puede que el hecho de desarrollarse en un medio acuático, el juego de contacto no sea un factor tan determinante en las acciones del juego. En el caso del hockey sobre patines, el único trabajo que se ha encontrado en la literatura científica que analizara el HA es el de Gómez et al., (2011), donde se estudió el HA a lo largo de cinco temporadas en la *OkLiga* (2005-2006, 2009-2010) y estableciendo un porcentaje del 58.32%, valor muy similar al obtenido en este estudio. Por otro lado, en las distintas modalidades de hockey, los valores de HA son muy parecidos, con un 55% para hockey sobre hielo (Pollard & Pollard, 2005) y un 62,30% para hockey *indoor* (Gómez et al., 2011).

En referencia a los goles marcados según la localización, el 55% de los goles marcados en la *OkLiga* se consiguieron cuando los equipos jugaban como local. En nuestro conocimiento, no se han encontrado estudios similares en hockey sobre patines, si bien en fútbol se ha demostrado que los equipos marcan casi el doble de goles como local que como visitante.

En relación al cambio de reglamento propuesto en la temporada 2009-2010, se observa que el valor del HA ha disminuido en un 2,32% (60,68% entre las temporadas 1999-2000 y 2008-2009; 58,36% entre las temporadas 2009-2010 y 2015-2016). Si bien estas diferencias no son estadísticamente significativas, son relevantes porque parece ser que el factor del HA en hockey sobre patines sigue la misma tendencia que en otros deportes colectivos. De hecho, en diversas investigaciones se demuestra que su evolución histórica tiende a disminuir (Pollard, 1986, 2006, 2008; Pollard & Pollard, 2005b), probablemente debido a que la profesionalización del deporte moderno hace que los equipos vayan superando progresivamente el HA, reduciendo así el perjuicio que supone jugar como visitante. En cambio, para la variable goles

marcados, el nuevo reglamento de hockey impuesto en 2009 ha propiciado el hecho de marcar un mayor número de goles por partido. Los datos nos revelan que los equipos marcan de media casi dos goles más por partido con la nueva reglamentación, en comparación con la antigua, aunque el porcentaje de goles marcados como local se ha mantenido. Parece ser que las modificaciones en el reglamento, como las posesiones máximas de 45 segundos por ataque, el hecho de contabilizar las faltas defensivas y penalizarlas con una FDH cuando se acumulan 10 faltas de equipo o la inferioridad numérica temporal cuando un jugador es amonestado con tarjeta azul, son factores que han condicionado a que se practique un hockey más ofensivo y que se generen más oportunidades de gol.

MARCAR EL PRIMER GOL (Estudios II y III)

Los principales hallazgos del **Estudio II** confirman que existe la ventaja de marcar primero en hockey sobre patines, y que se cuantifica en un 64,14% para la *OkLiga* y un 62,91% para la Primera División Nacional. En relación a la ventaja de marcar primero en función de si es el equipo local o el visitante el que se adelanta en el marcador, se observó que en la Primera División Nacional hubo una diferencia significativamente mayor a favor del equipo local (72,16% para el equipo local y 52,35% para el equipo visitante). Por el contrario, en la *OkLiga* no se obtuvieron diferencias significativas. La matriz de correlaciones indicó una correlación significativa entre la clasificación (puntos obtenidos de cada equipo) y la ventaja de marcar primero, tanto en la *OkLiga* como en la Primera División Nacional. En relación a la probabilidad de ganar, empatar o perder, se observa que los equipos que marcan el primer gol ganan un 53,78% de los partidos en la *OkLiga* y un 54,39% de

los partidos en Primera División Nacional. Asimismo, en el **Estudio III** se demuestra que marcar primero es un elemento predictor de victoria en el hockey sobre patines, con un valor de $OR = 2,058$.

Comparando dichos registros con los que se encuentran en la literatura científica, si bien no se han encontrado investigaciones que analicen este aspecto en el hockey sobre patines, encontramos algunos datos de referencia en otros deportes colectivos. En el caso del fútbol, deporte donde se ha estudiado ampliamente este efecto, se contempla que el equipo que marca primero obtiene una probabilidad de ganar alrededor del 70%. Sampedro y Prieto (2012) en la liga española (69,16%), Armantas et al. (2009) en la liga griega (71,47%) o Pratas et al. (2016) en la liga portuguesa (70%) muestran valores muy similares. Otros datos de referencia los encontraríamos en béisbol con un 66.3% (Courneya, 1990) o fútbol playa con un 62,03% (Leite, 2016). En relación a la ventaja de marcar primero en hockey sobre patines, si comparamos con otros deportes los resultados obtenidos (64,14% para la *OkLiga* y 62,91% para la Primera División Nacional), vemos que son muy inferiores a los del fútbol (78,39%) y parecidos a los del fútbol sala (66,19%) (Sampedro & Prieto, 2012). Una posible explicación a estos resultados radicaría en que las características reglamentarias, y de juego de cada deporte, influirían de manera decisiva en el fenómeno de la ventaja de marcar primero. De hecho, tanto la reglamentación como la lógica interna del hockey sobre patines tienen mayores similitudes con el fútbol sala que con el fútbol, y también una mayor coincidencia en aspectos como la duración del encuentro, el número de jugadores por equipo o las dimensiones del terreno de juego (Parlebas, 1981). Por otro lado, la particularidad que en el hockey sobre patines, al igual que en el fútbol sala y a diferencia del fútbol, exista la posibilidad de pedir

tiempos muertos, o de realizar sustituciones ilimitadas, facilita la comunicación entre entrenadores y jugadores. Otro aspecto importante a tener en cuenta sería el número total de goles que se marcan por partido. Si bien en el fútbol se obtienen una media de 2,65 goles por partido (Sampedro & Prieto, 2012), tanto en hockey sobre patines como en fútbol sala la media de goles obtenida por partido es muy superior (7,13 y 6,89 respectivamente). Estos datos explicarían la mayor dificultad de los equipos de hockey sobre patines y fútbol sala para mantener el resultado favorable al marcar el primer gol del partido.

Referente a la ventaja de marcar primero en función de la localización (local o visitante), se obtuvieron unos registros superiores al 50% en ambas categorías tanto cuando se adelantaron los locales como los visitantes. En la Primera División Nacional la ventaja de marcar primero como equipo local (72,16%) fue significativamente mayor en comparación con la ventaja de marcar primero como equipo visitante (52,35%). Sin embargo, en la *OkLiga* no se encontraron diferencias significativas (65% para locales y 62,96% para visitantes). La explicación a esta diferencia podría encontrarse en el factor del HA, cuya influencia en los equipos ha demostrado ser mayor a medida que desciende la categoría y su nivel (Pollard, 1986; Prieto et al., 2013). Del mismo modo que apuntan Sampedro y Prieto (2012), la explicación a que los equipos locales obtengan unos mejores registros podría enmarcarse dentro de las mismas causas generales que explican el HA. Algunas de ellas serían el público asistente, los viajes realizados, la actuación arbitral, la familiaridad con la pista de juego o los factores psicológicos (Courneya & Carron, 1992; Pollard & Pollard, 2005). Estos últimos parecen ser los que afectarían más al rendimiento de los jugadores, ya que según la teoría de la territorialidad y la de la

facilitación social, los equipos locales presentan unas conductas más agresivas con el objetivo de intimidar y disuadir al rival, condicionando de esta manera el rendimiento de los equipos visitantes (Prieto & Gómez, 2012).

Por lo que respecta a la correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntos obtenidos) de los equipos, se ha obtenido una correlación *extremely large* en la *OkLiga* y *very large* para la Primera División Nacional (ambas significativas). Estos datos nos indican que aquellos equipos que al adelantarse en el marcador son capaces de mantener el resultado a su favor, obtienen un mejor rendimiento (puntos obtenidos en la clasificación final) tal como se observa en otros deportes de equipo (García-Rubio et al., 2015; Pratas et al., 2016).

GANAR A LA MEDIA PARTE (Estudio III)

En el **Estudio III**, uno de los principales hallazgos encontrados fue que el resultado de ir ganando a la media parte del partido fue la variable predictora de victoria más fuerte. Su valor predictivo fue de $OR = 3,348$, siendo aún más potente cuando la victoria era de una diferencia superior a un gol ($OR = 4,695$). Los resultados del estudio mostraron que el 76,2% de las victorias correspondieron a equipos que estaban ganando en la media parte. Estos hallazgos confirmaron que la evolución del marcador influyó de forma evidente en los resultados de los partidos de hockey sobre patines. No se han encontrado estudios previos, en dicho deporte, que permitan comparar nuestros resultados. Sin embargo, coinciden con los reportados en otros deportes colectivos como el fútbol, donde los equipos también obtienen mejores resultados cuando van ganando en la media parte (Martínez, 2014).

Puede haber varias razones que expliquen estos hallazgos. Una de ellas sería que el hecho de ir ganando el partido crea un estado de confort que permite adoptar estrategias de mantenimiento de la posesión de la pelota durante la segunda mitad, traducándose así en un estilo de juego menos directo y un mayor control del juego (Lago et al., 2010). En este sentido, se ha demostrado que en deportes con estructura formal similar al hockey sobre patines, como el fútbol, los equipos juegan de forma diferente según pierden, ganan o empatan (Lago & Martín, 2007).

INFLUENCIA DEL PÚBLICO (Estudio V)

El principal hallazgo del **Estudio V** fue que cuando los equipos locales jugaban sin público, el valor de HA disminuyó, así como algunas de las variables de juego analizadas se vieron modificadas. Hasta donde sabemos, este es el primer estudio que analiza el efecto del público en el hockey sobre patines. Sin embargo, a pesar de la falta de estudios previos para comparar nuestros resultados, estos hallazgos están en consonancia con estudios previos en otros deportes de equipo que mostraron una disminución en los valores de HA, y de algunas variables de juego, al competir en ausencia de público (Nevill et al., 2002; Scoppa, 2021; Sors et al., 2020).

Home Advantage y goles locales

Los datos revelaron que el efecto HA sigue manteniéndose en el hockey sobre patines, a pesar de jugar sin espectadores, ya que todavía hay un mayor porcentaje de puntos ganados por los equipos locales (57,41%). Sin embargo, esta ventaja fue menor a la observada al jugar con espectadores (63,99%). De manera similar, Van de Ven (2011) examinó veinte partidos de fútbol jugados a puerta cerrada y encontró que el efecto

del HA permanece presente. En la misma línea, Ponzio y Scoppa (2018) examinaron una muestra de distintos derbis, cuyos equipos jugaron en el mismo estadio, y señalaron el efecto HA, atribuyendo así este resultado principalmente al ruido de la multitud y no tanto a las dimensiones o particularidades del campo del equipo local. Estos hallazgos estarían en consonancia con Scopa (2021), el cual destacó que los elementos psicológicos y el contexto social pueden afectar considerablemente el rendimiento individual y la toma de decisiones. En este sentido, el público puede ejercer una influencia directa sobre los jugadores, animando a su equipo y/o intimidando al oponente, así como también actuar indirectamente influyendo en las decisiones de los árbitros. Un ejemplo de la influencia en las decisiones arbitrales lo mostraron Nevill et al. (2002) al analizar el efecto del ruido ambiental sobre las decisiones arbitrales. Una muestra de 40 árbitros de fútbol inglés tuvieron que arbitrar un partido Liverpool (local) vs. Leicester (visitante). Los árbitros se distribuyeron aleatoriamente en dos grupos diferentes: a) grupo con ruido ambiental y b) grupo sin ruido. El grupo a) señaló un 15,5% menos de faltas defensivas del equipo local que el grupo b). Además, las respuestas del grupo a) fueron casi idénticas a las decisiones señaladas por el árbitro del partido.

En cuanto a los goles marcados, como tendencia general los equipos visitantes tuvieron un mejor rendimiento cuando jugaron sin público, marcando un mayor número de goles. Por el contrario, a pesar de no ser significativo, los equipos locales tuvieron un peor rendimiento cuando jugaron sin público y marcaron menos goles. Esta tendencia es especialmente evidente en la liga portuguesa donde los equipos locales anotaron un 11,6% más de goles, y en la liga italiana donde los equipos visitantes anotaron un 24,3% menos de goles cuando se jugó con público.

Sorprendentemente, en la liga española no se encontraron diferencias significativas en el número de goles al jugar con o sin público. Estas diferencias podrían explicarse por la mayor asistencia de público a los pabellones en las ligas italiana y portuguesa. De hecho, se ha estimado que en partidos de fútbol, la diferencia de goles entre locales y visitantes aumenta en 0,1 goles por cada 10.000 espectadores (Boyko et al., 2007).

Tarjetas y faltas defensivas

Los equipos locales recibieron un 21,8% menos de tarjetas disciplinarias cuando jugaban en presencia de su afición, en comparación con jugar sin público. Además, hubo diferencias entre las ligas portuguesa y española, lo que podría explicarse nuevamente por las diferencias en la asistencia a los pabellones de las distintas ligas.

Los resultados mostraron que los equipos cometieron menos faltas cuando jugaban con público, tanto en casa (5,2%) como fuera (5%). Sorprendentemente, la localización del partido no influyó en el número de faltas defensivas. Sin embargo, estas diferencias solo fueron significativas cuando los equipos jugaron contra un oponente de menor nivel, probablemente porque cuando se produce esta situación, el equipo superior acostumbra a usar un estilo de juego más agresivo, presionando a sus oponentes por toda la pista. Este escenario particular es muy habitual en el hockey sobre patines, donde existe una diferencia de nivel evidente entre algunos equipos, provocada por las diferencias presupuestarias de los clubes que compiten en una misma categoría. Esta particularidad provoca una mayor heterogeneidad de nivel que en otros deportes de equipo, ya que en las mismas categorías deportivas compiten deportistas profesionales y semi-profesionales.

Acciones a pelota parada

Los presentes resultados demostraron que los equipos visitantes lanzaron un mayor número de acciones a pelota parada (FDH y PEN) por partido cuando jugaban sin público, en comparación con jugar enfrente del público local. Sin embargo, los equipos locales también lanzaron más acciones a pelota parada sin público. Es difícil dilucidar la razón exacta de estos resultados. Sin embargo, es probable que los árbitros se sientan menos presionados al no tener público en las gradas y, por lo tanto, sientan menos presión para sancionar un penalti o una tarjeta azul, y la consiguiente falta directa. Asimismo, no se puede descartar la posibilidad que haber estado inactivo durante tanto tiempo durante el confinamiento, haya empeorado la condición física de los jugadores (Peña et al., 2021). Esta particular circunstancia, e inédita hasta el momento, podría haber provocado que los jugadores fueran menos precisos en las acciones divididas, propiciando un mayor número de acciones punibles.

BLOQUE 2: LAS JUGADAS A PELOTA PARADA EN EL HOCKEY SOBRE PATINES_(Estudios VI, VII y VIII)

RELACIÓN ENTRE LA PELOTA PARADA Y EL NIVEL DE LOS EQUIPOS (Estudio VI)

El **Estudio VI** muestra que el 21,08% de los goles son marcados por FDH y PEN en el hockey sobre patines (11,58% y 9,49% respectivamente). Estos datos refuerzan la importancia de estas dos acciones específicas en el resultado final. Aunque no se dispone de estudios previos de hockey sobre patines para comparar estos valores, estos hallazgos son consistentes con otros deportes de equipo, donde las jugadas a

pelota parada juegan un papel cada vez más importante en la fase ofensiva (Fernández-Hermógenes et al., 2017).

En la misma línea, Ramos y Oliveira (2008) y Pérez y Fonseca (2015), reportaron que el número de goles a pelota parada marcados en fútbol a lo largo de una temporada representó entre el 31-37% del total de goles marcados. En lo referente a deportes de sala, Sarmiento et al. (2016) reportaron que en fútbol sala, este porcentaje fue del el 27%, destacando la importancia de estas acciones que representaron el 25,75% del total de tiros (Leite, 2012). De forma parecida, Ferrarri et al. (2020) y Panagiotis et al. (2020) observaron que el 10% de goles en balonmano fueron a partir de acciones de golpe de castigo, valores cercanos a los reportados en el presente estudio en hockey sobre patines. Las dimensiones de la pista, el número de jugadores por equipo o la dinámica de juego del hockey sobre patines con ambos deportes podrían explicar las similitudes con estos valores.

Al comparar la efectividad de las jugadas a pelota parada con la clasificación al final de temporada, los mejores equipos lanzaron un mayor número de acciones y obtuvieron una efectividad más alta. Los equipos clasificados en el grupo de la *Euroliga* lograron un promedio de goles de FDH significativamente más alto que el resto de equipos. Además, su efectividad fue mayor, lo que indica un mejor rendimiento en este tipo de acciones. Este hecho podría explicarse por dos razones. La primera es que los mejores equipos tienden a tener más posesión de balón y por ende a generar más oportunidades de gol, obligando a sus oponentes a fases de defensa más largas y a producir un mayor número faltas defensivas para evitar ocasiones de gol. Este aumento en el número de faltas cuando un equipo está perdiendo se ha observado en otros deportes de equipo como el waterpolo (Lupo et al., 2014; Mirvić et al., 2011)

o el balonmano (Čeleš et al., 2014). Además, considerando el nuevo reglamento de hockey sobre patines, que penaliza a los equipos con una FDH al acumular 10 faltas defensivas o cuando un jugador es sancionado con tarjeta azul, ha generado que aumentasen las diferencias en el número de FDH lanzadas entre equipos mejor y peor clasificados. En cuanto a la diferencia en la efectividad de las FDH, podría explicarse por la mayor calidad técnica de los jugadores de sus plantillas. Considerando que la FDH es probablemente la acción más técnica en este deporte (Trabal et al., 2019; Trabal, Daza, & Riera, 2020), contar con lanzadores especialistas puede ser determinante. Sin embargo, la relación con la clasificación de los equipos, no fue significativa para los tiros de PEN. Esto podría explicarse porque el PEN es un lanzamiento menos técnico y ejecutado con un tiro directo, mientras que en la FDH el jugador puede avanzar hacia la meta permitiendo una mayor variabilidad de opciones. En cuanto al porcentaje de goles totales conseguidos a partir de acciones a pelota parada, aunque no se observaron diferencias significativas según la clasificación de los equipos, los equipos peor clasificados obtuvieron un porcentaje mayor de goles totales. La evidencia en otros deportes de equipo muestra la tendencia que los equipos peor clasificados producen menos ocasiones de gol que sus adversarios durante las fases de juego (Campos et al., 2015; Gómez et al., 2014; Lago-Peñas et al., 2010; Lago-Peñas et al., 2011), y por lo tanto las acciones a pelota parada cobran una mayor relevancia en la fase ofensiva para esos equipos.

En relación a las acciones a pelota parada recibidas, también hubo diferencias significativas en el rendimiento de los porteros según su clasificación final de los equipos. Los resultados mostraron que los porteros de los equipos del grupo *Euroliga* tuvieron un menor porcentaje de goles encajados (27,19%) que los equipos de los

grupos de *Permanencia* o *Descenso* (34,78% y 38,23% respectivamente). Esta tendencia ya fue observada por Trabal et al. (2019) en los equipos de la *OkLiga*, demostrando que los mejores equipos solían tener a los mejores porteros en acciones a pelota parada.

Por lo que respecta a la correlación entre los puntos a final de temporada y las variables ofensivas relativas a la pelota parada, se obtuvieron correlaciones significativas para la efectividad de las FDH, los goles de PEN y la efectividad total de la pelota parada (PEN + FDH), con magnitudes moderadas ($r = 0,30$ a $0,47$; $p < 0,01$), y para los goles de FDH y goles a pelota parada, con magnitudes grandes ($r = 0,54$ a $0,57$; $p < 0,01$). Por el contrario, no se observaron correlaciones significativas ni con la efectividad de los PEN ni con el porcentaje de goles de las jugadas a pelota parada. Analizando las acciones defensivas, se encontraron correlaciones negativas significativas para todas las variables ($r = - 0,33$ a $- 0,55$; $p < 0,05$) excepto “goles recibidos de FDH”, lo que refuerza que los porteros de los mejores equipos lograron un mayor rendimiento. Además, se encontró una correlación significativa entre los puntos de la temporada y el porcentaje del total de goles recibidos de jugadas a balón parado ($r = 0,54$; $p < 0,01$).

INFLUENCIA DE LA PELOTA PARADA EN EL RESULTADO DE LOS PARTIDOS (Estudio VII)

El principal hallazgo del **Estudio VII** fue que anotar más jugadas a pelota parada que el rival se asoció con las posibilidades de victoria. Este es el primer estudio en confirmar la creencia popular establecida entre entrenadores, practicantes y

seguidores de hockey sobre patines, que la eficacia en las jugadas a pelota parada es un factor determinante para el resultado de los partidos en el hockey contemporáneo.

Marcador equilibrado

Curiosamente, anotar más acciones a pelota parada que el oponente fue más relevante en partidos desequilibrados. Esta fuerte asociación puede explicarse por la lógica interna del hockey sobre patines (número de jugadores, dimensiones de la pista, reglamento, etc.) y por el tipo de partidos analizados en el presente estudio (equipos de máximo nivel). Durante el escenario de un marcador desequilibrado entre dos equipos de niveles diferentes, el equipo inferior, al ir perdiendo, adopta generalmente una estrategia conservadora para evitar una goleada mayor. Sin embargo, en partidos jugados entre equipos de máximo nivel, dónde hay un título o competición en juego (como el caso de la muestra analizada), cuando un equipo logra una ventaja de dos o más goles, el partido muchas veces se acelera. Esto provoca que el equipo perdedor, en un intento de volver a entrar en el partido, presione a su oponente por toda la pista, lo que obliga a ambos equipos a jugar un juego más directo y vertical. En este escenario particular, donde el equipo perdedor usa un estilo más arriesgado presionando a sus oponentes, se generan situaciones en las que es más fácil cometer faltas o recibir tarjetas azules, que se sancionan con una posterior FDH. De hecho, en este tipo de partidos se crea la situación contextual adecuada en la que los ganadores aumentan su efectividad a balón parado. Como se ha expuesto en el apartado de resultados (Estudio VIII), los jugadores tuvieron una mayor efectividad a pelota parada con un marcador favorable, en comparación a cuando iban perdiendo o empatando. Concretamente, la probabilidad de marcar un PEN cuando el equipo iba

ganando por tres goles de diferencia era 3,83 veces mayor que al ir empatando. En lo referente a las FDH, las probabilidades de anotar gol al ir ganando de dos goles fueron de 2,40 veces mayor que al empatar.

Localización del partido

La localización del partido no tuvo una interacción significativa en el efecto de marcar más jugadas a pelota parada que el equipo contrario en las probabilidades de ganar partidos. Sorprendentemente, parece que los jugadores de hockey sobre patines no se benefician del HA en las jugadas a pelota parada, a pesar de ser un fenómeno que tiene efecto en los resultados de los partidos. Los presentes resultados concuerdan con investigaciones previas en otras modalidades de hockey como el hockey sobre hielo, donde no se ha encontrado influencia de la localización del partido en las jugadas a pelota parada (Loignon et al., 2007). Según Casimiro (2010), esta falta de efecto de ventaja de local podría explicarse por el hecho de que las jugadas a balón parado son eventos específicos entre el tirador contra el portero y están menos influenciadas por ciertas variables que explican la ventaja de local, como las dimensiones de la cancha, tipo de superficie o plan de juego (Courneya & Carron, 1992; Pollard, 2006).

Además, es importante señalar que la mayoría de los partidos analizados se jugaron en pista neutral, mientras que el resto consistió en una competición eliminatoria a dos partidos. A pesar de no haber sido estudiado en el deporte de hockey sobre patines, investigaciones previas en fútbol reportaron un efecto inferior del HA en los partidos de eliminatorias en comparación con los partidos de la temporada regular (Page & Page, 2007; Pic & Castellano, 2017).

Tipo de competición

El tipo de competición no tuvo una interacción significativa en el efecto de anotar más jugadas a balón parado que el equipo contrario en las probabilidades de ganar partidos. Una razón factible de esta falta de efecto podría ser que solo se analizaron equipos de alto nivel. De hecho, los mismos equipos analizados jugaron entre sí (por ejemplo, F.C Oporto vs S.L Benfica o F.C Barcelona vs Liceo H.C) tanto en competiciones nacionales (por ejemplo, Copa de Portugal o España) como internacionales (por ejemplo, Liga de Campeones).

Importancia del partido

El tipo de partido (semifinal o final) no tuvo una interacción significativa en el efecto de anotar más jugadas a balón parado que el equipo contrario en las probabilidades de ganar partidos. Esta falta de significación podría atribuirse a las mismas razones mencionadas anteriormente que explicarían la falta de interacción según el tipo de competición. En las competiciones de hockey sobre patines con un nivel deportivo muy distinto entre equipos, suelen competir por el título los mismos equipos en cada temporada.

RELACIÓN ENTRE LA PELOTA PARADA Y LAS VARIABLES CONTEXTUALES (Estudio VIII)

Los principales hallazgos del **Estudio VIII** fueron que el *estado de marcador* fue la única variable que influyó tanto en la efectividad de las FDH como de los PEN. En

este sentido, los presentes resultados muestran poca influencia de las variables contextuales en el rendimiento de este tipo de acciones.

El presente estudio encontró una efectividad de las jugadas a pelota parada del 43,5% para los PEN y del 27,8% para las FDH. Este último valor fue muy similar al reportado por Trabal, Daza y Arboix-Alió (2020) en la Liga española (29,7% de efectividad para las FDH). Aunque ningún estudio previo ha analizado la efectividad de los PEN en hockey sobre patines, los resultados del presente estudio muestran que los jugadores tienen un mayor porcentaje de acierto en los PEN que en las FDH. Esta diferencia podría explicarse porque el PEN es una acción que se ejecuta mediante un tiro directo (desde 5,4 metros) y el portero no puede moverse hasta que el jugador impacta la bola. En cambio, en la FDH el jugador puede avanzar hacia la portería permitiendo al portero tomar la iniciativa, así teniendo una mayor variabilidad de opciones para anticiparse. En este sentido, se puede intuir que los porteros son capaces de influir en la acción del lanzador de la FDH cuando decide acercarse a la portería antes del disparo, ocupando espacio y minimizando las posibilidades de gol. Por lo tanto, conocer a los especialistas a pelota parada del equipo contrario se presenta como una tarea imprescindible para tener éxito deportivo (Sousa et al., 2021), especialmente en los PEN donde, a causa de la corta distancia, el portero no tiene tiempo suficiente para reaccionar y tiene que anticipar la dirección de la pelota (Trabal, Daza & Riera, 2020).

Localización del partido

La probabilidad de marcar una FDH jugando como neutral fue significativamente menor que al jugar como visitante ($OR = 0,510$). Además, a pesar de no ser

significativo, los visitantes tuvieron un porcentaje de acierto mayor que los locales. Estos hallazgos podrían deberse a la mayor motivación en el momento de lanzar la FDH en frente del público local. Por otro lado, el miedo al fracaso frente a la propia afición podría estar presente en las FDH, teniendo una influencia negativa sobre los jugadores locales (Arrondel et al., 2019). Este fenómeno ha sido reportado en distintas acciones aisladas en deportes como el baloncesto donde los visitantes lograron un mejor desempeño en tiros libres que los locales en las prórrogas (Jiménez-Torres & López-Gutiérrez, 2012), En la misma línea, en el hockey sobre patines, donde el porcentaje de acierto de las FDH es inferior al 30%, parece lógico suponer que en los partidos disputados entre equipos de alto nivel, los porteros locales tienen mayor presión que los lanzadores visitantes. Esta podría ser la razón por la que la localización del partido solo tuvo un efecto significativo en FDH, pero no en los PEN. Como se ha mencionado antes, la acción del PEN consta de un tiro directo y es una acción menos compleja (tanto lanzadores como porteros) que las FDH, y los jugadores probablemente tienen menos miedo al fracaso frente a sus seguidores.

Sorprendentemente, las acciones a pelota parada no se beneficiaron del efecto del HA que se aproxima al 60% en el hockey sobre patines. Aunque ninguna investigación previa en hockey sobre patines ha analizado la influencia de la localización del partido sobre la efectividad de las jugadas a pelota parada, los resultados actuales concuerdan con los de otros deportes de equipo similares. En el hockey sobre hielo no se encontraron diferencias significativas entre la localización del partido y el éxito en los *shootouts* (Loignon, et al., 2007). En el balonmano, algunos estudios mostraron que los visitantes fueron más efectivos que los locales en los tiros de 7 metros (Casimiro, 2010; Hantau & Hantau, 2014). Según Casimiro (2010), esta falta de

efecto de la localización podría explicarse por el hecho de que las jugadas a balón parado individuales son eventos específicos entre el lanzador y el portero, y están menos influenciadas por las variables que explican el HA, como los viajes del equipo visitante, la familiaridad con las instalaciones locales, el apoyo del público local o el sesgo arbitral, entre otros (Carron et al., 2005; Courneya & Carron, 1992; Nevill & Holder, 1999; Pollard, 2006).

Estado del marcador

Los jugadores obtuvieron una mayor efectividad a pelota parada cuando iban ganando el partido. Concretamente, el marcador con el cual los jugadores tuvieron un mayor rendimiento en las FDH fue al ganar de dos goles ($OR = 2,401$) y para los PEN ganar de tres goles ($OR = 3,833$). Por el contrario, en las FDH los jugadores tuvieron menos de la mitad de las posibilidades de marcar gol cuando iban perdiendo de dos goles ($OR = 0,375$). En un estudio similar, Trabal, Daza y Arboix-Alió (2020) mostraron que la mejor situación a la hora de lanzar una FDH fue con un marcador favorable de dos y tres goles. La asociación entre el aumento de la eficacia con un marcador favorable, y la disminución de la eficacia con un marcador en contra, podría explicarse por los aspectos psicológicos inherentes al jugador. Lanzar una FDH o un PEN ganando de dos o más goles permite al jugador afrontar este desafío con más confianza y tranquilidad. Por contra, en estas situaciones el portero podría verse afectado por la pérdida de concentración o motivación cuando no hay posibilidad de ganar el partido. De acuerdo con la teoría de la activación cognitiva del estrés, los cambios en los niveles de andrógenos impulsados por la competición modificarían el comportamiento de los atletas en interacciones posteriores, dependiendo del desenlace

del momento (Oliveira et al., 2009). Esta diferencia en la respuesta hormonal a la competición entre ganadores y perdedores ha sido documentada en diferentes competiciones de deportes con contacto físico (Fry et al., 2011), y también podría explicar las diferencias en el rendimiento de la pelota parada entre ganadores y perdedores observadas en el presente estudio.

En la misma línea, Sousa et al. (2020) destacaron que, cuando un equipo de la Primera División de Hockey sobre Patines portuguesa tenía al menos dos o más goles que su oponente, la efectividad de los porteros rivales se reducía en un 45%, en comparación con un marcador empatado. Estos hallazgos también son coincidentes con Ahart (1973) y con Jiménez-Torres y López-Gutiérrez (2012), los cuales destacaron que la mejor asociación entre la efectividad de las jugadas a balón parado, y el estado de presión de los jugadores, era cuando este no era ni muy alto ni muy relajado.

En cuanto al número total de jugadas a pelota parada, los equipos ejecutaron más FDH y PEN con un marcador desfavorable, especialmente en los PEN donde se lanzaron el doble de estas acciones cuando el equipo estaba perdiendo el partido. Probablemente porque los equipos perdedores necesitan generar acciones más directas dentro del área, lo que aumenta la posibilidad de que los defensores cometan faltas o penaltis.

Tiempo de partido

Durante la segunda parte, hubo un aumento tanto en el número de FDH (25,1% vs 74,9%) como de PEN (45,9% vs 54,1%) en comparación con la primera parte. El aumento de lanzamientos durante la segunda mitad no solo ocurre en las jugadas a pelota parada (Trabal, Daza, & Arboix-Alió, 2020), sino también en todo los tipos de

lanzamientos (Sousa et al., 2020), similar a lo que ocurre en otros deportes de equipo como el fútbol (Maneiro-Dios, 2014) o el baloncesto (Jiménez-Torres & López Gutiérrez, 2012; Kozar et al., 1994). La razón principal de las diferencias en el número de acciones a pelota parada entre ambas partes se deba, probablemente, al aumento de FDH causadas por la acumulación de faltas de equipo. Como ya se ha comentado en ocasiones anteriores, en hockey sobre patines cuando un equipo comete el primer ciclo de faltas defensivas (10 faltas), se sanciona con una FDH en contra. Posteriormente, cada cinco faltas cometidas se sancionan con otra FDH. Por lo tanto, a medida que avanza el partido se cometen más faltas, aumentando así la probabilidad de ser sancionado con un FDH. Contrariamente, los PEN no están relacionados con los ciclos de faltas y esto explicaría la paridad entre ambas mitades. Además, las decisiones tácticas y estratégicas del equipo podrían explicar este incremento en la segunda parte, ya que en los últimos minutos los equipos perdedores se ven obligados a jugar de forma más agresiva para recuperar la posesión del balón, cometiendo así más faltas defensivas. Además, debido a la fatiga física y mental acumulada a lo largo del partido, los defensores probablemente tienden a cometer más faltas por no medir bien las acciones cuerpo a cuerpo o los golpes de *stick*.

Finalmente, en cuanto a la efectividad de la pelota parada según la parte del partido, se encontró una menor efectividad tanto para los PEN como para las FDH en la segunda (30,3% vs 26,4% y 46,4% vs 42,4% en FDH y PEN, respectivamente). Estos resultados son contrarios a la tendencia reportada por Sousa et al. (2020) y Trabal, Daza y Arboix-Alió (2020), quienes mostraron un aumento de la efectividad en la segunda parte de partido (27,3% vs 30,2%). La razón de estas diferencias podría atribuirse al tipo de partidos analizados. Mientras que Trabal, Daza y Arboix-Alió

(2020) analizaron todos los partidos de la temporada regular de la Liga española, en nuestro estudio solo se analizaron los partidos entre equipos de máximo nivel. El hecho de seleccionar específicamente estos partidos, provocó que no se analizaran partidos entre equipos de nivel competitivo muy distintos, como se da en las ligas regulares. En este sentido, es posible que, en partidos desequilibrados, muchas FDH y PEN se lancen bajo situaciones de una ventaja de dos o tres goles. Este hecho resta relevancia a las jugadas a pelota parada, aumentando así la efectividad debido a las razones psicofisiológicas mencionadas anteriormente.

Importancia del momento del lanzamiento

No se encontraron diferencias significativas en la efectividad de las FDH ni de los PEN durante los momentos críticos del partido, y además se lanzaron pocos PEN (6,2%) durante este período. Por el contrario, la mayor cantidad de FDH (43%) fue durante la última parte del partido (T4). Este hecho podría explicarse nuevamente debido a las reglas del hockey sobre patines, donde las acumulaciones de 10 faltas defensivas terminan generando una FDH. En la misma línea, muchos equipos esperan los minutos finales para jugar con un estilo más directo y arriesgado, ya sea para presionar al equipo contrario para recuperar la desventaja en el marcador o para mantener un resultado favorable. Este aumento de intensidad genera situaciones que facilitan el hecho de cometer faltas o recibir tarjetas azules, que se sancionan con una FDH.

BLOQUE 3: EQUILIBRIO COMPETITIVO EN LAS LIGAS DE HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios IX y XI)

Los resultados del **Estudio IX** mostraron que la liga francesa fue la que presentó un valor de DPA más bajo y, por ende, puede considerarse la competición más equilibrada. A pesar de no encontrarse estudios previos que analizaran el equilibrio competitivo de las ligas de hockey, comparando estos resultados con los de Gasparetto y Barajas (2016) que analizaron el equilibrio competitivo en fútbol mediante el método de DPA, se encuentran algunas diferencias entre deportes. En primer lugar, los valores de DPA fueron más bajos en todas las ligas de fútbol analizadas que en las ligas de hockey sobre patines del presente estudio. Los valores de DPA en los campeonatos de fútbol profesional español (55,59%), francés (47,7%), italiano (54,28%) y portugués (58,89%) mostraron un mayor equilibrio competitivo que en los del hockey sobre patines. Una posible razón podría ser que el hockey sobre patines es un deporte con menos recursos económicos que el fútbol. Por esta razón, los diferentes presupuestos de los equipos que compiten en una misma liga son más heterogéneos, con deportistas profesionales y semi-profesionales en las mismas competiciones.

En cuanto a la evolución de los valores del equilibrio competitivo a lo largo de las temporadas, cabe señalar que la liga francesa fue la más estable ya que sus valores fluctuaron menos, mientras que las ligas española, portuguesa e italiana mostraron una mayor variabilidad. El valor de DPA osciló entre el 77,27% y el 57,58% en la liga francesa, mientras que, en las ligas española, portuguesa e italiana, el valor lo hizo entre el 91,11% y el 57,69%; el 83,33% y el 64,44 y el 88,45% y el 57,69%, respectivamente.

En cuanto a los clubes que lograron el campeonato de liga durante estas diez temporadas, se observa que en las ligas española y portuguesa hubo poca variabilidad. En la liga española, la supremacía del FC Barcelona fue casi total, ganando ocho de las diez ligas analizadas. Asimismo, los valores de AP de equipos como el Liceo HC (2,1) o el Reus Deportiu (4,4) demostró que los mismos equipos acostumbran a ocupar las primeras posiciones de la tabla clasificatoria cada temporada. Aunque en la liga portuguesa esta supremacía no es tan evidente como en la liga española, también hay una tendencia similar, y equipos como el FC Porto o el SL Benfica mostraron una gran superioridad logrando varios títulos de liga (cinco y tres respectivamente) y bajos valores de la métrica AP (1,7 y 2,2). El hecho de que estos clubes presenten una superioridad tan clara frente al resto de los equipos podría atribuirse a la gran superioridad económica, ya que estos equipos pertenecen a clubes de fútbol. Este fenómeno denominado "*drag effect*" (Zamboni-Ferraresi et al., 2018) proporciona una gran ventaja a algunos equipos de hockey sobre patines que pueden disponer de estructuras profesionales, como instalaciones de última generación o personal técnico cualificado (preparadores físicos, readaptadores, fisioterapeutas, nutricionistas, etc.). Otro aspecto a tener en cuenta es la tradición e historia de cada club. Los clubes de hockey sobre patines con una amplia tradición cuentan con un mayor apoyo de las instituciones y los estamentos del deporte. Finalmente, también se debe considerar el efecto del público, ya que estos equipos tienen muchos seguidores. Éste fue un aspecto mencionado anteriormente, dado que la asistencia a los partidos determina significativamente la dinámica y los resultados (Sors et al., 2020).

BLOQUE 4: VARIABLES DE RENDIMIENTO Y GÉNERO EN EL HOCKEY SOBRE PATINES (Estudios X y XI)

HOME ADVANTAGE SEGÚN EL GÉNERO

Los resultados del **Estudio X** confirmaron la existencia del efecto del HA tanto en las ligas masculinas como femeninas. Los estudios previos en otros deportes en categoría femenina, como baloncesto (Gómez et al., 2007), fútbol (Pollard & Gómez, 2012b), waterpolo (Prieto et al., 2013) o netball (Pledger & Morton, 2010) coinciden con los presentes hallazgos.

La comparación entre los valores de HA de la liga de masculina y femenina mostró diferencias significativas, siendo mayores los valores para la liga masculina. Dichos resultados no fueron inesperados, ya que la literatura disponible en otros deportes también han reportado mayores valores de HA de los equipos masculinos. Este hecho ocurrió en fútbol, donde Pollard y Gómez (2012b) analizaron el efecto de HA según el género en un total de 26 ligas europeas, reportando valores más altos para todas las ligas masculinas. Otros deportes colectivos donde se ha encontrado mayores valores de HA para las ligas masculinas fueron el waterpolo (Prieto et al., 2013), el softbol o el hockey sobre césped (Gayton et al., 1987). Por el contrario, Koning (2011) reportó que el HA tenía un efecto significativo en los partidos de masculinos de tenis, mientras que el rendimiento de las jugadoras no pareció verse afectado por el efecto de la localización.

Existen varias razones que podrían explicar las diferencias encontradas entre géneros, y que estarían relacionados con los factores que supuestamente influyen en el HA, como el efecto del público y el sesgo arbitral, la territorialidad o los aspectos psicológicos (Prieto et al., 2013). Aunque no hay razones obvias por las que algunos de ellos deban ser diferentes para jugadores masculinos y femeninos, estudios

anteriores han sugerido que la mayor asistencia de público en las competiciones masculinas puede explicar un HA superior (Pollard & Gómez, 2012b). Este factor estaría relacionado con el hecho que la multitud puede influir, inconscientemente, en algunos árbitros para dar ventaja al equipo local, lo que influye en sus decisiones y conduce a un sesgo en el arbitraje (Balmer et al., 2005; Dawson et al., 2007; Nevill et al., 2002; Ste-Marie, 1996), como se sugiere en el Estudio V. Otro argumento a que puede explicar el efecto menor del HA en los deportes femeninos podría relacionarse con el hecho de que los niveles de testosterona de los hombres aumentan antes de un partido, siendo dicho aumento más pronunciado cuando se juega como local (Pollard et al., 2017). Según Wolfson et al. (2007), el aumento del nivel de testosterona en las mujeres es menor, y no difiere tanto entre los partidos en casa y fuera. Los autores sostienen que la sensación de protección territorial del "hogar" es más fuerte en los hombres que en las mujeres, lo que lleva al aumento mencionado de los niveles de testosterona y a un desempeño más agresivo sobre el campo (Pollard et al., 2017).

La evolución de los valores del HA en la liga masculina durante el período estudiado mostró un descenso progresivo y sostenido, coincidiendo con la evolución del HA en otros deportes colectivos. Esta tendencia se ha observado en las principales ligas europeas de fútbol (Pollard & Gómez, 2012b) o de baloncesto (Ribeiro et al., 2016), sugiriendo que el efecto del fenómeno del HA se está debilitando lentamente (Pollard, 1986, 2006, 2008; Pollard & Pollard, 2005b). En relación a los valores de la competición femenina de hockey sobre patines, se observó como estos fluctuaron, con una tendencia a la baja. Esta variabilidad podría deberse al proceso de profesionalización en muchos deporte femeninos, el cual es más lento que en el deporte masculino (Brito et al., 2017). En este sentido, algunos estudios indican una

correlación inversa entre HA y la calidad de los equipos, lo que en el caso de la liga femenina portuguesa se explicaría porque es una liga muy heterogénea, involucrando equipos de alto nivel con equipos casi amateurs.

Al analizar los goles marcados, los resultados confirman la hipótesis del HA con mayor número de goles marcados como local, tanto en liga masculina como femenina. No se encontraron diferencias significativas en términos de género.

EQUILIBRIO COMPETITIVO Y GÉNERO

El objetivo del **Estudio XI** fue comparar el equilibrio competitivo según el género en las ligas portuguesa y española de hockey sobre patines. La comparación entre las ligas proporcionó evidencia de un mayor equilibrio competitivo en las ligas masculinas. La literatura disponible en otros deportes también muestra evidencia de un mayor equilibrio competitivo en las ligas masculinas. Así, Zambom-Ferraresi et al. (2018) compararon las ligas de fútbol de Primera División española (Liga Santander vs. Liga Iberdrola) reportando valores masculinos más altos.

Existen varias explicaciones posibles para las diferencias encontradas entre géneros según algunos de los factores supuestamente relacionados con las características de la competición. Una de ellas, como ocurre con otros deportes, es que las secciones de clubes femeninos que cuentan con un equipo masculino profesional, se ven beneficiadas por la infraestructura y el personal de la sección masculina (Zambom-Ferraresi et al., 2018). Este factor, proporciona una gran ventaja para algunos clubes femeninos respecto a otros que no tienen dicho nivel de profesionalización. Otro aspecto a tener en cuenta, ya mencionado anteriormente, sería la tradición y la historia del club. Los clubes de hockey sobre patines con una gran tradición suelen tener un

mayor apoyo proporcionado por las instituciones y la masa social. Ambos hechos podrían ser algunos de los motivos por los que en las ligas femenina española y portuguesa los mismos dos equipos han ganado cinco y seis campeonatos respectivamente en las nueve temporadas analizadas (C.P.Voltregà en la liga española y SL Benfica en la liga portuguesa).

En cuanto a la evolución de los valores del equilibrio competitivo a lo largo de las temporadas, cabe destacar que las ligas masculinas parecen mantenerse más estables, mientras que las ligas femeninas muestran una mayor variabilidad. Como ocurre con otros deportes, el proceso de profesionalización no ha sido tan generalizado en equipos femeninos (Brito et al., 2017). Por este motivo, en las competiciones femeninas hay algunos equipos con muchos recursos compitiendo contra otros con una estructura completamente amateur. Este hecho podría explicar la alta variabilidad de los valores de equilibrio competitivo entre temporadas en las competiciones de hockey sobre patines femenino, como en la liga femenina portuguesa donde el valor de DPA oscila entre el 54,76% y el 100%.

CONCLUSIONES

Esta tesis doctoral se basa en once estudios que, en conjunto, conforman su cuerpo principal. Las siguientes conclusiones, ordenadas cronológicamente y no por orden de importancia, se extraen de cada uno de estos estudios.

ESTUDIO I: Se confirma la existencia del HA en el hockey sobre patines con un valor del 59,8%, así como también el hecho de que los equipos marcan más goles cuando juegan como local que como visitante. El cambio de reglamentación vigente desde 2009 ha provocado un mayor número de goles por partido, aunque el factor del HA ha disminuido.

ESTUDIO II: Existe la ventaja de marcar primero, tanto en la *Ok Liga* como en la Primera División Nacional, con un efecto del 64,14% y 62,91% respectivamente. Asimismo, se obtiene una ventaja de marcar el primer gol significativamente mayor, cuando los equipos juegan como locales en la Primera División Nacional, y una alta correlación entre el rendimiento final de los equipos (puntos obtenidos en la clasificación) y la ventaja de marcar el primer gol.

ESTUDIO III: La variable que obtuvo una mayor asociación con la victoria fue ganar en la media parte por más de un gol ($OR = 4,47$). Además, las variables ganar la media parte ($OR = 3,35$), marcar primero ($OR = 2,05$) y localización del partido ($OR = 1,83$) también fueron factores que mostraron una asociación positiva e independiente con el resultado final del partido.

ESTUDIO IV: Las variables situacionales (*Localización del partido, Nivel del equipo, Nivel del oponente, Marcar el primer gol del partido, Resultado al descanso del partido*) influyen en el resultado de los partidos de hockey sobre patines, siendo más potente su efecto al sumarse entre ellas.

ESTUDIO V: El análisis comparativo de los partidos jugados con y sin público mostró que jugar con público beneficia el rendimiento de los equipos locales, siendo más evidente en las ligas portuguesa e italiana. A pesar de seguir existiendo el fenómeno del HA al jugar sin público, su valor fue significativamente menor que al jugar con público.

ESTUDIO VI: Los equipos clasificados en mejor posición obtuvieron unos mejores registros de las acciones a pelota parada, especialmente en las FDH. De la misma forma, sus porteros fueron más efectivos defendiendo las acciones a pelota parada.

ESTUDIO VII: Las jugadas a pelota parado estuvieron fuertemente asociadas con los resultados de los partidos en el hockey sobre patines, indicando que cuando los equipos anotan más jugadas individuales que sus oponentes, las probabilidades de ganar el partido se multiplican por 6.1. Este tipo de acción cobra especial relevancia en partidos en los que hay una diferencia en el marcador superior a dos goles en algún momento del partido.

ESTUDIO VIII: Las variables contextuales tienen poca influencia en el rendimiento de las acciones a pelota parada. Solo la variable “estado del marcador” tuvo un efecto

significativo en ambas acciones (FDH y PEN). Como tendencia general, parece que las jugadas a balón parado están menos influenciadas por las variables contextuales que todo el partido, probablemente porque son acciones específicas e individuales entre un jugador contra el portero sin la intervención de otros jugadores.

ESTUDIO IX: La liga francesa fue la liga europea que mostró un mayor equilibrio competitivo, seguida de la liga española.

ESTUDIO X: El fenómeno del HA se encuentra presente tanto en el hockey masculino como femenino. Sin embargo, se encuentran diferencias significativas entre ambos, mostrando un mayor valor para el hockey masculino.

ESTUDIO XI: Las ligas masculinas muestran un mayor equilibrio competitivo que las ligas femeninas.

LIMITACIONES Y LÍNEAS FUTURAS DE INVESTIGACIÓN

Esta tesis doctoral tiene varias limitaciones, que ya se mencionan en los distintos trabajos publicados, y deben ser consideradas a la hora de analizar y discutir los resultados. Al mismo tiempo, son posibles puntos de partida para futuras investigaciones en el campo del *match analysis* en hockey sobre patines.

A rasgos generales, su principal limitación es que no se han contemplado otros de los posibles aspectos que pueden condicionar las variables contextuales analizadas, especialmente en el HA. Algunos de estos aspectos serían, por ejemplo, la repercusión de los desplazamientos, el aforo de los pabellones, las características de las pistas en cuanto a dimensiones o tipo de superficie (terrazo, parqué, suelo sintético, etc.) o el comportamiento del público. En futuros estudios sería interesante tener en cuenta estos factores, y valorarlos a fin de obtener más información sobre las variables contextuales. También se podría estudiar si se establecen diferencias porcentuales del HA y otras variables entre las principales ligas de hockey europeas (por ejemplo: liga italiana, liga francesa, etc.), o en un mismo país entre diferentes categorías deportivas. Del mismo modo, podría ser interesante analizar si estas variables de juego cambian según la relevancia de la competición (*Champions League*, partidos entre selecciones en Europeos o Mundiales, ligas domésticas, etc.) o el formato de la misma (liga regular, play-off, eliminatorias a doble vuelta o a partido único, etc.).

En relación a los estudios sobre la influencia de la pelota parada, no se han analizado las acciones técnicas utilizadas por los jugadores (arrastre, “gancho de cuchara”, “levantar y picar”) o la forma de ejecutar dichas acciones (lanzamiento directo desde parado, con carrerilla o avanzando, *dribbling* al portero, etc.). Sería interesante

analizar cuáles son las acciones más utilizadas por los jugadores y conocer su relevancia y relación con el rendimiento deportivo.

Finalmente, también sería interesante profundizar sobre la influencia en el resultado de algunos de los aspectos tácticos y reglamentarios particulares utilizados en el hockey sobre patines. Por ejemplo, la influencia del tipo de defensa realizada (zonal, mixta o *pressing* por toda la pista), el efecto de las expulsiones y la inferioridad numérica temporal, o la influencia de cambiar el portero por un jugador de pista.

REFERENCIAS

- Agnew, G., & Carron, A. V. (1994). Crowd effects and the home advantage. *International Journal of Sport Psychology*, 25(1), 53–62.
- Ahart, F. C. (1973). *The effect of score differential on basketball free throw shooting*. Master's.
- Akaike, H. (1998). *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle* (pp. 199–213). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1694-0_15
- Armatas, V., Yiannakos, A., Papadopoulou, S., & Skoufas, D. (2009). Evaluation of goals scored in top rankings soccer matches: Greek Superleague 2006-07. *Serbian Journal of Sports Sciences*, 3(1), 39–43. <http://www.sjss-sportsacademy.edu.rs/archive/details/evaluation-of-goals-scored-in-top-ranking-soccer-matches-greek-?superleague?-2006-07-44.html>
- Arrondel, L., Duhautois, R., & Laslier, J.-F. (2019). Decision under psychological pressure: The shooter's anxiety at the penalty kick. *Journal of Economic Psychology*, 70, 22–35. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2018.10.008>
- Baert, S., & Amez, S. (2018). No better moment to score a goal than just before half time? A soccer myth statistically tested. *PLoS ONE*, 13(3), 1–17. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0194255>
- Balmer, N. J., Nevill, A. M., & Lane, A. M. (2005). Do judges enhance home advantage in European championship boxing? *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 409–416. <https://doi.org/10.1080/02640410400021583>
- Blanco-Villaseñor, A., Castellano, J., Hernández-Mendo, A., Sánchez-López, C. R., & Usabiaga, O. (2014). Application of the generalizability theory in sport to

study the validity, reliability and estimation of samples. *Revista de Psicología Del Deporte*, 23(1), 131–137.

Blanco-Villaseñor, A., & Escolano-Pérez, E. (2017). Análisis de datos observacionales mediante la teoría de la generalizabilidad y la utilización del modelo lineal general y mixto: Un estudio empírico del desarrollo y aprendizaje infantil. *Anales de Psicología*, 33(3), 450–460. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.271021>

Boyko, R. H., Boyko, A. R., & Boyko, M. G. (2007). Referee bias contributes to home advantage in English Premiership football. *Journal of Sports Sciences*, 25(11), 1185–1194. <https://doi.org/10.1080/02640410601038576>

Brito, C. J., Miarka, B., de Durana, A. L. D., & Fukuda, D. H. (2017). Home Advantage in Judo: Analysis by the Combat Phase, Penalties and the Type of Attack. *Journal of Human Kinetics*, 57(1). <https://doi.org/10.1515/hukin-2017-0062>

Brocherie, F., Girard, O., Farooq, A., & Millet, G. P. (2015). Influence of weather, rank, and home advantage on football outcomes in the gulf region. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 47(2), 401–410. <https://doi.org/10.1249/MSS.0000000000000408>

Campos, F. A. D., Pellegrinotti, Í. L., Pasquarelli, N. B., Rabelo, N. F., SantaCruz, R. A. R., & Gómez, M.-Á. (2015). Effects of game-location and quality of opposition in futsal league. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 15(2), 598–607. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.11868817>

Carron, A. V, Loughhead, T. M., & Bray, S. R. (2005). The home advantage in sport competitions: Courneya and Carron's (1992) conceptual framework a decade

- later. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 395–407.
<https://doi.org/10.1080/02640410400021542>
- Casali, C. A., Maneiro, R., Ardá, T., Losada, J. L., & Rial, A. (2014). Effectiveness of indirect free kicks in elite soccer. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 14(3), 744–760. <https://doi.org/10.1080/24748668.2014.11868755>
- Casimiro, E. (2010). *Efeitos do local do jogo, da qualidade das equipas e dos períodos do jogo na performance do guarda-redes de Andebol: Vol. Mestrado*.
- Ćeleš, N., Vojvodić, M., & Skender, N. (2014). A Comparative Analysis of Shooting Efficiency in Handball at Euro 2012. *Sport Science and Health*, 8(2), 131–137.
<https://doi.org/10.7251/SSH1402131C>
- Clarke, S. R. (2005). Home advantage in the Australian Football League. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 375–385. <https://doi.org/10.1080/02640410500074391>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for behavioural science*. Lawrence Erlbaum.
- Courneya, K. S. (1990). Importance of Game Location and Scoring First in College Baseball. *Perceptual and Motor Skills*, 71(2), 624–626.
<https://doi.org/10.2466/pms.1990.71.2.624>
- Courneya, K. S., & Carron, A. V. (1992). The Home Advantage In Sport Competitions: A Literature Review. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(1), 13–27. <https://doi.org/10.1123/jsep.14.1.13>
- Cronbach, L. J., Gleser, G. C., Nanda, H., & Rajaratnam, N. (1972). *The dependability of behavioral measurements: theory of generalizability for scores and profiles* (Wiley (ed.)).
- Dawson, P., Dobson, S., Goddard, J., & Wilson, J. (2007). Are football referees really

- biased and inconsistent?: evidence on the incidence of disciplinary sanction in the English Premier League. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170(1), 231–250. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2006.00451.x>
- Doménech, J. M., & Navarro, J. B. (2019). *Regresión logística binaria, multinomial, de Poisson y binomial negativa* (12th ed.). Signo.
- Drust, B. (2010). Performance analysis research: Meeting the challenge. *Journal of Sports Sciences*, 28(9), 921–922. <https://doi.org/10.1080/02640411003740769>
- Fernández-Hermógenes, D., Camerino, O., & García de Alcaraz, A. (2017). Acciones ofensivas a balón parado en el fútbol. *Apunts Educación Física y Deportes*, 129, 78–94. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2017/3\).129.06](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2017/3).129.06)
- Ferreira Julio, U., Panissa, V. L. G., Miarka, B., Takito, M. Y., & Franchini, E. (2012). Home advantage in judo: A study of the world ranking list. *Journal of Sports Sciences*, May 2015, 1–7. <https://doi.org/10.1080/02640414.2012.725855>
- Fry, A. C., Schilling, B. K., Fleck, S. J., & Kraemer, W. J. (2011). Relationships Between Competitive Wrestling Success and Neuroendocrine Responses. *Journal of Strength and Conditioning Research*, 25(1), 40–45. <https://doi.org/10.1519/JSC.0b013e3181fef62f>
- García-Unanue, J., Godoy, A., Villarrubia, L., Sánchez-Sánchez, J., & Gallardo, L. (2014). Balance competitivo en las ligas europeas de baloncesto y la NBA. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 9(27), 235–242. <https://doi.org/10.12800/ccd.v9i27.465>
- Gasparetto, T., & Barajas, A. (2016). Reanalizando la competitividad en la industria del fútbol: Diferencia acumulada de puntos. *Revista de Administração de*

- Empresas*, 56(3), 288–301. <https://doi.org/10.1590/s0034-759020160303>
- Gayton, W. F., Very, M., & Hearn, J. (1993). Psychological momentum in team sports. *Journal of Sport Behavior*, 16(3), 121–123.
- Gayton, W. F., Mutrie, S. A., & Hearn, J. F. (1987). Home Advantage: Does it Exist in Women's Sports. *Perceptual and Motor Skills*, 65(2), 653–654. <https://doi.org/10.2466/pms.1987.65.2.653>
- Gomez-Gonzalez, C., del Corral, J., Jewell, R. T., García-Unanue, J., & Nessler, C. (2019). A Prospective Analysis of Competitive Balance Levels in Major League Soccer. *Review of Industrial Organization*, 54(1), 175–190. <https://doi.org/10.1007/s11151-018-9667-3>
- Gómez-Ruano, M. A. (2017). La importancia del análisis notacional como tópico emergente en Ciencias del deporte. [The importance of performance analysis as an emergent research topic in sport sciences]. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias Del Deporte*, 13(47), 1–4. <https://doi.org/10.5232/ricyde2017.047ed>
- Gómez, M. Á., Jiménez, S. L., Sánchez, P. A., & Leo, F. M. (2009). Análisis de la ventaja de jugar en casa en diferentes ligas de baloncesto femenino. *Kronos*, 8(14), 117–122.
- Gomez, M. A., & Pollard, R. (2014). Calculating the Home Advantage in Soccer Leagues. *Journal of Human Kinetics*, 40(1), 5–6. <https://doi.org/10.2478/hukin-2014-0001>
- Gómez, M. A., Lago-Peñas, C., Viaño, J., & González-García, I. (2014). Effects of game location, team quality and final outcome on game-related statistics in professional handball close games. *Kinesiology*, 46(2), 249–257.
- Gómez, M. A., Lorenzo, A., Ortega, E., & Olmedilla, A. (2007). Diferencias de los

- indicadores de rendimiento en baloncesto femenino entre ganadores y perdedores en función de jugar como local o como visitante. *Revista de Psicología Del Deporte*, 16(1), 41–54.
- Gómez, M. A., Pollard, R., & Luis-Pascual, J.-C. (2011). Comparison of the home advantage in nine different professional team sports in Spain. *Perceptual and Motor Skills*, 113(1), 150–156. <https://doi.org/10.2466/05.PMS.113.4.150-156>
- Gómez, M. A., Jiménez, S. L., Sánchez, P. A., & Leo, F. M. (2009). Análisis de la ventaja de jugar en casa en diferentes ligas de baloncesto femenino. *Kronos*, 8(14), 117–122.
- Goumas, C. (2014). Home advantage in Australian soccer. *Journal of Science and Medicine in Sport*, 17(1), 119–123. <https://doi.org/10.1016/j.jsams.2013.02.014>
- Gutiérrez Aguilar, Ó., Saavedra García, M., & Fernández Romero, J. . (2015). Efecto de organizar un campeonato del mundo de balonmano en el rendimiento del equipo. *Revista Intenacional de Medicina y Ciencias de La Actividad Física y El Deporte*, 15(57), 139–150. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.15366/rimcafd2015.57.009>
- Gutiérrez, O., Saavedra, M., & Fernández, J. J. (2012). Determinación de la ventaja de jugar en casa en el balonmano femenino español. *E-Balonmano.Com: Revista de Ciencias Del Deporte*, 8(1), 7–16. <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=72323510&lang=pt-br&site=ehost-live>
- Gutiérrez, Ó., Saavedra, M., & Fernández, J. J. (2012). Measuring home advantage in spanish handball. *Perceptual and Motor Skills*, 114(1), 329–338. <https://doi.org/10.2466/05.PMS.114.1.329-338>

- Gutiérrez, Ó., Saavedra, M., & Fernández, J. J. (2014). Determination of the home advantage in handball olympic games and European championships. *Journal of Human Sport and Exercise*, 9(4), 752–760. <https://doi.org/10.14198/jhse.2014.94.02>
- Hantau, C., & Hantau, C. (2014). Study Concerning the Effectiveness of Handball Goalkeeper At the 7 M Throws. *Marathon*, 6(1), 27–31.
- Hernández-Mendo, A., Blanco-Villaseñor, A., Pastrana, J. L., Morales-Sánchez, V., & Ramos-Pérez, F. J. (2016). SAGT: Aplicación informática para análisis de generalizabilidad. *Revista Iberoamericana de Psicología Del Ejercicio y El Deporte*, 11(1), 77–89.
- Hopkins, W. G., Marshall, S. W., Batterham, A. M., & Hanin, J. (2009). Progressive Statistics for Studies in Sports Medicine and Exercise Science. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 41(1), 3–13. <https://doi.org/10.1249/MSS.0b013e31818cb278>
- Hosmer, D W, Taber, S., & Lemeshow, S. (1991). The importance of assessing the fit of logistic regression models: a case study. *American Journal of Public Health*, 81(12), 1630–1635. <https://doi.org/10.2105/AJPH.81.12.1630>
- Hosmer, D W., Jovanovic, B., & Lemeshow, S. (1989). Best Subsets Logistic Regression. *Biometrics*, 45(4), 1265. <https://doi.org/10.2307/2531779>
- Hosmer, D W., & Lemeshow, S. (1980). Goodness of fit tests for the multiple logistic regression model. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 9(10), 1043–1069. <https://doi.org/10.1080/03610928008827941>
- Hughes, M. D., & Bartlett, R. M. (2002). The use of performance indicators in performance analysis. *Journal of Sports Sciences*, 20(10), 739–754.

<https://doi.org/10.1080/026404102320675602>

Iso-Ahola, S. E., & Mobily, K. (1980). "Psychological Momentum": A Phenomenon and an Empirical (Unobtrusive) Validation of its Influence in a Competitive Sport Tournament. *Psychological Reports*, 46(2), 391–401.
<https://doi.org/10.2466/pr0.1980.46.2.391>

Jamieson, J. P. (2010). The Home Field Advantage in Athletics: A Meta-Analysis. *Journal of Applied Social Psychology*, 40(7), 1819–1848.
<https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x>

Jiménez-Torres, M. G., & López Gutiérrez, C. J. (2012). El acierto en el tiro libre en baloncesto: Cómo influye el minuto de partido, el estado del marcador y ser equipo local o visitante. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 12(2), 25–38.
<https://doi.org/10.4321/S1578-84232012000200004>

Jones, B. M. (2009). Scoring First and Home Advantage in the NHL. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 9(3), 320–331.
<https://doi.org/10.1080/24748668.2009.11868489>

Jones, M. B. (2015). The home advantage in major league baseball. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 791–804. <https://doi.org/10.2466/26.PMS.121c25x1>

Koning, R. H. (2005). Home advantage in speed skating: evidence from individual data. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 417–427.
<https://doi.org/10.1080/02640410400021625>

Koning, R. H. (2011). Home advantage in professional tennis. *Journal of Sports Sciences*, 29(1), 19–27. <https://doi.org/10.1080/02640414.2010.516762>

Kozar, B., Vaughn, R. E., Whitfield, K. E., Lord, R. H., & Dye, B. (1994). Importance of Free-Throws at Various Stages of Basketball Games. *Perceptual*

- and Motor Skills*, 78(1), 243–248. <https://doi.org/10.2466/pms.1994.78.1.243>
- Lago-Peñas, C., & Dellal, A. (2010). Ball possession strategies in elite soccer according to the evolution of the match-score: The influence of situational variables. *Journal of Human Kinetics*, 25(1), 93–100. <https://doi.org/10.2478/v10078-010-0036-z>
- Lago-Peñas, C., García, A., & Gómez-López, M. (2016). Efecto de un calendario sobrecargado de partidos sobre el rendimiento físico en el fútbol de élite. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 16(1), 287–294.
- Lago-Peñas, C., Gómez-Ruano, M.-Á., Owen, A. L., & Sampaio, J. (2016). The effects of a player dismissal on competitive technical match performance. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 16(3), 792–800. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868928>
- Lago-Peñas, C., Lago-Ballesteros, J., Dellal, A., & Gómez, M. (2010). Game-related statistics that discriminated winning, drawing and losing teams from the Spanish soccer league. *Journal of Sports Science and Medicine*, 9(2), 288–293.
- Lago-Peñas, C., Lago-Ballesteros, J., & Rey, E. (2011). Differences in performance indicators between winning and losing teams in the UEFA Champions League. *Journal of Human Kinetics*, 27(1), 135–146. <https://doi.org/10.2478/v10078-011-0011-3>
- Lago, C., Casais, L., Dominguez, E., & Sampaio, J. (2010). The effects of situational variables on distance covered at various speeds in elite soccer. *European Journal of Sport Science*, 10(2), 103–109. <https://doi.org/10.1080/17461390903273994>
- Lago, C., & Martín, R. (2007). Determinants of possession of the ball in soccer. *Journal of Sports Sciences*, 25(9), 969–974.

<https://doi.org/10.1080/02640410600944626>

- Lawless, J. F., & Singhal, K. (1978). Efficient Screening of Nonnormal Regression Models. *Biometrics*, 34(2), 318. <https://doi.org/10.2307/2530022>
- Lee, Y. H., Kim, Y., & Kim, S. (2018). A Bias-Corrected Estimator of Competitive Balance in Sports Leagues. *Journal of Sports Economics*, 152700251877797. <https://doi.org/10.1177/1527002518777974>
- Leite, W. S. S. (2013). Euro 2012 : Analysis and Evaluation of Goals Scored. *International Journal of Sports Science*, 3(4), 102–106. <https://doi.org/10.5923/j.sports.20130304.02>
- Leite, W. S. S. (2016). Beach Soccer: Analysis of the Goals Scored and its Relation to the Game Physiology. *International Journal of Physical Education, Fitness and Sports*, 5(1), 12–17. <https://doi.org/10.26524/1613>
- Levin, M. A., & Bailey, B. C. (2012). Competitive balance as a predictor of season attendance among North American non-major sports leagues. *Journal of Global Scholars of Marketing Science*, 22(2), 117–130. <https://doi.org/10.1080/12297119.2012.655096>
- Levin, M. A., & McDonald, R. (2009). The value of competition: competitive balance as a predictor of attendance in spectator sports. *International Journal of Sports Marketing and Sponsorship*, 11(1), 2–19. <https://doi.org/10.1108/IJSMS-11-01-2009-B002>
- Liu, H., Hopkins, W. G., & Gómez, M. A. (2016). Modelling relationships between match events and match outcome in elite football. *European Journal of Sport Science*, 16(5), 516–525. <https://doi.org/10.1080/17461391.2015.1042527>
- Loignon, A., Gayton, W. F., Brown, M., Steinroeder, W., & Johnson, C. (2007).

- Home Disadvantage in Professional ICE Hockey. *Perceptual and Motor Skills*, 104(3_suppl), 1262–1264. <https://doi.org/10.2466/pms.104.4.1262-1264>
- Long, J. S. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Sage Publications.
- Lozano, D., Foguet, O. C., & Hileno, R. (2016). Análisis del comportamiento táctico ofensivo en momentos críticos de juego en el alto rendimiento en balonmano: Un estudio Mixed Methods. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 16(1), 151–160.
- Lupo, C., Condello, G., Capranica, L., & Tessitore, A. (2014). Women's Water Polo World Championships. *Journal of Strength and Conditioning Research*, 28(1), 210–222. <https://doi.org/10.1519/JSC.0b013e3182955d90>
- Maneiro Dios, R. (2014). *Análisis de las acciones a balón parado en el fútbol de alto rendimiento: saques de esquina y tiros libres indirectos. Un intento de identificación de variables explicativas*. Universidade da Coruña.
- Marcelino, R., Mesquita, I., Sampaio, J., & Anguera, M. T. (2009). Ventaja de jugar en casa en voleibol de alto rendimiento. *Revista de Psicología Del Deporte*, 18(2), 181–196.
- Martínez, J. A. (2014). Influencia del primer cuarto en el resultado final en baloncesto. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de La Actividad Física y Del Deporte*, 14(56), 755–769.
- Massari, G. (2017). *L'hockey su pista. Dalle individualità al gioco di squadra tra abilità e ultrabilità*. CONI Servizi.
- McCullagh, P., & Nelder, J. A. (1989). *Generalized linear models* (2nd ed.). Chapman & Hall/CRC.
- Mcguckin, T. A., Sinclair, W. H., Sealey, R. M., & Bowman, P. W. (2015). Players'

- perceptions of home advantage in the Australian rugby league competition. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 666–674. <https://doi.org/10.2466/06.PMS.121c28x4>
- Mirvić, E., Kazazović, B., & Aleksandrović, M. (2011). Differences between winning and losing teams from World water polo championship for women. *Homo Sporticus*, 13(2), 41–43.
- Moore, J. C., & Brylinsky, J. (1995). Facility Familiarity and the Home Advantage. *Journal of Sport Behavior*, 18, 302–311.
- Morley, B., & Thomas, D. (2005). An investigation of home advantage and other factors affecting outcomes in English one-day cricket matches. *Journal of Sports Sciences*, 23(March), 261–268. <https://doi.org/10.1080/02640410410001730133>
- Morton R, H. (2006). Home advantage in southern hemisphere rugby union: national and international. *Journal of Sports Sciences*, 24(5), 495–499. <https://doi.org/10.1080/02640410500189074>
- Nakagawa, S., & Cuthill, I. C. (2007). Effect size, confidence interval and statistical significance: a practical guide for biologists. *Biological Reviews*, 82(4), 591–605. <https://doi.org/10.1111/j.1469-185X.2007.00027.x>
- Nevill, A., Balmer, N., & Mark Williams, A. (2002). The influence of crowd noise and experience upon refereeing decisions in football. *Psychology of Sport and Exercise*, 3(4), 261–272. [https://doi.org/10.1016/S1469-0292\(01\)00033-4](https://doi.org/10.1016/S1469-0292(01)00033-4)
- Nevill, A., & Holder, R. (1999). Home advantage in sport: an overview of studies on the advantage of playing at home. *Sports Medicine (Auckland, N.Z.)*, 28(4), 221–236. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10565549>
- Nevill, A., Holder, R., Bardsley, A., Calvert, H., & Jones, S. (1997). Identifying home

- advantage in international tennis and golf tournaments. *Journal of Sports Sciences*, 15(May 2015), 437–443. <https://doi.org/10.1080/026404197367227>
- Nibali, M., Hopkins, W. G., & Drinkwater, E. (2011). Variability and predictability of elite competitive slalom canoe-kayak performance. *European Journal of Sport Science*, 11(2), 125–130. <https://doi.org/10.1080/17461391.2010.487121>
- Oliveira, T., Gouveia, M. J., & Oliveira, R. F. (2009). Testosterone responsiveness to winning and losing experiences in female soccer players. *Psychoneuroendocrinology*, 34(7), 1056–1064. <https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2009.02.006>
- Page, L., & Page, K. (2007). The second leg home advantage: Evidence from European football cup competitions. *Journal of Sports Sciences*, 25(14), 1547–1556. <https://doi.org/10.1080/02640410701275219>
- Parlebas, P. (1981). *Contribution á un lexique commenté en science de l'action motrice*. Insep.
- Parlebas, P. (2001). *Juegos, deportes y sociedades. Léxico de praxiología motriz*. Paidotribo.
- Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T. R., & Feinstein, A. R. (1996). A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(12), 1373–1379. [https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(96\)00236-3](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(96)00236-3)
- Peña, J., Altarriba-Bartés, A., Vicens-Bordas, J., Gil-Puga, B., Piniés-Penadés, G., Alba-Jiménez, C., Merino-Tantiñà, J., Baena-Riera, A., Loscos-Fàbregas, E., & Casals, M. (2021). Sports in time of COVID-19: Impact of the lockdown on team activity. *Apunts Sports Medicine*, 56(209), 100340.

<https://doi.org/10.1016/j.apunsm.2020.100340>

- Peña, J., Rodríguez-Guerra, J., Buscá, B., & Serra, N. (2013). Which skills and factors better predict winning and losing in high-level men's volleyball? *Journal of Strength and Conditioning Research*, 27(9), 2487–2493. <https://doi.org/10.1519/JSC.0b013e31827f4dbe>
- Pencina, M. J., D'Agostino, R. B., D'Agostino, R. B., & Vasan, R. S. (2008). Evaluating the added predictive ability of a new marker: From area under the ROC curve to reclassification and beyond. *Statistics in Medicine*, 27(2), 157–172. <https://doi.org/10.1002/sim.2929>
- Pérez, S., & Fonseca, D. (2015). Influencia de las acciones a balón parado en el fútbol de élite nacional e internacional: Análisis de los factores competición y jugar como local o visitante. *Revista Digital de Educación Física*, 32(32), 41–52.
- Pic, M., & Castellano, J. (2017). Influence of match location in the spanish Copa del Rey. *Retos: Nuevas Tendencias En Educación Física, Deporte y Recreación*, 2041(31), 202–206.
- Pledger, M. J., & Morton, R. H. (2010). Home Advantage in Three National Netball Competitions: Australia (1997-2007), New Zealand (1998-2007) and England (2005/06-2008/09). *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 6(3). <https://doi.org/10.2202/1559-0410.1163>
- Pollard, R. (1986). Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *Journal of Sports Sciences*, 4(3), 237–248. <https://doi.org/10.1080/02640418608732122>
- Pollard, R. (2006). Home advantage in soccer: variations in its magnitude and a literature review of the associated factors associated with its existence. *Journal of Sport Behavior*, 29, 169–189.

- Pollard, R. (2008). Home Advantage in Football: A Current Review of an Unsolved Puzzle. *The Open Sports Sciences Journal*, 1(1), 12–14. <https://doi.org/10.2174/1875399X00801010012>
- Pollard, R., & Armatas, V. (2017). Factors affecting home advantage in football World Cup qualification. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 17(1–2), 121–135. <https://doi.org/10.1080/24748668.2017.1304031>
- Pollard, R., & Gomez, M. A. (2014). Comparison of home advantage in men's and women's football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*, 14(March 2015), S77–S83. <https://doi.org/10.1080/17461391.2011.651490>
- Pollard, R., & Gómez, M. A. (2009). Home advantage in football in South-West Europe: Long-term trends, regional variation, and team differences. *European Journal of Sport Science*, 9(6), 341–352. <https://doi.org/10.1080/17461390903009133>
- Pollard, R., & Gómez, M. A. (2012a). Re-assessment of home advantage in Spanish handball: comment on Gutiérrez, et al . (2012). *Perceptual and Motor Skills*, 115(3), 937–943. <https://doi.org/10.2466/06.05.PMS.115.6.937-943>
- Pollard, R., & Gómez, M. A. (2012b). Comparison of home advantage in men's and women's football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*, 14(sup1), S77–S83. <https://doi.org/10.1080/17461391.2011.651490>
- Pollard, R., & Pollard, G. (2005a). Home advantage in soccer. A review of its existence and causes. *International Journal of Soccer and Science*, 3(1), 28–38.
- Pollard, R., & Pollard, G. (2005b). Long-term trends in home advantage in professional team sports in North America and England (1876-2003). *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 337–350. <https://doi.org/10.1080/02640410400021559>

- Pollard, R., Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2017). Global differences in home advantage by country, sport and sex. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 17(4), 586–599. <https://doi.org/10.1080/24748668.2017.1372164>
- Ponzo, M., & Scoppa, V. (2018). Does the Home Advantage Depend on Crowd Support? Evidence From Same-Stadium Derbies. *Journal of Sports Economics*, 19(4), 562–582. <https://doi.org/10.1177/1527002516665794>
- Pratas, J. M., Volossovitch, A., & Carita, A. I. (2016). The effect of performance indicators on the time the first goal is scored in football matches. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 16(1), 347–354. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868891>
- Prieto, J., Gómez, M.-Á., & Pollard, R. (2013). Home Advantage in Men's and Women's Spanish First and Second Division Water Polo Leagues. *Journal of Human Kinetics*, 37(1), 137–143. <https://doi.org/10.2478/hukin-2013-0034>
- Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2012). Estudio comparativo de la ventaja de jugar en casa en balonmano y rugby como deportes colectivos de colaboración-oposición con contacto. *E-Balonmano.Com: Journal of Sports Science / Revista de Ciencias Del Deporte*, 8(1), 17–24. <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=72323511&lang=pt-br&site=ehost-live>
- Prieto, J., Gómez, M. Á., & Sampaio, J. (2015). Players' exclusions effects on elite handball teams' scoring performance during close games. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 15(3), 983–996. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.11868845>
- Ramos, L. A., & Oliveira, M. H. (2008). Futebol: classificação e análise dos gols da

- EuroCopa 2004. *Revista Brasileira Futebol*, 01(1), 42–48.
- Ratkowsky, D. A. (1993). Principles of nonlinear regression modeling. *Journal of Industrial Microbiology*, 12(3–5), 195–199. <https://doi.org/10.1007/BF01584190>
- Ribeiro, H. V., Mukherjee, S., & Zeng, X. H. T. (2016). The Advantage of Playing Home in NBA: Microscopic, Team-Specific and Evolving Features. *Plos One*, 11(3), e0152440. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0152440>
- Roane, H. S., Kelley, M. E., Trosclair, N. M., & Hauer, L. S. (2004). Behavioral momentum in sports: a partial replication with women's basketball. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 37(3), 385–390. <https://doi.org/10.1901/jaba.2004.37-385>
- Rodrigues, V. A. de O., Constantino, F. G., Praça, G. M., Matias, C. J. A. da S., & Greco, P. J. (2016). A influência do 1º gol no resultado final de partidas do campeonato brasileiro séries A e B. *Kinesis*, 34(2). <https://doi.org/10.5902/2316546419261>
- Saavedra García, M., Gutiérrez Aguilar, O., Fernández Romero, J. ., & Sa Marques, P. (2015). Ventaja de jugar en casa en el fútbol español (1928-2011). *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de La Actividad Física y El Deporte*, 15(57), 181–195. <https://revistas.uam.es/rimcafd/article/view/rimcafd2015.57.010>
- Saavedra García, M., Gutiérrez Aguilar, Ó., Sa Marques, P., Torres Tobío, G., & Fernández Romero, J. J. (2013). Calculating Home Advantage in the First Decade of the 21th Century UEFA Soccer Leagues. *Journal of Human Kinetics*, 38(38), 141–150. <https://doi.org/10.2478/hukin-2013-0054>
- Sampedro, J., & Prieto, J. (2012). El efecto de marcar primero y la ventaja de jugar en

- casa. *Revista de Psicología Del Deporte*, 21(1997), 301–308. <http://espacio-futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcacarprimero>
- Sánchez, P. A., García-Calvo, T., Leo, F. M., Pollard, R., & Gómez, M. A. (2009). An analysis of home advantage in the top two Spanish professional football leagues. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 789–797. <https://doi.org/10.2466/pms.108.3.789-797>
- Schwartz, B., & Barsky, S. F. (1977). The Home Advantage. *Social Forces*, 55(3), 641–661. <https://doi.org/10.1093/sf/55.3.641>
- Scoppa, V. (2021). Social pressure in the stadiums: Do agents change behavior without crowd support? *Journal of Economic Psychology*, 82, 102344. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2020.102344>
- Seckin, A., & Pollard, R. (2008). Home advantage in turkish professional soccer. *Perceptual and Motor Skills*, 107(1), 51–54. <https://doi.org/10.2466/pms.107.1.51-54>
- Soebbing, B. P. (2008). Competitive balance and attendance in Major League Baseball: An empirical test of the uncertainty of outcome hypothesis. *International Journal of Sport Finance*, 3(2), 119-126.
- Sors, F., Grassi, M., Agostini, T., & Murgia, M. (2020). The sound of silence in association football: Home advantage and referee bias decrease in matches played without spectators. *European Journal of Sport Science*, 0(0), 1–9. <https://doi.org/10.1080/17461391.2020.1845814>
- Sousa, T., Sarmiento, H., Field, A., & Vaz, V. (2021). The perceptions of elite rink hockey head coaches: preparation/observation and intervention. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 21(2), 277–294.

<https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1878652>

- Sousa, T., Sarmiento, H., Marques, A., Field, A., & Vaz, V. (2020). The influence of opponents' offensive play on the performance of professional rink hockey goalkeepers. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 20(1), 53–63. <https://doi.org/10.1080/24748668.2019.1704499>
- Ste-Marie, D. M. (1996). International Bias in Gymnastic Judging: Conscious or Unconscious Influences? *Perceptual and Motor Skills*, 83(3), 963–975. <https://doi.org/10.2466/pms.1996.83.3.963>
- Szymanski, S. (2003). The economic design of sporting contests. *Journal of Economic Literature*, 51(December 2003), 1137–1187.
- Thomas, S., Reeves, C., & Bell, A. (2008). Home advantage in the Six Nations Rugby Union tournament. *Perceptual and Motor Skills*, 106, 113–116. <https://doi.org/10.2466/PMS.106.1.113-116>
- Trabal, G., Daza, G., & Arboix-Alió, J. (2020). Influencia de las variables contextuales en la intervención del portero de hockey patines en la falta directa. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 20(2), 139–151. <https://doi.org/10.6018/cpd.392351>
- Trabal, G., Daza, G., & Riera, J. (2019). Habilidades técnicas del portero de hockey patines en la falta directa. *Retos*, 36(January), 69–73.
- Trabal, G., Daza, G., & Riera, J. (2020). La eficacia del portero en la falta directa del hockey patines. *Apunts Educación Física y Deportes*, 139, 56–64. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2020/1\).139.08](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2020/1).139.08)
- Van de Ven, N. (2011). Supporters Are Not Necessary for the Home Advantage: Evidence From Same-Stadium Derbies and Games Without an Audience.

Journal of Applied Social Psychology, 41(12), 2785–2792.

<https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2011.00865.x>

Wolfson, S., Neave, N., & Anderson, M. (2007). Hormones and the home advantage in English football. *12th European Congress of Sport*, 57–60.

Zambom-Ferraresi, F., García-Cebrián, L. I., & Lera-López, F. (2018). Competitive balance in male and female leagues: Approximation to the Spanish case. *Journal of Physical Education and Sport*, 18(3), 1323–1329.
<https://doi.org/10.7752/jpes.2018.s3196>

ANEXO: ESTUDIOS

En cuanto a los estudios presentados en este apartado, los aceptados en acceso abierto se muestran en el formato original, mientras que los aceptados en acceso restringido se muestran en el formato final de la versión aceptada (con el objetivo de respetar los derechos editoriales de las revistas).

Por último, los artículos en revisión se presentan en el formato de su última versión tal como han sido enviados a la revista.

ESTUDIO I: Analysis of the home advantage in roller hockey



Arboix-Alió, J; Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in roller hockey. *Journal of Sport and Health Research*. 11(3):263-272.

Original

ANÁLISIS DE LA INFLUENCIA DE JUGAR COMO LOCAL EN HOCKEY SOBRE PATINES.

ANALYSIS OF THE HOME ADVANTAGE IN ROLLER HOCKEY.

Arboix-Alió, J.¹; Aguilera-Castells, J.¹.

¹FPCEE Blanquerna. Universitat Ramon Llull

Correspondence to:
Jordi Arboix-Alió
FPCEE Blanquerna. Universitat Ramon
Llull C/Cister 34, 08022
93 253 30 00
Email: jordial1@blanquerna.url.edu

*Edited by: D.A.A. Scientific Section
Martos (Spain)*



Received: 26/07/18
Accepted: 09/10/18



RESUMEN

El propósito del estudio fue analizar la ventaja de jugar como local en la liga profesional masculina de hockey sobre patines (OkLiga). Para el estudio se analizaron los datos de las últimas 17 temporadas de la OkLiga (desde la 1999-2000 hasta la 2015-2016) y se analizaron 3964 partidos. Se analizaron también los goles marcados y recibidos cuando los equipos juegan como local. Además se ha analizado si el cambio en el reglamento del hockey sobre patines impuesto en 2009 ha repercutido sobre el home advantage y en los goles marcados por partido.

Los resultados muestran que existe la ventaja de jugar en casa en la OkLiga con un valor del 59,8%. Asimismo, los resultados también indican que los equipos marcan un mayor número de goles cuando juegan como local. El cambio de reglamentación, revela que los equipos marcan una media de dos goles más por partido y también que la ventaja de jugar en casa ha disminuido dos puntos porcentuales.

Palabras clave: localización del partido, análisis de rendimiento, deportes colectivos, variables de partido.

ABSTRACT

The aim of the current study was to analyze the home advantage effect in Spanish roller hockey male league (OkLiga). For this purpose, 3964 Spanish league roller hockey matches were analyzed from the 1999-2000 season to 2015-2016 season. Goals scored and received were also analyzed when the teams play at home. In addition, it has been analyzed whether the change in the regulation of roller hockey imposed in 2009 has affected in the home advantage and in the goals scored for match.

Results show that exist the home advantage in Spanish roller hockey men's league (OkLiga) with a value of 59,8%. Moreover, the results indicate that teams score more goals when playing at home. The change of regulation show that the teams score an average of two more goals per game and also that home advantage has decreased by two percentage points.

Keywords: game location, performance analysis, team sports, match variables.



INTRODUCCIÓN

La ventaja de jugar en casa, concepto internacionalmente conocido como “*Home Advantage*” (HA), se define como la ventaja que tienen los equipos que juegan en su campo respecto a sus adversarios (Marcelino, Mesquita, Sampaio, & Anguera, 2009). El HA es un importante factor a tener en cuenta puesto que permite saber la incidencia de competir como local o como visitante en el resultado de las competiciones deportivas (Sampedro & Prieto, 2012). Este factor se ha estudiado en distintas disciplinas deportivas que según Balmer, Nevill, y Williams (2001) se clasificarían en tres grandes grupos, referente al nivel de subjetividad de la actuación de los jueces de cada disciplina deportiva. En primer lugar, se encontraría el grupo formado por aquellos deportes cuyo sistema de puntuación está bajo una influencia subjetiva de los colegiados, como puede ser el caso de la natación sincronizada o la gimnástica artística. El segundo grupo sería aquellos deportes cuya valoración se hace en base a unos criterios netamente objetivos, por ejemplo en las pruebas de atletismo o de natación dónde la valoración se establece en función de medidas objetivas cuantificables (segundos, metros, etc.). En tercer lugar, encontraríamos al grupo formado por los deportes donde existe un sistema de puntuación objetivo, aunque son juzgados con cierta intervención subjetiva de los árbitros. Es en este grupo dónde encontramos a los deportes de equipo ya que la aplicación del reglamento está sometida en parte a la interpretación subjetiva de los colegiados (García-Santos y Ibáñez, 2016; Gomez-Carmona & Pino-Ortega, 2016). La diferencia con el primer grupo se encuentra en el hecho que hay reglas que no pueden ser interpretadas (por ejemplo: cuando es gol, si la pelota sale a fuera, etc.).

La literatura científica nos muestra distintas investigaciones que examinan el fenómeno del HA. Por un lado, en deportes individuales como tenis (Koning, 2011), judo (Ferreira, Panissa, Miarka, Takito, & Franchini, 2012), patinaje de velocidad (Koning, 2005) o golf (Nevill, Holder, Bardsley, Calvert, & Jones, 1997). Por otro lado, en deportes colectivos, siendo estos los más analizados; especialmente en fútbol (Armatas & Pollard, 2014; Gómez & Pollard, 2014; Pollard & Gómez, 2014; Sampedro & Prieto, 2011; Sánchez, García-Calvo, Leo, Pollard, & Gómez, 2009; Seckin & Pollard,

2008). Además también se ha estudiado el factor del HA en otros deportes colectivos como baloncesto (Gómez, Jiménez, Sánchez, & Leo, 2009; Gómez, Lorenzo, Ortega, & Olmedilla, 2007; Ribeiro, Mukherjee, & Zeng, 2016), balonmano (Pollard & Gómez, 2012), voleibol (Marcelino et al., 2009), cricket (Morley & Thomas, 2005), béisbol (Jones, 2015), waterpolo (Prieto, Gómez, & Pollard, 2013) o rugby (McGuckin, Sinclair, Sealey, & Bowman, 2015; Morton, 2006; Prieto & Gómez, 2012; Thomas, Reeves, & Bell, 2008).

En la mayoría de estos deportes colectivos existe el factor del HA y se estima alrededor del 60% (Jamieson, 2010). Aun así este puede presentar distintos valores para una misma modalidad deportiva según el tipo de competición, su nacionalidad o el nivel de la misma. Concretamente en España, el rugby es el deporte que presenta un mayor índice de HA con un 67%, en cambio el voleibol con un 55.73% y el waterpolo con el 56.2% son los que presentan un menor índice (Gómez, Pollard, & Luis-Pascual, 2011). Dentro de las causas que se intuyen que pueden influir en el HA, destacan las propuestas por Courneya y Carron (1992) que corresponden al reglamento de la competición, el público asistente, los viajes realizados, la actuación arbitral y la familiaridad con la pista de juego. Asimismo, Pollard y Pollard (2005) destacan siete factores que explican la existencia del HA, los cuales se dividen en: factores psicológicos, factores tácticos, la territorialidad, la familiaridad con el lugar, la parcialidad del árbitro, el apoyo del público y los viajes previos al partido. De estos factores cabe destacar la importancia de los factores psicológicos que parece ser que afectan al rendimiento de los jugadores. No obstante, la teoría de la territorialidad y la de la facilitación social indican que los equipos locales presentan unas conductas y acciones más agresivas en un intento de intimidar y disuadir al rival, condicionando de esta manera el rendimiento de los equipos visitantes (Prieto & Gómez, 2012).

Siguiendo con los deportes del tercer grupo, encontraríamos al hockey patines. Este deporte se caracteriza por ser un deporte de incertidumbre donde compiten dos equipos de cinco jugadores (cuatro jugadores y un portero) (Trullols, 1991). Cabe destacar que en el año 2009 la reglamentación cambió sustancialmente. Estos cambios propuestos



por el Comité Europeo de Roller Hockey (CERH) tenían como objetivo ganar en espectacularidad, vistosidad y dar una mayor continuidad de juego. Así, se pretendía conseguir un juego más ofensivo, penalizando con mayor rigurosidad las faltas defensivas y de esta forma incrementar el número de goles (Real Federación Española Patinaje, 2007). No obstante, en la literatura científica no existen las suficientes evidencias sobre HA en el hockey sobre patines. Solamente el estudio de Gómez et al., (2011) analiza el HA de este deporte tras estudiar únicamente 5 temporadas de competición. Por este motivo se planteó en el presente estudio analizar el HA en hockey sobre patines. Para ello, se estableció como objetivo principal determinar el HA de las últimas 17 temporadas en la liga de la máxima categoría del hockey español: OkLiga. Como objetivos secundarios se determinó: 1) comparar los goles marcados y recibidos tanto por el equipo local como por el equipo visitante; 2) analizar si el cambio de reglamento efectuado en el año 2009 ha influido sobre el porcentaje de HA y sobre los goles marcados.

MATERIAL Y MÉTODOS

Muestra y Variables

La muestra estuvo compuesta por 3964 partidos de hockey sobre patines masculino disputados en la OkLiga entre las temporadas 1999-2000 y 2015-2016. Las variables registradas fueron los resultados finales de los partidos disputados como local y como visitante de cada equipo y los goles marcados y recibidos en cada una de las diecisiete temporadas analizadas. Los datos fueron obtenidos de la página web de la Real Federación Española de Patinaje (www.fep.es) y del portal web independiente Okcat (www.okcat.cat). Los datos fueron contrastados en ambas fuentes con el fin de minimizar en lo posible el número de errores, dichas páginas web son oficiales y de este modo los valores extraídos permitieron un análisis y obtención de datos con valores fiables. Se confeccionó una hoja de registro donde se anotaron las siguientes variables: partidos jugados, puntos obtenidos y goles marcados de cada equipo. Todas estas variables diferenciándolas al jugar como local y como visitante.

Cálculo de la ventaja de jugar en casa

La liga española de hockey sobre patines (OkLiga) está basada en un sistema de liga a doble vuelta, en la

que se juegan el mismo número de partidos como local y como visitante. En todos los partidos jugados hubo un equipo local y uno visitante ya que sólo se incluyeron los partidos de la liga regular y en ningún caso se consideraron los partidos jugados con un sistema de eliminatorias. Para calcular el HA de una liga se realiza el cálculo del cociente de los puntos ganados en casa entre el total de puntos obtenidos en casa y fuera (Pollard, 1986; Pollard et al., 2017). Se establece la existencia de HA cuando se obtienen más del 50% de los puntos jugados en toda la temporada en los partidos disputados como local.

Análisis estadístico

El grado de significación de la ventaja de jugar en casa se calculó con la variable de puntos obtenidos, suponiendo cierta la hipótesis nula de que no hay ventaja de jugar en casa (Pollard, 1986), es decir que se ganarán uno de cada dos partidos jugados en casa (50%).

La distribución normal de los datos se comprobó con el test de Shapiro-Wilk. La prueba t de Student para muestras independientes se empleó para comparar la ventaja de jugar en casa en la Ok Liga, los goles con la condición reglamento (antiguo y nuevo) y para comparar los goles marcados y recibidos como equipo local en las 17 temporadas de Ok Liga. Los resultados se redactaron en promedio±desviación estándar y el nivel de significación se estableció en $p < 0.05$. El análisis estadístico se efectuó utilizando el software SPSS® (Versión 20.0 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

RESULTADOS

Los resultados mostraron que la ventaja de jugar en casa es estadísticamente significativa ($p < 0.05$) con un valor de 59.8%. La Figura 1 muestra la ventaja de jugar en casa en la liga profesional de hockey sobre patines (OKLiga) entre las temporadas 1999-2000 y 2015-2016. La evolución del HA se ha mantenido constante, aunque globalmente ha disminuido en dos puntos porcentuales.

Goles marcados y recibidos como equipo local y visitante

Se encontraron diferencias significativas ($p < 0.001$) entre los goles marcados como local y como visitante (los equipos marcan más goles como local que como visitante). Del mismo modo entre los goles recibidos



como local y como visitante (los equipos reciben más goles como visitante que como local) (Tabla 1).

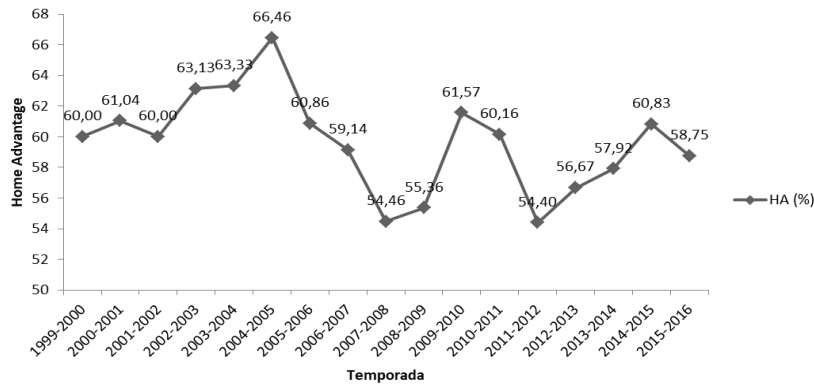


Figura 1. Evolución Home Advantage en OkLiga hockey patines temporadas 1999-2000; 2015-2016.

Tabla 1. Comparación de los goles marcados y recibidos como equipo local

Temporada	Goles totales	Goles marcados como local	Goles recibidos como local	Goles marcados como local (%)
1999-2000	1600	900	700	56.25%
2000-2001	1673	919	754	54.93%
2001-2002	1616	896	720	55.45%
2002-2003	1439	823	616	57.19%
2003-2004	1463	830	633	56.73%
2004-2005	1397	847	550	60.63%
2005-2006	1305	727	578	55.71%
2006-2007	1305	718	587	55.02%
2007-2008	1239	700	539	56.50%
2008-2009	1198	654	544	54.59%
2009-2010	1761	970	791	55.08%
2010-2011	1157	626	531	54.11%
2011-2012	1361	717	644	52.68%
2012-2013	1785	954	831	53.45%
2013-2014	1839	984	855	53.51%
2014-2015	1719	941	778	54.74%
2015-2016	1562	876	686	56.08%
Promedio±SD	1495.23 ± 217.53	828.35 ± 116.19*	666.88 ± 107.25*	55.45% ± 1.82

SD_Deviación estándar; *_Diferencias significativas entre goles marcados y recibidos como local



Ventaja de jugar en casa según el reglamento

La comparación de la ventaja de jugar en casa en función del reglamento antiguo o moderno y la comparación de los goles marcados y recibidos como equipo local en función del reglamento se muestran en la Tabla 2.

Los datos muestran que la ventaja de jugar en casa es mayor con la reglamentación antigua (HA=60.68±3.13) con respecto a la reglamentación nueva (HA=58.36±2.24) si bien no se han encontrado diferencias estadísticamente significativas.

Los datos parecen indicar que se marca un mayor número de goles por partido con el reglamento moderno. Se han encontrado diferencias significativas ($p < 0.001$) entre los goles por partido marcados con el reglamento antiguo (5.93±0.69) y los goles por partido marcados con el reglamento moderno (7.13±0.50).

Tabla 2. Comparación de los indicadores de la ventaja de jugar en casa (HA) entre reglamentos. Datos expresados en promedio ± SD.

	Reglamento 1999-2009	Reglamento 2009-2016	P
Goles por partido	5.93 ± 0.69	7.13 ± 0.50	0.001*
Goles por partido como local	3.33 ± 0.39	3.87 ± 0.23	0.007*
Goles por partido recibidos como local	2.59 ± 0.32	3.26 ± 0.28	0.000*
Goles como local (%)	56.30 ± 1.74	54.23 ± 1.15	0.015*
HA (%)	60.68 ± 3.13	58.36 ± 2.24	0.114

SD_ Desviación estándar; *_Diferencias significativas entre reglamentos

DISCUSIÓN

El hallazgo principal del presente estudio es que existe la ventaja de jugar en casa en la máxima competición española de hockey sobre patines (OkLiga) y se cuantifica en un 59.8%. Este dato nos sugiere que los equipos cuando juegan sus partidos

como locales obtienen ese porcentaje del total de puntos posibles de la liga.

Comparando los datos obtenidos con los que se encuentran en la literatura científica, se objeta que la ventaja de jugar en casa del hockey sobre patines está en consonancia con los resultados reportados en otros deportes colectivos de España (Gómez et al., 2011). Concretamente, serían los deportes de baloncesto y balonmano con los que el porcentaje de HA es más parecido, con un 58,51% para el primero (Gómez et al., 2009) y un 59.65 % para el segundo (Prieto & Gómez, 2012). Una posible explicación radicaría en las similitudes tácticas y reglamentarias (dimensiones de la pista, número de jugadores por equipo, etc.) del hockey sobre patines con ambos deportes y en la propia naturaleza de juego (deportes colectivos de colaboración-oposición con contacto) (Parlebas, 2001). Por otro lado, en fútbol, uno de los deportes donde se ha analizado más el factor del HA, destacan distintos estudios realizados en la liga española de fútbol profesional cómo el de Prieto et al. (2013) con un HA del 56.59%, el de Pollard y Gomez (2014) con un 61% o el de (Pollard, Prieto, & Gómez, 2017) con un 58.17%. Todos ellos con unos resultados parecidos o ligeramente inferiores a los encontrados en el hockey sobre patines. Gómez et al. (2011) analizaron el HA en la liga española profesional de voleibol y waterpolo, donde registraron valores inferiores de HA (55.73% para voleibol y un 56.20% para waterpolo) en comparación con los resultados hallados en este estudio. No obstante, cuando se examina el HA en la liga española profesional de rugby los valores son claramente superiores con un 67%. Un factor que podría explicar estas diferencias encontradas en el HA de estos deportes en comparación con el del hockey patines, podría ser la importancia que tiene el juego de contacto en cada deporte. En el caso del rugby, el alto porcentaje de HA puede relacionarse con la mayor importancia del juego de contacto donde factores como la agresividad y la fuerza tienen un papel principal en sus distintas acciones del juego, frente el voleibol en el que este no está presente. Por lo que respecta al waterpolo aún tratarse también de un deporte de contacto, puede que el hecho de desarrollarse en un medio acuático, el juego de contacto no sea un factor tan determinante en las acciones del juego. En el caso del hockey sobre patines, el único trabajo que se ha encontrado en la literatura científica que analizara el HA en el hockey



sobre patines español es el de Gómez et al., (2011) donde se estudió el HA de cinco temporadas de la OkLiga (2005-2006, 2009-2010), estableciendo un porcentaje del 58.32%, valor muy similar al obtenido en este estudio. Por otro lado, en las distintas modalidades de hockey, los valores de HA son muy parecidos, con un 55% para hockey sobre hielo (Pollard y Pollard, 2005) y un 62.30% para hockey indoor (Gómez et al., 2011).

En referencia a los goles marcados según la localización, el 55% de los goles marcados en la OkLiga se consiguieron cuando los equipos jugaban como local. En nuestro conocimiento, no se han encontrado estudios similares en hockey patines, si bien en fútbol encontraron que los equipos marcan casi el doble de goles como local que como visitante. En relación con la influencia del cambio de reglamento, se observa que el factor de HA ha disminuido en un 2.32% (60.68% entre las temporadas 1999-2000 y 2008-2009; 58.36% entre las temporadas 2009-2010 y 2015-2016). Si bien estas diferencias no son estadísticamente significativas, son relevantes ya que parece que el factor del HA en hockey sobre patines sigue la misma tendencia que en otros deportes colectivos donde en diversas investigaciones se demuestra que su evolución histórica tiende a disminuir (Pollard, 1986, 2006, 2008; Pollard & Pollard, 2005b) ya que la profesionalización del deporte moderno hace que los equipos vayan superando progresivamente el HA, reduciendo así el perjuicio que supone jugar como visitante. En cambio, para la variable goles marcados, el nuevo reglamento establecido en la OkLiga en el año 2009 ha significado marcar un mayor número de goles por partido. Los datos nos revelan que los equipos marcan de media casi dos goles más por partido con la nueva reglamentación en comparación con la antigua aunque el porcentaje de goles marcados como local se ha mantenido. Parece ser que las modificaciones en el reglamento como las posesiones máximas de 45 segundos por ataque, el hecho de contabilizar las faltas defensivas y penalizarlas con un libre indirecto cuando se acumulan 10 faltas de equipo o la inferioridad numérica temporal cuando un jugador es amonestado con tarjeta azul, son factores que han condicionado a que se practique un hockey más ofensivo y que se generen más oportunidades de gol.

La principal limitación que presenta el estudio es que no se ha contemplado el posible efecto que ejercen sobre el HA los factores del arbitraje, los desplazamientos, las características de los estadios o el comportamiento del público. En futuros estudios sería interesante tener en cuenta estos factores y valorarlos realizando un estudio multifactorial del efecto del HA en hockey sobre patines con el objetivo de obtener más información de dicho efecto. También se podría estudiar si se establecen diferencias porcentuales del HA entre las principales ligas de hockey europeas (por ejemplo: liga italiana, liga portuguesa, etc.) o en un mismo país entre diferentes categorías deportivas.

CONCLUSIONES

Se determina la existencia de HA en la liga profesional masculina de hockey sobre patines (OkLiga), como también el hecho que los equipos marcan más goles cuando juegan como local que como visitante. Asimismo, la nueva reglamentación vigente ha propiciado marcar un mayor número de goles por partido cuando los equipos de hockey patines juegan como local aunque el factor del HA ha disminuido. El análisis del factor del HA puede ayudar a los equipos de la OkLiga a planificar las cargas de entrenamiento en relación con el volumen y la intensidad y así poder modelar la carga de trabajo según la localización del partido. Así como también el realizar rotaciones con los jugadores con el fin de garantizar una mejor recuperación de los deportistas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Armatas, V., & Pollard, R. (2014). Home advantage in Greek football. *European Journal of Sport Science*, 14(2), 116–122. <https://doi.org/10.1080/17461391.2012.736537>
2. Balmer, N. J., Nevill, A. M., & Williams, A. M. (2001). Home advantage in the Winter Olympics (1908–1998). *Journal of Sciences*, 19, 129–139.
3. Courneya, K. S., & Carron, A. V. (1992). The home advantage in sport competitions: A literature review. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(1), 13–27. <https://doi.org/10.1123/jsep.14.1.13>
4. Ferreira, U., Panissa, V. L. G., Miarka, B., Takito, M. Y., & Franchini, E. (2012). Home advantage in judo: A study of the world ranking



- list. *Journal of Sports Sciences*, (May 2015), 1–7.
<https://doi.org/10.1080/02640414.2012.725855>
5. García-Santos, D., & Ibáñez, S. J. (2016). Diseño y validación de un instrumento de observación para la valoración de un árbitro de baloncesto (IOVAB). *SPORT TK-Revista EuroAmericana de Ciencias Del Deporte*, 5(2), 15–26.
 6. Gomez-Carmona, C., & Pino-Ortega, J. (2016). Kinematic and physiological analysis of the performance of the referee football and its relationship with decision making. *Journal of Human Sport and Exercise*, 11(4), 397–414.
<https://doi.org/10.14198/jhse.2016.114.01>
 7. Gómez, M. Á., Jiménez, S. L., Sánchez, P. A., & Leo, F. M. (2009). Análisis de la ventaja de jugar en casa en diferentes ligas de baloncesto femenino. *Kronos*, 8(14), 117–122.
 8. Gómez, M. A., Lorenzo, A., Ortega, E., & Olmedilla, A. (2007). Diferencias de los indicadores de rendimiento en baloncesto femenino entre ganadores y perdedores en función de jugar como local o como visitante. *Revista de Psicología del Deporte*, 16(1), 41–54.
 9. Gómez, M. A., & Pollard, R. (2014). Calculating the home advantage in soccer leagues. *Journal of Human Kinetics*, 40(1), 5–6.
<https://doi.org/10.2478/hukin-2014-0001>
 10. Gómez, M. A., Pollard, R., & Luis-Pascual, J.-C. (2011). Comparison of the home advantage in nine different professional team sports in Spain. *Perceptual and Motor Skills*, 113(1), 150–156.
<https://doi.org/10.2466/05.PMS.113.4.150-156>
 11. Jamieson, J. P. (2010). The home field advantage in athletics: A Meta-Analysis. *Journal of Applied Social Psychology*, 40(7), 1819–1848. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x>
 12. Jones, M. B. (2015). The home advantage in major league baseball. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 791–804.
<https://doi.org/10.2466/26.PMS.121c25x1>
 13. Koning, R. H. (2005). Home advantage in speed skating: evidence from individual data. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 417–427.
<https://doi.org/10.1080/02640410400021625>
 14. Koning, R. H. (2011). Home advantage in professional tennis. *Journal of Sports Sciences*, 29(1), 19–27.
<https://doi.org/10.1080/02640414.2010.516762>
 15. Marcelino, R., Mesquita, I., Sampaio, J., & Anguera, M. T. (2009). Ventaja de jugar en casa en voleibol de alto rendimiento. *Revista de Psicología del Deporte*, 18(2), 181–196.
 16. McGuckin, T. A., Sinclair, W. H., Sealey, R. M., & Bowman, P. W. (2015). Players' perceptions of home advantage in the Australian rugby league competition. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 666–674.
<https://doi.org/10.2466/06.PMS.121c28x4>
 17. Morley, B., & Thomas, D. (2005). An investigation of home advantage and other factors affecting outcomes in English one-day cricket matches. *Journal of Sports Sciences*, 23(March), 261–268.
<https://doi.org/10.1080/02640410410001730133>
 18. Morton R, H. (2006). Home advantage in southern hemisphere rugby union: national and international. *Journal of Sports Sciences*, 24(5), 495–9.
<https://doi.org/10.1080/02640410500189074>
 19. Nevill, A., Holder, R., Bardsley, A., Calvert, H., & Jones, S. (1997). Identifying home advantage in international tennis and golf tournaments. *Journal of Sports Sciences*, 15(May 2015), 437–443. <https://doi.org/10.1080/026404197367227>
 20. Parlebas, P. (2001). *Juegos, deportes y sociedades. Léxico de praxiología motriz*. BaParlebas, P. (2001). *Juegos, deportes y sociedades. Léxico de praxiología motriz*. Barcelona: Paidotribo.rcelona: Paidotribo.
 21. Pollard, R. (1986). Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *Journal of Sports Sciences*, 4(3), 237–248.
<https://doi.org/10.1080/02640418608732122>



22. Pollard, R. (2006). Home advantage in soccer: variations in its magnitude and a literature review of the associated factors associated with its existence. *Journal of Sport Behavior*, 29, 169–189.
23. Pollard, R. (2008). Home advantage in football: A current review of an unsolved puzzle. *The Open Sports Sciences Journal*, 1(1), 12–14. <https://doi.org/10.2174/1875399X00801010012>
24. Pollard, R., & Gómez, M. A. (2014). Comparison of home advantage in men's and women's football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*, 14(March 2015), S77–S83. <https://doi.org/10.1080/17461391.2011.651490>
25. Pollard, R., & Gómez, M. A. (2012a). Comparison of home advantage in men's and women's football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*, 14(sup1), S77–S83. <https://doi.org/10.1080/17461391.2011.651490>
26. Pollard, R., & Gómez, M. A. (2012b). Re-assessment of home advantage in Spanish handball: comment on Gutiérrez, et al. (2012). *Perceptual and Motor Skills*, 115(3), 937–943. <https://doi.org/10.2466/06.05.PMS.115.6.937-943>
27. Pollard, R., & Pollard, G. (2005a). Home advantage in soccer. A review of its existence and causes. *International Journal of Soccer and Science*, 3(1), 28–38.
28. Pollard, R., & Pollard, G. (2005b). Long-term trends in home advantage in professional team sports in North America and England (1876-2003). *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 337–50. <https://doi.org/10.1080/02640410400021559>
29. Pollard, R., Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2017). Global differences in home advantage by country, sport and sex. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 17(4), 586–599. <https://doi.org/10.1080/24748668.2017.1372164>
30. Prieto, J., Gómez, M.-Á., & Pollard, R. (2013). Home advantage in men's and women's Spanish first and second division water polo leagues. *Journal of Human Kinetics*, 37(1), 137–143. <https://doi.org/10.2478/hukin-2013-0034>
31. Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2012). Estudio comparativo de la ventaja de jugar en casa en balonmano y rugby como deportes colectivos de colaboración-oposición con contacto. *E-Balonmano.Com: Journal of Sports Science / Revista de Ciencias Del Deporte*, 8(1), 17–24.
32. Real Federación Española Patinaje. (2007). Nuevo reglamento hockey sobre patines. Barcelona: Real Federación Española de Patinaje Casanova. Retrieved from <http://fep.es/admin/report/docs/nuevo-reglamento.pdf>
33. Ribeiro, H. V., Mukherjee, S., & Zeng, X. H. T. (2016). The advantage of playing home in NBA: Microscopic, team-Specific and evolving features. *Plos One*, 11(3), e0152440. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0152440>
34. Sampedro, J., & Prieto, J. (2011). La territorialidad como factor asociado a la ventaja de jugar en casa. Un estudio comparativo por regiones en la Liga de fútbol y en la Liga de fútbol sala de España. *Motricidad. European Journal of Human Movement*, 26, 93–104.
35. Sampedro, J., & Prieto, J. (2012). el Efecto de marcar primero y la ventaja de jugar en casa. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(1997), 301–308.
36. Sánchez, P. A., García-Calvo, T., Leo, F. M., Pollard, R., & Gómez, M. A. (2009). An analysis of home advantage in the top two Spanish professional football leagues. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 789–797. <https://doi.org/10.2466/pms.108.3.789-797>
37. Seckin, A., & Pollard, R. (2008). Home advantage in turkish professional soccer. *Perceptual and Motor Skills*, 107(1), 51–54. <https://doi.org/10.2466/pms.107.1.51-54>
38. Thomas, S., Reeves, C., & Bell, A. (2008). Home advantage in the Six Nations Rugby Union tournament. *Perceptual and Motor Skills*, 106, 113–116.



<https://doi.org/10.2466/PMS.106.1.113-116>

39. Trullols, C. (1991). Táctica y estrategia en el hockey sobre patines. *Apunts: Educació Física i Esports*, 1991(23), 7-14.

ESTUDIO II: Influencia de marcar primero en hockey sobre patines

Cita: Arboix-Alió, J. y Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en hockey sobre patines. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 18(3), 220-231

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

The influence of scoring first in roller hockey.

A influência de marcar primeiro no hóquei em patins.

Arboix-Alió, J.¹ y Aguilera-Castells, J.¹

¹ FPCEE Blanquerna. Universitat Ramon Llull (Barcelona, España)

RESUMEN

El principal objetivo de este trabajo fue estudiar la ventaja de marcar el primer gol del partido en hockey sobre patines y conocer su incidencia en el resultado final. Un objetivo secundario fue determinar si existen diferencias significativas en función de si el equipo que marca primero es el local o el visitante. Para ello se analizaron 240 partidos de la Ok Liga (la máxima categoría deportiva española) y 182 de la Primera División Nacional (segunda categoría más alta) de la temporada 2016-2017, valorando el resultado final de los equipos cuando se adelantaban en el marcador.

Los resultados muestran que existe la ventaja de marcar primero tanto en la *Ok Liga* como en la Primera División Nacional con un efecto del 64.14% y 62.91% respectivamente. Asimismo, se obtiene una ventaja de marcar el primer gol significativamente mayor cuando los equipos juegan como locales en la Primera División Nacional y una alta correlación entre el rendimiento final de los equipos (puntos obtenidos en la clasificación) y la ventaja de marcar el primer gol. En consecuencia, se demuestra la importancia que tiene para un equipo dominar dicho aspecto y se sugiere que estos datos pueden ayudar a los equipos técnicos a decidir la estrategia deportiva en cada momento del juego según el resultado del marcador.

Palabras clave: deportes colectivos, análisis de rendimiento, localización del partido, liga de hockey patines, variables de partido.

¹ Correspondence to: **Arboix-Alió, Jordi**. FPCEE Blanquerna. Universitat Ramon Llull C/Císter 34, 08022. Email: jordia1@blanquerna.url.edu.

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

ABSTRACT

The main purpose of this study was to analyze the effect of the first goal in roller hockey and to know its impact on the final result. A secondary objective was to assess if there were significant differences when the team that scores first was the local or the visitor. For this purpose, 240 matches of *Ok Liga* (the highest Spanish division) and 182 of First National Division (the second highest division) were analyzed during the season 2016-2017, assessing the final result of the teams when they scored first.

Results showed that the advantage of scoring first exists both in the *Ok Liga* and in the First National Division with 64.14% and 62.91% respectively. Likewise, the advantage of scoring the first goal when teams play at home is significantly greater for the First National Division teams than *Ok Liga* teams. In addition, it was obtained a high correlation between the final performance of the teams (points obtained in the classification) and the effect of scoring first. Therefore, it is demonstrated the importance for a team to dominate this aspect and it is suggested that this data can help the coach and staff to decide which strategy to use at each moment of the game according to the result.

Key words: team sports, performance analysis, game location, roller hockey league, match variables.

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho foi analisar a vantagem de marcar o primeiro gol do jogo em hóquei em patins e conhecer o seu impacto no resultado final. Um objetivo secundário foi avaliar se existem diferenças significativas dependendo se a equipa que pontua primeiro é a local ou a visitante. Para este fim, foram analisados 240 jogos da Ok Liga (a mais alta categoria desportiva espanhola) e 182 da Primeira Divisão Nacional (segunda maior categoria) da temporada 2016-2017, avaliando o resultado final das equipas quando estavam à frente no placar.

Os resultados mostram que há a vantagem de marcar primeiro tanto na Ok Liga quanto na Primeira Divisão Nacional, com um efeito de 64.14% e 62.91%, respetivamente. Da mesma forma, obtém-se uma vantagem de marcar o primeiro gol significativamente maior quando as equipas jogam em casa na Primeira Divisão Nacional e uma alta correlação entre o desempenho final das equipas (pontos obtidos na classificação) e a vantagem de marcar o primeiro gol. Consequentemente, demonstra-se a importância que tem para uma equipa a dominar esse aspecto e sugere-se que esses dados possam ajudar às equipas técnicas a decidirem a estratégia tática a ser utilizada em cada momento do jogo de acordo com o resultado do placar.

Palavras chave: desportos coletivos, análise de desempenho, localização do jogo, liga de hóquei em patins, variáveis de jogo.

INTRODUCCIÓN

Actualmente y cada vez más, en el deporte de alto nivel se tiende a controlar y estudiar todas las posibles variables que puedan influir en el resultado final (Lago-Peñas, García, y Gómez-López, 2016; León, Boix, Serrano, y Paredes, 2017; Lozano, Foguet, y Hileno, 2016). Aparte de las variables propias e inherentes al deporte también deben contemplarse aquellas que afectan el rendimiento del deportista como su estado emocional o las particularidades de la competición (De la Vega-Marcos, Ruiz-Barquín, Tejero-González, y Rivera-Rodríguez, 2014; García y Díaz, 2010; González, 2017; González-Campos, Valdivia-Moral, Zagalaz, y Romero, 2015).

Una característica que podría condicionar el resultado final de un partido es el hecho de marcar el primer gol del encuentro (García-Rubio, Gómez, Lago-Peñas, y Ibañez, 2015; Pic y Castellano, 2016; Pratas, Volossovitch, y Carita, 2016; Rodrigues, Constantino, Praça, Matias, y Greco, 2016). Autores como Jones (2009) atribuyen la importancia de marcar primero al mero hecho de que el primer gol está incluido en el resultado final. Sin embargo, otros como Courneya (1990) explican que su importancia radicaría en la excitación e implicación del público cuando es el equipo local el que marca el primer gol. Dicha circunstancia se basa en la teoría del momento psicológico (Gayton, Very, y Hearn, 1993; Iso-Ahola y Mobbly, 1980), conocida como la ventaja añadida que se obtiene cuando se da un suceso exitoso inicial en un contexto deportivo, que produce un momento psicológico en el deportista que lo conducirá al éxito posterior. Este fenómeno podría explicar, en parte, las variaciones de rendimiento existentes en los equipos y en sus jugadores (Roane, Kelley, Trosclair, y Hauer, 2004). Al margen de la diversidad de teorías sobre las razones que expliquen la ventaja de marcar primero, la mayoría de autores coinciden en la importancia de adelantarse en el marcador sobre el resultado final del partido. De hecho, objetivamente se ha calculado el efecto de marcar el primer gol con relación al resultado final en algunos deportes colectivos. En fútbol presenta una probabilidad de ganar el partido de alrededor del 70% para el equipo que marca primero (Armatas, Yiannakos, Papadopoulou, y Skoufas, 2009; Lago-Peñas, Gómez-Ruano, Megías-Navarro, y Pollard,

2016; Leite, 2013; Rodrigues y col., 2016; Sampedro y Prieto, 2012), en béisbol del 66.3% (Courneya, 1990) o en fútbol playa con el 62.03% (Leite, 2016) son algunos ejemplos.

Otra de las causas a tener en cuenta en el resultado final de un partido es la ventaja de jugar en casa (Diana et al., 2017), denominada en lengua anglosajona *Home Advantage* (HA). Este se define como la ventaja que tienen los equipos al jugar en su campo respecto a sus adversarios (Marcelino, Mesquita, Sampaio, y Anguera, 2009). El HA es un importante factor a considerar dentro del deporte de competición ya que permite conocer qué efecto tiene competir en casa o fuera de casa en el resultado de las competiciones deportivas (Sampedro y Prieto, 2012). La literatura científica ha analizado el factor del HA en diferentes contextos deportivos (Jamieson, 2010). Por un lado, en deportes individuales como tenis (Koning, 2011), judo (Ferreira, Panissa, Miarka, Takito, y Franchini, 2012), patinaje de velocidad (Koning, 2005) o golf (Nevill, Holder, Bardsley, Calvert, y Jones, 1997). Por otro lado, en deportes colectivos, como en fútbol (Armatas y Pollard, 2014; Gómez y Pollard, 2014; Pollard y Gómez, 2014; Pollard, Prieto, y Gómez, 2017; Sánchez, García-Calvo, Leo, Pollard, y Gómez, 2009). También se ha estudiado el factor del HA en otros deportes colectivos como baloncesto (Gómez, Jiménez, Sánchez, y Leo, 2009; Gómez, Lorenzo, Ortega, y Olmedilla, 2007; Ribeiro, Mukherjee, y Zeng, 2016), balonmano (Pollard y Gómez, 2012), hockey patines (Gómez, Pollard, y Luis-Pascual, 2011), voleibol (Marcelino y col., 2009), cricket (Morley y Thomas, 2005), béisbol (Jones, 2015), waterpolo (Prieto, Gómez, y Pollard, 2013) y rugby (McGuckin, Sinclair, Sealey, y Bowman, 2015; Morton, 2006; Thomas, Reeves, y Bell, 2008).

El efecto y la interacción de las distintas variables situacionales sobre el resultado final, ha sido analizada en diferentes estudios (Gómez, Lago y Pollard, 2013; Lago, Casais, Dominguez, y Sampaio, 2010; Lago-Peñas y Dellal, 2010). De estas variables, la interacción entre la ventaja de marcar primero y el HA, podría considerarse como un elemento decisivo para predecir el resultado final en muchos deportes y en sus respectivas competiciones (Courneya, 1990). Algunas investigaciones reportan datos al respecto, demostrando la diferencia que existe en función de si

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

se adelanta en el marcador el equipo local o el visitante en la liga española de fútbol (86.15% al adelantarse el local y 72.49% cuando se adelanta el equipo visitante) (Sampedro y Prieto, 2012).

Otro deporte de equipo que tiene un gran éxito en el territorio español sería el hockey sobre patines. Su equipo nacional es el actual campeón del mundo y además es la selección más laureada con un total de 17 campeonatos del mundo. Sin embargo, los estudios científicos destinados a analizar aspectos característicos de este deporte son escasos (Hernández-Mendo y Anguera, 2002) y no se han encontrado investigaciones que analicen la ventaja que supone marcar el primer gol. Por este motivo y por el hecho de las implicaciones que comporta en la táctica deportiva, se plantea en la presente investigación analizar el efecto de marcar primero en hockey patines en sus dos mejores categorías: la OkLiga (la máxima categoría deportiva) y la Primera División Nacional (segunda categoría más alta). De este modo, se establece como objetivo principal estudiar la ventaja de marcar primero y que incidencia tiene en el resultado final. Como objetivos secundarios se pretende: 1) determinar si existen diferencias en función de si el equipo que marca primero es el local o el visitante; 2) comprobar la relación existente entre las variables clasificación (puntuación obtenida en la liga) y ventaja de marcar primero tanto en OkLiga como en la Primera División Nacional.

MATERIAL Y MÉTODOS

Muestra y variables

La muestra la componen 422 partidos de hockey sobre patines masculino disputados entre la OkLiga (240) y la Primera División Nacional Española (182) en la temporada 2016-17. Las variables registradas fueron los resultados finales de los partidos disputados como local y como visitante de cada equipo y cuál de los dos equipos se adelantaba primero. Los partidos que finalizaron con empate a cero no fueron considerados para este análisis del efecto de marcar el primer gol. Los datos fueron obtenidos de la página web de la Real Federación Española de Patinaje (www.fep.es) y del portal web independiente Okcat (www.okcat.cat) siendo

contrastadas ambas fuentes con el fin de minimizar en lo posible el número de errores. Dichas páginas web son oficiales permitiendo su análisis obtener resultados y valores fiables.

Cálculo de la ventaja de marcar el primer gol.

El estudio del efecto de marcar el primer gol permite conocer que probabilidades tienen los equipos de ganar, empatar o perder cuando marcan el primer gol del partido (Courneya, 1990; Sampedro y Prieto, 2012).

Existe la ventaja de marcar primero si se obtiene un valor superior al 50% de los puntos totales obtenidos, indicador de que los equipos al marcar primero obtienen más puntos que los equipos que encajan el primer gol. Por el contrario, no existe ventaja de marcar primero si se obtiene un valor igual o menor al 50%, indicador de que los equipos al marcar primero obtienen igual o menor número de puntos en comparación con los equipos que encajan el primer gol.

Cálculo de la ventaja de jugar en casa para marcar el primer gol

El análisis del HA para marcar el primer gol permite conocer qué ventaja otorga a los equipos la localización de un partido, jugar en casa o jugar fuera, en la consecución del primer gol de un partido (Sampedro y Prieto, 2012).

Para calcular esta ventaja, se contabiliza el número de partidos en que los equipos locales marcan el primer gol expresado como un porcentaje de todos los partidos jugados en que se marca al menos un gol (Sampedro y Prieto, 2012). Los partidos en que no se anota ningún gol y que finalizan con empate a cero no son considerados para este análisis. Se objeta que existe ventaja de jugar en casa para marcar el primer gol si se obtiene un valor superior al 50%, indicador de que los equipos locales marcan el primer gol en un mayor número de ocasiones que los visitantes.

Análisis estadístico

El análisis estadístico se realizó utilizando el programa SPSS® (Versión 20 para Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, EE. UU.). La prueba de Kolmogorov-Smirnov se utilizó para confirmar que los datos

tenían una distribución normal y confirmar el uso de técnicas paramétricas. Se usaron métodos de estadística descriptiva para calcular la media y las frecuencias. Se llevó a cabo la prueba t-Student para muestras no relacionadas para comparar el efecto de anotar primero según la categoría (OkLiga y Primera División Nacional). Se realizó la prueba t-Student para muestras relacionadas para comparar el efecto marcar primero en la OkLiga y la Primera División Nacional respectivamente. No se obtuvo una distribución normal de los datos para la variable equipo que marca el primer gol, por lo que se utilizaron métodos no paramétricos. La prueba de Wilcoxon fue utilizada para comparar el resultado final para el equipo que marca el primer gol en la Ok Liga y Primera División Nacional respectivamente. La correlación de Pearson se usó para medir la fuerza de asociación entre el efecto de marcar primero y los puntos obtenidos al final de la liga. El grado de correlación fue determinado por la escala de Hopkins (2017), donde $r \leq 0.1$, *trivial*; $r > 0.1-0.3$, *small*; $r > 0.3-0.5$, *moderate*; $r > 0.5-0.7$, *large*; $r > 0.7-0.9$, *very large*; y $r > 0.9-1.0$, *extremely large*. El nivel de significación se estableció en $p < .001$.

RESULTADOS

La Tabla 1 muestra la ventaja de marcar primero y la probabilidad de ganar, empatar, o perder para el equipo que anota el primer gol en función de la categoría (OkLiga y Primera División Nacional) y la localización (local y visitante).

Ventaja de marcar primero en la OkLiga

El análisis de la ventaja de marcar primero muestra un efecto del 64,14% para la OkLiga. Cuando fue el equipo local el que marcó primero, ganó el 56.92% de los partidos, empató el 16.15% y perdió el 26.92%. Por el contrario, cuando fue el equipo visitante el que marcó primero, ganó el 50% de los partidos, empató el 25.93% y perdió el 24.07%. La probabilidad de ganar para el equipo local cuando marcó primero fue significativamente mayor en comparación con el equipo visitante ($p = 0.045$). No obstante, el efecto de marcar primero no mostró diferencias significativas al empatar ($p = 0.358$) o perder ($p = 0.241$) al jugar como local o visitante (Tabla 1).

Tabla 1. Ventaja de marcar primero y probabilidad de ganar, empatar o perder para el equipo que marca primero según la categoría en hockey patines.

Liga	Equipo que marca primero	Para el equipo que marca primero			Total	Ventaja de marcar primero (%)
		Resultado	n	%		
OK Liga	Local N = 130	Gana	74	56.92	Gana: 128 (53.78%) Empata: 49 (20.58%) Pierde: 61 (25.63%)	64.14
		Empata	21	16.15		
		Pierde	35	26.92		
	Visitante N = 108	Gana	54	50		
		Empata	28	25.93		
		Pierde	26	24.07		
Primera División Nacional	Local N = 97	Gana	63	64.95	Gana: 99 (54.39%) Empata: 31 (17.03%) Pierde: 52 (28.57%)	62.91
		Empata	14	14.43		
		Pierde	20	20.62		
	Visitante N = 85	Gana	36	42.35		
		Empata	17	20		
		Pierde	32	37.65		

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

Ventaja de marcar primero en la Primera División Nacional

El análisis de la ventaja de marcar primero muestra un efecto del 62.91% para la Primera División Nacional. Cuando fue el equipo local el que marcó primero, ganó el 64.95% de los partidos, empató el 14.43% y perdió el 20.62%. Por el contrario, cuando fue el equipo visitante el que marcó primero, ganó el 42.35% de los partidos, empató el 20% y perdió el 37.65%. Se obtuvo una probabilidad significativamente mayor de ganar al marcar el primero gol para el equipo local en comparación con el equipo visitante ($p = 0.023$). Sin embargo, el efecto de marcar primero al jugar como local o visitante no mostró diferencias significativas al empatar ($p = 0.310$) ni al perder ($p = 0.112$) (Tabla 1).

Los datos obtenidos en relación al efecto de la ventaja de marcar primero, así como marcar primero como local o visitante revelaron que en la Primera División Nacional la ventaja de marcar primero como equipo local fue significativamente mayor en comparación con la ventaja de marcar primero como equipo visitante; $t_{(84)} = 3.034$, $p = 0.003$ (Tabla 2). Por otro lado, no se obtuvieron diferencias significativas en la ventaja de marcar primero entre la OkLiga y la Primera División Nacional ($p = 0.725$), así como tampoco en la ventaja de marcar primero como local ($p = 0.101$) ni como visitante ($p = 0.166$).

Tabla 2. Ventaja de marcar primero al jugar como local y como visitante según la categoría en hockey patines.

Liga	Ventaja de marcar primero (%)	Ventaja de marcar primero como local (%)	Ventaja de marcar primero como visitante (%)
OkLiga	64.14	65	62.96
Primera División	62.91	72.16*	52.35

* Diferencias significativas $p < 0.05$ entre la ventaja de marcar primero como local y la ventaja de marcar primero como visitante en Primera División Nacional.

La correlación de Pearson indicó una relación *extremely large* entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación) en OkLiga. La correlación fue positiva entre las dos variables ($r = 0.91$; $p = 0.000$) (Figura 1). Asimismo, la clasificación en Primera División Nacional en relación con la ventaja de marcar primero obtuvo una correlación *very large* ($r = 0.81$; $p = 0.000$) (Figura 2).

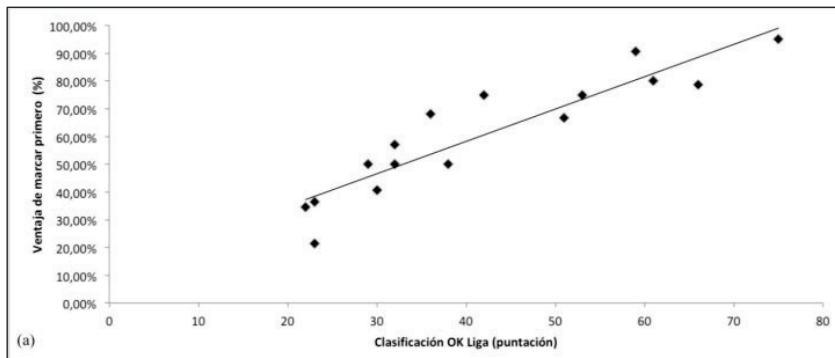


Figura 1. Correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación obtenida en la liga) en OkLiga.

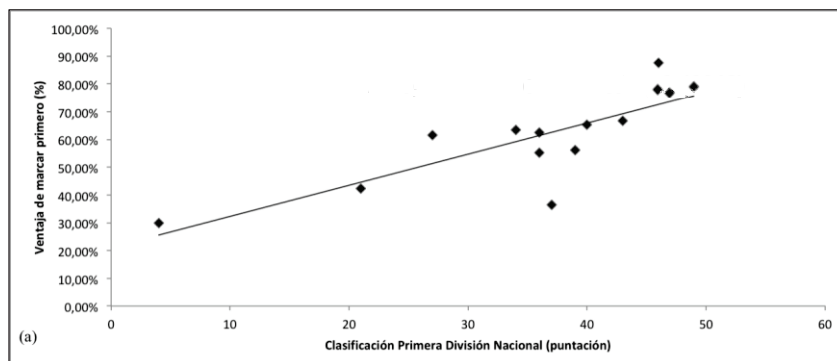


Figura 2. Correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntuación obtenida en la liga) en Primera División Nacional.

DISCUSIÓN

El objetivo principal del presente estudio fue estudiar y cuantificar la ventaja de marcar primero y su incidencia en el resultado final del partido en las dos principales competiciones de hockey sobre patines: la Ok Liga y la Primera División Nacional. Los principales hallazgos del estudio fueron que existe la ventaja de marcar primero en hockey patines y se cuantifica en un 64.14% para la OkLiga y un 62.91% en la Primera División Nacional. En relación a la ventaja de marcar primero en función de si es el equipo local o el visitante el que se adelanta en el marcador, se observó que en la Primera División Nacional hubo una diferencia significativamente mayor a favor del equipo local (72.16% para el equipo local y 52.35% para el equipo visitante). Por el contrario, en la OkLiga no se obtuvieron diferencias significativas. La matriz de correlaciones indicó una correlación significativa entre la clasificación (puntos obtenidos de cada equipo) y la ventaja de marcar primero tanto en la OkLiga cómo en la Primera División Nacional.

En la presente investigación se observó que la ventaja de marcar primero en el hockey sobre patines existe ya que los equipos que se adelantaron en el marcador obtuvieron un valor de puntos superior al 50% de los equipos que encajaron el primer gol del partido. Concretamente la ventaja de marcar primero se cuantifica en un 64.14% para la OkLiga y un 62.91% para la Primera División Nacional. En relación a la probabilidad de ganar, empatar o perder, se observa que los equipos que marcan el primer gol ganan un

53.78% de los partidos en la OkLiga y un 54.39% de los partidos en Primera División Nacional. Comparando dichos registros con los que se encuentran en la literatura científica, si bien no se han encontrado investigaciones que analicen este aspecto en el hockey sobre patines, encontramos algunos datos de referencia en otros deportes colectivos. En el caso del fútbol, deporte donde se ha estudiado ampliamente este efecto, se contempla que el equipo que marca primero obtiene una probabilidad de ganar alrededor del 70%. Sampedro y Prieto (2012) en la liga española (69.16%), Armatas, Yiannakos, Papadopoulou, y Skoufas (2009) en la liga griega (71.47%) o Pratas, Volossovitch, y Carita (2016) en la liga portuguesa (70%) muestran valores muy similares. Otros datos de referencia los encontraríamos en béisbol con un 66.3% (Courmeya, 1990) o fútbol playa con un 62.03% (Leite, 2016). En relación a la ventaja de marcar primero en hockey sobre patines, si comparamos con otros deportes los resultados obtenidos (64.14% para la OkLiga y 62.91% para la Primera División Nacional) vemos que son muy inferiores a los del fútbol (78.39%) y parecidos a los del fútbol sala (66.19%) (Sampedro y Prieto, 2012). Una posible explicación a estos resultados, radicaría en que las características reglamentarias y de juego de cada deporte influirían de manera decisiva en el fenómeno de la ventaja de marcar primero. De hecho, tanto la reglamentación como la lógica interna del hockey patines tienen mayores similitudes con el fútbol sala que con el fútbol y también una mayor coincidencia en aspectos como la duración del encuentro, el número de jugadores por equipo o las dimensiones del terreno de juego (Parlebas, 1981,

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

2001). Por otro lado, la particularidad que en el hockey sobre patines, al igual que en el fútbol sala y a diferencia del fútbol, exista la posibilidad de pedir tiempos muertos o de realizar sustituciones ilimitadas facilita la comunicación entre entrenadores y jugadores. Otro aspecto a tener en cuenta sería el número total de goles que se marcan en un partido. Si bien en el fútbol se obtienen una media de 2.65 goles por partido (Sampedro y Prieto, 2012), tanto en hockey patines como en fútbol sala la media de goles obtenida por partido es muy superior (7.13 y 6.89 respectivamente). Estos datos explicarían la mayor dificultad de los equipos de hockey patines y fútbol sala para mantener el resultado favorable al marcar el primer gol del partido.

Referente a la ventaja de marcar primero en función de la localización (local o visitante), se obtuvieron unos registros superiores al 50% en ambas categorías tanto cuando se adelantaron los locales como los visitantes. En la Primera División Nacional la ventaja de marcar primero como equipo local (72.16%) fue significativamente mayor en comparación con la ventaja de marcar primero como equipo visitante (52.35%). Sin embargo, en la OkLiga no se encontraron diferencias significativas (65% para locales y 62.96% para visitantes). La explicación a esta diferencia podría encontrarse en el factor del HA, cuya influencia en los equipos ha demostrado ser mayor a medida que desciende la categoría y su nivel (Pollard, 1986; Prieto y col., 2013). Del mismo modo que apuntan Sampedro y Prieto (2012), la explicación a que los equipos locales obtengan unos mejores registros podría enmarcarse dentro de las mismas causas generales que explican el HA. Algunas de ellas serían el público asistente, los viajes realizados, la actuación arbitral, la familiaridad con la pista de juego o los factores psicológicos (Courneya y Carron, 1992; Pollard y Pollard, 2005). Estos últimos parecen ser los que afectarían más al rendimiento de los jugadores, ya que según la teoría de la territorialidad y la de la facilitación social los equipos locales presentan unas conductas y acciones más agresivas con el objetivo de intimidar y disuadir al rival, condicionando de esta manera el rendimiento de los equipos visitantes (Prieto y Gómez, 2012).

Por lo que respecta a la correlación entre la ventaja de marcar primero y la clasificación (puntos obtenidos) de los equipos, se ha obtenido una

correlación *extremely large* en la OkLiga y *very large* para la Primera División Nacional (ambas significativas). Estos datos nos indican que aquellos equipos que al adelantar-se en el marcador son capaces de mantener el resultado a su favor, obtienen un mejor rendimiento (puntos obtenidos en la clasificación final) tal como se observa en otros deportes de equipo (García-Rubio y col., 2015; Pratas y col., 2016).

En cuanto a las limitaciones de nuestro estudio cabe señalar que en la presente investigación no se ha contemplado el posible efecto que ejercen sobre la ventaja de marcar primero variables como el comportamiento del público, el arbitraje o la distancia de los desplazamientos. En futuras investigaciones sería interesante tener en cuenta estos factores y valorarlos con el objetivo de obtener más información de dicho efecto. Del mismo modo, se podría analizar si se establecen diferencias porcentuales de la ventaja de marcar primero entre las principales ligas de hockey sobre patines (por ejemplo: liga portuguesa, liga argentina, liga italiana, liga francesa, etc.) o según el género (ligas de hockey masculinas y ligas de hockey femeninas).

CONCLUSIONES Y APLICACIONES PRÁCTICAS

De acuerdo con los resultados obtenidos, la ventaja de marcar primero en el hockey sobre patines es del 64.14% en la OkLiga y del 62.91% en la Primera División Nacional. Existen diferencias significativas en la ventaja de marcar primero a favor de los equipos que juegan cómo local en comparación con los visitantes en la Primera División Nacional.

En la Ok Liga no se observan diferencias significativas al respecto, motivo que podría explicarse por la mayor profesionalidad e igualdad de los equipos. Estos datos nos sugieren que el hecho de adelantarse en el marcador cuando un equipo juega como local representa un hito más decisivo para el desarrollo del partido en los equipos que compiten en Primera División Nacional que para los de OkLiga. Por otra parte, vista la alta correlación entre el rendimiento final de los equipos (clasificación) y sus valores obtenidos en relación a la ventaja de marcar primero, se demuestra la importancia que tiene para

un equipo dominar este aspecto. Cabe resaltar sin embargo, que la ventaja de marcar primero no es un factor definitivo para el resultado final, así como el hecho de ir por debajo en el marcador motivo por el cual es recomendable aplicar alternativas psicológicas que permitan optimizar el rendimiento deportivo en ambas situaciones y en los momentos de presión inherentes al enfrentamiento deportivo.

En definitiva el análisis de la ventaja de marcar primero puede ayudar a los entrenadores con el diseño de las alineaciones así como también a planificar las cargas de entrenamiento para poder modelar la carga de trabajo según si el partido se juega como local o como visitante. Del mismo modo, también puede ser de utilidad a la hora de decidir la estrategia deportiva en cada momento del juego según el resultado del marcador.

REFERENCIAS

1. Armatas, V., y Pollard, R. (2014). Home advantage in Greek football. *European Journal of Sport Science*, 14(2), 116–122. <https://doi.org/10.1080/17461391.2012.736537>
2. Armatas, V., Yiannakos, A., Papadopoulou, S., y Skoufas, D. (2009). Evaluation of goals scored in top rankings soccer matches: Greek Superleague 2006-07. *Serbian Journal of Sports Sciences*, 3(1), 39–43.
3. Brocherie, F., Girard, O., Farooq, A., y Millet, G. P. (2015). Influence of weather, rank, and home advantage on football outcomes in the gulf region. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 47(2), 401–410. <https://doi.org/10.1249/MSS.0000000000000408>
4. Clarke, S. R. (2005). Home advantage in the Australian football league. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 375–385. <https://doi.org/10.1080/02640410500074391>
5. Courneya, K. S. (1990). Importance of game location and scoring first in college baseball. *Perceptual and Motor Skills*, 71(2), 624–626. <https://doi.org/10.2466/pms.1990.71.2.624>
6. Courneya, K. S., y Carron, A. V. (1992). The home advantage in sport competitions: A literature review. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(1), 13–27. <https://doi.org/10.1123/jsep.14.1.13>
7. De la Vega-Marcos, R., Ruiz-Barquín, R., Tejero-González, C., y Rivera-Rodríguez, M. (2014). Relación entre estados de ánimo y rendimiento en voleibol masculino de alto nivel. *Revista de Psicología del Deporte*, 23(1), 49–56.
8. Diana, B., Zurloni, V., Elia, M., Cavalera, C. M., Jonsson, G. K., y Anguera, M. T. (2017). How Game Location Affects Soccer Performance: T-Pattern Analysis of Attack Actions in Home and Away Matches. *Frontiers in Psychology*, 8(AUG), 1–11. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01415>
9. Ferreira, U., Panissa, V. L. G., Miarka, B., Takito, M. Y., y Franchini, E. (2012). Home advantage in judo: A study of the world ranking list. *Journal of Sports Sciences*, (May 2015), 1–7. <https://doi.org/10.1080/02640414.2012.725855>
10. García, A., y Díaz, J. F. (2010). Relación entre optimismo/pesimismo disposicional, rendimiento y edad en jugadores de fútbol de competición. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 5(1), 45–60.
11. García-Rubio, J., Gómez, M. A., Lago-Peñas, C., y Ibañez, S. J. (2015). Effect of match venue, scoring first and quality of opposition on match outcome in the UEFA Champions League. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 15(2), 527–539. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.1186881>
12. Gayton, W. F., Very, M., y Hearn, J. (1993). Psychological momentum in team sports. *Journal of Sport Behavior*, 16(3), 121–123.
13. Gómez, M. A., Jiménez, S. L., Sánchez, P. A., y Leo, F. M. (2009). Análisis de la ventaja de jugar en casa en diferentes ligas de baloncesto femenino. *Kronos*, 8(14), 117–122.

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

14. Gómez, M. A., Lago, C., & Pollard, R. (2013). Situational variables. *Routledge handbook of sports performance analysis*, 259-269.
15. Gómez, M. A., Lorenzo, A., Ortega, E., y Olmedilla, A. (2007). Diferencias de los indicadores de rendimiento en baloncesto femenino entre ganadores y perdedores en función de jugar como local o como visitante. *Revista de Psicología Del Deporte*, 16(1), 41-54.
16. Gómez, M. A., y Pollard, R. (2014). Calculating the home advantage in soccer leagues. *Journal of Human Kinetics*, 40(1), 5-6. <https://doi.org/10.2478/hukin-2014-0001>
17. Gómez, M. A., Pollard, R., y Luis-Pascual, J. C. (2011). Comparison of the home advantage in nine different professional team sports in Spain. *Perceptual and Motor Skills*, 113(1), 150-156. <https://doi.org/10.2466/05.PMS.113.4.150-156>
18. González, J. (2017). Diseño del entrenamiento mental del tenista. De lo científico a lo aplicado. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico*, 2(1), e5, 1-14. <https://doi.org/10.5093/rpadef2017a5>
19. González-Campos, G., Valdivia-Moral, P., Zagalaz, M. L., y Romero, S. (2015). La autoconfianza y el control del estrés en futbolistas: Revisión de estudios. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 10(1), 95-101.
20. Goumas, C. (2014). Home advantage in Australian soccer. *Journal of Science and Medicine in Sport*, 17(1), 119-123. <https://doi.org/10.1016/j.jsams.2013.02.014>
21. Hernández-Mendo, A., y Anguera, M. T. (2002). Behavioral structure in sociomotor sports. *Quality & Quantity*, 36(November), 347-378. <https://doi.org/10.1023/A>
22. Hopkins, W. (2017). A new view of statistics. Recuperado el 28 de diciembre del 2017 a partir de <http://sportsci.org/resource/stats/index.html>
23. Iso-Ahola, S. E., y Mobily, K. (1980). "Psychological Momentum": A phenomenon and an empirical (unobtrusive) validation of its influence in a competitive sport tournament. *Psychological Reports*, 46(2), 391-401. <https://doi.org/10.2466/pr0.1980.46.2.391>
24. Jamieson, J. P. (2010). The Home Field Advantage in Athletics: A Meta-Analysis. *Journal of Applied Social Psychology*, 40(7), 1819-1848. <http://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x>
25. Jones, B. M. (2009). Scoring first and home advantage in the NHL. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 9(3), 320-331. <https://doi.org/10.1080/24748668.2009.11868489>
26. Jones, M. B. (2015). The home advantage in major league baseball. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 791-804. <https://doi.org/10.2466/26.PMS.121c25x1>
27. Koning, R. H. (2005). Home advantage in speed skating: evidence from individual data. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 417-427. <https://doi.org/10.1080/02640410400021625>
28. Koning, R. H. (2011). Home advantage in professional tennis. *Journal of Sports Sciences*, 29(1), 19-27. <https://doi.org/10.1080/02640414.2010.516762>
29. Lago, C., Casais, L., Dominguez, E., y Sampaio, J. (2010). The effects of situational variables on distance covered at various speeds in elite soccer. *European Journal of Sport Science*, 10(2), 103-109. <http://doi.org/10.1080/17461390903273994>
30. Lago-Peñas, C., García, A., y Gómez-López, M. (2016). Efecto de un calendario sobrecargado de partidos sobre el rendimiento físico en el fútbol de élite. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(1), 287-294.
31. Lago-Peñas, C., y Dellal, A. (2010). Ball possession strategies in elite soccer according to the evolution of the match-score: The influence of situational variables. *Journal of Human Kinetics*, 25(1), 93-100. <http://doi.org/10.2478/v10078-010-0036-z>

32. Lago-Peñas, C., Gómez-Ruano, M., Megías-Navarro, D., y Pollard, R. (2016). Home advantage in football: Examining the effect of scoring first on match outcome in the five major European leagues. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 16(2), 411–421. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868897>
33. Leite, W. S. S. (2013). Euro 2012: Analysis and evaluation of goals scored. *International Journal of Sports Science*, 3(4), 102–106. <https://doi.org/10.5923/j.sports.20130304.02>
34. Leite, W. S. S. (2016). Beach soccer: Analysis of the goals scored and its relation to the game physiology. *International Journal of Physical Education, Fitness and Sports*, 5(1), 12–17. <https://doi.org/10.26524/1613>
35. León, E., Boix, S., Serrano, M. Á., y Paredes, N. (2017). Motivación y toma de decisiones en voleibol: Influencia de los años de experiencia. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico*, 2(1), e4, 1–10. <https://doi.org/10.5093/rpadef2017a4>
36. Lozano, D., Foguet, O. C., y Hileno, R. (2016). Análisis del comportamiento táctico ofensivo en momentos críticos de juego en el alto rendimiento en balonmano: Un estudio Mixed Methods. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(1), 151–160.
37. Marcelino, R., Mesquita, I., Sampaio, J., y Anguera, M. T. (2009). Ventaja de jugar en casa en voleibol de alto rendimiento. *Revista de Psicología Del Deporte*, 18(2), 181–196.
38. McGuckin, T. A., Sinclair, W. H., Sealey, R. M., y Bowman, P. W. (2015). Players' perceptions of home advantage in the Australian rugby league competition. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 666–674. <https://doi.org/10.2466/06.PMS.121c28x4>
39. Morley, B., y Thomas, D. (2005). An investigation of home advantage and other factors affecting outcomes in English one-day cricket matches. *Journal of Sports Sciences*, 23(March), 261–268. <https://doi.org/10.1080/02640410410001730133>
40. Morton R, H. (2006). Home advantage in southern hemisphere rugby union: national and international. *Journal of Sports Sciences*, 24(5), 495–9. <https://doi.org/10.1080/02640410500189074>
41. Nevill, A., Holder, R., Bardsley, A., Calvert, H., y Jones, S. (1997). Identifying home advantage in international tennis and golf tournaments. *Journal of Sports Sciences*, 15(May 2015), 437–443. <https://doi.org/10.1080/026404197367227>
42. Parlebas, P. (1981). Contribution à un lexique commenté en science de l'action motrice. Paris: Insep.
43. Parlebas, P. (2001). Juegos, deportes y sociedad. Léxico de praxiología motriz. Barcelona: Editorial Paidotribo.
44. Pollard, R. (1986). Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *Journal of Sports Sciences*, 4(3), 237–248. <https://doi.org/10.1080/02640418608732122>
45. Pollard, R., y Gómez, M. A. (2014). Comparison of home advantage in men's and women's football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*, 14(March 2015), S77–S83. <https://doi.org/10.1080/17461391.2011.651490>
46. Pollard, R., y Gómez, M. A. (2012). Re-assessment of home advantage in Spanish handball: comment on Gutiérrez, et al. (2012). *Perceptual and Motor Skills*, 115(3), 937–943. <https://doi.org/10.2466/06.05.PMS.115.6.937-943>
47. Pollard, R., y Pollard, G. (2005). Home advantage in soccer. A review of its existence and causes. *International Journal of Soccer and Science*, 3(1), 28–38.
48. Pollard, R., Prieto, J., y Gómez, M. Á. (2017). Global differences in home advantage by country, sport and sex. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 17(4), 586–599. <https://doi.org/10.1080/24748668.2017.1372164>

Influencia de marcar primero en hockey sobre patines.

49. Pic, M., y Castellano, J. (2016). Efecto de la localización del partido en eliminatorias de ida y vuelta de la UEFA Champions League. RICYDE. *Revista Internacional de Ciencias Del Deporte*, 12(44), 149–163. <http://doi.org/10.5232/ricyde2016.04405>
50. Pratas, J. M., Volossovitch, A., y Carita, A. I. (2016). The effect of performance indicators on the time the first goal is scored in football matches. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 16(1), 347–354. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.1186889>
51. Prieto, J., Gómez, M. A., y Pollard, R. (2013). Home advantage in men's and women's Spanish first and second division water polo leagues. *Journal of Human Kinetics*, 37(1), 137–143. <https://doi.org/10.2478/hukin-2013-0034>
52. Prieto, J., y Gómez, M. A. (2012). Estudio comparativo de la ventaja de jugar en casa en balonmano y rugby como deportes colectivos de colaboración-oposición con contacto. *E-Balonmano.com: Journal of Sports Science / Revista de Ciencias Del Deporte*, 8(1), 17–24.
53. Ribeiro, H. V., Mukherjee, S., y Zeng, X. H. T. (2016). The advantage of playing home in NBA: Microscopic, team-specific and evolving features. *Plos One*, 11(3), e0152440. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0152440>
54. Roane, H. S., Kelley, M. E., Trosclair, N. M., y Hauer, L. S. (2004). Behavioral momentum in sports: a partial replication with women's basketball. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 37(3), 385–390. <https://doi.org/10.1901/jaba.2004.37-385>
55. Rodrigues, V. A. de O., Constantino, F. G., Praça, G. M., Matias, C. J. A. da S., y Greco, P. J. (2016). A influência do 1o gol no resultado final de partidas do campeonato brasileiro séries A e B. *Kinesis*, 34(2). <https://doi.org/10.5902/2316546419261>
56. Sampedro, J., y Prieto, J. (2012). El efecto de marcar primero y la ventaja de jugar en casa. *Revista de Psicología Del Deporte*, 21(1997), 301–308.
57. Sánchez, P. A., García-Calvo, T., Leo, F. M., Pollard, R., y Gómez, M. A. (2009). An analysis of home advantage in the top two Spanish professional football leagues. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 789–797. <https://doi.org/10.2466/pms.108.3.789-797>
58. Seckin, A., y Pollard, R. (2008). Home advantage in turkish professional soccer. *Perceptual and Motor Skills*, 107(1), 51–54. <https://doi.org/10.2466/pms.107.1.51-54>
59. Thomas, S., Reeves, C., y Bell, A. (2008). Home advantage in the Six Nations Rugby Union tournament. *Perceptual and Motor Skills*, 106, 113–116. <https://doi.org/10.2466/PMS.106.1.113-116>

ESTUDIO III: Multivariable analysis of key performance indicators in rink hockey

1 **Análisis multivariable de los indicadores de rendimiento clave en hockey sobre patines**

2 **Multivariable analysis of key performance indicators in rink hockey**

3

4 **Resumen**

5 El presente estudio tuvo como objetivo analizar la influencia de las distintas variables de
6 juego en el resultado final de los partidos de hockey sobre patines. Se analizó la influencia de
7 la localización del partido, marcar el primer gol del encuentro, **ir ganando al finalizar la**
8 **primera parte e ir ganando al finalizar la primera parte por más de un gol**. Se analizaron un
9 total de 480 partidos de la primera división española (OK Liga) disputados durante las
10 temporadas 2017-2018 y 2018-2019. El análisis de regresión logística mostró que la variable
11 que obtuvo una asociación más fuerte con la victoria fue ganar en la media parte por más de
12 un gol (OR 4.47). Además, las variables ganar a la media parte (OR 3.35), marcar primero
13 (OR 2.05) y localización del partido (OR 1.83) también fueron factores que mostraron una
14 asociación positiva con el resultado final del partido. Los factores identificados pueden
15 ayudar a los entrenadores y jugadores de hockey sobre patines a adaptar mejor sus estrategias
16 y objetivos de entrenamiento antes de cada competición, estableciendo un mejor
17 conocimiento y comprensión del juego.

18

19 **Palabras clave:** análisis de rendimiento, variables de juego, factores de rendimiento,
20 deportes de equipo, variables situacionales, **hockey patines**.

21

22 **Abstract**

23 This study aimed to identify the effects of different game variables in rink hockey
24 competitive outcomes. Thus, the influence of game location (GL), scoring first (SF), winning
25 at halftime (WH), and winning at halftime for more than one goal (WHG) in the final score of
26 480 games of the Spanish first division (*OK Liga*) played during the 2017-2018 and 2018-
27 2019 seasons was assessed. Logistic regression analysis showed that the factor with a
28 stronger association with a victory in the Spanish rink hockey championship was winning at
29 halftime for more than one goal (OR 4.47). Additionally, winning at halftime (OR 3.35),
30 scoring first (OR 2.05), and game location (OR 1.83) were also factors showing association
31 with a victory in our statistical model. Our findings may help rink hockey coaches recognize
32 key performance indicators better, tailor their game plans, and design more aggressive game
33 plans exhibiting an improved game understanding.

34

35 **Keywords:** performance analysis, game variables, performance factors, team sports,
36 situational variables, roller hockey.

37

38 **Introducción**

39 Las ciencias del deporte se han centrado recientemente en el análisis cuantitativo de
40 acciones técnicas y tácticas en diferentes especialidades deportivas con el objetivo de
41 establecer asociaciones relacionadas con el éxito deportivo. El análisis de rendimiento,
42 definido como el estudio del comportamiento en los deportes competitivos, parece ser
43 ampliamente aceptado tanto por entrenadores, investigadores en ciencias del deporte y
44 jugadores como un procedimiento relevante para analizar y mejorar el rendimiento (Drust,
45 2010; Liu et al., 2016). En este sentido, un indicador de rendimiento se define como la
46 selección o combinación de variables que tienen como objetivo definir algunos o todos los
47 aspectos que pueden mejorar dicho rendimiento deportivo (Hughes & Bartlett, 2002). Por
48 este motivo, parece necesario y útil identificar y cuantificar cuáles son los indicadores de
49 rendimiento pertinentes para cada deporte, principalmente para los deportes de equipo. En
50 los últimos años han sido ampliamente estudiados en baloncesto, balonmano o fútbol (Diana
51 et al., 2017; García Rubio et al., 2015; Lago-Peñas, García, et al., 2016; Prieto et al., 2015).
52 Muchas de estas contribuciones han identificado variables influyentes como el tiempo de
53 posesión del balón (Gómez et al., 2015), la expulsión de jugadores (Gómez et al., 2018;
54 Lago-Peñas, Gómez, Owen, et al., 2016), la localización del partido (Pollard et al., 2017), el
55 efecto de las sustituciones (Gómez et al., 2016; Gómez et al., 2017), o el momento de
56 marcar el gol (Baert & Amez, 2018).

57 Una de las variables de juego que ha mostrado una gran influencia en el rendimiento
58 de los equipos es la ventaja de jugar en casa, denominada en lengua anglosajona como el
59 término *Home Advantage* (HA) (Prieto et al., 2013). El HA se define como la ventaja que
60 tienen los equipos al jugar en su campo respecto a sus adversarios, relacionando el porcentaje
61 de puntos que ganan los equipos cuando juegan como locales sobre el total de puntos
62 obtenidos en la competición (Pollard, 1986). Dicha métrica, permite saber la incidencia de

63 competir como local o como visitante en el resultado de las competiciones deportivas.
64 Algunos estudios han identificado los factores que podrían explicar este fenómeno, como por
65 ejemplo los efectos adversos derivados de la fatiga por el viaje, la familiarización con el
66 terreno de juego, el sesgo arbitral, la territorialidad o el efecto del público local (Courneya &
67 Carron, 1992). En este sentido, el fenómeno del HA ha sido demostrado en deportes
68 individuales como tenis (Koning, 2011), judo (Brito et al., 2017; Ferreira Julio et al., 2012),
69 patinaje de velocidad (Koning, 2005) o golf (Nevill et al., 1997) así como también en
70 deportes colectivos como fútbol (Gómez & Pollard, 2014; Pollard, 2006), baloncesto (Pollard
71 & Gómez, 2013; Ribeiro et al., 2016), rugby (McGuckin et al., 2015; Thomas et al., 2008),
72 balonmano (Prieto & Gómez, 2012) o waterpolo (Prieto et al., 2013). Aunque el valor del HA
73 puede variar entre diferentes deportes, regiones o niveles de competición, en términos
74 generales su efecto en los deportes de equipo se cuantifica alrededor del 60% (Jamieson,
75 2010). En nuestro conocimiento, sólo dos estudios han analizado previamente el fenómeno
76 del HA en hockey sobre patines, cuantificándolo también con un valor aproximado del 60%
77 (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2019).

78 Otra variable que puede influir en el rendimiento de los equipos es el momento de
79 anotación de los goles, situación que conlleva una variación en el marcador (Leite, 2013). De
80 acuerdo con la teoría del momento psicológico (Gayton et al., 1993; Iso-Ahola & Mobily,
81 1980), marcar el primer gol en un partido puede proporcionar una ventaja añadida. Esta
82 particularidad, que se obtiene al darse un suceso exitoso inicial en un contexto deportivo,
83 produce un momento psicológico en el deportista que lo conducirá al éxito posterior. Algunas
84 investigaciones en fútbol han establecido que el equipo que marca primero aumenta
85 significativamente sus probabilidades de ganar (Courneya, 1990; Jones, 2009; Lago-Peñas,
86 Gómez-Ruano, Megías-Navarro, et al., 2016; Leite, 2013; Sampedro & Prieto, 2012). Otro
87 factor relevante relacionado con el momento de anotación es que los equipos que van

88 ganando al término de la media parte del partido tienen más probabilidades de ganar (Cooper
89 et al., 1992; Martínez, 2014). En hockey sobre patines, marcar el primer gol del encuentro
90 también ha demostrado ser un indicador significativo para el rendimiento competitivo
91 (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018). Del mismo modo, se ha analizado el efecto y la
92 interacción de distintas variables situacionales sobre el resultado final con el fin de identificar
93 los momentos críticos del juego (García-Rubio et al., 2015; Lago-Peñas & Dellal, 2010;
94 Lago et al., 2010), reportando una asociación significativa entre ganar el partido y marcar
95 primero para los equipos que juegan como locales.

96 Pese que se ha estudiado en otros deportes, no se han encontrado investigaciones que
97 se hayan centrado en el establecimiento de un modelo predictivo en hockey patines utilizando
98 un análisis de regresión multivariante para examinar la contribución de los principales
99 indicadores de rendimiento en los resultados finales de los partidos. Por este motivo, el
100 presente estudio tuvo como objetivos estudiar los efectos que pueden tener las siguientes
101 variables de juego: “localización del partido”, “marcar primero”, “ganar en la media parte” y
102 “ganar en la media parte por más de un gol” sobre el resultado final de los partidos de hockey
103 sobre patines en la máxima competición española. Como objetivo secundario se planteó
104 comparar las diferentes variables de predicción entre ellas y comprender así cuales son los
105 factores más influyentes en el resultado final.

106

107 **Material y Método**

108 *Muestra*

109 Para llevar a cabo este estudio, se analizaron 480 partidos de hockey sobre patines.
110 Todos los partidos pertenecieron a las temporadas 2017-2018 y 2018-2019 de la Primera
111 División Española de hockey sobre patines masculina (OkLiga). Muchos de los jugadores

112 participantes en esta liga han jugado en competiciones internacionales (tanto a nivel de clubes
113 como con la selección nacional), siendo España la selección más laureada en esas
114 competiciones con un total de 17 Copas del Mundo y 17 Campeonatos de Europa.

115 La liga española de hockey sobre patines (OkLiga) está basada en un sistema de liga
116 regular a doble vuelta, en la que se juegan el mismo número de partidos como local y como
117 visitante. En la OkLiga la victoria es premiada con tres puntos, el empate con uno, y ningún
118 punto por la derrota. El procedimiento de recopilación de datos se realizó utilizando la
119 información disponible sobre cada partido en la página web oficial de la Federación Española
120 de Hockey sobre Pistas (www.fep.es).

121

122 *Variables*

123 El resultado del partido se estableció como la variable dependiente del estudio
124 expresándose como la diferencia de goles entre los dos equipos. Se examinaron cuatro
125 variables independientes para identificar su influencia sobre el resultado del partido: a) ganar
126 en la media parte (WH), 0 = no ganar en la media parte, 1= ganar en la media parte; b)
127 localización del partido (GL), 0 = visitante, 1= local; c) marcar primero (SF), 0 = marcar
128 primero, 1= no marcar primero; d) ganar en la media parte por más de un gol (WHG), 0 = no
129 ganar por más de un gol, 1= ganar por dos o más goles.

130

131 *Análisis estadístico*

132 La variable principal del estudio fue el resultado del partido (no ganar, ganar). Se
133 realizó un análisis univariado para cada una de las variables relacionada con el resultado del
134 partido usando la prueba de χ^2 con la corrección de Yates para variables categóricas. La
135 significación estadística se estableció en $p < 0,05$. Las variables fueron objeto de un análisis

6

136 multivariado mediante una regresión logística (Hidalgo & Goodman, 2013) . Se estableció un
137 modelo predictivo basado en cuatro variables. En el modelo final, el resultado del partido se
138 codificó como no victoria = 0, victoria = 1, considerándose tal como hemos mencionado
139 anteriormente como la variable dependiente.

140 Se utilizó la regresión logística para predecir los resultados categóricos basados en las
141 variables predictoras de los partidos (Pic & Castellano, 2016, 2017). Se incluyeron cuatro
142 variables independientes en el modelo: WH, SF, GL y WHG. La variable dependiente
143 utilizada en este modelo fue Y [0,1]. El valor de la variable dependiente fue uno para ganar el
144 partido y cero para no ganar el partido. La ecuación final del modelo se estableció de la forma
145 siguiente:

$$146 \quad P(Y) = \frac{1}{1+e^{-(\beta_1 + \beta_2 \cdot WH + \beta_3 \cdot SF + \beta_4 \cdot GL + \beta_5 \cdot WHG + \epsilon)}}$$

147

148 Los odds ratio (OR) y los intervalos de confianza del 95% se calcularon a partir de los
149 coeficientes beta y del error estándar. Los OR mostraron el cambio en las probabilidades, lo
150 que significa que si el valor era superior a uno, las probabilidades de ganar aumentaban. Por
151 el contrario, si el valor era inferior a uno, las probabilidades disminuían. La hipótesis de que
152 el modelo logístico se ajustaba adecuadamente a los datos se probó utilizando la prueba de
153 bondad de ajuste χ^2 (Hosmer & Lemeshow, 1980). El análisis estadístico se realizó utilizando
154 el software SPSS (Versión 20 para Windows; SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

155

156 *Consideraciones éticas*

157 Como el estudio se realiza en el ámbito de una competición oficial de difusión pública
 158 no se **necesitó** el consentimiento informado de los deportistas de acuerdo con los requisitos
 159 éticos que establece la American Psychological Association (2002).

160

161 **Resultados**

162 La Tabla 1 muestra la estadística descriptiva y porcentual de todos los partidos
 163 jugados en la OkLiga durante las temporadas 2017-2018 y 2018-2019. Los equipos que
 164 **durante** la media parte tuvieron un resultado favorable ganaron el 76,21% de los partidos,
 165 mientras que cuando empataban o perdían, este porcentaje disminuía al 11,35% y al 12,43%,
 166 respectivamente. Además, los equipos locales que ganaron en la media parte acabaron
 167 ganando el 83,5% de los partidos. Por el contrario, los equipos visitantes ganaron el 68,54%
 168 de los partidos **al finalizar la primera parte con ventaja.**

169

170 **Tabla 1.**
 171 *Porcentaje de victorias, empates o derrotas en relación con el resultado de la media parte.*

Resultado	Resultado final del partido	Victoria			Empate			Derrota		
		Local	Visitante	Total	Local	Visitante	Total	Local	Visitante	Total
		n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
en la media parte	Victoria	162 (83.5)	120 (68.54)	282 (76.21)	16 (8.25)	26 (14.16)	42 (11.35)	16 (8.25)	30 (16.85)	46 (12.43)
	Empate	40 (36.36)	36 (32.72)	76 (34.54)	34 (30.9)	34 (30.9)	68 (30.9)	36 (32.72)	40 (36.36)	76 (34.54)
	Derrota	30 (16.85)	16 (8.25)	46 (12.43)	26 (14.16)	16 (8.25)	42 (11.35)	120 (68.54)	162 (83.5)	282 (76.21)

172

173

174 Todos los indicadores de rendimiento analizados mostraron diferencias significativas
 175 entre las victorias (victoria) y los empates o derrotas (no victoria) (Tabla 2). La presencia de
 176 cualquiera de los indicadores de rendimiento estudiados se relacionó con un mayor número y
 177 porcentaje de victorias. En general, la variable WHG resultó en un 93,3% de victorias y un
 178 6,7% de no victorias ($p < .001$); WH resultó en un 76,2% de victorias y un 23,8% de no
 179 victorias ($p < .001$); SF en un 62,5% de victorias y un 37,5% de no victorias ($p < .001$), y GL
 180 en un 49,2% de victorias y un 50,8% de no victorias ($p = .004$).

181 **Tabla 2.**

182 *Estadística descriptiva y porcentaje de variables del juego sobre el resultado del partido.*

	Resultado del partido		<i>p</i>
	Victoria	No victoria	
	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)	
Victoria en la media parte	282 (76.2)	88 (23.8)	.000**
Marcar primero	289 (60.6)	188 (39.4)	.000**
Localización del partido	235 (49.2)	243 (50.8)	.001**
Victoria en la media parte por más de un gol	154 (87)	23 (13)	.000**

183 ** Diferencias significativas entre las variables de partido y el resultado final; $p < .01$

184

185 Después del análisis multivariado, los resultados mostraron que todas las variables
 186 analizadas tuvieron un efecto positivo en el resultado final del partido (Tabla 3). La variable
 187 WHG fue la variable predictiva más potente con un valor OR de 4,695. La segunda variable
 188 fue WH con un OR de 3,348, seguida de SF (OR = 2,058) y GL (OR = 1,828).

189 **Tabla 3.**

190 *Resultados del análisis multivariado. Efectos de ganar en la media parte, marcar primero, localización del*
 191 *partido y victoria en la media parte por más de un gol.*

	Model coefficients	Valor significativo	Odds ratio	Intervalo de confianza de los odds ratio (95.0%)	
				Lower	Upper
Victoria en la media parte	1.208	.000	3.348	2.234	5.018
Marcar primero	.722	.002	2.058	1.433	2.955
Localización del partido	.605	.000	1.828	1.354	2.469
Victoria a media parte por más de un gol	1.546	.000	4.695	2.757	7.993
Constante	-1.795	.000	.166		

192 Bondad de ajuste $\chi^2 = 7.218$; $df = 6$; $p = 0.301$

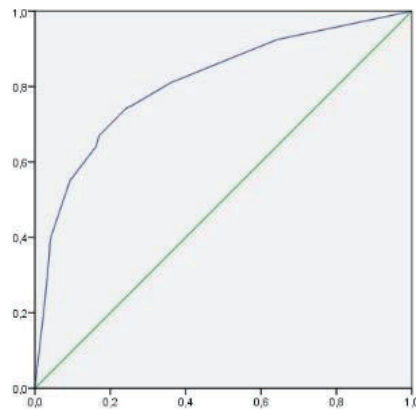
193 Área bajo la curva ROC = 0.81; Sensibilidad = 0.6692; Especificidad = 0.8301; VPP = 0.7361; VPN = 0.7798

194

195 En el modelo, el establecimiento de un punto de corte de 0,420 para predecir una
196 victoria dio como resultado una sensibilidad de 0,6692, una especificidad de 0,8301, un valor
197 predictivo positivo de 73,61%, un valor predictivo negativo de 77,98%, y una clasificación
198 correcta total del 76,73%. En la Figura 1, se presenta la curva ROC para el modelo de
199 regresión logística múltiple basados en las variables del resultado de partido, indicador de la
200 representación de la razón o proporción de verdaderos positivos (VPR = Razón de
201 Verdaderos Positivos) frente a la razón o proporción de falsos positivos (FPR = Razón de
202 Falsos Positivos).

203

204 **Figura 1.**
205 *Curva ROC para el modelo de regresión logística múltiple basados en las variables del resultado de partido.*
206 *Área bajo la curva ROC = 0,81*
207



209

210 **Discusión**

211 El objetivo principal del presente estudio fue identificar las variables relacionadas con
212 el resultado final de los partidos de la Primera División Española masculina de hockey sobre
213 patines y su importancia específica mediante un análisis multivariable. Los resultados

10

214 obtenidos mostraron que las variables “localización del partido” (GL), “marcar primero”
215 (SF), “ganar en la media parte” (WH) y “ganar en la media parte por más de un gol” (WHG)
216 tienen un efecto predictivo independiente relacionado con el resultado final del partido. La
217 variable predictora más fuerte fue WHG (OR = 4.695), seguida por WH (OR = 3.348), SF
218 (OR = 2.058) y GL (OR = 1.828). Estos hallazgos confirmaron que la evolución del marcador
219 influyó de forma evidente en los resultados de los partidos de hockey patines. No se han
220 encontrado estudios previos en dicho deporte que permitan comparar nuestros resultados. Sin
221 embargo, coinciden con los reportados en otros deportes colectivos como el fútbol, donde los
222 equipos también obtienen mejores resultados cuando van ganando en la media parte
223 (Martínez, 2014).

224

225 *Ganar en la media parte*

226 Los resultados del estudio mostraron que el 76,2% de las victorias correspondieron a
227 equipos que estaban ganando en la media parte. La regresión logística mostró que la variable
228 WH proporcionó un efecto positivo cuantificado con un OR de 3.348. Sin embargo, el
229 predictor más potente en nuestro estudio fue la variable WHG reportando un OR de 4.695.
230 Puede haber varias razones que expliquen estos hallazgos. Una de ellas sería que el hecho de
231 ir ganando el partido crea un estado de confort que permite los sus jugadores adoptar
232 estrategias de mantenimiento de la posesión de la pelota durante la segunda mitad
233 traduciéndose así en un estilo de juego menos directo y por ende en un mayor control del
234 juego (Lago et al., 2010). En este sentido, se ha demostrado que en deportes con estructura
235 formal similar al hockey sobre patines, como el fútbol, los equipos juegan de forma diferente
236 según pierden, ganan o empatan (Lago & Martín, 2007).

237

238 *Marcar el primer gol*

239 Otro indicador de rendimiento predictor de victoria fue la variable SF con una OR de
240 2.058. Los resultados mostraron que los equipos ganaron el 60,6% de los partidos cuando
241 marcaron primero. Según estudios previos como el de Arboix-Alió y Aguilera-Castells
242 (2018), que cuantificaron la ventaja de marcar primero en el hockey profesional masculino
243 español con un 64,14%, o como otros realizados en deportes de equipo, anotar primero es
244 relevante porque el equipo que empata o pierde reduce los intentos de marcar gol (García-
245 Rubio et al., 2015; Taylor et al., 2008). En fútbol, García-Rubio et al. (2015) encontraron un
246 OR de 3,36 para los equipos que marcan el primer gol del encuentro. El menor valor de OR
247 de este estudio podría explicarse porque el hockey sobre patines es un deporte con un número
248 de goles por partido superior que el fútbol, marcando una media de 7,13 goles en la liga
249 española (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2019) por solo 2,65 en el fútbol sala español
250 (Sampedro & Prieto, 2012) o 3.61 y 3.55 en los Mundiales de fútbol y los Campeonatos de
251 Europa de la UEFA disputados en la década de 2010. Contrariamente a lo que sucede en
252 fútbol, los datos indican una mayor dificultad de los equipos de hockey sobre patines para
253 mantener un resultado favorable cuando marcan primero. Sin embargo, la ventaja de marcar
254 primero podría explicarse por las mismas razones que en los otros deportes de equipo.

255 El hecho de marcar el primer gol del encuentro también tiene un impacto positivo en
256 el público local al aumentar su entusiasmo y su participación. Este efecto se basa en la teoría
257 del momento psicológico (Gayton, et al., 1993; Iso-Ahola & Mobily, 1980), conocida como
258 la ventaja añadida que se obtiene cuando se produce un acontecimiento inicial exitoso en un
259 contexto deportivo, proporcionando un momento psicológico en el deportista que lo conduce
260 a mejoras en el rendimiento y aumenta sus posibilidades de éxito. Este fenómeno también es
261 considerado para explicar los altibajos en el rendimiento de los equipos y de los jugadores

262 (Roane et al., 2004) en diferentes deporte de situación como fútbol, beisbol o fútbol playa
263 (Courneya, 1990; Lago-Peñas, Gómez-Ruano, Megías-Navarro, et al., 2016; Leite, 2016).

264

265 *Localización del partido*

266 Finalmente, el predictor que menos incidió en el resultado final, aunque también fuera
267 estadísticamente significativo, fue la variable GL, reportando una OR de 1.828. El efecto de
268 este HA en el hockey sobre patines ha sido confirmado en estudios recientes, y se ha
269 estimado alrededor del 60% (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-Castells,
270 2019). Competir como local puede tener un efecto psicológico en los jugadores que
271 experimentan en su comportamiento una respuesta para proteger su territorio (Pollard &
272 Gómez, 2009). Según la teoría de la territorialidad y la facilitación social, los equipos locales
273 presentan comportamientos más agresivos para intimidar y disuadir al rival, condicionando
274 así el rendimiento del visitante (Prieto & Gómez, 2012). Otros factores extrínsecos que
275 pueden influir sobre el HA son la cantidad de público asistente, los condicionantes del viaje,
276 el arbitraje o la familiaridad con el campo de juego (Courneya & Carron, 1992; Pollard &
277 Pollard, 2005).

278 Las diferencias encontradas entre las cuatro variables predictivas de este estudio
279 pueden explicarse por las características intrínsecas del hockey sobre patines. En la liga
280 española de hockey patines, hay una media de 7,13 goles por partido (Arboix-Alió &
281 Aguilera-Castells, 2019), lo que significa que marcar primero no es tan decisivo como en
282 otros deportes de equipo en los que el número de goles es considerablemente menor (García-
283 Rubio et al., 2015). Sin embargo, ganar al final de la primera mitad y si es por más de un gol
284 parecen ser los dos factores más determinantes para la victoria. Lógicamente la suma o la
285 combinación de estas cuatro variables aumenta aún más las posibilidades de predecir la

286 victoria en un partido, por ejemplo, el hecho de marcar primero, junto con jugar como local e
287 ir ganando al término de la media parte.

288

289 El presente estudio también tiene algunas limitaciones que deberían abordarse en
290 futuras investigaciones. En primer lugar, no se han considerado los posibles efectos de
291 algunos factores como el sesgo arbitral (Sors et al., 2020), la influencia de los viajes, el
292 equilibrio competitivo (Arboix-Alió et al., 2019; Arboix-Alió, Buscà, et al., 2021) o el
293 comportamiento de los espectadores (Pollard, 2008). Por otra parte, futuras investigaciones
294 deberían confirmar nuestros resultados en otros contextos competitivos de hockey sobre
295 patines como por ejemplo en la liga femenina, [en las principales ligas nacionales](#) (por
296 ejemplo, la liga italiana o la liga portuguesa), o en competición de nivel inferior (deporte de
297 base o ligas regionales). Del mismo modo, podría ser interesante analizar si estas variables
298 del juego cambian según la relevancia de la competición (Campeonatos Europeos, Mundiales
299 y Euroliga) [o estudiar el efecto sobre acciones específicas del juego como las acciones a](#)
300 [pelota parada](#) (Fernández-Hermógenes et al., 2017, 2021) [o la intervención del guardameta](#)
301 [\(Trabal, 2016; Trabal et al., 2020\).](#)

302

303 **Conclusiones**

304 El presente estudio ha identificado en orden decreciente los siguientes valores
305 predictivos de victoria en los partidos de la liga española de hockey sobre patines: ir ganado
306 en la media parte por más de un gol, ir ganando en la media parte, marcar primero y jugar
307 como local. Estos resultados muestran la importancia de dominar el marcador al término de la
308 media parte. Además, los eventos deportivos iniciales como anotar primero parecen
309 condicionar también el resultado y el juego en los partidos de hockey patines.

310 Como aplicaciones prácticas de la presente investigación, el análisis de la influencia
311 de las variables de partido puede proporcionar información valiosa a los entrenadores y
312 practicantes de este deporte en aspectos como las alineaciones del equipo según las
313 necesidades del propio equipo, las características del oponente, el momento de partido o de la
314 localización del partido. Por lo tanto, los entrenadores deben diseñar entrenamientos para
315 reforzar la presión en ataque al principio del juego, contrarrestando al equipo contrario para
316 tener un resultado favorable en la media parte y no conceder ningún gol.

317 Jugar con un ritmo tan alto para mantener la ventaja competitiva implica también un
318 correcto manejo de la preparación física del equipo, con una condición física que permita un
319 óptimo desempeño técnico y táctico bajo altas exigencias, tolerando el cansancio acumulado
320 (Fernández et al., 2020). Además, estos hallazgos podrían ayudar a los miembros del staff
321 técnico a diseñar sesiones de entrenamientos específicas basadas en momentos concretos de
322 partido o también a simular diferentes escenarios del partido donde la ventaja o desventaja de
323 puntuación esté presente. Estas situaciones hipotéticas podrían ser útiles para analizar las
324 respuestas individuales de los jugadores en dichas situaciones, mejorando así su rendimiento
325 bajo situaciones de presión. Por este motivo, es aconsejable aplicar alternativas psicológicas
326 que permitan optimizar el rendimiento deportivo en los momentos de presión inherentes a los
327 deportes de competición.

328 **Referencias**

- 329 Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en hockey sobre
330 patines. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, *3*(18), 220–231.
- 331 Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in roller
332 hockey. *Journal of Sport and Health Research*, *3*(11), 263–272.
- 333 Arboix-Alió, J., Buscà, B., & Aguilera-Castells, J. (2019). Competitive balance using
334 Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues.
335 *Journal of Physical Education and Sport*, *19*(2), 1200–1204.
336 <https://doi.org/10.7752/jpes.2019.02174>
- 337 Arboix-Alió, J., Buscà, B., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., Trabal, G., &
338 Peña, J. (2021). Competitive balance in male European rink hockey leagues. *Apunts*
339 *Educació Física i Esports*, *3*(145), 75–80. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/3).145.05)
340 [0983.es.\(2021/3\).145.05](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/3).145.05)
- 341 Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J., & Sánchez-López, M. . (2020).
342 Comparison of home advantage in men’s and women’s Portuguese roller hockey league.
343 *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, *20*(1), 181–189.
- 344 Baert, S., & Amez, S. (2018). No better moment to score a goal than just before half time? A
345 soccer myth statistically tested. *PLoS ONE*, *13*(3), 1–17.
346 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0194255>
- 347 Brito, C. J., Miarka, B., de Durana, A. L. D., & Fukuda, D. H. (2017). Home Advantage in
348 Judo: Analysis by the Combat Phase, Penalties and the Type of Attack. *Journal of*
349 *Human Kinetics*, *57*(1). <https://doi.org/10.1515/hukin-2017-0062>
- 350 Cooper, H., Deneve, K. M., & Mosteller, F. (1992). Predicting Professional Sports Game
351 Outcomes from Intermediate Game Scores. *CHANCE*, *5*(3–4), 18–22.

- 352 <https://doi.org/10.1080/09332480.1992.10554981>
- 353 Courneya, K. S. (1990). Importance of Game Location and Scoring First in College Baseball.
354 *Perceptual and Motor Skills*, 71(2), 624–626. <https://doi.org/10.2466/pms.1990.71.2.624>
- 355 Courneya, K. S., & Carron, A. V. (1992). The Home Advantage In Sport Competitions: A
356 Literature Review. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(1), 13–27.
357 <https://doi.org/10.1123/jsep.14.1.13>
- 358 Diana, B., Zurloni, V., Elia, M., Cavallera, C. M., Jonsson, G. K., & Anguera, M. T. (2017).
359 How Game Location Affects Soccer Performance: T-Pattern Analysis of Attack Actions
360 in Home and Away Matches. *Frontiers in Psychology*, 8(AUG), 1–11.
361 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01415>
- 362 Drust, B. (2010). Performance analysis research: Meeting the challenge. *Journal of Sports*
363 *Sciences*, 28(9), 921–922. <https://doi.org/10.1080/02640411003740769>
- 364 Fernández-Hermógenes, D., Camerino, O., & García de Alcaraz, A. (2017). Acciones
365 ofensivas a balón parado en el fútbol. *Apunts Educación Física y Deportes*, 129, 78–94.
366 [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2017/3\).129.06](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2017/3).129.06)
- 367 Fernández-Hermógenes, D., Camerino, O., & Hílano, R. (2021). Indicadores de rendimiento
368 del saque de esquina en el fútbol de élite. *Apunts Educación Física y Deportes*, 144, 52–
369 64. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2021/2\).144.07](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/2).144.07)
- 370 Fernández, D., Novelles, A., Tarragó, R., & Reche, X. (2020). Comparing the Most
371 Demanding Passages of Official Matches and Training Drills in Elite Roller Hockey.
372 *Apunts Educación Física y Deportes*, 140, 77–80. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2020/2\).140.11](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2020/2).140.11)
- 374 Ferreira Julio, U., Panissa, V. L. G., Miarka, B., Takito, M. Y., & Franchini, E. (2012). Home
375 advantage in judo: A study of the world ranking list. *Journal of Sports Sciences*, May

- 376 2015, 1–7. <https://doi.org/10.1080/02640414.2012.725855>
- 377 Garcia-Rubio, J., Gómez, M. A., Lago-Peñas, C., & Ibañez, S. J. (2015). Effect of match
378 venue, scoring first and quality of opposition on match outcome in the UEFA
379 Champions League. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 15(2),
380 527–539. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.11868811>
- 381 García Rubio, J., Cañadas Alonso, M., & Antúnez Medina, A. (2015). Efectos de la
382 asistencia, densidad de la misma y la capacidad del pabellón en las victorias conseguidas
383 en casa en función de la conferencia en la NBA. / Effects of attendance, crowd density
384 and capacity of arena in home advantage according to NBA confere. *Cuadernos de*
385 *Psicología Del Deporte*, 15(3), 175–180.
386 [http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=111376299&lang=pt-](http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=111376299&lang=pt-br&site=ehost-live)
387 [br&site=ehost-live](http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=111376299&lang=pt-br&site=ehost-live)
- 388 Gayton, W. F., Very, M., & Hearn, J. (1993). Psychological momentum in team sports.
389 *Journal of Sport Behavior*, 16(3), 121–123.
- 390 Gómez, M. ., Méndez, C., Indaburu, A., & Travassos, B. (2018). Goal effectiveness after
391 players' dismissals in professional futsal teams. *Journal of Sports Sciences*, 00(00), 1–7.
392 <https://doi.org/10.1080/02640414.2018.1531498>
- 393 Gómez, M. ., Silva, R., Lorenzo, A., Kreivyte, R., & Sampaio, J. (2017). Exploring the
394 effects of substituting basketball players in high-level teams. *Journal of Sports Sciences*,
395 35(3), 247–254. <https://doi.org/10.1080/02640414.2016.1161217>
- 396 Gómez, M. Á., Moral, J., & Lago-Peñas, C. (2015). Multivariate analysis of ball possessions
397 effectiveness in elite futsal. *Journal of Sports Sciences*, 33(20), 2173–2181.
398 <https://doi.org/10.1080/02640414.2015.1075168>
- 399 Gómez, M.A, Lago-Peñas, C., & Owen, L. A. (2016). The influence of substitutions on elite

- 400 soccer teams' performance. *International Journal of Performance Analysis in Sport*,
401 16(2), 553–568. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868908>
- 402 Gómez, M.A., & Pollard, R. (2014). Calculating the Home Advantage in Soccer Leagues.
403 *Journal of Human Kinetics*, 40(1), 5–6. <https://doi.org/10.2478/hukin-2014-0001>
- 404 Hidalgo, B., & Goodman, M. (2013). Multivariate or Multivariable Regression? *American*
405 *Journal of Public Health*, 103(1), 39–40. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2012.300897>
- 406 Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (1980). Goodness of fit tests for the multiple logistic
407 regression model. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 9(10), 1043–
408 1069. <https://doi.org/10.1080/03610928008827941>
- 409 Hughes, M. D., & Bartlett, R. M. (2002). The use of performance indicators in performance
410 analysis. *Journal of Sports Sciences*, 20(10), 739–754.
411 <https://doi.org/10.1080/026404102320675602>
- 412 Iso-Ahola, S. E., & Mobily, K. (1980). “Psychological Momentum”: A Phenomenon and an
413 Empirical (Unobtrusive) Validation of its Influence in a Competitive Sport Tournament.
414 *Psychological Reports*, 46(2), 391–401. <https://doi.org/10.2466/pr0.1980.46.2.391>
- 415 Jamieson, J. P. (2010). The Home Field Advantage in Athletics: A Meta-Analysis. *Journal of*
416 *Applied Social Psychology*, 40(7), 1819–1848. [https://doi.org/10.1111/j.1559-](https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x)
417 [1816.2010.00641.x](https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x)
- 418 Jones, B. M. (2009). Scoring First and Home Advantage in the NHL. *International Journal of*
419 *Performance Analysis in Sport*, 9(3), 320–331.
420 <https://doi.org/10.1080/24748668.2009.11868489>
- 421 Koning, R. H. (2005). Home advantage in speed skating: evidence from individual data.
422 *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 417–427.
423 <https://doi.org/10.1080/02640410400021625>

- 424 Koning, R. H. (2011). Home advantage in professional tennis. *Journal of Sports Sciences*,
425 29(1), 19–27. <https://doi.org/10.1080/02640414.2010.516762>
- 426 Lago-Peñas, C., & Dellal, A. (2010). Ball possession strategies in elite soccer according to
427 the evolution of the match-score: The influence of situational variables. *Journal of*
428 *Human Kinetics*, 25(1), 93–100. <https://doi.org/10.2478/v10078-010-0036-z>
- 429 Lago-Peñas, C., García, A., & Gómez-López, M. (2016). Efecto de un calendario
430 sobrecargado de partidos sobre el rendimiento físico en el fútbol de élite. *Cuadernos de*
431 *Psicología Del Deporte*, 16(1), 287–294.
- 432 Lago-Peñas, C., Gómez-Ruano, M.-Á., Owen, A. L., & Sampaio, J. (2016). The effects of a
433 player dismissal on competitive technical match performance. *International Journal of*
434 *Performance Analysis in Sport*, 16(3), 792–800.
435 <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868928>
- 436 Lago-Peñas, C., Gómez-Ruano, M., Megías-Navarro, D., & Pollard, R. (2016). Home
437 advantage in football: Examining the effect of scoring first on match outcome in the five
438 major European leagues. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 16(2),
439 411–421. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868897>
- 440 Lago, C., Casais, L., Dominguez, E., & Sampaio, J. (2010). The effects of situational
441 variables on distance covered at various speeds in elite soccer. *European Journal of*
442 *Sport Science*, 10(2), 103–109. <https://doi.org/10.1080/17461390903273994>
- 443 Lago, C., & Martín, R. (2007). Determinants of possession of the ball in soccer. *Journal of*
444 *Sports Sciences*, 25(9), 969–974. <https://doi.org/10.1080/02640410600944626>
- 445 Leite, W. S. S. (2013). The Impact of the First Goal in the Final Result of the Futsal Match.
446 *Annals of Applied Sport Science*, 1(3), 1–8.
- 447 Leite, W. S. S. (2016). Beach Soccer: Analysis of the Goals Scored and its Relation to the

- 448 Game Physiology. *International Journal of Physical Education, Fitness and Sports*,
449 5(1), 12–17. <https://doi.org/10.26524/1613>
- 450 Liu, H., Hopkins, W. G., & Gómez, M. A. (2016). Modelling relationships between match
451 events and match outcome in elite football. *European Journal of Sport Science*, 16(5),
452 516–525. <https://doi.org/10.1080/17461391.2015.1042527>
- 453 Martínez, J. A. (2014). Influencia del primer cuarto en el resultado final en baloncesto.
454 *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de La Actividad Física y Del Deporte*,
455 14(56), 755–769.
- 456 Meguckin, T. A., Sinclair, W. H., Sealey, R. M., & Bowman, P. W. (2015). Players’
457 perceptions of home advantage in the Australian rugby league competition. *Perceptual
458 and Motor Skills*, 121(3), 666–674. <https://doi.org/10.2466/06.PMS.121c28x4>
- 459 Nevill, A., Holder, R., Bardsley, A., Calvert, H., & Jones, S. (1997). Identifying home
460 advantage in international tennis and golf tournaments. *Journal of Sports Sciences*,
461 15(May 2015), 437–443. <https://doi.org/10.1080/026404197367227>
- 462 Pic, M., & Castellano, J. (2016). Efecto de la localización del partido en eliminatorias de ida
463 y vuelta de la UEFA Champions League. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias
464 Del Deporte*, 12(44), 149–163. <https://doi.org/10.5232/ricyde2016.04405>
- 465 Pic, M., & Castellano, J. (2017). Influence of match location in the spanish Copa del Rey.
466 *Retos: Nuevas Tendencias En Educación Física, Deporte y Recreación*, 2041(31), 202–
467 206.
- 468 Pollard, R. (1986). Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *Journal of Sports
469 Sciences*, 4(3), 237–248. <https://doi.org/10.1080/02640418608732122>
- 470 Pollard, R. (2006). Home advantage in soccer: variations in its magnitude and a literature
471 review of the associated factors associated with its existence. *Journal of Sport Behavior*,

472 29, 169–189.

473 Pollard, R. (2008). Home Advantage in Football: A Current Review of an Unsolved Puzzle.
474 *The Open Sports Sciences Journal*, 1(1), 12–14.
475 <https://doi.org/10.2174/1875399X00801010012>

476 Pollard, R., & Gómez, M. A. (2009). Home advantage in football in South-West Europe:
477 Long-term trends, regional variation, and team differences. *European Journal of Sport*
478 *Science*, 9(6), 341–352. <https://doi.org/10.1080/17461390903009133>

479 Pollard, R., & Gómez, M. Á. (2013). Variations in home advantage in the national basketball
480 leagues of Europe. *Revista de Psicología Del Deporte*, 22(1), 263–266.

481 Pollard, R., & Pollard, G. (2005). Long-term trends in home advantage in professional team
482 sports in North America and England (1876-2003). *Journal of Sports Sciences*, 23(4),
483 337–350. <https://doi.org/10.1080/02640410400021559>

484 Pollard, R., Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2017). Global differences in home advantage by
485 country, sport and sex. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 17(4),
486 586–599. <https://doi.org/10.1080/24748668.2017.1372164>

487 Prieto, J., Gómez, M.-Á., & Pollard, R. (2013). Home Advantage in Men's and Women's
488 Spanish First and Second Division Water Polo Leagues. *Journal of Human Kinetics*,
489 37(1), 137–143. <https://doi.org/10.2478/hukin-2013-0034>

490 Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2012). Estudio comparativo de la ventaja de jugar en casa en
491 balonmano y rugby como deportes colectivos de colaboración-oposición con contacto.
492 *E-Balonmano.Com: Journal of Sports Science / Revista de Ciencias Del Deporte*, 8(1),
493 17–24.
494 [http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=72323511&lang=pt-](http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=72323511&lang=pt-br&site=ehost-live)
495 [br&site=ehost-live](http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=s3h&AN=72323511&lang=pt-br&site=ehost-live)

- 496 Prieto, J., Gómez, M. Á., & Sampaio, J. (2015). Players' exclusions effects on elite handball
497 teams' scoring performance during close games. *International Journal of Performance*
498 *Analysis in Sport*, *15*(3), 983–996. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.11868845>
- 499 Ribeiro, H. V., Mukherjee, S., & Zeng, X. H. T. (2016). The Advantage of Playing Home in
500 NBA: Microscopic, Team-Specific and Evolving Features. *Plos One*, *11*(3), e0152440.
501 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0152440>
- 502 Roane, H. S., Kelley, M. E., Trosclair, N. M., & Hauer, L. S. (2004). Behavioral momentum
503 in sports: a partial replication with women's basketball. *Journal of Applied Behavior*
504 *Analysis*, *37*(3), 385–390. <https://doi.org/10.1901/jaba.2004.37-385>
- 505 Sampedro, J., & Prieto, J. (2012). El efecto de marcar primero y la ventaja de jugar en casa.
506 *Revista de Psicología Del Deporte*, *21*(1997), 301–308. [http://espacio-](http://espacio-futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcarprimero)
507 [futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcarprimero](http://espacio-futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcarprimero)
- 508 Sors, F., Grassi, M., Agostini, T., & Murgia, M. (2020). The sound of silence in association
509 football: Home advantage and referee bias decrease in matches played without
510 spectators. *European Journal of Sport Science*, *0*(0), 1–9.
511 <https://doi.org/10.1080/17461391.2020.1845814>
- 512 Taylor, J. B., Mellalieu, S. D., James, N., & Shearer, D. A. (2008). The influence of match
513 location, quality of opposition, and match status on technical performance in
514 professional association football. *Journal of Sports Sciences*, *26*(9), 885–895.
515 <https://doi.org/10.1080/02640410701836887>
- 516 Thomas, S., Reeves, C., & Bell, A. (2008). Home advantage in the Six Nations Rugby Union
517 tournament. *Perceptual and Motor Skills*, *106*, 113–116.
518 <https://doi.org/10.2466/PMS.106.1.113-116>
- 519 Trabal, G. (2016). Estudi etnogràfic del porter d'hoquei sobre patins: una vida entre

520 paradoxes. *Apunts Educación Física y Deportes*, 4(126), 23–29.
521 [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2016/4\).126.02](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2016/4).126.02)

522 Trabal, G., Daza, G., & Riera, J. (2020). La eficacia del portero en la falta directa del hockey
523 patines. *Apunts Educación Física y Deportes*, 139, 56–64.
524 [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2020/1\).139.08](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2020/1).139.08)

525

ESTUDIO IV: Situational variables in elite rink hockey: Effect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome.



Situational variables in elite rink hockey: effect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome

Jordi Arboix-Alió, Joan Aguilera-Castells, Bernat Buscà, Adrià Miró, Raúl Hílano, Guillem Trabal & Javier Peña

To cite this article: Jordi Arboix-Alió, Joan Aguilera-Castells, Bernat Buscà, Adrià Miró, Raúl Hílano, Guillem Trabal & Javier Peña (2021): Situational variables in elite rink hockey: effect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome, International Journal of Performance Analysis in Sport, DOI: [10.1080/24748668.2021.1976057](https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1976057)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1976057>



Published online: 08 Sep 2021.



[Submit your article to this journal](#)



[View related articles](#)



[View Crossmark data](#)

Full Terms & Conditions of access and use can be found at
<https://www.tandfonline.com/action/journalInformation?journalCode=rpan20>

1 **Situational variables in elite rink hockey: Effect of match location, team level,**
2 **scoring first and match status at halftime on the competitive outcome**

3
4 Jordi Arboix-Alió¹, Joan Aguilera-Castells*¹, Bernat Buscà¹, Adrià Miró¹, Raúl
5 Hílano², Guillem Traba³, Javier Peña^{3,4},

6

7 ¹*Department of Sports Science, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna*
8 *(Barcelona, Spain).*

9 ²*National Institute of Physical Education of Catalonia (INEFC), University of Lleida,*
10 *(Lleida, Spain).*

11 ³*Department of Physical Activity Sciences, University of Vic – Central University of*
12 *Catalonia (Vic, Spain)*

13 ⁴*Sport Performance Analysis Research Group (SPARG), University of Vic-Central*
14 *University of Catalonia (Vic, Spain)*

15

16

17

18

19

20

21

22 *Corresponding author: Aguilera, Joan. *Department of Sports Science, Ramon Llull*
23 *University, FPCEE Blanquerna (Barcelona, Spain).*

24 e-mail: joanac1@blanquerna.url.edu

25 **Situational variables in elite rink hockey: Effect of match location, team level,**
26 **scoring first and match status at halftime on the competitive outcome**

27

28 **Abstract**

29 The main purpose of the present study was to build a parsimonious model to predict
30 the probability of winning in rink hockey from different situational variables and
31 evaluate each predictor's contribution to the match outcome. A sample of 238 matches
32 played during the last season in the Spanish first division (*OKLiga*) was analysed. The
33 best predictive logistic model for match outcome was selected through all possible
34 regressions methods. The entire model included five categorical predictor variables
35 (*match location*, *team level*, *opponent level*, *scoring first*, and *match status at*
36 *halftime*) and one binary outcome variable (*match outcome*). The final model selected
37 excluded the scoring first predictor and had a sensitivity and specificity greater than
38 80% for a cut-off point of .413. This model was applied to predict winning a match in
39 32 frequent situations determined from a two-step cluster analysis. The predictor with
40 the highest contribution to the match outcome was *match status at halftime*, followed
41 by the *opponent's level*, *team level*, and *match location*. Our findings may help rink
42 hockey coaches and practitioners to recognize the contribution of situational variables
43 on the match outcome to tailor their game plans and design more aggressive game
44 plans, improving game understanding.

45

46 **Keywords:** match analysis; roller hockey; team sports; binary logistic regression;
47 predictive model.

48

49 **Introduction**

50 In the last years, the increasing interest in sports performance analysis has expanded
51 the number of studies about match variables in different sports. Rink hockey, a
52 collective sport where two teams of five players compete on a rectangular court (40 x
53 20 m) surrounded by a one-meter high barrier, is not an exception, and the number of
54 studies about this topic has grown considerably (Ferraz et al., 2020). Like in other
55 team sports, given the increasing professionalization, match analysis appears to be
56 widely accepted by players, coaches and sports scientists as an essential source of
57 information to analyse and subsequently improve sports performance (Drust, 2010;
58 Liu et al., 2016). In this regard, it seems especially helpful in providing objective
59 reference knowledge about the strengths and weaknesses of the opponents (Sousa et
60 al., 2021) or to contributes to developing the players' technical and tactical
61 knowledge, critical thinking, decision-making and confidence (Almeida et al., 2019;
62 Butterworth et al., 2012). Therefore, it seems necessary to identify the most relevant
63 performance indicators in every sport.

64 One of these performance indicators is situational variables. This term includes the
65 different game and situational conditions that may influence performance at a
66 behavioural level (Lago-Peñas, 2012). Match location, match status, or match time
67 have been proven as situational determinants of the performance in several team
68 sports (Garcia-Rubio et al., 2015; Lago-Peñas et al., 2016; Lago-Peñas & Dellal,
69 2010). For instance, it has been reported that situational variables influence football
70 team's game style (Gollan et al., 2020), players' decision-making in beach handball
71 (Vázquez-Diz et al., 2019), or the regulation of physical effort according to the
72 specific demands of individual matches and periods of the game in professional
73 football (Redwood-Brown et al., 2018). Given that rink hockey, like many team

74 sports, is dominated by strategic factors, it is reasonable to suggest that situational
75 variables may somehow influence the teams' and players' performance (Lago-Peñas,
76 2012). Moreover, the particularities of rink hockey regulation, divided into two halves
77 (each one 25 minutes long with the possibility of two times-out per team), allow
78 modifying the tactics and strategies according to game constraints and situational
79 variables.

80 Among the different situational variables, probably the most analysed in team sports
81 has been match location (Pollard et al., 2017; Pollard & Pollard, 2005). This
82 phenomenon, known as Home Advantage (HA), is defined as the advantage of teams
83 competing at their home court compared with their performance abroad (Pollard,
84 1986) and can be quantified as the number of points won at home expressed as a
85 percentage of all points gained. HA was first studied by Schwartz & Barsky (1977) in
86 different team sports modalities, such as basketball, ice hockey, football, or baseball
87 in the United States, and subsequently has been widely documented in a wide variety
88 of sports (Legaz-Arrese et al., 2013). Although HA differently influence depending on
89 sport, region, or competitive standard, it can be quantified around 60% (Jamieson,
90 2010). In rink hockey, Gómez et al. (2011) and Arboix-Alió and Aguilera-Castells
91 (2019) reported a HA of 58.32% and 59.80% in Spanish League (*OkLiga*),
92 respectively. Similarly, in the Portuguese League, Arboix-Alió et al. (2020) reported a
93 value of 60.88%.

94 Another situational variable influencing teams' performance are the initial events and
95 the score evolution. In this vein, scoring first has been proved as an important factor
96 to explain the final outcome in futsal matches (Sampedro & Prieto, 2012). Likewise,
97 wining at halftime has a positive effect in water polo (Ruano et al., 2016) or
98 basketball (Martínez, 2014). In rink hockey, it has only been analysed the teams'

99 probability of winning, drawing, or losing when scoring first (Arboix-Alió &
100 Aguilera-Castells, 2018). Although not being a low-scoring sport like football, (Liu et
101 al., 2021; Sampedro & Prieto, 2012), the effect of scoring the first goal has shown a
102 value of 64.14% and 62.91% for the First and Second division Spanish leagues,
103 respectively (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018).

104 However, all rink hockey studies mentioned above have analysed situational variables
105 in isolation, not accounting for the possibility of interactions (e.g. playing at home
106 plus winning at halftime). Furthermore, in no case, the level of teams was taken into
107 account. This fact has been proven as a determinant factor in many team sports since
108 opposition ability and team ability have a strong impact on many technical
109 performance variables (Gómez et al., 2014; Redwood-Brown et al., 2019). Moreover,
110 teams' ability could be especially relevant in rink hockey because in most leagues
111 exists an evident level of bias (Arboix-Alió et al., 2019), caused probably by the
112 different budgets of teams competing in the same division (Arboix-Alió, Buscà, et al.,
113 2021). This issue causes more heterogeneity of level than in other team sports, with
114 professional and semi-professional athletes in the same competitions. Indeed, in a
115 recent study, Arboix-Alió, Trabal, Aguilera-Castells, et al. (2021) revealed higher set-
116 piece effectiveness of the best-ranked teams (*Euroleague* group: 1st to the fourth
117 position) at the end of the Spanish league season. Moreover, the same authors
118 reported that goalkeepers of the *Euroleague* group teams saved more set-pieces
119 (72.81%) than the *Remained* (9th to 12th position) or *Relegation* (13th to 16th position)
120 groups' teams (65.22% and 61.77%, respectively).

121 These situational variables should be analysed in-depth to understand their influence
122 on rink hockey. Therefore, the primary aim of the present study was to build a
123 parsimonious model to predict the probability of winning a match in rink hockey,

124 using different situational variables and evaluating the contribution of each predictor
125 on the match outcome.

126

127 **Methods**

128 *Sample*

129 The sample consisted of 238 matches during the last season in the Spanish first
130 division (*OkLiga*). The *OkLiga* has a balanced schedule in which each team plays one
131 game at home, followed by one game away. Data collection procedures were carried
132 out using the information available about every match on the Spanish Rink Hockey
133 Federation official website (www.fep.es).

134

135 *Design and Procedures*

136 A total of five categorical predictor variables and one binary outcome variable were
137 recorded (Table 1).

138

139 ** PLEASE INSERT TABLE 1 ABOUT HERE **

140

141 *Statistical analysis*

142 A descriptive analysis (absolute and relative frequencies) and inferential analysis
143 (confidence interval for a proportion calculated using the Wilson method) of the
144 categorical variables were performed.

145 The method of all possible regressions (David W. Hosmer et al., 1989; Lawless &
146 Singhal, 1978) was used to select the best predictive logistic model for match
147 outcome. The initial full model included five situational predictors (MatLoc, TeaLev,
148 OppLev, ScoFir, and MatStaHal) and one binary outcome (MatOut). The

149 multiplicative term TeaLev×OppLev was not included because it caused collinearity
150 problems (an increase of the mean-variance inflation factor or mean VIF from 1.51 to
151 4.85 when including this term). The selection criteria for the best predictive logistic
152 model were as follows: (a) the parsimony principle (Ratkowsky, 1993); (b) a small
153 value of Akaike information criterion (AIC) (Akaike, 1998); (c) a large value of the
154 area under the ROC curve (AUC); (d) balanced sensitivity (Se) and specificity (Sp)
155 for a cut-off point of .5; (e) a good fit in the Hosmer-Lemeshow test ($p > .10$)
156 (Hosmer & Lemeshow, 1980); (f) a non-significant difference between the ROC
157 curve of the full model and the candidate sub-model ($p > .05$); and (g) a non-
158 significant integrated discrimination improvement (IDI) and net reclassification
159 improvement (NRI) between the full model and the candidate sub-model ($p > .05$)
160 (Pencina et al., 2008).

161 Once the best predictive model was selected, its reliability was assessed through
162 cross-validation. Then, it was checked whether this model met the following
163 assumptions – the statistics used to examine these assumptions are specified in
164 parentheses: (a) absence of influential observations (Delta-Beta influence statistic,
165 $\Delta\text{Beta} > 0.4$; Delta chi-squared influence statistic, $\Delta\chi^2 > 3.84$; and Delta-D influence
166 statistic, $\Delta\text{Dev} > 3.84$) (Hosmer et al., 1991); (b) absence of collinearity (variance
167 inflation factor, $\text{VIF} < 5$); and (c) presence of equi-dispersion (residual mean
168 deviance, $\text{RMD} \approx 1$). The assumption of linearity between the predictors and the logit
169 was not tested because all the predictors were categorical.

170 After checking the diagnostics of the selected model, its parameters were estimated,
171 and its global goodness-of-fit was assessed using a likelihood-ratio test and several
172 pseudo- R^2 indices (Cox-Snell, Nagelkerke, and adjusted McFadden). Then, the model
173 equation was used to predict the probability of winning a match in 32 frequent

174 situations (combinations of values of the predictor variables) determined from a two-
175 step cluster analysis (number of fixed clusters: 2; distance measure: log-likelihood;
176 clustering criterion: Schwarz's Bayesian criterion). Finally, the optimal cut-off point
177 based on the ROC curve was computed to balance the sensitivity and specificity of the
178 selected model as much as possible.

179 The two-step cluster analysis was performed in IBM SPSS Statistics v. 20.0 software
180 (SPSS Inc., Chicago, IL, USA). All other statistical analyses were performed in
181 Stata/IC v. 17.0 software (StataCorp, College Station, TX, USA) with the following
182 commands: `proportions` (estimates proportions and calculates Wilson confidence
183 intervals), `allsets` (finds the best subset for logistic regression and computes AIC,
184 AUC, Se, Sp, and Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit for each subset), `roccomp`
185 (tests equality of ROC curves), `idi` (calculates IDI), `nri1` (calculates NRI),
186 `crossfold` (performs cross-validation), `predict` (calculates influence statistics),
187 `estat vif` (calculates VIF), `logit` (reports coefficients of the logistic model),
188 `lrtest` (performs likelihood-ratio test), `fitstat` (reports pseudo- R^2 indices),
189 `contract` (calculates the frequency of each combination of predictor values),
190 `lincom` (makes predictions and calculates confidence interval for each prediction),
191 and `dtroc` (computes optimal cut-off point based on ROC curve).

192

193 **Results**

194 Table 2 shows the absolute and relative frequencies of the six categorical variables
195 included in the entire model. The 95% confidence interval for a proportion (95% CI
196 for π) was calculated using the Wilson method.

197

198 ** PLEASE INSERT TABLE 2 ABOUT HERE **

199

200 A total of 31 models were estimated from the method of all possible regressions.
201 Table 3 lists the top 5 models according to the AIC criteria. The model with the
202 lowest AIC (393.9) and highest AUC (.899) was the entire model, which included five
203 situational predictors (MatLoc, TeaLev, OppLev, ScoFir, and MatStaHal). However,
204 the second model in Table 3 was selected as the best predictive model for the
205 following reasons: more parsimonious model than the first model by excluding the
206 ScoFir predictor; second model with lower AIC (395.1) and higher AUC (.897);
207 model with a balanced Se (71.9%) and Sp (86.1%) for the cut-off point $\pi = .5$; model
208 with a good fit in the Hosmer-Lemeshow test ($p = .506$); and compared to the entire
209 model, a non-significant loss of 0.23% in AUC ($p = .353$), a non-significant average
210 loss of 0.56% in the correct prediction of events ($p = .088$), and a non-significant net
211 loss of 2.58% in the prediction ($p = .098$). In contrast, the remaining models in Table
212 3 were discarded as the best predictive model because they did not meet some
213 selection criteria (e.g., the third model had a significant IDI).

214

215 ** PLEASE INSERT TABLE 3 ABOUT HERE **

216

217 Regarding the reliability of the selected model, a pseudo- $R^2_{\text{Mean}} = .448$ and an AUC =
218 .894 were obtained by cross-validation and bootstrap resampling, respectively. Both
219 values indicated the true predictive power of the model when used with external
220 samples. On the other hand, concerning the diagnostics of the selected model, only
221 eight observations with high influence statistics were detected but were not removed
222 from the model because they were correctly recorded; no collinearity was detected
223 between the predictors (mean VIF = 1.58), and a slight infra-dispersion was found

9

224 between the observed and expected variance (RMD = 0.80) and, consequently, the
 225 standard errors of the model coefficients were slightly overestimated, increasing the
 226 type II error (β).

227 Table 4 presents the selected model's parameters, showing their b coefficients, odds
 228 ratios (exponentials of the b coefficients), confidence intervals and p -values. The
 229 global likelihood-ratio test indicated that the set of parameters of the estimated model
 230 predicted the match outcome in a statistically significant way ($\chi^2_{LR} = 276.4$, $df = 10$, p
 231 $< .001$). The pseudo- R^2 measures indicated that the estimated model explained
 232 between 39.2% and 59.2% of the uncertainty in the data ($R^2_{Cox-Snell} = 0.440$,
 233 $R^2_{Nagelkerke} = 0.592$, $R^2_{adj\ McFadden} = 0.392$). Odds ratios (ORs) showed that playing at
 234 home (relative to playing away), a high level of the analysed team (compared to a low
 235 level), a low level of the opposing team (compared a high level) and drawing or
 236 winning at halftime (compared to losing) increased the chances of winning the match.

237 The predictor with the highest contribution on the match outcome was match status at
 238 halftime ($\chi^2_{LR} = 97.6$, $df = 3$, $p < .001$), followed by opponent's level ($\chi^2_{LR} = 40.9$, $df =$
 239 3 , $p < .001$), team level ($\chi^2_{LR} = 39.9$, $df = 3$, $p < .001$), and match location ($\chi^2_{LR} = 10.3$,
 240 $df = 1$, $p = .001$).

241

242 ** PLEASE INSERT TABLE 4 ABOUT HERE **

243

244 The following logistic regression equation was defined from the b coefficients in

245 Table 4:

$$\begin{aligned}
 \text{logit}(\text{MatOut}=\text{Won} \mid \text{MatLoc TeaLev OppLev MatStaHal}) = & -4.679 + 0.837 \times \text{MatLoc} + \\
 & 0.779 \times \text{TeaLea2} + 1.592 \times \text{TeaLev3} + 2.488 \times \text{TeaLev4} + 1.087 \times \text{OppLev2} + 1.335 \times \text{OppLev3} + \\
 & 2.710 \times \text{OppLev4} + 1.073 \times \text{MatStaHal2} + 2.062 \times \text{MatStaHal3} + 3.844 \times \text{MatStaHal4}
 \end{aligned}$$

248

249

250 Then, the probability of winning the match in 32 frequent situations of the analysed
251 competition was predicted from the following logistic function:

252

$$253 \quad \Pr(\text{MatOut}=\text{Won} \mid \text{MatLoc TeaLev OppLev MatStaHal}) = \frac{1}{1 + e^{-\text{logit}}}$$

254

255 These 32 predictions are presented in Table 5. As an example, the first prediction is
256 interpreted as follows: the probability of winning the game when a permanence-level
257 team plays away against a Euroleague-level team and loses at halftime is .020 (CI
258 95%: .008 to .050). This situation was the most frequent in the competition analyzed
259 ($n = 14$, 2.94%).

260

261 ** PLEASE INSERT TABLE 5 ABOUT HERE **

262

263 The optimal cut-off point based on the ROC curve was $\pi = .413$. For this cut-off
264 point, a high capacity to detect matches won (Se = 80.3%) and not won (Sp = 80.2%)
265 was obtained, and a high total percentage of correct classifications was also achieved
266 (80.3%). Consequently, the sensitivity and specificity values were more balanced for
267 the $\pi = .413$ cut-off point (Se = 80.3, Sp = 80.2%) than for the $\pi = .5$ cut-off point (Se
268 = 71.9%, Sp = 86.1%).

269

270 **Discussion**

271 The primary purpose of the present study was to build a parsimonious model to
272 predict the probability of winning a rink hockey match using different situational
273 variables and evaluating the contribution of each predictor on the match outcome. To

274 our knowledge, this is the first study focused on the interactive effects of situational
275 variables in rink hockey. The main findings were that the predictor with the highest
276 contribution to the match outcome was *match status at halftime*, followed by the
277 *opponent's level*, *team level*, and *match location*. Despite the lack of studies available
278 to compare the present results, these findings are in line with other team sports
279 (Gómez et al., 2014; Lago-Peñas & Gómez-López, 2014; Taylor et al., 2008),
280 confirming that situational variables influence rink hockey outcomes.

281

282 *Match status at halftime*

283 The result at halftime was the strongest situational variable predictor. Winning at
284 halftime provides teams with a high chance of winning the match (OR = 7.862). Thus,
285 it was especially determinant the status of winning by two or more goals (OR =
286 46.710). Apart from the mere fact that these goal differences are included in the final
287 match outcome, tactical and psychological factors could also explain the advantage of
288 winning at halftime. As it happens with other team sports, if a team wins by a larger
289 margin of goals, playing tactics might reduce the game pace (Ruano et al., 2016).
290 Indeed, as was previously found in football (O'donoghue & Robinson, 2016), given
291 the partial advantage that represents a comfortable state for players, it is possible that
292 rink hockey teams also assume a ball retention strategy, slowing down the game pace
293 and resulting in more controlled responses in order to maintain the goal differences.

294 Regarding the psychological responses, playing the second half winning by one or
295 more goals, allows the team to face this challenge confidently. Following the
296 cognitive activation theory of stress, changes in androgens levels driven by
297 competition would modify the behaviour of athletes in subsequent interactions
298 depending on the outcome of the moment (Oliveira et al., 2009). This difference in

299 hormonal response to competition between winners and losers has been documented
300 in different contests that involve physical confrontation (Fry et al., 2011) and could
301 also explain the difference in performance between winners and losers observed in the
302 present study. In the rink hockey scope, Arboix-Alió, Trabal, Valente-Dos-Santos, et
303 al. (2021) reported that players had significantly better success in free direct hits when
304 winning by two goals (OR = 2.4) and in penalties when winning by three or more
305 goals (OR = 3.83). Conversely, players were less effective when losing by two goals
306 (OR = 0.38). In the same vein, Sousa et al. (2020) reported that when a team had at
307 least two or more goals than the opponent, the effectiveness of the opponent
308 goalkeepers was reduced by 45% versus a tied match status in the Portuguese Rink
309 Hockey First Division.

310

311 *Team level and Opponent's level*

312 The second strongest predictor was the teams' and opponents' level. Specially
313 determinant was belonging to the group of teams ranked from 1 to 4 (*Euroleague*
314 *group*) since it seemed to be a significant factor in increasing the probability of
315 winning more matches in the *OkLiga* competition.

316 This fact can be explained because in the *OkLiga* competition exists an evident level
317 of bias, caused probably by the different budgets of teams competing in the same
318 division (Arboix-Alió, Buscà, et al., 2021). This issue causes higher-level
319 heterogeneity than in other team sports, with professional and semi-professional
320 athletes in the same competitions. These professional clubs present a clear superiority
321 compared to the other teams attributed to an economic superiority since these teams
322 belong to football clubs. This phenomenon, called the "drag effect" (Zambom-
323 Ferraresi et al., 2018), provides a great advantage to some rink hockey teams, with the

324 others not being part of prominent professional structures. Another aspect that should
325 be considered is the tradition and history of a club, generally related to its foundation
326 with football as the primary sport. Rink hockey clubs with a broad tradition have
327 higher support provided by institutions and sports governing bodies.

328

329 *Match location*

330 The probability of winning the match when playing at home was higher than playing
331 away (OR = 2.311). As in many team sports, the HA effect has been proved as a
332 predictor performance variable (Gómez et al., 2011; Pollard et al., 2017; Pollard &
333 Gómez, 2012). However, there is a paucity of studies analyzing the match location
334 effect using logistic regressions in the rink hockey context. Only Arboix-Alió, Trabal,
335 Valente-Dos-Santos, et al. (2021) and Trabal et al. (2020) analysed its effect in
336 individual set-pieces performance, reporting that the free direct hits and the penalties
337 were not influenced by match location, probably because are specific and individual
338 actions between one player against the goalkeeper without the intervention of other
339 players.

340 Despite this lack of studies analysing the match location effect using logistic
341 regressions, these findings are consistent with the positive HA effect. In the specific
342 case of rink hockey, the HA effect has been confirmed in two recent studies, and it
343 has been estimated at around 60% (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-
344 Castells, 2019).

345

346 *Scoring first*

347 Finally, scoring the first goal of the match was not a significant predictor. Despite the
348 probability of winning the match was higher when teams scored the first goal, its
349 effect was not a determinant situational variable to the match outcome.

350 In other team sports like football, García-Rubio et al. (2015) found an increase of 3.36
351 in the OR of winning the game for the teams scoring the first goal. The lack of
352 significance in the present study could be explained because rink hockey is a higher-
353 scoring sport than football, scoring an average of 7.13 goals per game in the Spanish
354 League (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2019) for only 2.65 in football (Sampedro
355 & Prieto, 2012).

356

357 The intrinsic characteristics of rink hockey could explain the differences found
358 between the different predictors. For instance, scoring the first goal in rink hockey is
359 not as decisive as in other team sports, where the number of goals is considerably
360 lower. However, winning at the end of the first half or team level seem to be the most
361 determining victory factors. Notwithstanding these results, it seems that the addition
362 of all these variables further increases the chances of winning a game — for example,
363 the fact of being a *Euroleague* team playing at home, together with winning at
364 halftime and playing against a *Relegation* team, gives a 99,5% chance of winning the
365 match.

366

367 Despite the usefulness of these findings, the present investigation also has some
368 limitations that should be acknowledged and addressed in future studies. One of the
369 main limitations of the present study is that the controversial *10 events per predictor*
370 *parameter rule* (10 EPP rule) was applied to calculate the minimum sample size
371 (Ogundimu et al., 2016; Peduzzi et al., 1996; Vittinghoff & McCulloch, 2007). If a

372 regression model starts with 11 candidate parameters or coefficients deduced from the
373 theoretical framework, at least 110 events (110 matches won in our case) are needed
374 to build a new multivariable predictive model for binary responses. The reason for
375 applying this rule is that no previous rink hockey studies have been found to build a
376 predictive model to predict match outcomes. However, based on the results obtained
377 in the present study (proportion of matches won = 0.426 and $R_{\text{Cox-Snell}}^2 = 0.440$) and
378 the novel four-step procedure proposed by Riley et al. (2019, 2020), it will be possible
379 to calculate the sample size more appropriately in future rink hockey studies.

380 Conversely, the method of *all possible regressions* was used in the present study to
381 build this predictive model. No *stepwise regression* method was used because these
382 automatic predictor selection procedures often present problems (Thompson, 1989).
383 Some of its most important limitations are the following: (a) stepwise regression
384 increases the type I error (α) of significance tests when there are many predictors; (b)
385 the hierarchical principle is not always fulfilled when multiplicative terms are
386 introduced into the initial model (i.e. if this model includes for example the term
387 $X_1 \times X_2$, it must also contain the terms X_1 and X_2 separately, and this doesn't always
388 happen with stepwise regression); and (c) the different existing stepwise regression
389 methods do not always lead to the same final regression model, which poses a
390 decision problem for the researcher in choosing the best prediction model (e.g., in the
391 present study, the *backward stepwise selection* method did not exclude the predictor
392 ScoFir from the full model with $p_{\text{Wald}} = .071$, $p_{\text{LR}} = .072$, OR = 1.80, and 95% CI =
393 0.95 to 3.40, whereas the *forward stepwise selection* method did not include this
394 predictor from starting with an empty model). On the other hand, all possible
395 regressions method overcomes the aforementioned limitations of the stepwise
396 regression method, but has the disadvantage of requiring more computational time

397 (e.g., if the initial full model includes 16 predictors, the Stata `allsets` command
398 takes about 10 minutes to estimate and compare 65,535 models).

399 Finally, further research should replicate our findings in other rink hockey
400 competitive contexts like female professional hockey leagues, other national
401 championships (i.e., Italian league, Portuguese league), or lower levels of competition
402 (grassroots sport or minor leagues). Moreover, it could be interesting to analyse
403 whether these game variables change according to the game's relevance (European or
404 World Championships, or Euroleague). The strengths of our study lie in its novelty,
405 being the first study to analyse the situational variables' influence in rink hockey,
406 building a parsimonious model to predict the probability of winning a match.

407

408 **Conclusions and Practical applications**

409 In conclusion, the current study indicates that situational variables influence the
410 outcomes in rink hockey matches and, therefore, should be taken into account.

411 Although the present findings can only show a performance scenario about particular
412 game aspects, coaches and practitioners could consider these results to effectively
413 develop training plans that are more coherent to the game dynamics. In this context,
414 the analysis of situational variables can provide valuable information to empower
415 decision making regarding game plans, lineups, game offensiveness, team behaviour,
416 and dead-ball play depending on the time left, the team's needs, the opponent's
417 characteristics, the game momentum, or the venue.

418 Moreover, the present study could help staff members design practices based on the
419 specificity of a particular stage of the competition or simulate different scenarios
420 where score advantage or disadvantage are present. Additionally, these findings can
421 improve the coaches' competencies regarding mental and tactical approaches to the

17

422 game. For instance, coaches could transfer vital advice to avoid the negative
423 supporters' influence when playing away in terms of psychological behaviour.
424 Focusing on their tactical strategy could lead their players to fix their game task
425 exclusively, avoiding any influence by any bother coming off the court. These
426 hypothetical situations could help coaches assess the players' responses in these
427 situations, improving the game under pressure. Thus, it is interesting to improve the
428 psychological preparation that can optimize sports performance when pressure is
429 inherent to competitive team sports.

430

431 **Disclosure statement**

432 No potential conflict of interest was reported by the authors.

433 **References**

- 434 Akaike, H. (1998). *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood*
435 *Principle* (pp. 199–213). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1694-](https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1694-0_15)
436 [0_15](https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1694-0_15)
- 437 Almeida, J., Sarmiento, H., Kelly, S., & Travassos, B. (2019). Coach decision-making
438 in Futsal: from preparation to competition. *International Journal of Performance*
439 *Analysis in Sport*, *19*(5), 711–723.
440 <https://doi.org/10.1080/24748668.2019.1648717>
- 441 Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en
442 hockey sobre patines. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, *3*(18), 220–231.
- 443 Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in
444 roller hockey. *Journal of Sport and Health Research*, *3*(11), 263–272.
- 445 Arboix-Alió, J., Buscà, B., & Aguilera-Castells, J. (2019). Competitive balance using
446 Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey
447 leagues. *Journal of Physical Education and Sport*, *19*(2), 1200–1204.
448 <https://doi.org/10.7752/jpes.2019.02174>
- 449 Arboix-Alió, J., Buscà, B., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., Trabal, G.,
450 & Peña, J. (2021). Competitive balance in male European rink hockey leagues.
451 *Apunts Educació Física i Esports*, *3*(145), 75–80.
452 [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2021/3\).145.05](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/3).145.05)
- 453 Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J., & Sánchez-López, M. .
454 (2020). Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller
455 hockey league. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, *20*(1), 181–189.
456 <https://doi.org/10.6018/cpd.363041>
- 457 Arboix-Alió, J., Trabal, G., Aguilera-Castells, J., & Buscà, B. (2021). Analysis of the

458 individual set-pieces influence on the teams' ranking in rink hockey. *Journal of*
459 *Human Kinetics*, 79(1), 229–236. <https://doi.org/10.2478/hukin-2021-0076>

460 Arboix-Alió, J., Trabal, G., Valente-Dos-Santos, J., Aguilera-Castells, J., Fort-
461 Vanmeerhaeghe, A., & Buscà, B. (2021). The influence of contextual variables
462 on individual set-pieces in elite rink hockey. *International Journal of*
463 *Performance Analysis in Sport*, 21(3), 336–347.
464 <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1890525>

465 Butterworth, D. A., Turner, J. D., & Johnstone, A. J. (2012). Coaches' perceptions of
466 the potential use of performance analysis in badminton. *International Journal of*
467 *Performance Analysis in Sport*, 12(2), 452–467.
468 <https://doi.org/10.1080/24748668.2012.11868610>

469

470 Drust, B. (2010). Performance analysis research: Meeting the challenge. *Journal of*
471 *Sports Sciences*, 28(9), 921–922. <https://doi.org/10.1080/02640411003740769>

472 Ferraz, A., Valente-Dos-Santos, J., Sarmiento, H., Duarte-Mendes, P., & Travassos, B.
473 (2020). A Review of Players' Characterization and Game Performance on Male
474 Rink-Hockey. *International Journal of Environmental Research and Public*
475 *Health*, 17(12), 42–59. <https://doi.org/10.3390/ijerph17124259>

476 Fry, A. C., Schilling, B. K., Fleck, S. J., & Kraemer, W. J. (2011). Relationships
477 Between Competitive Wrestling Success and Neuroendocrine Responses.
478 *Journal of Strength and Conditioning Research*, 25(1), 40–45.
479 <https://doi.org/10.1519/JSC.0b013e3181fef62f>

480 Garcia-Rubio, J., Gomez, M. A., Lago-Peñas, C., & Ibañez, S. J. (2015). Effect of
481 match venue, scoring first and quality of opposition on match outcome in the
482 UEFA Champions League. *International Journal of Performance Analysis in*

483 *Sport*, 15(2), 527–539. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.11868811>

484 Gollan, S., Bellenger, C., & Norton, K. (2020). Contextual Factors Impact Styles of
485 Play in the English Premier League. *Journal of Sports Science & Medicine*,
486 19(1), 78–83.

487 Gómez, M A, Lago-Peñas, C., Viaño, J., & González-García, I. (2014). Effects of
488 game location, team quality and final outcome on game-related statistics in
489 professional handball close games. *Kinesiology*, 46(2), 249–257.

490 Gómez, Miguel A., Pollard, R., & Luis-Pascual, J.-C. (2011). Comparison of the
491 Home Advantage in Nine Different Professional Team Sports in Spain.
492 *Perceptual and Motor Skills*, 113(1), 150–156.
493 <https://doi.org/10.2466/05.PMS.113.4.150-156>

494 Hosmer, D W, Taber, S., & Lemeshow, S. (1991). The importance of assessing the fit
495 of logistic regression models: a case study. *American Journal of Public Health*,
496 81(12), 1630–1635. <https://doi.org/10.2105/AJPH.81.12.1630>

497 Hosmer, David W., Jovanovic, B., & Lemeshow, S. (1989). Best Subsets Logistic
498 Regression. *Biometrics*, 45(4), 1265. <https://doi.org/10.2307/2531779>

499 Hosmer, David W., & Lemeshow, S. (1980). Goodness of fit tests for the multiple
500 logistic regression model. *Communications in Statistics - Theory and Methods*,
501 9(10), 1043–1069. <https://doi.org/10.1080/03610928008827941>

502 Jamieson, J. P. (2010). The Home Field Advantage in Athletics: A Meta-Analysis.
503 *Journal of Applied Social Psychology*, 40(7), 1819–1848.
504 <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x>

505 Lago-Peñas, C. (2012). The Role of Situational Variables in Analysing Physical
506 Performance in Soccer. *Journal of Human Kinetics*, 35(December), 89–95.
507 <https://doi.org/10.2478/v10078-012-0082-9>

- 508 Lago-Peñas, C., & Dellal, A. (2010). Ball possession strategies in elite soccer
509 according to the evolution of the match-score: The influence of situational
510 variables. *Journal of Human Kinetics*, *25*(1), 93–100.
511 <https://doi.org/10.2478/v10078-010-0036-z>
- 512 Lago-Peñas, C., & Gómez-López, M. (2014). How Important is it to Score a Goal?
513 The Influence of the Scoreline on Match Performance in Elite Soccer. *Perceptual
514 and Motor Skills*, *119*(3), 774–784. <https://doi.org/10.2466/23.27.PMS.119c32z1>
- 515 Lago-Peñas, C., Gómez-Ruano, M., Megías-Navarro, D., & Pollard, R. (2016). Home
516 advantage in football: Examining the effect of scoring first on match outcome in
517 the five major European leagues. *International Journal of Performance Analysis
518 in Sport*, *16*(2), 411–421. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868897>
- 519 Lawless, J. F., & Singhal, K. (1978). Efficient Screening of Nonnormal Regression
520 Models. *Biometrics*, *34*(2), 318. <https://doi.org/10.2307/2530022>
- 521 Legaz-Arrese, A., Moliner-Urdiales, D., & Munguía-Izquierdo, D. (2013). Home
522 advantage and sports performance: evidence, causes and psychological
523 implications. *Universitas Psychologica*, *12*(3).
524 <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy12-3.hasp>
- 525 Liu, H., Hopkins, W. G., & Gómez, M. A. (2016). Modelling relationships between
526 match events and match outcome in elite football. *European Journal of Sport
527 Science*, *16*(5), 516–525. <https://doi.org/10.1080/17461391.2015.1042527>
- 528 Liu, T., García-de-Alcaraz, A., Wang, H., Hu, P., & Chen, Q. (2021). Impact of
529 Scoring First on Match Outcome in the Chinese Football Super League.
530 *Frontiers in Psychology*, *12*.
531 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.662708>
- 532 Martínez, J. A. (2014). Influencia del primer cuarto en el resultado final en baloncesto. *Revista Internacional de*

533 *Medicina y Ciencias de La Actividad Física y Del Deporte*, 14(56), 755–769.

534 O'donoghue, P., & Robinson, G. (2016). Score-line effect on work-rate in English FA
535 Premier League soccer. *International Journal of Performance Analysis in Sport*,
536 16(3), 910–923. <https://doi.org/10.1080/24748668.2016.11868938>

537 Ogundimu, E. O., Altman, D. G., & Collins, G. S. (2016). Adequate sample size for
538 developing prediction models is not simply related to events per variable.
539 *Journal of Clinical Epidemiology*, 76, 175–182.
540 <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2016.02.031>

541 Oliveira, T., Gouveia, M. J., & Oliveira, R. F. (2009). Testosterone responsiveness to
542 winning and losing experiences in female soccer players.
543 *Psychoneuroendocrinology*, 34(7), 1056–1064.
544 <https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2009.02.006>

545 Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T. R., & Feinstein, A. R. (1996). A
546 simulation study of the number of events per variable in logistic regression
547 analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(12), 1373–1379.
548 [https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(96\)00236-3](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(96)00236-3)

549 Pencina, M. J., D'Agostino, R. B., D'Agostino, R. B., & Vasan, R. S. (2008).
550 Evaluating the added predictive ability of a new marker: From area under the
551 ROC curve to reclassification and beyond. *Statistics in Medicine*, 27(2), 157–
552 172. <https://doi.org/10.1002/sim.2929>

553 Pollard, R. (1986). Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *Journal of*
554 *Sports Sciences*, 4(3), 237–248. <https://doi.org/10.1080/02640418608732122>

555 Pollard, R., & Gómez, M. A. (2012). Comparison of home advantage in men's and
556 women's football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*,
557 14(sup1), S77–S83. <https://doi.org/10.1080/17461391.2011.651490>

- 558 Pollard, R., & Pollard, G. (2005). Long-term trends in home advantage in professional
559 team sports in North America and England (1876-2003). *Journal of Sports*
560 *Sciences*, 23(4), 337–350. <https://doi.org/10.1080/02640410400021559>
- 561 Pollard, R., Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2017). Global differences in home advantage
562 by country, sport and sex. *International Journal of Performance Analysis in*
563 *Sport*, 17(4), 586–599. <https://doi.org/10.1080/24748668.2017.1372164>
- 564 Ratkowsky, D. A. (1993). Principles of nonlinear regression modeling. *Journal of*
565 *Industrial Microbiology*, 12(3–5), 195–199. <https://doi.org/10.1007/BF01584190>
- 566 Redwood-Brown, A. J., O'Donoghue, P. G., Nevill, A. M., Saward, C., Dyer, N., &
567 Sunderland, C. (2018). Effects of situational variables on the physical activity
568 profiles of elite soccer players in different score line states. *Scandinavian*
569 *Journal of Medicine & Science in Sports*, 28(12), 2515–2526.
570 <https://doi.org/10.1111/sms.13271>
- 571 Redwood-Brown, A. J., O'Donoghue, P. G., Nevill, A. M., Saward, C., &
572 Sunderland, C. (2019). Effects of playing position, pitch location, opposition
573 ability and team ability on the technical performance of elite soccer players in
574 different score line states. *PLOS ONE*, 14(2), e0211707.
575 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0211707>
- 576 Riley, R. D., Ensor, J., Snell, K. I. E., Harrell, F. E., Martin, G. P., Reitsma, J. B.,
577 Moons, K. G. M., Collins, G., & van Smeden, M. (2020). Calculating the sample
578 size required for developing a clinical prediction model. *BMJ*, m441.
579 <https://doi.org/10.1136/bmj.m441>
- 580 Riley, R. D., Snell, K. I., Ensor, J., Burke, D. L., Harrell Jr, F. E., Moons, K. G., &
581 Collins, G. S. (2019). Minimum sample size for developing a multivariable
582 prediction model: PART II - binary and time-to-event outcomes. *Statistics in*

583 *Medicine*, 38(7), 1276–1296. <https://doi.org/10.1002/sim.7992>

584 Ruano, M. Á., Serna, A. D., Lupo, C., & Sampaio, J. E. (2016). Effects of Game
585 Location, Quality of Opposition, and Starting Quarter Score in the Outcome of
586 Elite Water Polo Quarters. *Journal of Strength and Conditioning Research*,
587 30(4), 1014–1020. <https://doi.org/10.1097/JSC.000000000000234>

588 Sampedro, J., & Prieto, J. (2012). El efecto de marcar primero y la ventaja de jugar en
589 casa. *Revista de Psicología Del Deporte*, 21(1997), 301–308. [http://espacio-](http://espacio-futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcarprimero)
590 [futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcarprimero](http://espacio-futbol.es/psicologia-aplicada/item/marcarprimero)

591 Schwartz, B., & Barsky, S. F. (1977). The Home Advantage. *Social Forces*, 55(3),
592 641–661. <https://doi.org/10.1093/sf/55.3.641>

593 Sousa, T., Sarmiento, H., Field, A., & Vaz, V. (2021). The perceptions of elite rink
594 hockey head coaches: preparation/observation and intervention. *International*
595 *Journal of Performance Analysis in Sport*, 21(2), 277–294.
596 <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1878652>

597 Sousa, T., Sarmiento, H., Marques, A., Field, A., & Vaz, V. (2020). The influence of
598 opponents' offensive play on the performance of professional rink hockey
599 goalkeepers. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 20(1), 53–
600 63. <https://doi.org/10.1080/24748668.2019.1704499>

601 Taylor, J. B., Mellalieu, S. D., James, N., & Shearer, D. A. (2008). The influence of
602 match location, quality of opposition, and match status on technical performance
603 in professional association football. *Journal of Sports Sciences*, 26(9), 885–895.
604 <https://doi.org/10.1080/02640410701836887>

605 Thompson, B. (1989). Why Won't Stepwise Methods Die? *Measurement and*
606 *Evaluation in Counseling and Development*, 21(4), 146–148.
607 <https://doi.org/10.1080/07481756.1989.12022899>

608 Trabal, G., Daza, G., & Arboix-Alió, J. (2020). Influencia de las variables
609 contextuales en la intervención del portero de hockey patines en la falta directa.
610 *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 20(2), 139–151.
611 <https://doi.org/10.6018/cpd.392351>

612 Vázquez-Diz, J. A., Morillo-Baro, J. P., Reigal, R. E., Morales-Sánchez, V., &
613 Hernández-Mendo, A. (2019). Contextual Factors and Decision-Making in the
614 Behavior of Finalization in the Positional Attack in Beach Handball: Differences
615 by Gender Through Polar Coordinates Analysis. *Frontiers in Psychology*, 10.
616 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01386>

617 Vittinghoff, E., & McCulloch, C. E. (2007). Relaxing the Rule of Ten Events per
618 Variable in Logistic and Cox Regression. *American Journal of Epidemiology*,
619 165(6), 710–718. <https://doi.org/10.1093/aje/kwk052>

620 Zambom-Ferraresi, F., García-Cebrián, L. I., & Lera-López, F. (2018). Competitive
621 balance in male and female leagues: Approximation to the Spanish case. *Journal*
622 *of Physical Education and Sport*, 18(3), 1323–1329.
623 <https://doi.org/10.7752/jpes.2018.s3196>

624

625

Table 1. Properties of the analysed variables.

Role	Variable (abbreviation)	Category (code)	Description
Outcome	Match outcome (MatOut)	Not won (0)	The analysed team lost or tied the match
		Won (1)	The analysed team won the match
Predictor	Match location (MatLoc)	Away (0)	The analysed team played away
		Home (1)	The analysed team played at home
	Team level (TeaLev)	Relegation (1)	The analysed team finished between 14 th to 16 th position
		Remained (2)	The analysed team finished between 10 th to 13 th position
		CERS Cup (3)	The analysed team finished between 5 th to 9 th position
		Euroleague (4)	The analysed team finished between 1 st to 4 th position
	Opponent's level (OppLev)	Euroleague (1)	The opponent's team finished between 1 st to 4 th position
		CERS Cup (2)	The opponent's team between 5 th to 9 th position
		Remained (3)	The opponent's team between 10 th to 13 th position
		Relegation (4)	The opponent's team between 14 th to 16 th position
	Scoring first (ScoFir)	No (0)	The analysed team does not score the first goal of the match
		Yes (1)	The analysed team scores the first goal of the match
	Match status at halftime (MatStaHal)	Loses (1)	The analyzed team loses at halftime
		Draws (2)	The analyzed team draws at halftime
Wins 1 (3)		The analyzed team wins by one goal at halftime	
Wins +1 (4)		The analyzed team wins by more than one goal at halftime	

Note. Within each variable, the category with the lowest numerical code (e. g., the category not won in match outcome variable) was considered as the reference category in the logistic regression model.

626

627

Table 2. Descriptive and inferential analysis of the categorical variables.

Variable	Category	<i>n</i>	%	95% CI for π	
				<i>LL</i>	<i>UL</i>
Match outcome	Not won	273	57.4	52.9	61.7
	Won	203	42.6	38.3	47.1
Match location	Away	238	50.0	45.5	54.5
	Home	238	50.0	45.5	54.5
Team level	Relegation	90	18.9	15.6	22.7
	Remained	117	24.6	20.9	28.6
	CERS Cup	149	31.3	27.3	35.6
Opponent's level	Euroleague	120	25.2	21.5	29.3
	Euroleague	120	25.2	21.5	29.3
	CERS Cup	149	31.3	27.3	35.6
	Remained	117	24.6	20.9	28.6
Scoring first	Relegation	90	18.9	15.6	22.7
	No	236	49.6	45.1	54.1
Match status at halftime	Yes	240	50.4	45.9	54.9
	Loses	185	38.9	34.6	43.3
	Draws	106	22.3	18.8	26.2
	Wins 1	96	20.2	16.8	24.0
	Wins +1	89	18.7	15.5	22.4

Note. *n* = number of observations; CI = confidence interval; *LL* = lower limit; *UL* = upper limit.

628
629

Table 3. Statistics and goodness-of-fit indices for the five models with the lowest AIC.

Model	Predictors	AIC	AUC	Se	Sp	p_{HL}	Model comparison		
							ROC	IDI	NRI
1	MatLoc, TeaLev, OppLev, ScoFir, MatStaHal	393.9	.899	73.4%	87.2%	.875	base	base	base
2	MatLoc, TeaLev, OppLev, MatStaHal	395.1	.897	71.9%	86.1%	.506	-0.23% ($p = .353$)	-0.56% ($p = .088$)	-2.58% ($p = .098$)
3	TeaLev, OppLev, ScoFir, MatStaHal	403.3	.892	71.9%	87.2%	.274	-0.74% ($p = .118$)	-1.60% ($p = .008$)	-1.48% ($p = .431$)
4	TeaLev, OppLev, MatStaHal	403.5	.891	72.4%	87.2%	.331	-0.83% ($p = .103$)	-2.02% ($p = .002$)	-0.99% ($p = .611$)
5	MatLoc, OppLev, ScoFir, MatStaHal	427.5	.874	67.5%	87.2%	.708	-2.53% ($p = .002$)	-5.81% ($p < .001$)	-5.91% ($p = .052$)

Note. AIC = Akaike's information criterion; AUC = area under the ROC curve; Se = sensitivity for cut-off point .5; Sp = specificity for cut-off point .5; p_{HL} = significance of the Hosmer-Lemeshow test; ROC = comparison of models with ROC curves (chi-squared test); IDI = comparison of models with the integrated discrimination improvement (Z-test); NRI = comparison of models with the net reclassification improvement (Z-test).

630
631

Table 4. Parameters of the selected model to predict the match outcome.

Predictors	<i>b</i>	95% CI for β		OR	95% CI for OR		<i>p</i> _{Wald}	<i>p</i> _{LR}
		LL	UL		LI	LS		
Match location								.001
Away (base)								
Home	0.837	0.318	1.357	2.311	1.374	3.886	.002	
Team level								<.001
Relegation (base)								
Remained	0.779	-0.114	1.672	2.180	0.892	5.323	.087	
CERS Cup	1.592	0.738	2.447	4.916	2.091	11.558	<.001	
Euroleague	2.488	1.565	3.411	12.039	4.784	30.301	<.001	
Opponent's level								<.001
Euroleague (base)								
CERS Cup	1.087	0.350	1.824	2.965	1.419	6.194	0.004	
Remained	1.335	0.566	2.105	3.801	1.761	8.205	0.001	
Relegation	2.710	1.813	3.608	15.034	6.130	36.875	<.001	
Match status at halftime								<.001
Loses (base)								
Draws	1.073	0.419	1.728	2.925	1.520	5.630	0.001	
Wins 1	2.062	1.390	2.734	7.862	4.016	15.390	<.001	
Wins +1	3.844	2.836	4.852	46.710	17.047	127.988	<.001	
Constant	-4.679	-5.786	-3.573	0.009	0.003	0.028	<.001	<.001

Note. *b* = regression coefficient *b*; CI = confidence interval; LL = lower limit; UL = upper limit; OR = odds ratio (exponential of coefficient *b*); *p*_{Wald} = significance of parameter β with the Wald test; *p*_{LR} = significance of parameter β with the partial likelihood ratio test.

632
633

Table 5. Predictions of the probability of winning a match in 32 frequent situations.

Situation	MatLoc	TeaLev	OppLev	MatStaHal	Pr(MatOut=Won)	95% CI for Pr		n	%
						LL	UL		
1	Away	Remained	Euroleague	Loses	.020	.008	.050	14	2.94
2	Home	Relegation	Euroleague	Loses	.021	.008	.057	11	2.31
3	Home	Relegation	CERS Cup	Loses	.060	.025	.139	11	2.31
4	Home	CERS Cup	Euroleague	Loses	.095	.045	.190	11	2.31
5	Away	Relegation	Euroleague	Loses	.009	.003	.027	10	2.10
6	Away	CERS Cup	Euroleague	Loses	.044	.019	.097	10	2.10
7	Away	Relegation	CERS Cup	Loses	.027	.010	.069	9	1.89
8	Away	Remained	CERS Cup	Loses	.057	.026	.120	9	1.89
9	Home	Euroleague	Relegation	Wins +1	.995	.981	.998	9	1.89
10	Home	Remained	Euroleague	Loses	.045	.019	.101	8	1.68
11	Away	CERS Cup	Euroleague	Draws	.118	.055	.235	8	1.68
12	Home	Remained	CERS Cup	Loses	.122	.061	.228	8	1.68
13	Home	CERS Cup	CERS Cup	Loses	.238	.134	.388	8	1.68
14	Away	CERS Cup	CERS Cup	Draws	.284	.167	.439	8	1.68
15	Home	Euroleague	Remained	Wins +1	.979	.936	.993	8	1.68
16	Away	Euroleague	Relegation	Wins +1	.987	.960	.996	8	1.68
17	Away	Relegation	Remained	Loses	.034	.013	.085	7	1.47
18	Away	CERS Cup	Remained	Draws	.337	.201	.506	7	1.47
19	Home	Euroleague	CERS Cup	Draws	.691	.510	.828	7	1.47
20	Away	Euroleague	CERS Cup	Wins +1	.939	.843	.978	7	1.47
21	Home	Euroleague	CERS Cup	Wins +1	.973	.922	.991	7	1.47
22	Away	Euroleague	Euroleague	Loses	.101	.045	.210	6	1.26
23	Away	CERS Cup	CERS Cup	Loses	.119	.060	.223	6	1.26
24	Away	Euroleague	CERS Cup	Loses	.249	.133	.416	6	1.26
25	Home	CERS Cup	Remained	Loses	.286	.158	.462	6	1.26
26	Home	Remained	CERS Cup	Draws	.289	.161	.462	6	1.26
27	Home	CERS Cup	CERS Cup	Draws	.478	.318	.642	6	1.26
28	Away	CERS Cup	Remained	Wins 1	.577	.402	.735	6	1.26
29	Home	CERS Cup	CERS Cup	Wins 1	.711	.543	.836	6	1.26
30	Home	Euroleague	Remained	Wins 1	.885	.771	.947	6	1.26
31	Away	CERS Cup	Relegation	Wins +1	.970	.912	.990	6	1.26
32	Home	CERS Cup	Relegation	Wins +1	.987	.958	.996	6	1.26

Note. Pr(MatOut=Won) = probability of winning a match; CI = confidence interval; LL = lower limit; UL = upper limit; n = number of observations.

634
635

ESTUDIO V: The behaviour of home advantage during the COVID-19 pandemic in European rink-hockey leagues



1 Article

2 **The behaviour of home advantage during the COVID-19 pan-**
3 **demic in European rink-hockey leagues**

4 **Jordi Arboix-Alió^{*1}, Guillem Trabal², Bernat Buscà¹, Javier Peña^{2,3,4}, Adrià Arboix⁵, Raúl Hilenó⁶**

5 ¹ Department of Sports Science, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna (Barcelona, Spain); jordi-
6 aa1@planquerna.url.edu (J.A.-A.); bernatbs@planquerna.url.edu (B.B)
7 ² Department of Physical Activity Sciences, University of Vic – Central University of Catalonia (Vic, Spain); guil-
8 lem_tt@hotmail.com (G.T); javier.pena@vic.cat (J.P)
9 ³ Sport Performance Analysis Research Group (SPARG), University of Vic–Central University of Catalonia (Vic, Spain);
10 javier.pena@vic.cat (J.P)
11 ⁴ Sport And Physical Activity Studies Centre (CEEAF), University of Vic–Central University of Catalonia (Vic, Spain);
12 javier.pena@vic.cat (J.P)
13 ⁵ Cerebrovascular Division, Department of Neurology, Hospital Universitari del Sagrat Cor, Universitat de Barcelona,
14 (Barcelona, Spain); aarboix@quironsalud.es (A.A).
15 ⁶ National Institute of Physical Education of Catalonia (INEFC), University of Lleida (Lleida, Spain); rhileno@enecat.cat
16 (R.H).
17 * Correspondence: jordiaa1@planquerna.url.edu

18 **Abstract:** The primary purpose of the present study was to compare the home advantage (HA) and
19 the home team performance in the most relevant European rink-hockey leagues (Spanish, Portu-
20 guese and Italian), considering the presence or absence of spectators in the competition venues due
21 to the effect of COVID-19 restrictions. The sample was composed of 1,665 rink hockey matches (654
22 from the Spanish league, 497 from the Portuguese league, and 514 from the Italian league) played
23 between the 2018-2019 and 2020-21 seasons. The HA and match variables comparisons were estab-
24 lished using several negative binomial regression models. Results showed that the effect of HA did
not disappear despite playing without spectators but decreased from 63.99% to 57.41% ($p = .002$).
Moreover, the comparison of the match variables showed that playing with spectators benefited
local teams' performance, especially in the Portuguese and Italian leagues. Playing with spectators
favoured local team performance in rink hockey matches, which is more evident in some analysed
leagues. However, as HA does not disappear entirely without spectators, it is necessary to study
other relevant performance factors that are not directly or indirectly attributable to crowd behav-
iour in rink hockey performance analyses.

Citation: Lastname, F.; Lastname, F.;
Lastname, F. Title. *Int. J. Environ.
Res. Public Health* **2021**, *18*, x.
<https://doi.org/10.3390/xxxxx>

Academic Editor: Firstname Last-
name

Received: date

Accepted: date

Published: date

Publisher's Note: MDPI stays
neutral with regard to jurisdictional
claims in published maps and
institutional affiliations.



Copyright: © 2021 by the author(s);
Submitted for possible open access
publication under the terms and
conditions of the Creative Commons
Attribution (CC BY) license
(<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Keywords: roller hockey; coronavirus; match variables; performance analysis; crowd behaviour.

1. Introduction

In recent years, the increasing interest in sports performance analysis has resulted in many studies about match variables in team sports. Rink hockey, also known as roller hockey or hardball hockey, is not an exception, and, lately, the number of studies about this sport has grown considerably [1].

One of the most studied match variables in sports science is the effect of match location [2]. This concept is known as the 'home advantage' (HA) effect and may be defined as home teams' advantage over the visiting team by playing in their home court [3]. This phenomenon was firstly studied by Schwartz and Barsky [4] in different team sports, such as basketball, ice hockey, American football, or baseball in the United States.

HA has been widely studied and documented in a variety of different sports, com-

46 petition standards and countries [5] in individual disciplines like tennis [6], judo [7,8],
47 speed skating [9], boxing [10] or golf [11], and team sports like football [12,13], basketball
48 [14,15], rugby [16,17], handball [18,19] and water polo [2]. HA can be affected by the
49 format of the competition, showing differences depending on whether the competition is
50 a playoff, a knockout or a regular league [20–22]. Although HA influences differently
51 depending on the sport, region, or competitive standard, it can be quantified by 60% on
52 average [23]. To our knowledge, only two studies have previously focused on HA in rink
53 hockey, determining a 59.80% and 60.88% advantage in Spanish and Portuguese leagues,
54 respectively [24,25].

55 The adverse effects of travel fatigue, the familiarity with the context, the referee bias,
56 the territoriality, the rules that favour the home team, or the effect of the home crowd
57 have been identified as explaining factors for the HA phenomenon [26]. According to
58 Pollard et al. [27], the majority of the HA studies have tended to consider each factor in
59 isolation when attempting to explain the HA effect. However, determining how these
60 factors operate and how they affect performance is still unclear. In this vein, there is still
61 little consensus about the weight of each factor in the HA effect, which is currently con-
62 sidered a multifactorial phenomenon with a variety of interacting causes and contrib-
63 uting factors [28]. Among them, the crowd effect is one of the most studied. It is sug-
64 gested that crowd support could influence team performance by placing home players in
65 a more positive and confident psychological state [29]. Thus, Schwartz and Barsky [4]
66 found that crowd density increased the HA in Major League baseball. HA increased from
67 48% in relatively empty venues (less than 20% capacity) to 55% when the venues were
68 between 20 and 40% of their capacity, and the value was 57% when crowd density was
69 greater than 40% capacity.

70 Similarly, Agnew and Carron [30] showed crowd density to be significantly related
71 to the HA in ice hockey matches ($R^2 = 0.011$, $p < 0.001$). Furthermore, the public could in-
72 fluence not only the players but also the referees, creating a bias in favour of the home
73 team [31], receiving significantly fewer penalties and disciplinary cards than the visiting
74 team [31,32]. In this vein, Nevill et al. [29] noted that a large audience and noise genera-
75 tion could lead to an imbalance in referees' decisions in favour of the home team.

76 Nowadays, given the unprecedented times we face because of the global COVID-19
77 pandemic, many sporting events have been played without an audience, a move that has
78 affected team-sport leagues, including rink hockey. This situation creates a unique and
79 natural scenario to study crowd influence and compare the HA phenomenon with spec-
80 tators and without them [33].

81 To the best of our knowledge, no previous research has analysed the influence of
82 crowd support in rink hockey in the above mentioned terms. Thus, the primary purpose
83 of this study was to analyse the effect of the absence or presence of spectators in HA and
84 other relevant match variables. It was hypothesized that the HA effect will be lower
85 (fewer points) without home supporters at the competition venue and that visiting teams
86 will benefit from this circumstance.

88 2. Materials and Methods

89 2.1 Sample

90 In order to carry out the study, 1,665 rink hockey matches were analysed: *OkLiga*
91 (Spanish league; 654 matches), *1a Divisao* (Portuguese league; 497 matches), and *Serie A1*
92 (Italian league; 514 matches). These rink hockey leagues have a similar competition for-
93 mat; each team plays every other team once at home and once away during the season.
94 Only regular-season matches have been included in the sample. In all played matches,
95 there was a home and a visiting team. The scoring system of all the analysed rink hockey
96 leagues was: 3 points for a win, 1 point for a draw, and 0 points for a loss. This league
97 structure allows an unbiased method for quantifying the HA over a complete season [34].

98
99
100
101
102
103
104
105
106
107
108
109
110
111
112
113
114
115
116
117
118
119
120
121
122
123
124
125
126
127
128
129
130
131
132
133
134
135
136
137
138
139
140
141
142
143
144
145
146

2.2 Design and procedures

The dataset of this study was collected through the open-access websites from each Rink Hockey Federation. Additionally, match data were rechecked and validated by using the independent website hockeyista.it (<http://www.hockeyista.it>). Before data collection, written permission from all the website administrators was received, with the respective privacy policies being entirely respected. The methodological procedures conformed to the ethics guidelines of a local university, and the investigation was conducted in compliance with the principles expressed in the Declaration of Helsinki (revised in Fortaleza). Table 1 shows the different analysed variables.

Table 1. Properties of the analysed variables.

Role	Variable	Category (code)	Description
Independent variable	spectators	No (0)	The match was played without spectators.
		Yes (1)	There match was played with spectators.
Dependent variable	goals scored		Number of goals scored per match.
	Individual set-pieces shot		Number of individual set-pieces shot per match.
	faults committed		Number of disciplinary faults committed by players per match played.
	cards received		Number of disciplinary cards (blue and red) received by players per match played.
	match location	Away (0) Home (1)	The analysed team played away. The analysed team played at home.
Moderator variable	opponent's level	Lower (0)	The opponent finished the league in a lower position.
		Higher (1)	The opponent finished the league in a higher position.

2.3 Statistical analysis

The causal effect of the presence of spectators on the number of goals scored, the number of set-pieces shot, the number of faults committed, and the number of cards received was quantified using several negative binomial regression models—suitable models for the analysis of count-dependent variables exhibiting the phenomenon of overdispersion. A dependent variable Y (goals scored, set-pieces shot, faults committed, or cards received), an independent variable X (spectators), and two moderator variables M (match location and opponent's level) were included in each model. Moderator variables were also included as adjustment variables by the hierarchical principle. The exposure time t was not included in the models because all the matches analysed lasted the same time (50 min). Therefore, the multiplicative formulation of the negative binomial models constructed was as follows:

$$\tilde{\mu}_i = e^{(\beta_0 + \beta_1 \times Spect + \beta_2 \times MatLoc + \beta_3 \times OppLev + \beta_4 \times Spect \times MatLoc + \beta_5 \times Spect \times OppLev + \varepsilon_i)}$$

The factor change e^{β_1} was expressed as a percentage change in the expected mean count of Y for one-unit increase in X with the following formula:

$$[e^{|\beta_1| \times 1} - 1] \times 100$$

147
148
149
150
151
152
153
154
155
156
157
158
159
160
161
162

The goodness-of-fit of the binomial regression models constructed was assessed by analysing the deviance residuals [35]. These residuals were represented by box plots and checked whether they were all within the interval -2 to 2 .

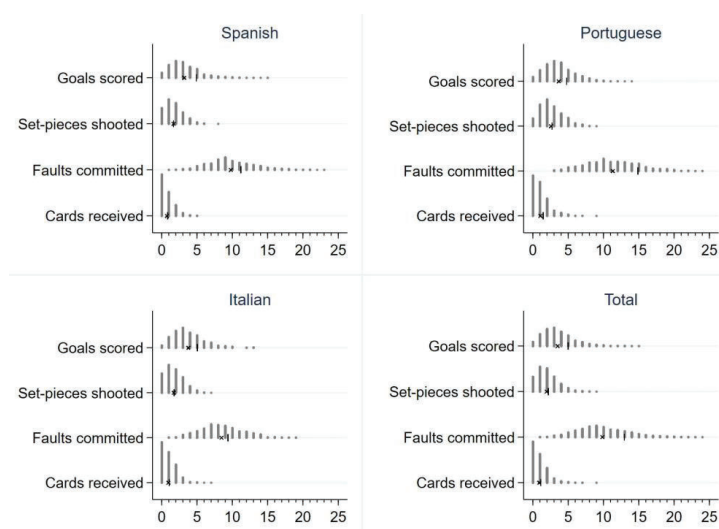
The presence of overdispersion was tested using different procedures exposed by Long [36], Doménech and Navarro [37]. There was the problem of overdispersion (a) if the quotient between variance and mean of each count-dependent variable was greater than 1, (b) if the quotient between deviance and residual degrees of freedom ($-2LL/df_{Res}$) of each Poisson model was statistically greater than 1 (procedure only applicable when all predictors are categorical), or (c) if the likelihood-ratio test of the parameter $\alpha = 0$ was statistically significant.

Statistical analyses were done using Stata/IC v.17.0 statistical package (Stata Corporation, College Station, TX, USA). Analyses were performed on all sample data and stratified by the European national league (Spanish OK Liga, Portuguese CN 1ª Divisão, and Italian Serie A1). The significance level was set at $p < .05$ for all tests.

163
164
165
166
167
168
169
170

3. Results

Figure 1 shows the distribution of the count-dependent variables. The goals scored, set-pieces shot, and cards received variables presented a negative binomial distribution: a right-skewed distribution with a predominance of zero and near-zero values; and a variance greater than its mean (symbol I and X in the figure, respectively). Conversely, the faults committed variable presented an approximation of the negative binomial distribution to the Normal distribution because its mean was higher than the other variables.



171
172
173
174
175
176

Figure 1: Distribution of the count-dependent variables.

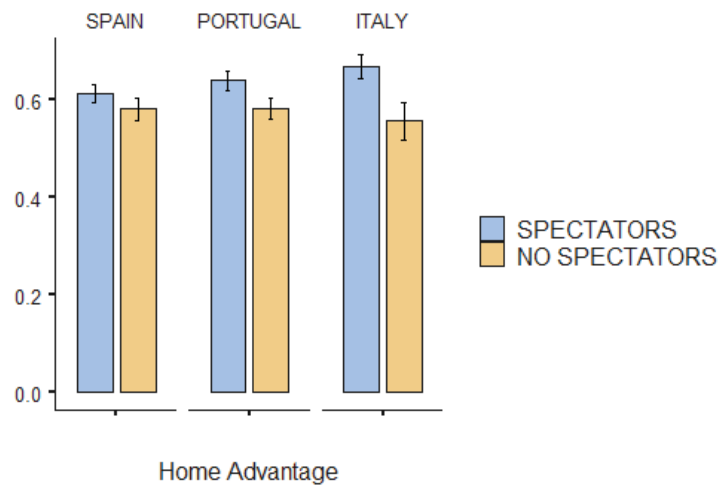
The descriptive analysis of match variables and the comparison of mean pre- and post-COVID are presented in Table 2. In local teams, the only significant difference when playing without public was a higher number of cards received (0.91 ± 1.03 vs 0.76 ± 0.93 ; p

177 = .003). However, local teams were sanctioned with more defensive fouls and scored
 178 fewer goals when playing without spectators despite not being significant. Conversely,
 179 the visiting teams significantly scored more goals when playing with no public (3.40 ±
 180 2.10 vs 3.03 ± 1.91; $p > .001$). As for the HA, Figure 2 clearly shows how the sample value
 181 of "points HA %" = 57.41 falls far below the value of 63.99 ($p = .002$). This decrease in the
 182 HA value is especially evident in the Italian League (66.74% vs 55.73%; $p = .016$). In the
 183 Portuguese and Spanish leagues, despite not being significant, it also exists a HA de-
 184 crease (64.01% vs. 58.31%; $p = .09$ and 61.41% vs. 58.10%; $p = .284$, respectively).
 185

Table 2. Descriptive analysis of match variables according to match location and spectators presence. The data represents events per match for each team and are shown as mean ± SD.

	Home			Away		
	Spectators	No spectators	<i>p</i>	Spectators	No spectators	<i>p</i>
Goals	3.89 ± 2.48	3.77 ± 2.24	.338	3.03 ± 1.91	3.40 ± 2.10	>.001
Individual set-pieces	0.72 ± 0.90	0.80 ± 0.86	.104	0.54 ± 0.73	0.59 ± 0.72	.221
Faults committed	9.73 ± 3.52	10.02 ± 3.56	.121	9.74 ± 3.66	10.05 ± 3.66	.109
Cards	0.76 ± 0.93	0.91 ± 1.03	.003	0.98 ± 1.14	0.97 ± 1.13	.854

186



187

188

189

190

191

192

193

194

195

196

Figure 2: Home Advantage values in the Spanish, Portuguese and Italian leagues in games with and without spectators.

Table 3 shows the number of goals scored with and without spectators, according to match location and opponent's level. Results showed that visiting teams, playing with spectators (relative to playing without) decreased the expected mean number of goals scored by a significant factor of 0.90 (95% CI: 0.84, 0.96; $p = .002$), both when the match was played against a lower-level opponent and when it was played against a higher-level opponent ($p = .01$; 95% CI: 0.83, 0.97).

Table 3. Effect of playing with spectators on the number of goals scored in different leagues and competitive situations.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	3.94 [3.54, 4.38]	0.92 [0.81, 1.04]	-9.1 [-23.5, 3.8]	.169
			Yes	3.61 [3.38, 3.85]			
		Higher	No	2.17 [1.91, 2.46]	0.89 [0.77, 1.03]	-12.3 [-30.3, 3.3]	.125
			Yes	1.93 [1.79, 2.08]			
	Home	Lower	No	4.66 [4.20, 5.17]	0.97 [0.86, 1.09]	-2.8 [-15.8, 9.5]	.643
			Yes	4.53 [4.27, 4.81]			
		Higher	No	2.57 [2.28, 2.90]	0.94 [0.82, 1.09]	-5.9 [-21.9, 8.7]	.424
			Yes	2.42 [2.26, 2.61]			
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	4.09 [3.73, 4.48]	1.03 [0.92, 1.15]	3.0 [-8.8, 15.5]	.607
			Yes	4.21 [3.93, 4.51]			
		Higher	No	2.43 [2.18, 2.71]	1.01 [0.88, 1.15]	0.9 [-13.3, 15.4]	.893
			Yes	2.45 [2.26, 2.66]			
	Home	Lower	No	4.71 [4.32, 5.13]	1.12 [1.00, 1.24]	11.6 [0.4, 24.2]	.043
			Yes	5.25 [4.94, 5.59]			
		Higher	No	2.80 [2.52, 3.11]	1.09 [0.96, 1.24]	9.3 [-4.0, 24.3]	.174
			Yes	3.06 [2.84, 3.30]			
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	4.85 [4.45, 5.29]	0.80 [0.72, 0.90]	-24.3 [-39.0, -11.1]	<.001
			Yes	3.90 [3.64, 4.19]			
		Higher	No	2.81 [2.54, 3.12]	0.88 [0.77, 1.00]	-14.1 [-30.0, -0.1]	.048
			Yes	2.47 [2.28, 2.67]			
	Home	Lower	No	5.00 [4.59, 5.45]	1.02 [0.92, 1.14]	2.5 [-8.5, 14.0]	.651
			Yes	5.13 [4.82, 5.46]			
		Higher	No	2.90 [2.62, 3.21]	1.12 [0.98, 1.27]	11.7 [-1.7, 26.8]	.089
			Yes	3.24 [3.00, 3.49]			
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	4.30 [4.07, 4.55]	0.90 [0.84, 0.96]	-11.4 [-19.3, -4.1]	.002
			Yes	3.86 [3.71, 4.02]			
		Higher	No	2.48 [2.33, 2.65]	0.90 [0.83, 0.97]	-11.1 [-20.4, -2.6]	.010
			Yes	2.23 [2.13, 2.34]			
	Home	Lower	No	4.79 [4.54, 5.06]	1.02 [0.96, 1.09]	2.3 [-4.2, 9.1]	.484
			Yes	4.90 [4.73, 5.08]			
		Higher	No	2.76 [2.59, 2.94]	1.03 [0.95, 1.11]	2.6 [-5.2, 10.8]	.509
			Yes	2.84 [2.72, 2.96]			

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of goals scored; e^{β} = factor change in the expected mean number of goals scored when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of goals scored when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z-test.

197
198
199
200

Table 4 shows the number of set-pieces shot with and without spectators, according to match location and opponent's level. Results show that visiting teams, when playing with spectators (relative to playing without), decreased the expected mean number of

201
202
203
204

set-pieces shot by a significant factor of 0.87 (95% CI: 0.79, 0.95; $p = .003$) and 0.85 (95% CI: 0.77, 0.93; $p = .001$) both versus higher and lower opponents respectively.

Table 4. Effect of playing with spectators on the number of set-pieces shot in different leagues and competitive situations.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	2.10 [1.85, 2.39]	0.74 [0.63, 0.86]	-35.9 [-58.9, -16.2]	<.001
			Yes	1.55 [1.42, 1.69]			
		Higher	No	1.78 [1.54, 2.04]	0.71 [0.60, 0.83]	-41.8 [-67.7, -19.9]	<.001
			Yes	1.25 [1.14, 1.37]			
	Home	Lower	No	2.29 [2.02, 2.61]	0.81 [0.70, 0.95]	-23.1 [-43.3, -5.8]	.007
			Yes	1.86 [1.72, 2.02]			
		Higher	No	1.94 [1.70, 2.21]	0.78 [0.66, 0.91]	-28.5 [-50.8, -9.6]	.002
			Yes	1.51 [1.38, 1.65]			
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	2.29 [2.04, 2.58]	1.02 [0.88, 1.18]	2.0 [-13.5, 18.2]	.788
			Yes	2.34 [2.14, 2.56]			
		Higher	No	2.11 [1.87, 2.38]	1.07 [0.92, 1.24]	6.9 [-8.6, 24.0]	.384
			Yes	2.26 [2.07, 2.47]			
	Home	Lower	No	2.73 [2.44, 3.05]	1.11 [0.97, 1.27]	10.7 [-3.5, 26.9]	.144
			Yes	3.02 [2.79, 3.27]			
		Higher	No	2.51 [2.24, 2.82]	1.16 [1.01, 1.33]	15.9 [0.8, 33.4]	.039
			Yes	2.91 [2.69, 3.16]			
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	1.74 [1.52, 1.99]	0.90 [0.75, 1.06]	-11.6 [-32.6, 6.4]	.209
			Yes	1.56 [1.40, 1.73]			
		Higher	No	1.67 [1.45, 1.91]	0.84 [0.70, 1.00]	-19.2 [-41.9, -0.1]	.048
			Yes	1.40 [1.26, 1.56]			
	Home	Lower	No	2.03 [1.79, 2.31]	0.92 [0.78, 1.08]	-8.4 [-27.4, 8.4]	.325
			Yes	1.87 [1.70, 2.07]			
		Higher	No	1.95 [1.71, 2.22]	0.86 [0.73, 1.02]	-15.8 [-36.7, 2.0]	.084
			Yes	1.68 [1.52, 1.87]			
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	2.04 [1.89, 2.21]	0.87 [0.79, 0.95]	-15.5 [-26.9, -5.1]	.003
			Yes	1.77 [1.67, 1.87]			
		Higher	No	1.86 [1.72, 2.01]	0.85 [0.77, 0.93]	-17.9 [-29.9, -7.0]	.001
			Yes	1.57 [1.49, 1.67]			
	Home	Lower	No	2.35 [2.19, 2.53]	0.93 [0.85, 1.02]	-7.6 [-17.7, 1.6]	.108
			Yes	2.19 [2.08, 2.30]			
		Higher	No	2.14 [1.98, 2.30]	0.91 [0.83, 1.00]	-9.8 [-20.5, -0.1]	.047
			Yes	1.95 [1.84, 2.05]			

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of set-pieces shot; e^{β} = factor change in the expected mean number of set-pieces shot when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of set-pieces shot when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

205

Table 5. Effect of playing with spectators on the number of faults committed in different leagues and competitive situations.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	10.06 [9.45, 10.71]	0.96 [0.89, 1.03]	-4.6 [-12.5, 2.8]	.229
			Yes	9.62 [9.27, 9.99]			
	Home	Higher	No	9.97 [9.35, 10.63]	0.99 [0.92, 1.06]	-1.4 [-9.1, 6.2]	.721
			Yes	9.84 [9.48, 10.21]			
		Lower	No	10.33 [9.69, 11.00]	0.92 [0.85, 0.99]	-9.0 [-17.3, -1.2]	.022
			Yes	9.48 [9.13, 9.84]			
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	11.47 [10.80, 12.19]	1.01 [0.93, 1.08]	0.5 [-7.3, 8.5]	.894
			Yes	11.53 [11.01, 12.08]			
	Home	Higher	No	11.04 [10.39, 11.74]	1.02 [0.94, 1.10]	2.0 [-5.9, 10.1]	.619
			Yes	11.26 [10.75, 11.79]			
		Lower	No	11.51 [10.83, 12.23]	0.99 [0.92, 1.07]	-1.2 [-9.2, 6.6]	.752
			Yes	11.37 [10.86, 11.90]			
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	9.13 [8.58, 9.72]	0.89 [0.82, 0.96]	-12.2 [-21.4, -3.7]	.004
			Yes	8.14 [7.75, 8.54]			
	Home	Higher	No	8.60 [8.07, 9.17]	0.96 [0.88, 1.03]	-4.6 [-13.3, 3.5]	.266
			Yes	8.23 [7.84, 8.63]			
		Lower	No	8.76 [8.22, 9.33]	0.97 [0.89, 1.05]	-3.5 [-12.0, 4.6]	.398
			Yes	8.47 [8.08, 8.87]			
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	10.22 [9.85, 10.61]	0.95 [0.91, 1.00]	-5.2 [-10.1, -0.5]	.030
			Yes	9.72 [9.47, 9.98]			
	Home	Higher	No	9.87 [9.50, 10.26]	0.99 [0.94, 1.04]	-1.1 [-5.9, 3.6]	.633
			Yes	9.76 [9.51, 10.02]			
		Lower	No	10.19 [9.82, 10.59]	0.95 [0.91, 1.00]	-5.0 [-10.0, -0.3]	.037
			Yes	9.71 [9.46, 9.96]			
Higher	No	9.84 [9.48, 10.22]	0.99 [0.95, 1.04]	-1.0 [-5.7, 3.7]	.683		
	Yes	9.75 [9.50, 10.01]					

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of faults committed; e^{β} = factor change in the expected mean number of faults committed when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of faults committed when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

206

207

Table 6. Effect of playing with spectators on the number of cards received in different leagues and competitive situations.

League	Match location	Opponent's level	Spectators	$\bar{\mu}$	e^{β}	%	p
Spanish ($n = 1,308$)	Away	Lower	No	0.88 [0.71, 1.09]	0.68 [0.53, 0.89]	-46.3 [-89.8, -12.9]	.004
			Yes	0.60 [0.52, 0.70]			
	Home	Higher	No	1.00 [0.81, 1.23]	0.84 [0.65, 1.07]	-19.4 [-53.2, 7.5]	.164
			Yes	0.84 [0.73, 0.95]			
		Lower	No	0.82 [0.66, 1.03]	0.64 [0.49, 0.84]	-56.5 [-104.9, -19.5]	.001
			Yes	0.53 [0.45, 0.61]			
Higher	No	0.93 [0.75, 1.15]	0.78 [0.61, 1.01]	-27.7 [-64.4, 9.9]	.058		
	Yes	0.73 [0.63, 0.84]					
Portuguese ($n = 994$)	Away	Lower	No	0.89 [0.72, 1.09]	1.43 [1.11, 1.84]	42.7 [10.7, 84.0]	.006
			Yes	1.27 [1.10, 1.46]			
	Home	Higher	No	1.21 [1.00, 1.47]	1.14 [0.90, 1.45]	13.8 [-11.5, 44.5]	.287
			Yes	1.38 [1.20, 1.59]			
		Lower	No	0.76 [0.61, 0.95]	1.14 [0.87, 1.49]	13.9 [-14.9, 49.0]	.343
			Yes	0.87 [0.74, 1.02]			
Higher	No	1.04 [0.85, 1.27]	0.91 [0.71, 1.17]	-10.1 [-41.8, 17.1]	.458		
	Yes	0.95 [0.81, 1.10]					
Italian ($n = 1,028$)	Away	Lower	No	0.91 [0.75, 1.11]	1.06 [0.84, 1.36]	6.4 [-19.8, 35.6]	.616
			Yes	0.97 [0.84, 1.12]			
	Home	Higher	No	0.92 [0.76, 1.12]	1.21 [0.95, 1.53]	20.9 [-4.9, 53.4]	.117
			Yes	1.12 [0.97, 1.28]			
		Lower	No	0.96 [0.79, 1.16]	0.80 [0.63, 1.03]	-24.3 [-58.9, 2.9]	.083
			Yes	0.77 [0.66, 0.90]			
Higher	No	0.97 [0.80, 1.17]	0.91 [0.72, 1.16]	-9.3 [-39.3, 16.5]	.469		
	Yes	0.88 [0.76, 1.03]					
Total ($n = 3,330$)	Away	Lower	No	0.90 [0.79, 1.01]	0.99 [0.86, 1.15]	-0.6 [-16.6, 15.2]	.939
			Yes	0.89 [0.82, 0.97]			
	Home	Higher	No	1.04 [0.93, 1.17]	1.02 [0.89, 1.18]	2.4 [-12.5, 18.1]	.738
			Yes	1.07 [0.99, 1.16]			
		Lower	No	0.84 [0.75, 0.96]	0.82 [0.70, 0.96]	-21.8 [-41.9, -4.5]	.012
			Yes	0.69 [0.63, 0.76]			
Higher	No	0.98 [0.87, 1.11]	0.85 [0.73, 0.98]	-18.2 [-36.7, -2.1]	.025		
	Yes	0.83 [0.76, 0.91]					

Note. 95% confidence intervals in brackets. n = number of observations; $\bar{\mu}$ = expected mean number of cards received; e^{β} = factor change in the expected mean number of cards received when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; % = percentage change in the expected mean number of cards received when moving from playing without spectators to playing with spectators, holding other variables constant; p = p -value for z -test.

210 Table 5 shows the number of defensive faults with and without spectators, accord-
211 ing to match location and opponent's level. Results showed that playing against a lower
212 level team with audience (relative to playing without), decreased the expected mean
213 number of defensive faults by a significant factor of 0.95 (95% CI: 0.91, 1.00; $p = .03$) and
214 0.95 (95% CI: 0.91, 1.00; $p = .037$).

215 Table 6 shows the number of cards received with and without spectators, according
216 to match location and opponent's level. Results show that when teams play at home
217 without spectators (relative to playing with) increase the number of received cards by a
218 significant factor of 0.82 (95% CI: 0.70, 0.96; $p = .012$) and 0.85 (95% CI: 0.73, 0.98; $p = .025$).

219

220

4. Discussion

221

222

223

224

225

226

227

228

229

230

231

Home advantage and scoring

232

233

234

235

236

237

238

239

240

241

242

243

244

245

246

247

248

249

250

251

252

253

254

255

256

257

258

259

260

261

Data revealed that the HA effect remains in rink hockey despite playing without spectators since the local teams still achieved a higher percentage of the disputed points (57.41%). However, this advantage was lower than the observed in the same leagues when games were played with spectators sitting on the stands (63.99%). Similarly, Van de Ven [40] examined twenty football matches played behind closed doors and found that the HA remains present. In the same vein, Ponzio and Scoppa [31] examined a higher number of derbies whose teams played in the same stadium and found a significant HA effect, thus attributing this result mainly to the noise coming from the crowd. Moreover, Scopa [39] reported that psychological elements and the social context could strongly affect individual performance and decision-making. Thus, the crowd may directly influence players by encouraging their team or intimidating the opponent and indirectly influencing the referees' decisions. Neville et al. [29] analysed the effect of crowd noise upon refereeing decisions in 40 English football referees. They had to referee a pre-recorded match between Liverpool (local) and Leicester (visitant). The referees were randomly distributed into two groups: a) group with ambient noise from the field and b) group without noise. Group a) reported 15.5% fewer home team defensive fouls than group b). Furthermore, the responses of the group a) were almost identical to those of the match referee.

Regarding the goals scored in the present study, as a general trend, visitant teams performed better when played without spectators and scored more goals. Conversely, local teams had a worse performance when played without public and scored fewer goals despite not being significant. This trend is especially evident in the Portuguese league, where local teams scored 11.6% more goals and in the Italian league, where visitant teams scored -24.3% goals when playing with spectators. Surprisingly, no significant differences were found in the number of goals between playing with and without spectators in the Spanish league. These differences could be explained because of the higher spectator attendance in the Italian and Portuguese championships. It has been estimated that the goal difference between locals and visitors increases by 0.1 goals per every 10,000 spectators in football [41].

262
263
264
265
266
267
268
269
270
271
272
273
274
275
276
277
278
279
280
281
282
283
284
285
286
287
288
289
290
291
292
293
294
295
296
297
298
299
300
301
302
303
304
305
306
307
308
309
310
311
312
313
314

Disciplinary cards and defensive faults

Local teams received 21.8% fewer disciplinary cards when playing in their supporters' presence than without spectators. In this concept, there were also differences between the Portuguese and the Spanish leagues, which could be explained again by the average numbers of competition attendance.

Results showed that teams committed fewer faults when playing with spectators, both at home (5.2%) and away (5%). Surprisingly, match location does not influence the number of defensive faults. However, these differences were only significant when teams played against an opponent with a lower level, probably because the superior team uses a riskier and more aggressive style in these matches, thus pressing its opponents throughout the entire court and consequently having more chances to commit fouls. This particular case scenario is very usual in rink hockey, where there is evident bias caused by the different budgets of teams competing in the same division [42]. This issue causes more level heterogeneity than in other team sports with professional and semi-professional athletes in the same competitions [43]. For this reason, the level of teams is one of the most relevant situational variables in rink hockey [44].

Individual set-pieces

Individual set-pieces are probably one of the most relevant aspects influencing the match outcome in rink hockey [45]. These set-pieces are particular events involving a direct opposition between the shooter and the goalkeeper and are conformed for free direct hits and penalties. In free direct hits, the shooter has five seconds to start the execution (from 7.4 meters), being able to choose a direct shot or approaching and dribbling towards the goalkeeper to score, while in the PEN, the shooter has five seconds to start the execution, consisting of a direct shot on goal from the penalty point (5.4 meters) [46]. Both set-pieces happen when a player commits a defensive fault in a manifest goal action (the penalty happens inside the area). Moreover, free direct hit happens when a player is sanctioned with a blue card or when a team accumulates 10 defensive faults.

The present results demonstrated that visitant teams shot a higher significant number of set-pieces per match when playing without spectators compared to playing with the local crowd. However, local teams also shot more set-pieces without spectators. It is challenging to elucidate the reason for these results. It can be hypothesized that the referees feel less pressure by not having the crowd in the stands, and therefore feel less pressure to call a penalty or a free direct hit. Likewise, it cannot be ruled out that inactivity during the lockdowns has altered the players' physical fitness [47]. This particular circumstance could result in players tackling less precisely, causing a higher number of punishable actions.

Despite the usefulness of these findings, the present study has some limitations which must be acknowledged and addressed in future studies. Firstly, the lack of studies about rink hockey to establish comparisons reduces the possibility to identify some tendencies between findings. Secondly, we did not consider factors that might contribute to HA, such as travel fatigue for the visitants or within-game events. Moreover, factors such as the playing surface (wood, terrazzo, or synthetic), court dimensions, or differences in temperature and humidity (which could alter the grip of the soil) may also be relevant to explain the HA. Another essential aspect that was not possible to consider is referees' anxiety, which probably plays a role in their decisions given these findings. Finally, it would be pertinent to study in-depth other aspects related to the crowd behaviour that have not been considered in this piece of research, such as the involvement in encouraging their team, the aggressiveness towards the opponents, or crowd density. The strength of the present study lies in the number of analyzed matches without spectators of the most prestigious rink hockey leagues and, for its novelty, being the first study to analyse the crowd influence in this sport.

315
316
317
318
319
320
321
322
323
324
325
326
327
328
329
330
331
332
333
334
335
336
337
338
339
340
341
342

5. Conclusions and practical applications

The present investigation provided evidence for the complex HA puzzle, reporting new data about the influence of spectators in a different discipline. Playing with spectators benefits local teams' performance, which is more evident in the Portuguese and the Italian leagues. However, as the HA does not disappear without home crowds, other contributing factors are not directly or indirectly attributable to a significant number of spectators on the stands. Therefore, there are multiple and complementary reasons that would also explain the best performance on the local court and playing without spectators.

The present results could help prepare players with specific psychological exercises focusing on the game and not being influenced by the crowd's presence. Likewise, the referees, who are expected to be objective in their decisions, should be specifically trained to fulfil their objective even under pressure. We hope that our research can help to encourage similar studies that can clarify the relationship between HA and the crowd effect.

Author Contributions: Conceptualization, J.A.-A., G.T., R.H., and B.B.; methodology, B.B., J.A.-A. and R.H.; formal analysis, B.B., J.A.-A. and R.H.; data curation, J.A.-A., G.T., A.A. and R.H.; funding acquisition, B.B.; investigation, J.A.-A., A.A., G.T.; writing—original draft preparation, B.B., J.A.-A. and G.T.; writing—review and editing, B.B., J.A.-A., G.T., J.P. and A.A.; project administration, B.B. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Funding: The study was supported and funded by the Faculty of Psychology, Education Sciences and Sport Blanquerna, Ramon Llull University, Barcelona, Spain, grant number PIF20-21-GRIES.

Institutional Review Board Statement: Not applicable.

Informed Consent Statement: Not applicable.

Conflicts of Interest: The authors declare no conflict of interest in this study.

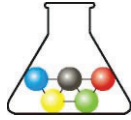
References

- 343
344
345
346
347
348
349
350
351
352
353
354
355
356
357
358
359
360
361
362
363
364
365
366
367
- Ferraz, A.; Valente-Dos-Santos, J.; Sarmiento, H.; Duarte-Mendes, P.; Travassos, B. A Review of Players' Characterization and Game Performance on Male Rink-Hockey. *Int. J. Environ. Res. Public Health* **2020**, *17*, 42–59, doi:10.3390/ijerph17124259.
 - Prieto, J.; Gómez, M.-Á.; Pollard, R. Home Advantage in Men's and Women's Spanish First and Second Division Water Polo Leagues. *J. Hum. Kinet.* **2013**, *37*, 137–143, doi:10.2478/hukin-2013-0034.
 - Pollard, R. Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *J. Sports Sci.* **1986**, *4*, 237–248, doi:10.1080/02640418608732122.
 - Schwartz, B.; Barsky, S.F. The Home Advantage. *Soc. Forces* **1977**, *55*, 641–661, doi:10.1093/sf/55.3.641.
 - Legaz-Arrese, A.; Moliner-Urdiales, D.; Munguía-Izquierdo, D. Home advantage and sports performance: evidence, causes and psychological implications. *Univ. Psychol.* **2013**, *12*, doi:10.11144/Javeriana.upsy12-3.hasp.
 - Koning, R.H. Home advantage in professional tennis. *J. Sports Sci.* **2011**, *29*, 19–27, doi:10.1080/02640414.2010.516762.
 - Ferreira Julio, U.; Panissa, V.L.G.; Miarka, B.; Takito, M.Y.; Franchini, E. Home advantage in judo: A study of the world ranking list. *J. Sports Sci.* **2012**, *1–7*, doi:10.1080/02640414.2012.725855.
 - Brito, C.J.; Miarka, B.; de Durana, A.L.D.; Fukuda, D.H. Home Advantage in Judo: Analysis by the Combat Phase, Penalties and the Type of Attack. *J. Hum. Kinet.* **2017**, *57*, doi:10.1515/hukin-2017-0062.
 - Koning, R.H. Home advantage in speed skating: evidence from individual data. *J. Sports Sci.* **2005**, *23*, 417–427, doi:10.1080/02640410400021625.
 - Pic, M. Quality, height, age and home advantage in boxing. *RICYDE. Rev. Int. ciencias del Deport.* **2018**, *14*, 174–187, doi:10.5232/ricyde2018.05207.
 - Nevill, A.; Holder, R.; Bardsley, A.; Calvert, H.; Jones, S. Identifying home advantage in international tennis and golf tournaments. *J. Sports Sci.* **1997**, *15*, 437–443, doi:10.1080/026404197367227.
 - Gomez, M.A.; Pollard, R. Calculating the Home Advantage in Soccer Leagues. *J. Hum. Kinet.* **2014**, *40*, 5–6, doi:10.2478/hukin-2014-0001.

- 368 13. Pollard, R. Home advantage in soccer: variations in its magnitude and a literature review of the associated factors associated with its existence. *J. Sport Behav.* **2006**, *29*, 169–189.
- 369 14. Ribeiro, H. V.; Mukherjee, S.; Zeng, X.H.T. The Advantage of Playing Home in NBA: Microscopic, Team-Specific and Evolving Features. *PLoS One* **2016**, *11*, e0152440, doi:10.1371/journal.pone.0152440.
- 370 15. Pollard, R.; Gómez, M.Á. Variations in home advantage in the national basketball leagues of Europe. *Rev. Psicol. del De-*
- 371 *port.* **2013**, *22*, 263–266.
- 372 16. Thomas, S.; Reeves, C.; Bell, A. Home advantage in the Six Nations Rugby Union tournament. *Percept. Mot. Skills* **2008**,
- 373 *106*, 113–116, doi:10.2466/PMS.106.1.113-116.
- 374 17. McGuckin, T.A.; Sinclair, W.H.; Sealey, R.M.; Bowman, P.W. Players' perceptions of home advantage in the Australian
- 375 *rugby league competition. Percept. Mot. Skills* **2015**, *121*, 666–674, doi:10.2466/06.PMS.121c28x4.
- 376 18. Oliveira, T.; Gómez, M.; Sampaio, J. Effects of game location, period, and quality of opposition in elite handball per-
- 377 *formances. Percept. Mot. Skills* **2012**, *114*, 783–794, doi:10.2466/30.06.PMS.114.3.783-794.
- 378 19. Pic, M. Performance and Home Advantage in Handball. *J. Hum. Kinet.* **2018**, *63*, 61–71, doi:10.2478/hukin-2018-0007.
- 379 20. Page, L.; Page, K. The second leg home advantage: Evidence from European football cup competitions. *J. Sports Sci.* **2007**,
- 380 *25*, 1547–1556, doi:10.1080/02640410701275219.
- 381 21. Pic, M.; Castellano, J. Influence of match location in the Spanish Copa del Rey. *Retos nuevas tendencias en Educ. física, De-*
- 382 *port. y recreación* **2017**, *2041*, 202–206.
- 383 22. Pic, M.; Castellano, J. Efecto de la localización del partido en eliminatorias de ida y vuelta de la UEFA Champions League. *RICYDE. Rev. Int. ciencias del Deport.* **2016**, *12*, 149–163, doi:10.5232/ricyde2016.04405.
- 384 23. Jamieson, J.P. The Home Field Advantage in Athletics: A Meta-Analysis. *J. Appl. Soc. Psychol.* **2010**, *40*, 1819–1848,
- 385 doi:10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x.
- 386 24. Arboix-Alió, J.; Buscà, B.; Aguilera-Castells, J.; Trabal Taña, G.; Sánchez-Lopez, M.-J. Comparison of home advantage in
- 387 *men's and women's Portuguese roller hockey league. Cuad. Psicol. del Deport.* **2020**, *20*, 181–189, doi:10.6018/cpd.363041.
- 388 25. Arboix-Alió, J.; Aguilera-Castells, J. Analysis of the home advantage in roller hockey. *J. Sport Heal. Res.* **2019**, *3*, 263–272.
- 389 26. Courneya, K.S.; Carron, A. V. The Home Advantage In Sport Competitions: A Literature Review. *J. Sport Exerc. Psychol.*
- 390 **1992**, *14*, 13–27, doi:10.1123/jsep.14.1.13.
- 391 27. Pollard, R.; Prieto, J.; Gómez, M.Á. Global differences in home advantage by country, sport and sex. *Int. J. Perform. Anal.*
- 392 *Sport* **2017**, *17*, 586–599, doi:10.1080/24748668.2017.1372164.
- 393 28. Pollard, R. Home Advantage in Football: A Current Review of an Unsolved Puzzle. *Open Sports Sci. J.* **2008**, *1*, 12–14,
- 394 doi:10.2174/1875399X00801010012.
- 395 29. Nevill, A.; Balmer, N.; Mark Williams, A. The influence of crowd noise and experience upon refereeing decisions in
- 396 *football. Psychol. Sport Exerc.* **2002**, *3*, 261–272, doi:10.1016/S1469-0292(01)00033-4.
- 397 30. Agnew, G.; Carron, A. V. Crowd effects and the home advantage. *Int. J. Sport Psychol.* **1994**, *25*, 53–62.
- 398 31. Ponzio, M.; Scoppa, V. Does the Home Advantage Depend on Crowd Support? Evidence From Same-Stadium Derbies. *J.*
- 399 *Sports Econom.* **2018**, *19*, 562–582, doi:10.1177/1527002516665794.
- 400 32. Pollard, R.; Armatas, V. Factors affecting home advantage in football World Cup qualification. *Int. J. Perform. Anal. Sport*
- 401 **2017**, *17*, 121–135, doi:10.1080/24748668.2017.1304031.
- 402 33. Jiménez, Á.; Lavín, J.M. Home advantage in European soccer without crowd. *Soccer Soc.* **2021**, *22*, 152–165,
- 403 doi:10.1080/14660970.2020.1830067.
- 404 34. Pollard, R.; Pollard, G. Long-term trends in home advantage in professional team sports in North America and England
- 405 *(1876-2003). J. Sports Sci.* **2005**, *23*, 337–50, doi:10.1080/02640410400021559.
- 406 35. McCullagh, P.; Nelder, J.A. *Generalized linear models*; 2nd ed.; Chapman & Hall/CRC: Boca Raton, 1989;
- 407 36. Long, J.S. *Regression models for categorical and limited dependent variables*; Sage Publications: Thousand Oaks, 1997;
- 408 37. Doménech, J.M.; Navarro, J.B. *Regresión logística binaria, multinomial, de Poisson y binomial negativa*; 12th ed.; Signo: Bar-
- 409 *celona*, 2019;
- 410 38. Sors, F.; Grassi, M.; Agostini, T.; Murgia, M. The sound of silence in association football: Home advantage and referee
- 411 *bias decrease in matches played without spectators. Eur. J. Sport Sci.* **2020**, *0*, 1–9, doi:10.1080/17461391.2020.1845814.
- 412 39. Scoppa, V. Social pressure in the stadiums: Do agents change behavior without crowd support? *J. Econ. Psychol.* **2021**, *82*,
- 413 *102344*, doi:10.1016/j.joep.2020.102344.
- 414 40. Van de Ven, N. Supporters Are Not Necessary for the Home Advantage: Evidence From Same-Stadium Derbies and
- 415 *Games Without an Audience. J. Appl. Soc. Psychol.* **2011**, *41*, 2785–2792, doi:10.1111/j.1559-1816.2011.00865.x.
- 416 41. Boyko, R.H.; Boyko, A.R.; Boyko, M.G. Referee bias contributes to home advantage in English Premiership football. *J.*
- 417 *Sports Sci.* **2007**, *25*, 1185–1194, doi:10.1080/02640410601038576.
- 418 42. Arboix-Alió, J.; Buscà, B.; Aguilera-Castells, J.; Fort-Vanmeerhaeghe, A.; Trabal, G.; Peña, J. Competitive balance in male
- 419 *European rink hockey leagues. Apunt. Educ. Física i Esports* **2021**, *3*, 75–80,
- 420 doi:10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/3).145.05.
- 421 43. Arboix-Alió, J.; Buscà, B.; Aguilera-Castells, J. Competitive balance using Accumulated Points Difference method in
- 422 *male and female roller hockey leagues. J. Phys. Educ. Sport* **2019**, *19*, 1200–1204, doi:10.7752/jpes.2019.02174.
- 423
- 424
- 425

- 426 44. Arboix-Alió, J.; Aguilera-Castells, J.; Buscà, B.; Miró, A.; Trabal, G.; Peña, J. Situational variables in elite rink hockey: ef-
427 fect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome. *Int. J. Perform.*
428 *Anal. Sport* **2021**, *00*, 1–15, doi:10.1080/24748668.2021.1976057.
- 429 45. Arboix-Alió, J.; Trabal, G.; Aguilera-Castells, J.; Buscà, B. Analysis of the Individual Set-Pieces Influence on the Teams'
430 Ranking in Rink Hockey. *J. Hum. Kinet.* **2021**, *79*, 229–236, doi:10.2478/hukin-2021-0076.
- 431 46. Arboix-Alió, J.; Trabal, G.; Valente-Dos-Santos, J.; Aguilera-Castells, J.; Fort-Vanmeerhaeghe, A.; Buscà, B. The influence
432 of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2021**, *21*, 336–347,
433 doi:10.1080/24748668.2021.1890525.
- 434 47. Peña, J.; Altarriba-Bartés, A.; Vicens-Bordas, J.; Gil-Puga, B.; Piniés-Penadés, G.; Alba-Jiménez, C.; Merino-Tantià, J.;
435 Baena-Riera, A.; Loscos-Fàbregas, E.; Casals, M. Sports in time of COVID-19: Impact of the lockdown on team activity.
436 *Apunt. Sport. Med.* **2021**, *56*, 100340, doi:10.1016/j.apunsm.2020.100340.
- 437

ESTUDIO VI: Analysis of the individual set-pieces influence on the teams' ranking in rink hockey



Analysis of the Individual Set-Pieces Influence on the Teams' Ranking in Rink Hockey

by

Jordi Arboix-Alió¹, Guillem Trabal², Joan Aguilera-Castells¹, Bernat Buscà¹

The main objective of this research was to analyze the individual set-pieces influence on the final season ranking in rink hockey. For this purpose, 6,920 individual set-pieces from 1,680 matches corresponding to free direct hits ($n = 4,332$) and penalty shots ($n = 2,588$) were analyzed during seven consecutive seasons (2012-13 to 2018-19) in the First Spanish League (Ok Liga). The variables recorded were the following for each team: total points, free direct hits attempted, free direct hits scored, penalties attempted, penalties scored, total goals scored during the season, free direct hits received, goals received from free direct hits, penalties received, goals received from penalties and total goals received in the season. Results showed that 21.08% of the goals were scored by free direct hits and penalty shots (11.58% and 9.49%, respectively). Likewise, teams ranked in a better position achieved higher effectiveness in individual set-pieces and their goalkeepers were more effective in defending the free direct hits and penalties. Furthermore, results showed significant correlations between team season points and better performance in individual set-pieces variables. Therefore, the results of this study demonstrated the importance of systematic practice of free direct hits and penalty shots for teams' success in rink hockey. Additionally, it is suggested that teams possess special players to execute these particular elements of match play.

Key words: performance analysis, roller hockey, match variables, shots.

Introduction

Rink-hockey, also known as roller hockey or hardball hockey, is a team sport that involves quick actions and precise movements according to the required physical, technical, and tactical game demands (Yagüe et al., 2013). Like in other sports, the increasing professionalization in recent years resulted in an increase of studies related to variables affecting game effectiveness. Performance analysis, defined as the analysis of behavior in competitive sports, appears to be widely accepted by coaches, sports scientists, and players as a relevant procedure to analyze and improve performance (Drust, 2010; Liu et al., 2016). Rink-hockey is no exception and like other team sports, it seems necessary to identify the relevant performance indicators for this sport discipline.

Rink-hockey is a very successful and popular team-sport in Spain. Its national team is the current European champion and it is also the most successful team with a total of 17 World Championships. However, scientific literature about performance analysis in this sport is scarce. Of the few studies published on match variables, the most considered is the "home advantage" (HA) effect (Arboix-Alió and Aguilera-Castells, 2019; Arboix-Alió et al., 2020; Gómez et al., 2011) showing an approximate value of 60%, similar to other team sports. Other studies have analyzed variables such as the fact of "scoring the first goal of the match" (Arboix-Alió and Aguilera-Castells, 2018), goalkeepers' performance (Sousa et al., 2020; Trabal et al., 2019a, 2020), the winning half-time effect or the context's influence in free direct hits (Trabal et al., 2020).

¹ - Department of Sports Sciences, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna (Barcelona, Spain).

² - Department of Sports Sciences, University of Vic – Central University of Catalonia (Barcelona, Spain).

Authors submitted their contribution to the article to the editorial board.
Accepted for printing in the Journal of Human Kinetics vol. 79/2021 in July 2021.

Among the different rink hockey game variables which can influence the match result, individual set-pieces such as a penalty (PEN) or a free direct hit (FDH) are much related to scoring. Like in many team sports, goals are one of the most difficult and attractive aspects due to the permanent expectation they create, as a single goal can have a decisive impact on the match outcome (Casali et al., 2014). For this reason, set-pieces have become decisive for the match outcome in team sports. In futsal, it is reported that 27% of the total goals are achieved from total set-pieces actions (Sarmiento et al., 2016). More specifically, in handball 10% of goals (Ferrari et al., 2020; Panagiotis et al., 2020) are scored from penalty actions. Despite the lack of specific data in rink hockey, these two specific actions (FDH and PEN) have a non-negligible importance, and many times the match result can be decided by the effectiveness of these set-piece actions (Massari, 2017).

Additionally, this kind of action tends to happen in higher frequency since the 2009-10 season, when the Rink Hockey Committee implemented a new regulation (Rink Hockey Committee, 2009). These regulation changes, such as 45 s ball possession per attack, the backcourt violation and the temporary numerical inferiority when a player is sanctioned with a blue card, were significant modifications that aimed to achieve a more offensive style. Anyway, the most influential change probably was penalizing teams with a FDH when they accumulate 10 fouls.

Given the gap in scientific literature, further research is warranted to establish the relationship between individual set-pieces success and team performance. Furthermore, and to the authors' knowledge, such studies in rink hockey players do not exist to date. Therefore, the main objective of this study was to analyze the set-pieces (FDH and PEN) influence on the final ranking in the First Spanish Division (*Ok Liga*). Given the paucity of available data assessing the relationship between the set-pieces success and ranking team performance, it was hypothesized that teams with higher effectiveness in set-pieces would be associated with a better final ranking.

Methods

Participants

In total, 6,920 set-pieces actions (4,332

FDH and 2,588 PEN) from 1,680 rink hockey Spanish league (*OkLiga*) games corresponding to 7 seasons (2012/2013 to 2018/2019) were analyzed.

Design and Procedures

Data were collected by professional technicians of the league. To assess data reliability 100 individual set-pieces were selected and two different observations were performed to assess intra- and inter-rater reliability. The consensus surpassed 90% on all criteria and categories (intra-observer $k = 0.992$; inter-observer $k = 0.984$). In addition, generalizability analysis was carried out (Cronbach et al., 1972), using SAGT software, version 1.0 (Hernández-Mendo et al., 2016) (Table 1). Following suggestions from Blanco-Villaseñor et al. (2014), two measurements were made to assess: a) the results of generalizability (number of individual set-pieces that made up the sampling) and b) the observation instrument's validity; a) the generalizability coefficient (relative and absolute = 0.996) corresponding to the measurement plan [Categories] / [set-pieces] establishes that with the number of set-pieces analyzed, you obtain high reliability of generalization precision; b) regarding the measurement plan [set-pieces] / [Categories], the generalizability coefficient (relative and absolute = 0.000) guarantees, in the theoretical framework of the Theory of Generalizability, the validity of the observation instrument designed (Blanco-Villaseñor et al., 2014; Blanco-Villaseñor and Escolano-Pérez, 2017).

The recorded variables were the following for each team per each season: total points, FDH attempted, FDH scored, PEN attempted, PEN scored, total goals scored, FDH received, goals received from FDH, PEN received, goals received from PEN, total goals received. The team quality and total points variables were used as independent variables comparing the other six factors described previously. The team quality variable was derived from the final ranking in the competition. From this analysis, four groups of teams were obtained: 1) *Euroleague group*: the first four (1-4) teams classified to play the Euroleague competition; 2) *WS Euro Cup group*: from the fifth to the eighth (5-8) team classified for the WS Europe Cup competition; 3) *Permanency group*: from the ninth to the twelfth (9-12) team that achieved permanence, and 4) *Relegation group*: from the thirteenth to the sixteenth (13-16) team

which composed the group of teams which lost the category.

The individual set-pieces (FDH and PEN) sequences were downloaded from the platform of the Royal Spanish Skating Federation and viewed using Kinovea v. 0.8 (17) software. Excel 13 was used to generate the records. Finally, the data were processed using SPSS (Version 20 for Windows; SPSS Inc., Chicago, IL, USA) software.

Statistical analyses

The descriptive analysis included the calculations of mean and standard deviation. The distribution of data was assessed using the Shapiro-Wilk test, which identified a normal distribution of the data set. The one-way ANOVA with Bonferroni correction post-hoc tests were carried out to establish comparisons between the groups. Moreover, effect-sizes (ES) were calculated using the partial eta squared (η_p^2), to show the magnitude of the effects, and their interpretation was based on the following criteria: $0.01 \leq$ small, $0.06 \leq$ medium, $0.14 \leq$ large effect (Cohen, 1988).

The relationship between total points and the set-pieces variables (penalty attempts, penalties scored, free direct hit attempts, free direct hits scored, total goals scored) were analyzed using Pearson's correlations (r). Statistical significance was established at $p \leq 0.05$. Correlations' magnitudes were evaluated using Hopkins' scale and interpreted as follows: trivial (0.00–0.09), small (0.10–0.29), moderate (0.30–0.49), large (0.50–0.69), very large (0.70–0.89), nearly perfect (0.90–0.99), and perfect (1.00) (Hopkins et al., 2009).

Results

It was found that 21.08% of the goals in rink hockey were scored by individual set-pieces. Specifically, from FDH (11.58%) and PEN (9.49%).

The main effect was observed for the ranking team groups in the offensive set-pieces variables of FDH goals, FDH effectiveness (%), PEN goals, set-pieces goals and set-pieces effectiveness (%) ($F_{(3, 108)} = 10.428$ $p = 0.000$, $\eta_p^2 = 0.225$; $F_{(3, 108)} = 4.505$ $p = 0.005$, $\eta_p^2 = 0.111$; $F_{(3, 108)} = 2.961$ $p = 0.035$, $\eta_p^2 = 0.076$; $F_{(3, 108)} = 9.974$ $p = 0.000$, $\eta_p^2 = 0.217$; $F_{(3, 108)} = 5.687$ $p = 0.001$, $\eta_p^2 = 0.136$, respectively).

Likewise, significant differences were found between team ranking groups in all

defensive set-pieces variables ($F_{(3, 108)} = 3.529$ $p = 0.022$, $\eta_p^2 = 0.194$; $F_{(3, 108)} = 5.896$ $p = 0.002$, $\eta_p^2 = 0.287$; $F_{(3, 108)} = 3.294$ $p = 0.029$, $\eta_p^2 = 0.183$; $F_{(3, 108)} = 4.817$ $p = 0.005$, $\eta_p^2 = 0.247$; $F_{(3, 108)} = 5.653$ $p = 0.002$, $\eta_p^2 = 0.278$; $F_{(3, 108)} = 9.313$ $p = 0.000$, $\eta_p^2 = 0.388$; $F_{(3, 108)} = 2.779$ $p = 0.052$, $\eta_p^2 = 0.159$).

Table 2 shows the pairwise comparison between the ranking team groups and the set-pieces variables.

Table 3 shows the correlation matrix between the ranking team performance, expressed as total season points per team, and their offensive set-pieces variables. Significant correlations for FDH effectiveness, PEN goals and set-pieces effectiveness with moderate magnitude ($r = 0.30$ to 0.47 ; $p < 0.01$) and for FDH goals and set-pieces goals with large magnitude ($r = 0.54$ to 0.57 ; $p < 0.01$) were found. Conversely, no significant correlations were found either with the effectiveness of penalties or with the total goals percentage from set-pieces.

Table 4 shows the correlations between the ranking team performance with defensive set-pieces variables. Significant negative correlations with a moderate to large magnitude were found for all variables ($r = -0.33$ to -0.55 ; $p < 0.05$) except "goals received from FDH". Furthermore, a significant correlation was found between the team season points and the percentage of total goals received from set-pieces ($r = 0.54$; $p < 0.01$).

Discussion

The main purpose of this research was to analyze the individual set-pieces (FDH and PEN) influence on the teams' final ranking in rink hockey. The main findings were that teams classified in a better position achieved higher effectiveness in individual set-pieces and their goalkeepers were more effective in defending the FDH and PEN. Additionally, results showed significant correlations between team season points and better performance in many individual set-pieces variables.

The first finding of the present study indicates that in rink hockey, 21.08% of the goals are scored by FDH and PEN (11.58% and 9.49% respectively). These data reinforce the importance of these two specific actions in the final outcome. To the best of our knowledge, no previous rink hockey studies are available to compare, however, these findings are consistent with other team

sports where attacking set-pieces play an increasing role as a destabilizing factor in the offensive phase (Fernández-Hermógenes et al., 2017). In this vein, Ramos and Oliveira (2008) and Pérez and Fonseca (2015) reported that the number of goals scored in a soccer season from set-pieces accounts for between 31-37% of the total goals scored. Furthermore, Sarmiento et al. (2016) reported that 27% of the total goals were achieved from set-pieces in futsal, highlighting the importance of these actions which represents

25.75% of the total shots (Leite, 2012). With regard to penalties, Ferrarri et al. (2020) and Panagiotis et al. (2020) reported values around 10% in handball, very close to those reported in the present study in rink hockey. The court dimensions, the number of players and the dynamics of the game of rink hockey and those both sports could explain the similar values.

Table 1

Results corresponding to the generalizability design [Categories] [Set-pieces].

	SC	df	Mean square	Random	Mixt	Corrected	%	Standard error
[set-pieces]	0.33	636	0.001	-0.005	-0.005	-0.005	0	0
[cat]	1014.638	26	39.025	0.061	0.061	0.061	30.645	0.016
[set-pieces][cat]	2284.621	16536	0.138	0.138	0.138	0.138	69.355	0.002

Table 2

Descriptive analysis of set-pieces goal actions according to team groups. The data are shown as mean \pm SD.

		Euroleague group	WS Europe Cup group	Permanency group	Relegation group
OFFENSIVE SET-PIECES	FDH goals	14.68 \pm 5.51	10.61 \pm 3.91*	9.89 \pm 3.37*	8.75 \pm 3.81*
	FDH effectiveness (%)	32.37 \pm 8.89	27.97 \pm 7.34	27.19 \pm 6.53	24.97 \pm 8.01*
	PEN goals	10.79 \pm 4.36	8.82 \pm 3.75	8.86 \pm 4.49	7.54 \pm 3.83*
	PEN effectiveness (%)	41.67 \pm 11.07	38.48 \pm 8.07	41.55 \pm 13.43	34.39 \pm 11.95
	Set-pieces goals	25.46 \pm 8.08	19.43 \pm 5.39*	18.75 \pm 5.94*	16.29 \pm 6.38*
	Set-pieces effectiveness (%)	35.91 \pm 7.86	32.31 \pm 5.09	32.28 \pm 6.53	28.54 \pm 6.94*
	Goals percentage from set-pieces	20.39 \pm 6.57	22.46 \pm 9.49	24.82 \pm 12.71	27.32 \pm 19.93
DEFENSIVE SET-PIECES	Goals received from FDH	11.42 \pm 3.77	11.83 \pm 4.17	10.42 \pm 4.05	15.25 \pm 3.44 §
	Effectiveness FDH received (%)	22.27 \pm 4.87	28.54 \pm 8.36	28.14 \pm 6.59	34.26 \pm 7.63*
	Goals received from PEN	9.67 \pm 2.49	10.25 \pm 2.63	13.00 \pm 5.64	13.58 \pm 3.26*
	Effectiveness PEN received (%)	36.04 \pm 7.69	32.37 \pm 5.84	41.25 \pm 11.13 †	43.64 \pm 6.34 †
	Goals received from set-pieces	21.08 \pm 4.79	22.08 \pm 4.85	23.42 \pm 6.15	28.83 \pm 5.73 *†§
	Effectiveness set-pieces received (%)	27.19 \pm 4.33	30.33 \pm 4.15	34.78 \pm 6.69*	38.23 \pm 6.41*†
	Received goals percentage from set-pieces	25.64 \pm 7.82	21.25 \pm 3.59	19.87 \pm 3.93*	21.57 \pm 4.14

*_Statistically different than the Euroleague group; †_Statistically different than the WS Europe Cup group; §_Statistically different than the Permanency group

Table 3*Pearson's correlation between team season points and offensive set-pieces variables.*

	FDH goals	FDH effectiveness	PEN goals	PEN effectiveness	Set-pieces goals	Set-pieces effectiveness	Goals percentage from set-pieces
Team season points	0.566**	0.442**	0.302**	0.250	0.544**	0.467**	-0.175

* ($p < 0.05$); ** ($p < 0.01$).**Table 4***Pearson's correlation between team season points and defensive set-pieces variables.*

	Goals received from FDH	Effectiveness FDH received (%)	Goals received from PEN	Effectiveness PEN received (%)	Set-pieces goals received	Effectiveness set-pieces received (%)	Goals percentage received from set-pieces
Team season points	-0.215	-0.450**	-0.396**	-0.330*	-0.432**	-0.550**	0.543**

* ($p < 0.05$); ** ($p < 0.01$).

One of the main findings of this study was that when comparing set-pieces effectiveness according to the final teams' success (end-season ranking), the best teams achieved higher effectiveness in both total set-pieces goals and effectiveness. Teams classified in the *Euroleague* group achieved a higher significant average of goals from FDH than the other teams. Additionally, this effectiveness was higher indicating better performance in this kind of actions. This fact could be explained by two reasons. The first one is that best teams tend to have more ball possession and generate more goal opportunities forcing their opponents to longer defence phases and to produce fouls in order to avoid goal chances. This increase in the number of fouls when a team is losing, occurs in other team sports such as waterpolo (Lupo et al., 2014; Mirvić et al., 2011) and handball (Čeleš et al., 2014).

Furthermore, considering the new rink hockey regulation which penalizes teams with a FDH when accumulating 10 fouls or when one player is sanctioned with a blue card, the differences in the number of total FDH attempts during a season have risen between better and worse classified teams. Regarding the differences in FDH goal effectiveness, it could be explained by the higher technical quality of players in their squads. Thus, considering that FDH is probably the most technical action in this sport (Trabal et al., 2019a, 2020), having specialist shooters can be determinant. However, this difference in performance between ranking-teams was non-significant for PEN shots. This could be explained because the PEN is a less technical and direct shot, while in FDH the player can progress towards the goal enabling higher variability of options.

Concerning the percentage of total goals

from set-pieces actions, although there are no significant differences according to the team rank, the worst classified teams obtain a higher percentage of total goals from individual set-pieces actions. According to other team sports, worst classified teams produce less goal opportunities than their counterparts during the game (Campos et al., 2015; Gómez et al., 2014; Lago-Peñas et al., 2010, 2011). This could explain the relationship between the low final goal percentage from set-pieces and the low team ranking.

With regard to the set-pieces actions received, there were also significant differences in goalkeeper performance between teams according to their final ranking. Results showed that goalkeepers from the *Euroleague* group teams had a significantly higher percentage of goals from set-pieces (27.19%) than *Permanency* or *Relegation* group teams (34.78% and 38.23%, respectively). This was observed by Trabal et al. (2019b) in the *OkLiga*, showing that the best teams had the best goalkeepers in set-pieces actions.

Regarding the correlation between team season points and offensive set-pieces variables, significant correlations for FDH effectiveness, PEN goals and set-pieces effectiveness with moderate magnitude ($r = 0.30$ to 0.47 ; $p < 0.01$) and for FDH goals and set-pieces goals with large magnitude ($r = 0.54$ to 0.57 ; $p < 0.01$) were found. Conversely, no significant correlations were observed either with PEN effectiveness or with the goals percentage from set-pieces. Analyzing the defensive actions, negative significant correlations were found for all variables ($r = -0.33$ to -0.55 ; $p < 0.05$) except "goals received from FDH", reinforcing that goalkeepers from best teams reached higher performance. Furthermore, a significant correlation was found between the team season points and the percentage of total goals received from set-pieces ($r = 0.54$; $p < 0.01$).

Despite the usefulness of these findings, the present study has some limitations which

must be acknowledged. Firstly, the lack of studies about rink hockey to establish comparisons reduces the possibility to identify some tendencies between findings. In addition, the technical actions of players have not been analyzed. The strength of our study lies in the number of set-pieces actions analyzed during a seven-year period from one of the most prestigious rink hockey leagues, which is a comprehensive study on a minority sport over time. Future research should also consider the contextual variables' influence on set-pieces actions success. The study of other rink hockey competitive contexts like the female hockey league, other championships (i.e., Italian league, Portuguese league, international championships) or lower levels of competition (grassroots sport or minor leagues) would be interesting.

Conclusions and Practical implications

In conclusion, the current study indicates that effectiveness in set-pieces actions, especially FDH is related to better team performance. Moreover, the goalkeepers from high-ranked teams achieved higher success in defending set-pieces.

In light of these results, rink hockey coaches should be encouraged to include the systematic practice of FDH and PEN shots in their training programs. Designing the individual set-pieces actions practice needs to be innovative in order to recreate the levels of anxiety, distraction and perceptions of control raised by such high-pressure situations (Jordet et al., 2007; Wood et al., 2015). Additionally, these findings suggest the necessity for teams to have specialist players in this kind of action. Considering the rink hockey regulation which allows the substitution of players with no limits during the game, it could be decisive for a team to have a specialist goalkeeper for FDH or a PEN shooter that participates only in this specific match moments.

References

- Arboix-Alió J, Aguilera-Castells J. The influence of scoring first in roller hockey. *Cuad Psico Deporte*, 2018; 18(3): 220–231
- Arboix-Alió J, Aguilera-Castells J. Analysis of the home advantage in roller hockey. *J Sport Health R*, 2019; 3(11): 263–272

- Arboix-Alió J, Buscà B, Trabal G, Aguilera-Castells J, Sánchez-López MJ. Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league. *Cuad Psico Deporte*, 2020; 20(1): 181–189
- Blanco-Villaseñor A, Castellano J, Hernández-Mendo A, Sánchez-López CR, Usabiaga O. Application of the generalizability theory in sport to study the validity, reliability and estimation of samples. *Rev Psicol Deporte*, 2014; 23(1): 131–13
- Blanco-Villaseñor A, Escolano-Pérez E. Observational data analysis using generalizability theory and general and mixed linear models: an empirical study of infant learning and development. *An Psicol*, 2017; 33(3): 450–460
- Campos FAD, Pellegrinotti ÍL, Pasquarelli NB, Rabelo NF, Santa Cruz RAR, Gómez MÁ. Effects of game-location and quality of opposition in futsal league. *Int J Perf Anal Sport*, 2015; 15(2): 598–607
- Casali CA, Maneiro R, Ardá T, Losada JL, Rial A. Effectiveness of indirect free kicks in elite soccer. *Int J Perf Anal Sport*, 2014; 14(3): 744–760
- Češelj N, Vojvodić M, Skender N. A Comparative Analysis of Shooting Efficiency in Handball at Euro 2012. *Sport Sci Health*, 2014; 8(2): 131–137
- Cohen J. *Statistical power analysis for behavioural science*. NJ: Lawrence Erlbaum; 1988
- Cronbach LJ, Gleser GC, Nanda H, Rajaratnam N. *The dependability of behavioral measurements: theory of generalizability for scores and profiles*. New York: Wiley, Ed.; 1972
- Drust B. Performance analysis research: Meeting the challenge. *J Sport Sci*, 2010; 28(9), 921–922
- Fernández-Hermógenes D, Camerino O, García de Alcaraz A. Set-piece Offensive Plays in Soccer. *Apunt Educ Fis y Deportes*, 2017; 129: 78–94
- Ferrari W, Dias G, Sousa T, Sarmento H, Vaz V. Comparative Analysis of the Offensive Effectiveness in Winner and Losing Handball Teams. *Frontiers in Psychology*, 2020; 11: 1-7
- Gómez MA, Lago-Peñas C, Viaño J, González-García I. Effects of game location, team quality and final outcome on game-related statistics in professional handball close games. *Kinesiology*, 2014; 46(2): 249–257
- Gómez MA, Pollard R, Luis-Pascual JC. Comparison of the home advantage in nine different professional team sports in Spain. *Percept Motor Skills*, 2011; 113(1): 150–156
- Hernández-Mendo A, Blanco-Villaseñor A, Pastrana JL, Morales-Sánchez V, Ramos-Pérez FJ. SAGT: New software for generalizability analysis. *Rev Iberoam Psicol del Ejerc y el Deporte*, 2016; 11(1): 77–89
- Hopkins WG, Marshall SW, Batterham AM, Hanin J. Progressive Statistics for Studies in Sports Medicine and Exercise Science. *Med Sci Sport Exer*, 2009; 41(1): 3–13
- Jordet G, Hartman E, Visscher C, Lemmink KAPM. Kicks from the penalty mark in soccer: The roles of stress, skill, and fatigue for kick outcomes. *J Sport Sci*, 2007; 25(2): 121–129
- Lago-Peñas C, Lago-Ballesteros J, Dellal A, Gómez M. Game-related statistics that discriminated winning, drawing and losing teams from the Spanish soccer league. *J Sport Sci Med*, 2010; 9(2): 288–293
- Lago-Peñas C, Lago-Ballesteros J, Rey E. Differences in performance indicators between winning and losing teams in the UEFA Champions League. *J Hum Kinet*, 2011; 27(1): 135–146
- Leite WS. Analysis of the offensive process of the Portuguese futsal team: A comparison between the actions of finalization. *Pamukkale spor bilim. derg*, 2012; 3(3): 78–89.
- Liu H, Hopkins WG, Gómez MA. Modelling relationships between match events and match outcome in elite football. *Eur J Sport Sci*, 2016; 16(5): 516–525
- Lupo C, Condello G, Capranica L, Tessitore A. Women's Water Polo World Championships. *J Strength Cond Res*, 2014; 28(1): 210–222
- Massari G. *L'hockey su pista. Dalle individualità al gioco di squadra tra abilità e ultrabilità*. Roma: CONI Servizi; 2017
- Mirvić E, Kazazović B, Aleksandrović M. Differences between winning and losing teams from World water polo championship for women. *Homo Sport*, 2011; 13(2): 41–43
- Panagiotis MG, Konstantinos NS, Ioannis BA. Stable and changing characteristics of high-level handball as evidenced from World Men's Championships. *J Phys Educ Sport*, 2020; 20(3): 1354-1361.
- Pérez S, Fonseca D. Influence of set pieces in national and international elite football: Analysis of competition factors and playing at home or away. *Rev Digit Educ física*, 2015; 32(32): 41–52

- Ramos LA, Oliveira MH. Soccer: classification and analysis of the goals of EuroCopa 2004. *Rev Bras Futeb*, 2008; 01(1): 42–48
- Sarmiento H, Bradley P, Anguera MT, Polido T, Resende R, Campaniço J. Quantifying the offensive sequences that result in goals in elite futsal matches. *J Sport Sci*, 2016; 34(7): 621–629
- Sousa T, Sarmiento H, Marques A, Field A, Vaz V. The influence of opponents' offensive play on the performance of professional rink hockey goalkeepers. *Int J Per Anal Spor*, 2020; 20(1): 1–11
- Trabal G, Daza G, Arboix-Alió J. Influence of contextual variables in the intervention of the rink hockey goalkeeper in the free direct hit. *Cuad Psico Deporte*, 2020; 20(2): 139–151
- Trabal G, Daza G, Riera J. The Technical Skills of Rink Hockey Goalkeeper in Direct Free Hit. *Retos*, 2019a; 36: 69–73
- Trabal G, Daza G, Riera J. Influence of Direct Free Hits on the OK Liga Ranking of Rink Hockey. *Kronos*, 2019b; 18(1): 1–9
- Trabal G, Daza G, Riera J. Goalkeeper Effectiveness in the Direct Free Hit of Rink Hockey. *Apunt Educ Fis y Deportes*, 2020; 139: 56–64
- Wood G, Jordet G, Wilson MR. On winning the “lottery”: psychological preparation for football penalty shoot-outs. *J Sport Sci*, 2015; 33(17): 1758–1765
- Yagüe P, Del Valle M, Egocheaga J, Linnamo V, Fernández A. The competitive demands of elite male rink hockey. *Biol Sport*, 2013; 30(3): 195–199

Corresponding author:**Guillem Trabal**

University of Vic – Central University of Catalonia,
Department of Sports Sciences
C/ Sagrada Família, 7, 08500 Vic (Barcelona, Spain)
Phone: +34687534417
E-mail: guillem.trabal@uvic.cat

ESTUDIO VII: The influence of individual set-pieces in elite rink hockey match outcomes



Article

The Influence of Individual Set-Pieces in Elite Rink Hockey Match Outcomes

Jordi Arboix-Alió ¹, Guillem Trabal ^{2,*}, Raúl Hilenó ³, Joan Aguilera-Castells ¹, Azahara Fort-Vanmeerhaeghe ¹ and Bernat Buscà ¹

¹ Department of Sports Science, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna, 08025 Barcelona, Spain; jordiaa1@blanquerna.url.edu (J.A.-A.); joanac1@blanquerna.url.edu (J.A.-C.); azaharafv@blanquerna.url.edu (A.F.-V.); bernatbs@blanquerna.url.edu (B.B.)

² Department of Physical Activity Sciences, University of Vic–Central University of Catalonia, 08500 Vic, Spain

³ National Institute of Physical Education of Catalonia (INEFC), University of Lleida, 25192 Lleida, Spain; rhilenó@gencat.cat

* Correspondence: guillem.trabal@uvic.cat



Citation: Arboix-Alió, J.; Trabal, G.; Hilenó, R.; Aguilera-Castells, J.; Fort-Vanmeerhaeghe, A.; Buscà, B. The Influence of Individual Set-Pieces in Elite Rink Hockey Match Outcomes. *Int. J. Environ. Res. Public Health* **2021**, *18*, 12368. <https://doi.org/10.3390/ijerph182312368>

Academic Editors: Markel Rico-González, José Pino-Ortega and Paul B. Tchounwou

Received: 16 October 2021
Accepted: 23 November 2021
Published: 24 November 2021

Publisher's Note: MDPI stays neutral with regard to jurisdictional claims in published maps and institutional affiliations.



Copyright: © 2021 by the authors. Licensee MDPI, Basel, Switzerland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Abstract: The main objective of this study was to analyze the influence of individual set-pieces (Free Direct Hits and Penalties) in elite rink hockey match outcomes in different game situations. A sample of 161 matches played between high-standard teams during ten consecutive seasons (2009–2010 to 2018–2019) were analyzed using a binary logistic regression. The full evaluated model was composed of an explanatory variable (set-pieces scored) and five potential confounding and interaction variables (match location, match level, match importance, extra time, and balanced score). However, the final model only included one significant interaction variable (balanced score). The results showed that scoring more individual set-pieces than the opponent was associated with victory (OR = 6.1; 95% CI: 3.7, 10.0) and was more relevant in unbalanced matches (OR = 19.5; 95% CI: 8.6, 44.3) than in balanced matches (OR = 2.3; 95% CI: 1.2, 4.5). These findings indicate that individual set-pieces are strongly associated with match outcomes in matches played between high-standard teams. Therefore, it is important for teams to excel in this aspect, and it is suggested that these data can encourage coaches to reinforce the systematic practice of individual set-pieces in their training programs. Additionally, it is suggested that teams have specialist players in this kind of action to mainly participate in these specific match moments.

Keywords: performance analysis; roller hockey; match variables; binary logistic regression; explanatory modeling

1. Introduction

Rink hockey, also known as roller hockey or hardball hockey, is a team sport played by two teams of five players on a rectangular rink (40 m × 20 m) surrounded by a one-meter high barrier. Like other sports, the increasing social interest and economic impact of team sports have resulted in several studies about the influence of the match variables on the final outcome [1–4]. In recent years, research focused on rink hockey match variables and other performance indicators has risen considerably [5–7]. In this vein, match analysis appears to be widely accepted by players, coaches and sports scientists as an important source of information to analyze and subsequently improve sports performance [8,9]. Moreover, it is especially helpful in providing objective reference knowledge about the strengths and weaknesses of opponents [10]. Additionally, match analysis contributes to developing the players' technical and tactical knowledge, critical thinking, decision-making and confidence [11,12]. Therefore, it seems necessary to identify the most relevant performance indicators in every sport.

Previous rink hockey research has reported the influence of different match variables. Home advantage has been one of the most studied topics, thus determining its effect at

around 60% [7,13], similar to that of other team sports [14]. Other studies have analyzed match variables such as scoring the first goal [6], scoring sequence [15] and the influence of opponents' offensive play on the goalkeepers' performance [16].

Among these different rink hockey match variables, individual set-pieces such as free direct hit (FDH) or penalty (PEN) are probably the most relevant aspects influencing the match outcome. Indeed, it is reported that 21.08% of goals scored in the First Spanish Division (*OkLiga*) are achieved from individual set-pieces (11.58% by PEN and 9.49% by FDH) [17]. These set-pieces are particular events involving a direct opposition between the FDH or PEN shooter and the goalkeeper. In FDH, the shooter has five seconds to start the execution (from 7.4 m), being able to choose a direct shot or approaching and dribbling towards the goalkeeper to score, while in the PEN, the shooter has five seconds to start the execution, consisting of a direct shot on the goal from the penalty point (5.4 m).

Formerly, the PEN and FDH happened only occasionally during a match. However, a new rink hockey regulation aiming to increase the number of goals per match went into effect in the 2009–2010 season. The main purpose of this new regulation was to encourage a more offensive style and, consequently, more strictly penalize the fouls committed. These new rules, such as the 45-s ball possession limit per attack, the accumulation of ten team fouls, and the subsequent penalization with an FDH or the temporary numerical inferiority when a player is sanctioned with a blue card were factors that generated more scoring chances (5.93 goals per match before and 7.13 goals after the 2009–2010 regulation) [13]. Among the aforementioned modifications, perhaps the most important was the change regarding offences that have incurred FDH and PEN since the total number of set-pieces per match increased.

There is a popular belief among coaches, players and rink hockey enthusiasts that individual set-pieces are one of the most determining factors in matches played between high-standard teams and that, often, the match result can be decided by the success in these actions. However, to the best of our knowledge, no research has been found to analyze this. Given the gap in the scientific literature, further research is warranted to establish the influence of individual set-pieces. Therefore, the main objective of this study was to analyze the influence of individual set-pieces in rink hockey match outcomes in different game situations. Given the paucity of available data assessing the association between set-piece success and the final match outcome, a true hypothesis was challenging to generate. However, following popular belief, it was hypothesized that set-piece performance would be associated with match outcomes in rink hockey matches.

2. Materials and Methods

2.1. Sample

A total of 161 matches during ten consecutive seasons (2009–2010 to 2018–2019) were analyzed. All games were chosen from the following competitions: World Cup, European Cup, WS Europe Cup (CERS Cup), Champions League, Continental Cup, Intercontinental Cup, Spanish Copa del Rey, Portugal Cup, Italian Cup, Supercopa de España, Supercoppa Italiana and Supertaça de Portugal. In order to avoid a difference-level bias, only matches between high-standard teams were included. Therefore, the analyzed matches were only the semi-finals ($n = 82$) and finals ($n = 79$) of the aforementioned competitions. In each game, the data from both teams were recorded separately. Only matches in which there were set-piece goals were included.

2.2. Design and Procedures

Data were collected by professional technicians of the league. To assess data reliability, 100 individual set-pieces were selected, and two different observations were performed to assess intra- and inter-rater reliability. The consensus surpassed 90% on all criteria and categories (intra-observer $\kappa = 0.992$; inter-observer $\kappa = 0.984$). In addition, a generalizability analysis was carried out [18] using SAGT software, version 1.0 (Málaga, Spain) [19] (Table 1). Following suggestions from Blanco-Villaseñor et al. [20], two measurements were

made for assessment: (a) the results of generalizability (number of individual set-pieces that made up the sampling) and (b) the observation instrument's validity; (a) the generalizability coefficient (relative and absolute = 0.996) corresponding to the measurement plan [Categories]/[set-pieces] establishes that, with the number of set-pieces analyzed, high reliability of generalization precision is obtained; (b) regarding the measurement, plan [set-pieces]/[Categories], the generalizability coefficient (relative and absolute = 0.000) guarantees, in the theoretical framework of the Theory of Generalizability, the validity of the designed observation instrument [20,21].

Table 1. Results corresponding to the generalizability design [Categories] [Set-pieces].

	SC	df	Mean Square	Random	Mixt	Corrected	%	Standard Error
[set-pieces]	0.33	636	0.001	−0.005	−0.005	−0.005	0	0
[cat]	1014.638	26	39.025	0.061	0.061	0.061	30.645	0.016
[set-pieces][cat]	2284.621	16536	0.138	0.138	0.138	0.138	69.355	0.002

Match outcome was used as the outcome variable. The number of individual set-pieces scored was used as the explanatory variable. Finally, five covariates were examined using binary logistic regression to identify their possible confounder or modifier effect on the relationship between the set-pieces scored and match outcome (Table 2).

Table 2. Description of the analyzed variables.

Role	Variable	Categories	Description
Outcome	Match outcome (MatOut)	Not won (0)	The analyzed team lost or tied the match
		Won (1)	The analyzed team won the match
Explanatory	Set-pieces scored (SPSco)	Less or equal (0)	The analyzed team scored equal or fewer goals from set-pieces than the rival
		More (1)	The analyzed team scored more goals from set-pieces than the rival
Covariate	Match location (MatLoc)	Away (1)	The analyzed team played away from home
		Neutral (2)	The analyzed team played on neutral ground
		Home (3)	The analyzed team played at home
	Match level (MatLev)	National (0)	The analyzed match was from a national competition
		International (1)	The analyzed match was from an international competition
	Match importance (MatImp)	Semifinal (0)	The analyzed match was a semifinal
Final (1)		The analyzed match was a final	
Extra time (ExtTim)	No (0)	Extra time was not reached in the analyzed match	
	Yes (1)	Extra time was reached in the analyzed match	
Balanced score (BalSco)	Unbalanced (0)	At some point in the match, there was a difference in the score higher than 2 goals	
	Balanced (1)	At no point in the match was there a difference in the score higher than 2 goals	

Note. Within each variable, the category with the lowest numerical code (e.g., the category Not won in MatOut variable) was considered as the reference category in the constructed logistic regression model.

2.3. Statistical Analysis

A binary logistic regression model was built for explanatory purposes. This model made it possible to measure the adjusted effect of the explanatory variable (X) on a response (Y) in the presence of possible confounding or interaction variables (X_p) that could confuse or modify the effect of X on Y.

In the first step of the statistical modeling process, a *full model* was specified consisting of an explanatory variable (SPSco), five confounding variables (MatLoc, MatLev, MatImp, ExtTim, BalSco) and five interaction terms (SPSco \times MatLoc, SPSco \times MatLev, SPSco \times MatImp, SPSco \times ExtTim, SPSco \times BalSco). Considering the number of events observed in the sample (144 matches won) and the *one in ten rule* (i.e., one parameter can

be studied for every ten events) proposed by Peduzzi et al. [22], at most, 14 parameters could be included in this initial model:

$$\text{Logit(MatOut)} = \alpha + \beta \times \text{SPSco} + \gamma_1 \times \text{MatLoc} + \gamma_2 \times \text{MatLev} + \gamma_3 \times \text{MatImp} + \gamma_4 \times \text{ExtTim} + \gamma_5 \times \text{BalSco} + \delta_1 \times \text{SPSco} \times \text{MatLoc} + \delta_2 \times \text{SPSco} \times \text{MatLev} + \delta_3 \times \text{SPSco} \times \text{MatImp} + \delta_4 \times \text{SPSco} \times \text{ExtTim} + \delta_5 \times \text{SPSco} \times \text{BalSco}$$

In the second step, the significance of the set of first-order interactions was evaluated using a global likelihood ratio test (*chunk test*). If the result of this test was not statistically significant ($p > 0.05$), all interactions were eliminated from the model. In contrast, if the result was statistically significant ($p \leq 0.05$), individual likelihood ratio tests were applied to each interaction separately, and only those that were statistically significant were retained in the model.

The third step evaluated whether the confounding variables that did not belong to significant interactions should remain in the model as adjustment variables. For each value of the significant moderator variables, the odds ratio of the study factor (OR_{SPSco}) was estimated in the *reference model* (model containing all confounding terms and only significant interaction terms) and all possible reduced models (submodels derived from the reference model in which one or more confounding terms were eliminated). Next, we determined whether the OR_{SPSco} estimated in the reduced models represented a change of more than 10% with respect to the OR_{SPSco} estimated in the reference model. If the change was greater than 10% (practically important change), the evaluated submodel was rejected. On the other hand, if the change was less than or equal to 10% (practically not important change), the submodel was preselected and its precision assessed to examine whether its confidence intervals (OR_{SPSco} 95% CI) were narrower than those of the reference model.

Once the modeling process was completed and the *final model* was selected, the absence of collinearity (variance inflation factor (VIF)) and over-dispersion (residual mean deviance (RMD)) was verified in the main estimated logistic regression models (full, reference, final and simple). The linearity assumption was not tested because all the variables were categorical.

Finally, the effect of individual set-piece performance (SPSco) on the final match outcome (MatOut) was estimated both in the final model (adjusted OR) and the simple model (crude OR). In addition, due to the difficult interpretation of the OR as a measure of association, a rough estimate of the proportion ratio (PR) with their respective 95% CIs was made from the marginal estimates of the probabilities of each event.

Statistical analyses were done using Stata/IC v.16.1 statistical package (Stata Corporation, College Station, TX, USA). The confounding assessment was evaluated with the postestimation commands `estimation store` and `lrtest`. The confusion was assessed with the user-written command `confound`; OR calculation was performed with the postestimation command `lincom`, and the approximate estimation of the PR was made with the user-written command `adjrr`.

3. Results

Table 3 shows the descriptive and inferential analysis of the individual set-pieces studied. The confidence interval for a proportion ($1-\alpha$ confidence interval for π) was calculated using the Wilson method.

The result of the *chunk test* indicated the statistical significance of the set of first-order interactions of the full model ($\chi^2_{LR} = 18.54$, $df = 6$, $p = 0.005$). Only one significant interaction was detected from the individual likelihood ratio tests: $\text{SPSco} \times \text{BalSco}$ ($\chi^2_{LR} = 15.23$, $df = 1$, $p = 0.0001$). Consequently, the $\text{SPSco} \times \text{MatLoc}$ ($\chi^2_{LR} = 1.13$, $df = 2$, $p = 0.569$), $\text{SPSco} \times \text{MatLev}$ ($\chi^2_{LR} = 0.0004$, $df = 1$, $p = 0.983$), $\text{SPSco} \times \text{ImpMat}$ ($\chi^2_{LR} = 0.44$, $df = 1$, $p = 0.507$), and $\text{SPSco} \times \text{ExtTim}$ ($\chi^2_{LR} = 1.32$, $df = 1$, $p = 0.251$) interactions were removed from the full model and did not become part of the reference model.

Table 3. Descriptive and inferential analysis of the categorical variables used to build the binary logistic regression model.

Variable	Categories	n	%	95% CI of π	
				LL	UL
Match outcome (MatOut)	Not won (0)	178	55.3	49.8	60.6
	Won (1)	144	44.7	39.4	50.2
Set-pieces scored (SPSco)	Less or equal (0)	190	59.0	53.6	64.2
	More (1)	132	41.0	35.8	46.4
Match location (MatLoc)	Away (1)	63	19.6	15.6	24.2
	Neutral (2)	196	60.9	55.4	66.0
	Home (3)	63	19.6	15.6	24.2
Match level (MatLev)	National (0)	176	54.7	49.2	60.0
	International (1)	146	45.3	40.0	50.8
Match importance (MatImp)	Semifinal (0)	164	50.9	45.5	56.3
	Final (1)	158	49.1	43.7	54.5
Extra time (ExtTim)	No (01)	254	78.9	74.1	83.0
	Yes (1)	68	21.1	17.0	25.9
Balanced score (BalSco)	Unbalanced (0)	158	49.1	43.7	54.5
	Balanced (1)	164	50.9	45.5	56.3

Note. n = number of observations; CI = confidence interval; π = population proportion converted to percentage; LL = lower limit; UL = upper limit.

Fifteen reduced models were built from the reference model. In these models, three terms were set by the hierarchical principle (SPSco, BalSco, SPSco \times BalSco), and between one and four terms were excluded to assess their possible confounding effect (MatLoc, MatLev, MatImp, and ExtTim). In all the ORs estimated in the reduced models ($OR_{SPSco|BalSco = Unbalanced} \vee OR_{SPSco|BalSco = Balanced}$), changes less than 10% were detected with respect to the ORs estimated in the reference model. Consequently, all reduced models became finalists. However, only the model that included the adjustment variable BalSco and the SPSco \times BalSco interaction was selected as the final model to estimate the effect of SPSco on MatOut because it was the most parsimonious final model and had a higher precision than the reference model.

Table 4 shows the b coefficients and the OR (e^b) of the main estimated models during the modeling process as well as the likelihood, global significance and diagnoses, highlighting the fulfilment of the collinearity assumptions (mean VIF ≤ 10) and equidispersion (RMD ≈ 1).

Figure 1 shows the effect of SPSco on MatOut as a function of BalSco. This figure indicates that, in unbalanced matches, scoring more individual set-pieces than the rival team multiplied the odds of winning the match by $OR_{SPSco|BalSco = Unbalanced} = e^{2.97-2.12 \times 0} = 19.5$ (95% CI: 8.6 a 44.3). Otherwise, in balanced matches, scoring more set-pieces than the rival team multiplied the odds of winning the match by $OR_{SPSco|BalSco = Balanced} = e^{2.97-2.12 \times 1} = 2.3$ (95% CI: 1.2 a 4.5).

Taking the PR values into account, in unbalanced matches, scoring more individual set-pieces than the rival multiplied the proportion of matches won by $PR_{SPSco|BalSco = Unbalanced} = 3.9$ (95% CI: 2.6 a 5.8). Otherwise, in balanced matches, scoring more set-piece goals than the rival team multiplied the proportion of matches won by $PR_{SPSco|BalSco = Balanced} = 1.6$ (95% CI: 1.1 a 2.4).

Table 4. Main estimated logistic regression models.

Variables	Full Model		Reference Model		Final Model		Simple Model	
	B	OR	b	OR	b	OR	b	OR
SPSco	2.55 ** [0.80, 4.30]	12.81 ** [2.24, 73.37]	2.99 *** [2.16, 3.82]	19.81 *** [8.63, 45.44]	2.97 *** [2.15, 3.79]	19.52 *** [8.60, 44.31]	1.81 *** [1.32, 2.30]	6.10 *** [3.74, 9.96]
MatLoc2	0.05 [-0.81, 0.91]	1.05 [0.45, 2.49]	0.34 [-0.36, 1.04]	1.41 [0.70, 2.83]				
MatLoc3	-0.15 [-1.21, 0.91]	0.86 [0.30, 2.49]	0.21 [-0.61, 1.03]	1.24 [0.54, 2.81]				
MatLev	0.20 [-0.54, 0.94]	1.22 [0.58, 2.56]	0.21 [-0.36, 0.77]	1.23 [0.70, 2.17]				
MatImp	0.27 [-0.41, 0.95]	1.31 [0.67, 2.58]	0.13 [-0.39, 0.65]	1.13 [0.67, 1.91]				
ExtTim	-1.47 ** [-2.51, -0.43]	0.23 ** [0.08, 0.65]	-1.01 ** [-1.71, -0.31]	0.36 ** [0.18, 0.73]				
BalSco	1.01 ** [0.28, 1.75]	2.75 ** [1.32, 5.73]	0.87 * [0.17, 1.58]	2.40 * [1.19, 4.83]	0.52 [-0.13, 1.18]	1.69 [0.88, 3.25]		
SPSco × MatLoc2	0.72 [-0.72, 2.17]	2.06 [0.49, 8.73]						
SPSco × MatLoc3	0.81 [-0.90, 2.52]	2.25 [0.41, 12.39]						
SPSco × MatLev	-0.01 [-1.18, 1.16]	0.99 [0.31, 3.19]						
SPSco × MatImp	-0.36 [-1.43, 0.71]	0.70 [0.24, 2.03]						
SPSco × ExtTim	0.85 [-0.62, 2.33]	2.35 [0.54, 10.23]						
SPSco × BalSco	-2.33 *** [-3.52, -1.14]	0.10 *** [0.03, 0.32]	-2.05 *** [-3.12, -0.99]	0.13 *** [0.04, 0.37]	-2.12 *** [-3.17, -1.07]	0.12 *** [0.04, 0.34]		
Constant	-1.52 ** [-2.61, -0.43]	0.22 ** [0.07, 0.65]	-1.68 *** [-2.59, -0.76]	0.19 *** [0.07, 0.47]	-1.28 *** [-1.78, -0.77]	0.28 *** [0.17, 0.46]	-0.98 *** [-1.29, -0.66]	0.38 *** [0.27, 0.52]
LL	-176.6		-178.4		-183.1		-192.5	
LR chi-squared	89.61 ***		86.06 ***		76.63 ***		57.83 ***	
Mean VIF	3.68		1.71		2.08		1.00	
RMD	1.15		1.14		1.15		1.20	

Note. confidence intervals in brackets. *b* = regression coefficient; OR = odds ratio; LL = log likelihood; LR = likelihood ratio; VIF = variance inflation factor; RMD = residual mean deviance. * *p* < 0.05, ** *p* < 0.01, *** *p* < 0.001.

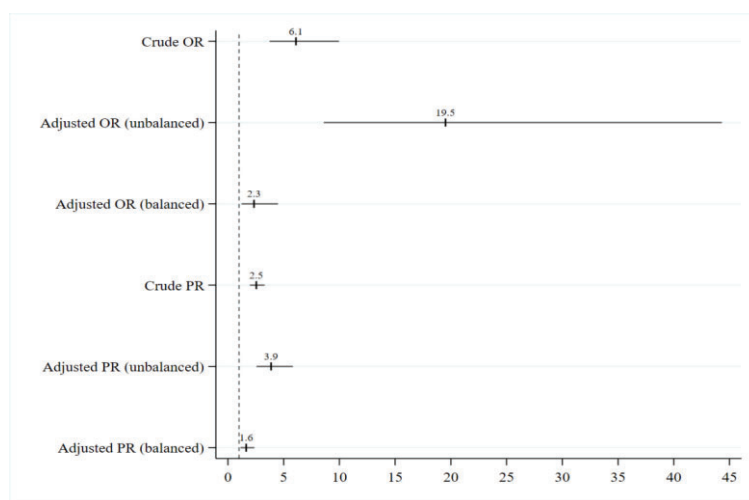


Figure 1. Effect of scoring more individual set pieces than the opponent on the matches won odds/proportion.

4. Discussion

The main purpose of this study was to determine how the set-piece performance affects the match outcome in different game situations. The main finding was that scoring more individual set-pieces than the opponent was associated with victory in rink hockey (OR = 6.1; 95% CI: 3.7, 10.0) and was more relevant in unbalanced matches (OR = 19.5; 95% CI: 8.6, 44.3) than in balanced matches (OR = 2.3; 95% CI: 1.2, 4.5). To the best of the authors' knowledge, this is the first study to demonstrate the popular belief among rink hockey followers and coaches that the success of individual set-pieces is a determining factor in match outcome. Despite the lack of studies available to compare the present results, these findings are in line with Arboix-Alió, Trabal, Aguilera-Castells, et al. [17], who reported higher set-piece effectiveness in the best-ranked teams at the end of the Spanish league season. In the aforementioned study, teams classified in the *Euroleague* group (1st to 4th position) achieved more FDH goals than the other teams. Moreover, the same authors reported significantly different goalkeeper performances depending on the final ranking of their teams. The results showed that goalkeepers of the *Euroleague* group teams saved more PEN and FDH (72.81%) than the *Permanency* (9th to 12th position) or *Relegation* (13th to 16th position) groups' teams (65.22% and 61.77%, respectively).

4.1. Balanced Score

Interestingly, scoring more individual set-pieces than the opponent became more relevant in unbalanced matches. This strong association can be explained by the internal logic of rink hockey (e.g., rally dynamics, number of players, court dimensions) and the kind of matches analyzed in the present study (similar standard teams). During the unbalanced-score case scenario between two different-standard teams, the losing team usually adopts a conservative strategy to avoid a blowout. However, in matches played between high-standard teams, when one team achieves an advantage of two or more goals, the match becomes frenetic. This causes the losing team to pressure the opponent to get back into the match, forcing both teams to play in a box-to-box style. In this particular scenario, the losing team uses a riskier style, pressing its opponents across the entire court. This creates situations in which it is easier to commit defensive fouls or receive blue cards, which are sanctioned with an FDH. Indeed, the appropriate contextual situation in which the winners increase their set-piece effectiveness is created in these kinds of matches. In a recent study, Arboix-Alió et al. [23] reported that players were more successful with a favourable score than when they were losing or drawing. Thus, the probability of scoring a penalty when winning by three goals was 3.83 times higher than when drawing. Moreover, the odds of scoring a free direct hit when winning by two goals was 2.40 times higher than when drawing.

4.2. Match Location

Match location had no significant interaction in the effect of scoring more set-pieces than the opposing team on the odds of won matches. Surprisingly, it seems that hockey players do not benefit from individual set-pieces in the home advantage (HA) effect, reported to be around 60% in rink hockey [7,13]. The present results agree with previous investigations, which reported no influence of match location in either rink hockey [5,23] or ice hockey [24]. According to Casimiro [25], this lack of home advantage effect could be explained by the fact that individual set-pieces are specific events between the shooter and the goalkeeper and are less influenced by certain variables that explain home advantage, such as court dimensions, type of surface or game plan [26,27].

Moreover, it is important to note that most of the analyzed matches were played in a neutral court, while the rest consisted of two-stage knock-out competition. Despite this not being evident in rink hockey, previous investigations reported a lower second-leg home advantage effect compared with the regular season in football [28,29].

4.3. Match Level

Match level had no significant interaction in the effect of scoring more set-pieces than the opposing team on the odds of won matches. One feasible reason for this lack of level effect could be that only high-standard teams were analyzed. In fact, the same analyzed teams played against each other (e.g., F.C Oporto vs. S.L Benfica or F.C Barcelona vs. Liceo H.C) in both national (e.g., Portuguese or Spanish Cup) and international competitions (e.g., Champions League).

4.4. Match Importance

The kind of match (semi-final or final) had no significant interaction in the effect of scoring more set-pieces than the opposing team on the odds of won matches. This lack of significance could be attributed to the same reasons that explain the lack of interaction of match level. In rink hockey competitions with a level bias [30,31], the same teams competed for the championship across the different seasons.

Despite the usefulness of these findings, the present investigation also has some limitations that should be acknowledged and addressed in future studies. Firstly, the present study has not considered the possible effects of other factors such as refereeing, travel or spectators' behaviour. In future investigations, it would be interesting to consider these aspects and the match moment where set-pieces happen. On the other hand, further research should replicate our findings in other rink hockey competitive contexts, such as the female hockey league or lower levels of competition (grassroots sport or minor leagues). In addition, the technical actions of players have not been analyzed. Finally, the lack of studies of rink hockey reduces the possibility of identifying some tendencies between findings. The strengths of our study lie in its novelty, as this is the first study to analyze the set-piece influence in rink hockey match outcome and the number of analyzed set-pieces during a ten-year period of the most prestigious rink hockey competitions.

5. Conclusions and Practical Applications

In conclusion, the current study reported that individual set-pieces were strongly associated with match outcomes in rink hockey, indicating that when teams scored more individual set-pieces than their opponents, the odds of winning the match multiplied by 6.1. This kind of action became especially relevant in matches where there was a difference in the score of higher than two goals at some point in the match.

In light of these results, rink hockey coaches should be encouraged to increase the systematic practice of FDH and PEN shots in their training programs. The design of individual set-pieces practice needs to be innovative to recreate the levels of anxiety, distraction and perceptions of control raised by such high-pressure situations. Moreover, scouting the goalkeeper and set-piece shooters of opposing teams seems essential for success. Additionally, these findings suggest the necessity of teams having specialist players in this kind of action. Considering the rink hockey regulation that allows the unlimited substitution of players during any match moment, it could be decisive for a team to have a specialist goalkeeper for FDH or a PEN shooter who only participates in these specific match moments.

Author Contributions: Conceptualization, J.A.-A., G.T., R.H. and B.B.; methodology, B.B., J.A.-A. and R.H.; formal analysis, B.B., J.A.-C., J.A.-A. and A.F.-V.; data curation, B.B., J.A.-A. and R.H.; funding acquisition, B.B.; investigation, J.A.-A., J.A.-C., G.T.; writing—original draft preparation, B.B., J.A.-A. and G.T.; writing—review and editing, B.B., J.A.-A., G.T., A.F.-V. and R.H.; project administration, B.B. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Funding: The study was supported and funded by the Faculty of Psychology, Education Sciences and Sport Blanquerna, Ramon Llull University, Barcelona, Spain, grant number PIF20-21-GRIES.

Institutional Review Board Statement: Not applicable.

Informed Consent Statement: Not applicable.

Conflicts of Interest: The authors declare no conflict of interest in this study.

References

- Baert, S.; Amez, S. No better moment to score a goal than just before half time? A soccer myth statistically tested. *PLoS ONE* **2018**, *13*, e0194255. [\[CrossRef\]](#)
- Peña, J.; Rodríguez-Guerra, J.; Buscà, B.; Serra, N. Which skills and factors better predict winning and losing in high-level men's volleyball? *J. Strength Cond. Res.* **2013**, *27*, 2487–2493. [\[CrossRef\]](#)
- Lago-Peñas, C.; Gómez-Ruano, M.-Á.; Owen, A.L.; Sampaio, J. The effects of a player dismissal on competitive technical match performance. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2016**, *16*, 792–800. [\[CrossRef\]](#)
- Prieto, J.; Gómez, M.Á.; Sampaio, J. Players' exclusions effects on elite handball teams' scoring performance during close games. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2015**, *15*, 983–996. [\[CrossRef\]](#)
- Trabal, G.; Daza, G.; Arboix-Alió, J. Influencia de las variables contextuales en la intervención del portero de hockey patines en la falta directa. *Cuad. Psicol. Deporte* **2020**, *20*, 139–151. [\[CrossRef\]](#)
- Arboix-Alió, J.; Aguilera-Castells, J. Influencia de marcar primero en hockey sobre patines. *Cuad. Psicol. Deporte* **2018**, *3*, 220–231.
- Arboix-Alió, J.; Buscà, B.; Aguilera-Castells, J.; Trabal Taña, G.; Sánchez-Lopez, M.-J. Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league. *Cuad. Psicol. Deporte* **2020**, *20*, 181–189. [\[CrossRef\]](#)
- Drust, B. Performance analysis research: Meeting the challenge. *J. Sports Sci.* **2010**, *28*, 921–922. [\[CrossRef\]](#)
- Liu, H.; Hopkins, W.G.; Gómez, M.A. Modelling relationships between match events and match outcome in elite football. *Eur. J. Sport Sci.* **2016**, *16*, 516–525. [\[CrossRef\]](#)
- Sousa, T.; Sarmiento, H.; Field, A.; Vaz, V. The perceptions of elite rink hockey head coaches: Preparation/observation and intervention. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2021**, *21*, 277–294. [\[CrossRef\]](#)
- Almeida, J.; Sarmiento, H.; Kelly, S.; Travassos, B. Coach decision-making in Futsal: From preparation to competition. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2019**, *19*, 711–723. [\[CrossRef\]](#)
- Butterworth, D.A.; Turner, J.D.; Johnstone, A.J. Coaches' perceptions of the potential use of performance analysis in badminton. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2012**, *12*, 452–467. [\[CrossRef\]](#)
- Arboix-Alió, J.; Aguilera-Castells, J. Analysis of the home advantage in roller hockey. *J. Sport Health Res.* **2019**, *3*, 263–272.
- Gómez, M.A.; Pollard, R.; Luis-Pascual, J.-C. Comparison of the Home Advantage in Nine Different Professional Team Sports in Spain. *Percept. Mot. Skills* **2011**, *113*, 150–156. [\[CrossRef\]](#) [\[PubMed\]](#)
- Arboix-Alió, J.; Aguilera-Castells, J.; Buscà, B.; Miró, A.; Trabal, G.; Peña, J. Situational variables in elite rink hockey: Effect of match location, team level, scoring first and match status at halftime on the competitive outcome. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2021**, *1–15*. [\[CrossRef\]](#)
- Sousa, T.; Sarmiento, H.; Marques, A.; Field, A.; Vaz, V. The influence of opponents' offensive play on the performance of professional rink hockey goalkeepers. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2020**, *20*, 53–63. [\[CrossRef\]](#)
- Arboix-Alió, J.; Trabal, G.; Aguilera-Castells, J.; Buscà, B. Analysis of the Individual Set-Pieces Influence on the Teams' Ranking in Rink Hockey. *J. Hum. Kinet.* **2021**, *79*, 229–236. [\[CrossRef\]](#) [\[PubMed\]](#)
- Cronbach, L.J.; Gleser, G.C.; Nanda, H.; Rajaratnam, N. *The Dependability of Behavioral Measurements: Theory of Generalizability for Scores and Profiles*; Wiley, Ed.; Wiley: New York, NY, USA, 1972.
- Hernández-Mendo, A.; Blanco-Villaseñor, A.; Pastrana, J.L.; Morales-Sánchez, V.; Ramos-Pérez, F.J. SAGT: Aplicación informática para análisis de generalizabilidad. *Rev. Iberoam. Psicol. Ejerc. Deporte* **2016**, *11*, 77–89.
- Blanco-Villaseñor, A.; Castellano, J.; Hernández-Mendo, A.; Sánchez-López, C.R.; Usabiaga, O. Application of the generalizability theory in sport to study the validity, reliability and estimation of samples. *Rev. Psicol. Deporte* **2014**, *23*, 131–137.
- Blanco-Villaseñor, A.; Escolano-Pérez, E. Análisis de datos observacionales mediante la teoría de la generalizabilidad y la utilización del modelo lineal general y mixto: Un estudio empírico del desarrollo y aprendizaje infantil. *An. Psicol.* **2017**, *33*, 450–460. [\[CrossRef\]](#)
- Peduzzi, P.; Concato, J.; Kemper, E.; Holford, T.R.; Feinstein, A.R. A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *J. Clin. Epidemiol.* **1996**, *49*, 1373–1379. [\[CrossRef\]](#)
- Arboix-Alió, J.; Trabal, G.; Valente-Dos-Santos, J.; Aguilera-Castells, J.; Fort-Vanmeerhaeghe, A.; Buscà, B. The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey. *Int. J. Perform. Anal. Sport* **2021**, *1–12*. [\[CrossRef\]](#)
- Loignon, A.; Gayton, W.F.; Brown, M.; Steinroeder, W.; Johnson, C. Home Disadvantage in Professional ICE Hockey. *Percept. Mot. Skills* **2007**, *104*, 1262–1264. [\[CrossRef\]](#)
- Casimiro, E. Efeitos do Local do Jogo, da Qualidade das Equipas e dos Períodos do Jogo na Performance do Guarda-Redes de Andebol. Master's Thesis, University of Trás-os-Montes and Alto Douro, Vila Real, Portugal, 2010.
- Courneya, K.S.; Carron, A.V. The Home Advantage in Sport Competitions: A Literature Review. *J. Sport Exerc. Psychol.* **1992**, *14*, 13–27. [\[CrossRef\]](#)
- Pollard, R. Home advantage in soccer: Variations in its magnitude and a literature review of the associated factors associated with its existence. *J. Sport Behav.* **2006**, *29*, 169–189.
- Page, L.; Page, K. The second leg home advantage: Evidence from European football cup competitions. *J. Sports Sci.* **2007**, *25*, 1547–1556. [\[CrossRef\]](#)

29. Pic, M.; Castellano, J. Influence of match location in the spanish Copa del Rey. *Retos Nuevas Tend. Educ. Fis. Deporte Recreac.* **2017**, *2041*, 202–206.
30. Arboix-Alió, J.; Buscà, B.; Aguilera-Castells, J.; Fort-Vanmeerhaeghe, A.; Trabal, G.; Peña, J. Competitive balance in male European rink hockey leagues. *Apunt. Educ. Fis. Esports* **2021**, *3*, 75–80. [[CrossRef](#)]
31. Arboix-Alió, J.; Buscà, B.; Aguilera-Castells, J. Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues. *J. Phys. Educ. Sport* **2019**, *19*, 1200–1204. [[CrossRef](#)]

*ESTUDIO VIII: The influence of contextual variables on individual set-pieces
in elite rink hockey*



The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey

Jordi Arboix-Alió, Guillem Trabal, João Valente-Dos-Santos, Joan Aguilera-Castells, Azahara Fort-Vanmeerhaeghe & Bernat Buscà

To cite this article: Jordi Arboix-Alió, Guillem Trabal, João Valente-Dos-Santos, Joan Aguilera-Castells, Azahara Fort-Vanmeerhaeghe & Bernat Buscà (2021): The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey, International Journal of Performance Analysis in Sport, DOI: [10.1080/24748668.2021.1890525](https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1890525)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1890525>



Published online: 26 Feb 2021.



[Submit your article to this journal](#)



[View related articles](#)



[View Crossmark data](#)

Full Terms & Conditions of access and use can be found at
<https://www.tandfonline.com/action/journalInformation?journalCode=rpan20>

1 **The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink**

2 **hockey**

3

4 Jordi Arboix-Alió¹, Guillem Trabal*², João Valente-dos-Santos³, Joan Aguilera-
5 Castells¹, Azahara Fort-Vanmeerhaeghe¹, Bernat Buscà¹

6

7 *¹Department of Sports Science, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna*
8 *(Barcelona, Spain); ² Department of Physical Activity Sciences, University of Vic –*
9 *Central University of Catalonia (Vic, Spain); ³Lusófona University, Research Center in*
10 *Sport, Physical Education and Exercise and Health (CIDEFES), Lisbon. Portugal*

11

12 **The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink**
13 **hockey**

14

15 **Abstract**

16 The main objective of this research was to analyse the match context variables'
17 influence on individual set-piece's success in rink-hockey. A sample of 196 matches,
18 including 621 free direct hits (FDH) and 292 penalties (PEN) were analysed using
19 logistic regression analysis. The results indicate that Match status has a significant
20 effect on FDH and PEN success. Players had significantly better success in FDH when
21 winning for by goals (OR=2.4) and in PEN when winning by three or more goals
22 (OR=3.83). Conversely, players were less effective in FDH when losing by two goals
23 (OR=0.38). These findings suggested that contextual variables have little influence on
24 individual set-piece success. As a general trend, it seems that set-pieces are less
25 influenced by contextual variables than whole match, probably because are specific and
26 individual actions between one player against the goalkeeper without the intervention of
27 other players. The results of this investigation could be useful to better understand the
28 behaviour of players during specific moments like individual set-pieces and to help
29 coaches to better tailor their strategies to improve the effectiveness in set-pieces
30 simulating specific contextual conditions.

31 **Key words:** performance analysis, roller hockey, match variables, multivariate
32 analysis, penalty.

33 **Introduction**

34 The increasing social interest and economic impact of team-sports have brought out
35 several studies about the influence of the match variables on the final outcome (Baert &
36 Amez, 2018; Lago-Peñas et al., 2016; Peña et al., 2013; Prieto et al., 2015). Rink
37 hockey, also known as roller hockey or quad hockey, is not an exception and in the last
38 years, research on match variables and other performance indicators have grown
39 (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018; Gómez et al., 2011).
40 Among the different rink hockey game variables that can influence the match result,
41 individual set-pieces, such as penalties (PEN) or free direct hits (FDH), are probably the
42 most relevant. These set-pieces are particular events involving a direct opposition
43 between the shooter and the goalkeeper. In PEN, the shooter has five seconds to start
44 the execution, consisting of a direct shot on goal from the penalty point (5.4 meters). In
45 FDH, the taker has five seconds to start the execution (from 7.4 meters), being able to
46 choose a direct shot or approaching and dribbling the goalkeeper to score.
47 Formerly, the PEN and the FDH were actions that happened a few times during a
48 match. However, in the 2009-10 season, a new rink hockey regulation aiming to achieve
49 a more offensive style came into effect (Rink Hockey Committee, 2009). The main
50 objective of this new regulation was to more strictly penalize the fouls committed and
51 consequently increase the number of goals. In this vein, the 45-sec. ball possession
52 limit, the accumulation of 10 team fouls and the subsequent penalization with a FDH, or
53 the temporary numerical inferiority when a player is sanctioned with a blue card,
54 generated more goals opportunities (5,93 goals per match before and 7,13 goals per
55 match after) (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2019). Furthermore, Arboix-Alió,
56 Aguilera-Castells et al. (2019) found significant differences between team ranking and
57 set-piece effectiveness. The best teams of the Spanish League (*Ok Liga*) showed a

58 higher percentage of success. Moreover, these actions become more decisive because in
59 the final minutes there is an increase in the amount of FDH (Trabal et al., 2020) and
60 frequently contributes to tip the balance in favor of one of the two contenders in the
61 critical match moments (Navarro, et al., 2009).

62 Previous rink hockey studies have shown the multifactorial nature of performance,
63 composed of different technical, tactical, psychological, and conditional variables
64 (Trabal, 2019; Vaz, 2011). However, few studies have analysed the influence of the
65 contextual variables on the match outcome (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió &
66 Aguilera-Castells, 2018; Gómez et al., 2011) or the set-piece success (Trabal, 2019).

67 Among these studies, match location has been analysed in the Spanish league showing
68 that local teams obtain a higher percentage of points (around 60%) when they play at
69 home (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2019; Gómez et al.,
70 2011). Other studies have shown that scoring first is a variable associated with wins
71 (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018) like finishing the first half leading the match
72 (Arboix-Alió, Aguilera-Castells, et al., 2019). Regarding individual set-piece actions,
73 Trabal et al. (2020) showed no significant influence of the contextual variables on the
74 FDH effectiveness in the Spanish League. However, the level bias between Spanish
75 clubs, mainly due to the different budgets of teams with professional and semi-
76 professional athletes competing in the same league (Arboix-Alió, Buscà, et al., 2019),
77 was not taken into account.

78 The effect of the individual set-pieces on team-sports match outcome is a common topic
79 of study in sports science. However, to the best of our knowledge, no research has been
80 found to analyse the influence of the contextual variables on individual set-pieces in
81 rink hockey. Therefore, the aim of this investigation was to analyse the influence of the

82 contextual match variables on the FDH and PEN success in matches played between
83 high-standard teams.

84

85 **Methods**

86 A total of 621 FDH and 292 PEN shot in 196 matches throughout ten seasons (2009-
87 2010 to 2018-2019) were analysed. All games corresponded to the following
88 competitions: *World Cup* ($n=32$); *European Cup* ($n=39$); *WS Europe Cup (CERS Cup)*
89 ($n=90$); *Champions League* ($n=74$); *Continental Cup* ($n=42$); *Intercontinental Cup*
90 ($n=28$); *Spanish Copa del Rey* ($n=84$); *Portugal Cup* ($n=77$); *Italian Cup* ($n=30$);
91 *Supercopa de España* ($n=68$); *Supercoppa Italiana* ($n=16$); *Supertaça de Portugal*
92 ($n=41$). To avoid the difference level bias, only the matches played between high-
93 standard teams were included (finals, semifinals, and matches between the top three
94 ranked teams in the regular leagues).

95

96 **Data coding system**

97 Data were analysed using a punctual and nomothetic design. An *ad hoc* observational
98 tool was created consisting of a field format combined with a category system. The
99 observational tool was designed including context and the set-piece's effectiveness
100 variables (Table 1).

101

102 ** PLEASE INSERT TABLE 1 ABOUT HERE **

103

104 To assess data reliability, 100 individual set-pieces were selected and two different
105 observations (two weeks between observations) were performed by one expert observer
106 to assess intra-rater reliability. Moreover, the same set-pieces were observed by another

5

107 expert to assess the inter-rater reliability. Kappa values were $k = 0.992$ for intra-
108 observer and $k = 0.984$ for inter-observer reliability. In addition, a generalisability
109 analysis was carried out (Cronbach et al., 1972), using the SAGT software, version 1.0
110 (Hernández-Mendo et al., 2016) (Table 2). Following the suggestions from Blanco-
111 Villaseñor et al. (2014), two measurements were made to assess: a) the results
112 generalizability; and b) the validity of the observation instrument. The generalizability
113 coefficient (relative and absolute = 0.996) corresponding to the measurement plan
114 [Categories] / [set-pieces] establishes that the number of set-pieces analysed yields high
115 reliability of the generalization precision. Regarding the measurement plan [set-pieces] /
116 [Categories], the generalizability coefficient (relative and absolute = 0.000),
117 guarantees—in the theoretical framework of the Theory of Generalizability—the
118 validity of the observation instrument designed (Blanco-Villaseñor et al., 2014; Blanco-
119 Villaseñor & Escolano-Pérez, 2017).

120

121 ** PLEASE INSERT TABLE 2 ABOUT HERE **

122

123 **Statistical analysis**

124 Descriptive statistics were performed to calculate the effectiveness percentages of each
125 variable (percentage of effectiveness in the FDH (% EFDH) = (FDH goals * 100 / FDH
126 thrown) and percentage of effectiveness in the PEN (% EPEN) = (PEN goals * 100 /
127 PEN thrown). A Chi-square test was performed to determine whether each independent
128 variable (*Round; Match location; Match time; Match status; Set-piece importance*) was
129 associated with the individual set-pieces outcome (i.e., goal or no goal). A logistic
130 regression analysis was performed to examine the relationship between the set-piece
131 effectiveness, and independent variables. Odds ratio and 95% confidence intervals were

132 calculated from the beta coefficients and standard errors. The odds ratio showed the
133 change in odds, meaning that if the value was greater than 1, the odds of the outcome
134 increased. Conversely, if the value was lower than 1, the odds decreased. The
135 hypothesis that the logistic model adequately fit the data was tested by means of the
136 goodness of the fit χ^2 test (Hosmer & Lemeshow, 1980). Statistical analysis was
137 conducted using SPSS (Version 22 for Windows; SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

138

139 **Results**

140 The individual set-piece effectiveness was 27.8% for FDH and 43.5% for PEN. Only
141 the *Match status* had a significant effect on both FDH and PEN effectiveness (Table 3
142 and Table 4).

143

144 **Round**

145 Regarding the kind of match (final, semifinal, or regular season) neither FDH (odds
146 ratio [OR] = 0.93; 95% CI: .638-1.355; $p = 0.705$ for semifinal; OR = 0.689; 95% CI:
147 .257-1.846; $p = 0.459$ for regular season) nor PEN (OR = 1.043; 95% CI: .630-1.725; p
148 = 0.871 for semifinal; OR = 1.702; 95% CI: .373-7.858; $p = 0.492$ for regular season)
149 has been influenced by this specific situation (Table 3).

150

151 **Match location**

152 The probability of scoring a FDH as a visitor was higher than as a local or neutral (36%,
153 31.9%, and 23.7%, respectively). The probability of scoring as a neutral was
154 significantly lower than as a visitor (OR = 0.51; 95% CI: .318-.820; $p = 0.005$) (Table
155 3). Moreover, visitors achieved higher but not significant PEN effectiveness (44.7%)
156 compared to locals (43.8%) and neutrals (43.1%) (Table 4).

157

158 **Match status**

159 The *Match status* had a significant effect on both the effectiveness of the FDH and the
160 PEN. Players were more successful with a favorable score compared to when they were
161 losing or drawing. The probability to score a PEN with a W3 result was 3.833 times
162 higher than D result (95% CI: 1.138-12.915; $p = 0.03$). Moreover, in the FDH the odds
163 of scoring with a W2 result was 2.401 times higher than D result (95% CI: 1.270-4.542;
164 $p = 0.007$). Otherwise, the odds of scoring a FDH with a L2 result were 0.375 lower
165 than D result (95% CI: 0.153-0.923; $p = 0.033$).

166 In both FDH and PEN, teams shot more individual set-pieces with an unfavorable
167 outcome (39.6% FDH and 45.9 % PEN) than a favorable outcome.

168

169 **Match time**

170 The 74.9% of the FDH were executed in the second half (T3 = 27.5% and T4 = 43.3%),
171 following a similar trend in PEN (54.1% in the second half vs. 43.5% in the first).
172 Regarding effectiveness, it was lower in the second half both in PEN (30.3% vs.
173 26.4%) and in FDH (46.4% vs. 42.4%). Despite not finding significant differences,
174 during extra time and T1, players achieved the highest FDH effectiveness (41.7%
175 and 39.4%, respectively). On the other hand, the highest PEN effectiveness was during
176 T4 (49.1%).

177

178 **Set-piece importance**

179 Regarding the critical moment of the match (PEN or FDH in the last five minutes of the
180 match or in the extra time with a match result of WO, W1 or L1), neither FDH nor PEN
181 have been influenced by this specific situation. Despite not being significant, the higher

182 FDH effectiveness was during critical moments (33.3%) but in PEN was during non-
183 critical moments (44.9%).

184

185 ** PLEASE INSERT TABLE 3 ABOUT HERE **

186

187 ** PLEASE INSERT TABLE 4 ABOUT HERE **

188

189 **Discussion**

190 The main purpose of this investigation was to analyse the influence of the contextual
191 match variables on the individual set-piece success (FDH and PEN) in rink hockey.

192 The main findings were that *Match status* was the only variable that influenced both
193 FDH and PEN effectiveness. Thus, the present results show little influence of the
194 contextual variables on the success of these kinds of actions.

195 Similarly to Trabal et al. (2020) analysing the Spanish League (29.7% of effectiveness
196 for FDH), the present study found an individual set-piece effectiveness of 27.8% for
197 FDH and 43.5% for PEN. Although no previous studies have analysed the PEN
198 effectiveness in rink hockey, the present results show that players are more successful in
199 PEN than in FDH. This difference could be explained because the PEN is an action that
200 has to be executed as a direct shot (from 5.4 meters) and the goalkeeper cannot move
201 until the player hits the ball. In contrast, in the FDH, the player can advance towards the
202 goal enabling the goalkeeper a higher variability of options to anticipate. It can be
203 speculated that goalkeepers are abler to influence the action of the FDH taker when
204 he/she decide to approach the goal before the shot, thus taking up space and minimizing
205 the chances to score. Moreover, when the taker shoots the FDH directly, the goalkeeper
206 joins some additional milliseconds to stop the ball. Therefore, scouting the set-piece

207 specialists of the opponent team, seems an essential task to succeed (Sousa et al., 2021),
208 especially in PEN, where because of the short distance, the goalkeeper does not have
209 enough time to react and has to anticipate the ball direction (Trabal, 2019).

210

211 ***Match location***

212 The probability of scoring a FDH as a neutral was significantly lower than as a visitor
213 (OR = 0.510). Additionally, despite not being significant, visitors were more successful
214 than locals. These findings could be due to the higher motivation of playing against the
215 local crowd. Furthermore, the fear of failure in front of the local crowd could be present
216 in FDH having a negative influence (Arrondel et al., 2019). This phenomenon was also
217 reported in basketball by Jiménez-Torres and López-Gutiérrez (2012), where visitors
218 achieved a better performance in free throws than locals during extra-time. In the same
219 vein, in rink hockey where the percentage of success in FDH is less than 30%, it seems
220 logical to assume that in matches played between high-standard teams, local
221 goalkeepers have higher pressure than visitor shooters. This could be the reason why
222 *Match location* had only a significant effect on FDH but not in PEN. As we mentioned
223 before, PEN is a direct shot where players (shooters and goalkeepers) face less
224 complexity than FDH, and players likely have less fear of failure in front of their
225 supporters.

226 Surprisingly, individual set-pieces do not benefit from Home Advantage effect reported
227 to be around 60% in rink hockey (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-
228 Castells, 2019). Although no previous research in rink hockey has analysed the
229 influence of match location in individual set-piece effectiveness, the present results
230 agree with other similar team sports. In ice-hockey no significant differences were
231 found between match location and success in shootouts (Loignon, et al., 2007), and in

232 handball, some studies have reported that visitors were more effective than locals in 7-
233 meters shoots (Casimiro, 2010; Hantau & Hantau, 2014). According to Casimiro
234 (2010), this lack of Home Advantage effect could be explained by the fact that
235 individual set-pieces are specific events between the taker against the goalkeeper and
236 are less influenced by the variables that explain Home Advantage such as away-team
237 travels, familiarity with local facilities, local crowd support, referee bias, territoriality or
238 tactics issues (Carron et al., 2005; Courneya & Carron, 1992; Nevill & Holder, 1999;
239 Pollard, 2006).

240

241 ***Match status***

242 Players were more successful when they were winning the match. The best match status
243 for FDH was W2 (OR = 2.401) and for PEN W3 (OR = 3.833). Conversely, in FDH
244 players had less than half of the possibilities to score a goal when L2 (OR = 0.375). In a
245 similar study, Trabal et al. (2020) reported the best FDH effectiveness was with a
246 favorable score (W2 and W3). The association between the increase of effectiveness
247 with a positive score and the decrease in effectiveness with a losing score can be
248 explained by the athlete's confidence. Shooting a FDH or PEN winning by two or more
249 goals, allows the player to face this challenge with confidence. In such situations, the
250 goalkeeper could be influenced by the loss of concentration or motivation when there is
251 no chance to win the match. In accordance to the cognitive activation theory of stress,
252 changes in androgens levels driven by competition would modify the behavior of
253 athletes in subsequent interactions depending on the outcome of the moment (Oliveira
254 et al., 2009). This difference in hormonal response to competition between winners and
255 losers has been documented in different contests that involve physical confrontation

256 (Fry et al., 2011) and could also explain the difference in set-piece performance
257 between winners and losers observed in the present study.

258 In the same vein, Sousa et al. (2020) reported that when a team had at least two or more
259 goals than the opponent, the effectiveness of the opponent goalkeepers was reduced by
260 45% versus a tied match status in the Portuguese Rink Hockey First Division. These
261 findings agreed with Ahart (1973) and Jiménez-Torres and López-Gutiérrez (2012)
262 demonstrating the association between the effectiveness of the set-pieces and the low-
263 medium pressure status.

264 Regarding the total number of set-pieces, teams executed more FDH and PEN with an
265 unfavorable score, especially in the PEN where doubling of these actions were shot
266 when the team was losing the match. Probably because the losing teams need to
267 generate more direct actions inside the area, which increases the possibility of defenders
268 committing fouls or penalties.

269

270 ***Match time***

271 During the second half, there was an increase in FDH (25.1% vs. 74.9%) and PEN
272 (45.9% vs. 54.1%) compared to the first half. The increase in shots during the second
273 half in rink hockey matches, not only happens in individual set-pieces (Trabal et al.,
274 2020) but also in all kinds of shots (Sousa et al., 2020), similar to other team sports such
275 as soccer (Maneiro-Dios, 2014) or basketball (Jiménez-Torres & López Gutiérrez, 2012;
276 Kozar et al., 1994). The main reason for the differences in the number of individual set-
277 pieces between match halves is likely due to the increase of FDH caused by the
278 accumulation of team fouls. In rink hockey, when a team commits the first cycle of
279 fouls (10 fouls), it is sanctioned with one FDH against. Subsequently, every five fouls
280 committed is sanctioned with another FDH. Therefore, as the match progresses, more

281 fouls are committed, thus increasing the probability of being penalized with an FDH.
282 On the other hand, PEN are not related to foul cycles and this would explain the parity
283 between both halves. Moreover, tactical and strategic team decisions could explain this
284 increase in the second half since in the last minutes losing teams are forced to play more
285 aggressively to regain ball possession, committing more defensive fouls. Additionally,
286 due to the accumulated physical and mental fatigue throughout the match, defenders
287 probably tend to commit more fouls for tackling late.
288 In contrast with Sousa et al. (2020) and Trabal et al. (2020) reporting effectiveness
289 increases during the second half (27.3% vs. 30.2%), the present study reported less
290 effectiveness of PEN and FDH in the second half (30.3% vs. 26.4 % and 46.4% vs.
291 42.4% in FDH and PEN, respectively). While Trabal et al. (2020) analysed the regular-
292 season in the Spanish League, with low competitive balance (Arboix-Alió, Buscà, et al.,
293 2019), this study only considered matches between high-standard teams. In imbalanced
294 matches, many FDH and PEN are shot under W2 or W3 and this fact subtracts
295 significance to the set-pieces, thus increasing effectiveness due to the
296 psychophysiological reasons mentioned previously.

297

298 ***Set-piece importance***

299 No significant differences were found in FDH or PEN effectiveness during critical
300 match moments and few PEN (6.2%) were shot during this period. Conversely, the
301 highest amount of FDH (43%) was during the last part of the match (T4). This fact
302 could be explained again due to the rules of rink hockey, where the accumulations of 10
303 defensive fouls end up generating a FDH. In the same vein, many teams wait for the
304 final minutes to play a more direct and risky style, either to pressure the opposing team
305 to regain the disadvantage on the scoreboard or to maintain a favourable result. This

306 increase in intensity creates situations that make it easier to commit fouls or receive blue
307 cards, which are sanctioned with a FDH.

308

309 The present investigation also has some limitations that should be acknowledged and
310 addressed in future studies. Firstly, the lack of studies about rink hockey to establish
311 comparisons reduces the possibility to identify some tendencies between findings. In
312 addition, the technical actions of players have not been analysed. The strengths of our
313 study lie in the novelty, being the first study to analyse these match variables in rink
314 hockey. Moreover, in the number of set-piece actions analysed during a ten-year period
315 from the most prestigious rink hockey competitions, which is a comprehensive study on
316 a minority sport over time. A future line of research would be the study of the
317 combination of different context factors such as match location with match status. On
318 the other hand, further research should replicate our findings in other rink hockey
319 competitive contexts like the female hockey league or lower levels of competition
320 (grassroots sport or minor leagues).

321

322 **Conclusions and Practical applications**

323 In conclusion, the current study indicates that contextual variables have little influence
324 on individual set-piece success in rink hockey matches. Only *Match status* variable had
325 a significant effect on both actions (FDH and PEN). As a general trend, it seems that
326 set-pieces are less influenced by contextual variables than whole match, probably
327 because are specific and individual actions between one player against the goalkeeper
328 without the intervention of other players.

329 This research provides a better understanding of the rink hockey players' performance in
330 FDH and PEN during the most important matches. The results of this investigation

331 could be useful for coaches and researchers to understand the behaviour of rink hockey
332 players under specific match circumstances. In light of these results, new training
333 strategies can be implemented to improve the effectiveness of FDH and PEN simulating
334 specific scenarios. It could especially prove useful in preparing players with specific
335 psychological exercises focusing on the game and not being influenced by the *Match*
336 *status* variable.

337

338

339 **Disclosure statement**

340 No potential conflict of interest was reported by the authors.

341

342 **References**

343 Ahart, F. C. (1973). *The effect of score differential on basketball free throw shooting.*

344 Master's.

345 Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en hockey
346 sobre patines. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 3(18), 220–231.

347 Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in
348 roller hockey. *Journal of Sport and Health Research*, 3(11), 263–272.

349 Arboix-Alió, J., Aguilera-Castells, J., Buscà, B., Sánchez-López, M. ., & García-Eroles,
350 L. (2019). Influence of half time score, match location and scoring first on match
351 outcome in roller hockey. *24th Annual Congress of the European College of Sport*
352 *Science*, 417–418. doi:10.13140/RG.2.2.24509.82402

353 Arboix-Alió, J., Buscà, B., & Aguilera-Castells, J. (2019). Competitive balance using
354 Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues.
355 *Journal of Physical Education and Sport*, 19(2), 1200–1204.
356 doi:10.7752/jpes.2019.02174

357 Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J., & Sánchez-López, M. .
358 (2020). Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller
359 hockey league. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 20(1), 181–189.

360 Arrondel, L., Duhautois, R., & Laslier, J. F. (2019). Decision under psychological
361 pressure: The shooter's anxiety at the penalty kick. *Journal of Economic*
362 *Psychology*, 70, 22–35. doi:10.1016/j.joep.2018.10.008

363 Baert, S., & Amez, S. (2018). No better moment to score a goal than just before half
364 time? A soccer myth statistically tested. *PLoS ONE*, 13(3), 1–17.
365 doi:10.1371/journal.pone.0194255

366 Blanco-Villaseñor, A., Castellano, J., Hernández-Mendo, A., Sánchez-López, C. R., &

- 367 Usabiaga, O. (2014). Application of the generalizability theory in sport to study the
368 validity, reliability and estimation of samples. *Revista de Psicología Del Deporte*,
369 *23*(1), 131–137.
- 370 Blanco-Villaseñor, A., & Escolano-Pérez, E. (2017). Análisis de datos observacionales
371 mediante la teoría de la generalizabilidad y la utilización del modelo lineal general
372 y mixto: Un estudio empírico del desarrollo y aprendizaje infantil. *Anales de*
373 *Psicología*, *33*(3), 450–460. doi:10.6018/analesps.33.3.271021
- 374 Carron, A. V, Loughhead, T. M., & Bray, S. R. (2005). The home advantage in sport
375 competitions: Courneya and Carron's (1992) conceptual framework a decade later.
376 *Journal of Sports Sciences*, *23*(4), 395–407. doi:10.1080/02640410400021542
- 377 Casimiro, E. (2010). *Efeitos do local do jogo, da qualidade das equipas e dos períodos*
378 *do jogo na performance do guarda-redes de Andebol: Vol. Mestrado*.
- 379 Courneya, K. S., & Carron, A. V. (1992). The Home Advantage In Sport Competitions:
380 A Literature Review. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, *14*(1), 13–27.
381 doi:10.1123/jsep.14.1.13
- 382 Cronbach, L. J., Gleser, G. C., Nanda, H., & Rajaratnam, N. (1972). *The dependability*
383 *of behavioral measurements: theory of generalizability for scores and profiles*
384 (Wiley (ed.)).
- 385 Fry, A. C., Schilling, B. K., Fleck, S. J., & Kraemer, W. J. (2011). Relationships
386 Between Competitive Wrestling Success and Neuroendocrine Responses. *Journal*
387 *of Strength and Conditioning Research*, *25*(1), 40–45.
388 doi:10.1519/JSC.0b013e3181fef62f
- 389 Gómez, M. A., Pollard, R., & Luis-Pascual, J. C. (2011). Comparison of the home
390 advantage in nine different professional team sports in Spain. *Perceptual and*
391 *Motor Skills*, *113*(1), 150–156. doi:10.2466/05.PMS.113.4.150-156

- 392 Hantau, C., & Hantau, C. (2014). Study Concerning the Effectiveness of Handball
393 Goalkeeper At the 7 M Throws. *Marathon*, 6(1), 27–31.
- 394 Hernández-Mendo, A., Blanco-Villaseñor, A., Pastrana, J. L., Morales-Sánchez, V., &
395 Ramos-Pérez, F. J. (2016). SAGT: Aplicación informática para análisis de
396 generalizabilidad. *Revista Iberoamericana de Psicología Del Ejercicio y El*
397 *Deporte*, 11(1), 77–89.
- 398 Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (1980). Goodness of fit tests for the multiple logistic
399 regression model. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 9(10),
400 1043–1069. doi:10.1080/03610928008827941
- 401 Jiménez-Torres, M. G., & López Gutiérrez, C. J. (2012). El acierto en el tiro libre en
402 baloncesto: Cómo influye el minuto de partido, el estado del marcador y ser equipo
403 local o visitante. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 12(2), 25–38.
404 doi:10.4321/S1578-84232012000200004
- 405 Kozar, B., Vaughn, R. E., Whitfield, K. E., Lord, R. H., & Dye, B. (1994). Importance
406 of Free-Throws at Various Stages of Basketball Games. *Perceptual and Motor*
407 *Skills*, 78(1), 243–248. doi:10.2466/pms.1994.78.1.243
- 408 Lago-Peñas, C., Gómez-Ruano, M.-Á., Owen, A. L., & Sampaio, J. (2016). The effects
409 of a player dismissal on competitive technical match performance. *International*
410 *Journal of Performance Analysis in Sport*, 16(3), 792–800.
411 doi:10.1080/24748668.2016.11868928
- 412 Maneiro Dios, R. (2014). *Análisis de las acciones a balón parado en el fútbol de alto*
413 *rendimiento: saques de esquina y tiros libres indirectos. Un intento de*
414 *identificación de variables explicativas*. Universidade da Coruña.
- 415 Massari, G. (2017). *L'hockey su pista. Dalle individualità al gioco di squadra tra*
416 *abilità e ultrabilità*. CONI Servizi.

- 417 Navarro, R. M., Lorenzo, A., Gómez, M. A., & Sampaio, J. (2009). Analysis of critical
418 moments in the league ACB 2007-08. In *Revista de Psicología del Deporte* (Vol.
419 18).
- 420 Nevill, A., & Holder, R. (1999). Home advantage in sport: an overview of studies on the
421 advantage of playing at home. *Sports Medicine (Auckland, N.Z.)*, 28(4), 221–236.
422 <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10565549>
- 423 Oliveira, T., Gouveia, M. J., & Oliveira, R. F. (2009). Testosterone responsiveness to
424 winning and losing experiences in female soccer players.
425 *Psychoneuroendocrinology*, 34(7), 1056–1064.
426 doi:10.1016/j.psyneuen.2009.02.006
- 427 Peña, J., Rodríguez-Guerra, J., Buscá, B., & Serra, N. (2013). Which skills and factors
428 better predict winning and losing in high-level men's volleyball? *Journal of*
429 *Strength and Conditioning Research*, 27(9), 2487–2493.
430 doi:10.1519/JSC.0b013e31827f4dbe
- 431 Pollard, R. (2006). Home advantage in soccer: variations in its magnitude and a
432 literature review of the associated factors associated with its existence. *Journal of*
433 *Sport Behavior*, 29, 169–189.
- 434 Prieto, J., Gómez, M. Á., & Sampaio, J. (2015). Players' exclusions effects on elite
435 handball teams' scoring performance during close games. *International Journal of*
436 *Performance Analysis in Sport*, 15(3), 983–996.
437 doi:10.1080/24748668.2015.11868845
- 438 Sousa, T., Sarmiento, H., Field, A., & Vaz, V. (2021). The perceptions of elite rink
439 hockey head coaches: preparation/observation and intervention. *International*
440 *Journal of Performance Analysis in Sport*, 17, 1–18.
441 doi:10.1080/24748668.2021.1878652

- 442 Sousa, T., Sarmiento, H., Marques, A., Field, A., & Vaz, V. (2020). The influence of
443 opponents' offensive play on the performance of professional rink hockey
444 goalkeepers. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 20(1), 53–63.
445 doi:10.1080/24748668.2019.1704499
- 446 Trabal, G. (2019). *El portero de hockey patines: de la iniciación al alto rendimiento /*
447 *Guillem Trabal Tañá*. Círculo Rojo Editorial,.
- 448 Trabal, G., Daza, G., & Arboix-Alió, J. (2020). Influencia de las variables contextuales
449 en la intervención del portero de hockey patines en la falta directa. *Cuadernos de*
450 *Psicología Del Deporte*, 20(2), 139–151. doi:10.6018/cpd.392351
- 451 Vaz, V. (2011). *Especialização desportiva em jovens hoquistas masculinos. Estudo do*
452 *jovem atleta, do processo de selecção e da estrutura do rendimento*. University of
453 Coimbra.
- 454
- 455

456 **Table 1.** Criteria and categories of the observation instrument

Criteria	Categories	457 458 459
Round	Round: final / semifinal / regular season.	
Match location	Match location of team who shoots the FDH or PEN: Home / Visitor / Neutral.	
Match time	Moment of the match when the FDH or PEN is shot: T1 (0:00-12:30) / T2 (12:31-25:00) / T3(25:01- 37:30) / T4 (37:31-50:00) / T5 (extra time).	
Match status	Match result in the moment when the FDH or PEN is shot: D (draw) / W1 (win for one goal) / W2 (win for two goals)/ W3 (win for more than two goals) / L1 (loss for one goal) / L2 (loss for two goals) / L3 (loss for more than two goals).	
Set-piece's importance (Match critical moment)	Match critical moment: PEN or FDH in the last five minutes of the match or in the extra time with a match result of WO, W1 or L1. / No match critical moment.	
Result of the action	FDH or PEN success: Goal / No goal.	

460 **Table 2.** Results corresponding to the generalizability design [Categories] [Set-pieces].
 461

	SC	df	Mean square	Random	Mixt	Corrected	%	Standard error
[set-pieces]	0.33	636	0.001	-0.005	-0.005	-0.005	0	0
[cat]	1014.638	26	39.025	0.061	0.061	0.061	30.645	0.016
[set-pieces][cat]	2284.621	16536	0.138	0.138	0.138	0.138	69.355	0.002

462
 463

464
465

Table 3. Descriptive statistics and percentages of FDH and results of regression logistic.

Variables FDH	FDH shot	% FDH shot	Goals of FDH	% goals of FDH	% EFDH	Odds ratio	CI (95%) Odds ratio	p
Round								
Final	282	45.4	83	48	29.4	1.00 (ref)		
Semifinal	313	50.4	84	48.6	26.8	.930	.638-1.355	.705
Regular Season	26	342	6	3.4	23.1	.689	.257-1.846	.459
Match location								
Visitor	114	18.4	41	23.7	36	1.00 (ref)		
Home	144	23.2	46	26.6	31.9	.764	.445-1.311	.329
Neutral	363	58.5	86	49.3	23.7	.510	.318-.820	.005**
Match time								
T4	294	43.3	83	48	28.2	1.00 (ref)		
T1	33	5.3	13	7.5	39.4	1.973	.863-4.515	.107
T2	99	15.9	27	15.6	27.3	.946	.533-1.677	.849
T3	171	27.5	40	23.1	23.4	.821	.506-1.331	.423
T5	24	3.9	10	5.8	41.7	1.779	.656-4.828	.258
Match status								
D	155	25	44	25.4	28.4	1.00 (ref)		
W1	89	14.3	28	16.2	31.5	1.379	.750-2.536	.301
W2	78	12.6	33	19.1	42.3	2.401	1.270-4.542	.007**
W3	53	8.5	15	8.7	28.3	1.196	.556-2.571	.647
L1	113	18.2	32	18.5	28.3	1.191	.669-2.119	.552
L2	68	11	7	4	10.3	.375	.153-.923	.033*
L3	65	10.5	14	8.1	21.5	.787	.372-1.655	.532
Set-piece's importance								
Critical moment	81	13	27	15.6	33.3	1.00(ref)		
No critical moment	540	87	146	84.4	27	.935	.473-1.849	0.848

466
467
468
469

Match time: T1 -00:01-12:30 minutes; T2 -12:31-25:00 minutes; T3 -25:01-37:30 minutes; T4 -37:31-50:00; T5 – Extra time. Match status: D (Draw); Win for one goal (W1); Win for two goal (W2); Win for more than two goals (W3); Loss for one goal (L1); Loss for two goals (L2); Loss for more than two goals (L3).

470
471
472
473

Table 4. Descriptive statistics and percentages of PEN and results of regression logistic.

Variables PEN	PEN shot	% PEN shot	Goals of PEN	% goals of PEN	% EPEN	Odds ratio	CI (95%) Odds ratio	p
Round								
Final	122	41.8	53	41.7	43.4	1.00 (ref)		
Semifinal	162	55.5	70	55.1	43.2	1.043	.630-1.725	.871
Regular Season	8	2.7	4	3.1	50	1.702	.373-7.859	.492
Match location								
Visitor	38	13	17	13.4	44.7	1.00 (ref)		
Home	73	25	32	25.2	43.8	.926	.405-2.120	.856
Neutral	181	62	78	61.4	43.1	.910	.440-1.885	.800
Match time								
T4	101	34.5	39	30.7	38.6	1.00 (ref)		
T1	50	17.1	25	19.7	50	1.637	.711-3.770	.247
T2	77	26.4	34	26.8	44.2	1.212	.591-2.487	.600
T3	57	19.5	28	22	49.1	1.393	.651-2.981	.393
T5	7	2.4	1	0.8	14.3	.513	.047-5.593	.584
Match status								
D	95	32.5	37	29.1	38.9	1.00 (ref)		
W1	23	7.9	13	10.2	56.5	2.002	.774-5.777	.152
W2	24	8.2	10	7.9	41.7	1.208	.462-3.560	.699
W3	16	5.5	11	8.7	68.8	3.833	1.138-12.915	.030**
L1	59	20.2	27	21.3	45.8	1.379	.688-2.763	.365
L2	45	15.4	20	15.7	44.4	1.405	.632-3.231	.404
L3	30	10.3	9	7.1	30	.801	.290-2.210	.669
Set-piece's importance								
Critical moment	18	6.2	4	3.1	22.2	1.00 (ref)		
No critical moment	274	93.8	123	96.9	44.9	1.921	.458-8.061	.373

474 Match time: T1 -00:01-12:30 minutes; T2 -12:31-25:00 minutes; T3 -25:01-37:30 minutes; T4 -37:31-50:00; T5
475 Extra time. Match status: D (Draw); Win for one goal (W1); Win for two goal (W2); Win for more than two goals
476 (W3); Loss for one goal (L1); Loss for two goals (L2); Loss for more than two goals (L3).
477

ESTUDIO IX: Competitive balance in male European rink hockey leagues



Competitive Balance in Male European Rink Hockey Leagues

Jordi Arboix-Alió¹, Bernat Buscà¹, Joan Aguilera-Castells¹,
Azahara Fort-Vanmeerhaeghe¹, Guillem Trabal^{2*} & Javier Peña^{2,3}

¹Department of Sports Sciences, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna, Barcelona (Spain).

²Sport and Physical Activity Studies Center (CEEAF), University of Vic - Central University of Catalonia, Barcelona (Spain).

³Sport Performance Analysis Research Group (SPARG), University of Vic - Central University of Catalonia, Barcelona (Spain).



Cite this article:

Arboix-Alió, J., Buscà, B., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A., Trabal, G. & Peña, J. (2021). Competitive Balance in Male European Rink Hockey Leagues. *Apunts Educación Física y Deportes*, 145, 33-38. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2021/3\).145.05](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2021/3).145.05)

Editor:
© Generalitat de Catalunya
Departament de la Presidència
Institut Nacional d'Educació
Física de Catalunya (INEFC)

ISSN: 2014-0983

*Corresponding author:
Guillem Trabal
guillem_tt@hotmail.com

Section:
Sport Management, Active
Leisure and Tourism

Original language:
English

Received:
9 October 2020

Accepted:
23 March 2021

Published:
1 July 2021

Cover:
Maialen Chourraut (ESP)
competing in Rio de Janeiro
Olympic Games (2016),
Whitewater Stadium.
Women's Kayak (K1) Semi-final.
REUTERS / Ivan Alvarado

Abstract

The interest in competitive balance in different team sports has increased over time. However, hitherto, scant research has been conducted into minority sports, such as rink hockey. With these circumstances in mind, the primary objective of this study was to quantify the competitive balance in different European professional rink hockey leagues (Spain, Portugal, Italy and France) and to compare the results. The sample was comprised of 7,394 rink hockey matches (2,284 in the Spanish league, 1,996 in the Portuguese league, 1,794 in the Italian league and 1,320 in the French league) played between the 2009-2010 and 2018-2019 seasons. To determine competitive balance, the Accumulated Points Difference (APD) was calculated and a One Way ANOVA followed by the Tukey Post Hoc multiple comparison test was used. The results showed that the French league is the most balanced championship (68.94% ± 6.39), followed by the Spanish league (71.93% ± 10.77). The Portuguese (75.31% ± 5.48) and Italian leagues (75.16% ± 8.55) presented higher APD values, indicating that some teams enjoyed a more significant advantage. The analysis of competitive balance could provide a better understanding of this effect in rink hockey. This metric can help coaches and practitioners to tailor training programs better and also help governing bodies to understand competitive parity in every European league. In this regard, in some cases, changes may need to be made to the format of the competition to make it more balanced.

Keywords: competitive advantage, minority sports, outcome uncertainty, performance analysis, rink hockey, team sports.

Introduction

In recent years, the growing interest in sports performance analysis has also led to an increase in the number of studies dealing with match variables in team sports. Rink hockey, also known as roller hockey or quad hockey, is no exception, and in the last few years the number of studies addressing this sport has grown considerably. Thus, home advantage (Arboix-Alió et al., 2020; Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2019), scoring sequence (Arboix-Alió et al., 2019; Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018), the influence of opponents' offensive play on goalkeeper performance (Sousa et al., 2020), the conditional response according to court dimensions and number of players (Fernández et al., 2020) or individual set-pieces (Arboix-Alió et al., 2021; Trabal, 2016; Trabal et al., 2020) had been studied in specific rink hockey contexts. One of the most relevant factors associated with this outcome is competitive balance (CB), defined as the degree of parity among teams (Gómez-González et al., 2019).

Competitive parity has also become a relevant topic in sports economics. Unlike other contexts, sport, and more particularly professional leagues, requires a certain degree of CB to achieve maximum benefits (Lee et al., 2018). CB reflects both teams' likelihood of winning the competition (García-Unanue et al., 2014). Therefore, the study of CB for each professional league is relevant, because a higher balance usually results in greater fan interest, leading to better attendance and increased television audiences (Soebbing, 2008). This increased interest also generates greater profits for teams (Levin & Bailey, 2012; Levin & McDonald, 2009).

CB can be interpreted as the degree of uncertainty as to a team's position at the end of the season. More specifically, Szymanski (2003) distinguishes between three degrees of uncertainty. Firstly, game uncertainty, when both teams have a chance of winning. Secondly, the uncertainty of a specific season, when several teams have the potential to be placed in the top positions or make the playoffs. Finally, the uncertainty of a league or competition, with different teams winning the championship over several years.

Scientific research has used several methods to measure CB, focusing mainly on regular season analysis (García-Unanue et al., 2014). Of these measurements, the Competitive Balance Ratio for perfect competitiveness (Humphreys, 2002), the Gini coefficient (Schmidt, 2001), the concentration ratios of victories for the first five teams (Naghshbandi et al., 2011), the Accumulated Points Difference (Gasparetto & Barajas, 2016) or the Herfindahl-Hirschman Index, used to measure CB in professional sports leagues (Owen et al., 2007), have been used in the studies mentioned above. Furthermore, adapted versions allowing comparisons between leagues with a different number of teams and within leagues with a variable number of teams over time could be considered (Zambom-Ferraresi et al., 2018).

The effect of CB has been studied in many sports competitions in different countries (Kringstad, 2020; Zheng et al., 2019), on the one hand for individual sports such as cycling (Bačik et al., 2019), table tennis (Zheng et al., 2019) or athletics (Mills & Winfree, 2018), and on the other for team sports such as basketball (García-Unanue et al., 2014), ice hockey (Bowman et al., 2018), rugby (Hogan et al., 2013), handball (Hantau et al., 2014), baseball (Soebbing, 2008) or soccer (Naghshbandi et al., 2011; Ramchandani et al., 2018). Nevertheless, to the best of our knowledge, few studies address this topic in rink hockey. Only Arboix-Alió, Buscà, et al. (2019) have analysed CB between male and female teams in the Spanish and Portuguese leagues. Thus, this study's primary objective was to analyse the CB of four top male European rink hockey leagues (Spain, Portugal, Italy and France) using the Accumulated Point Difference and to compare each league's results.

Methodology

Materials and methods

Sample

This study's dataset consisted of ten years of box-scores (from the 2009-2010 season to the 2018-2019 season) collected through the www.hockeypista.it open-access website. Match data were double-checked and validated using the www.okcat.cat independent website. 7,394 rink hockey matches were analysed to carry out the study: OK Liga (Spanish league; 2,284 matches), Serie A1 (Italian league; 1,794 matches), Divisao (Portuguese league; 1,996 matches) and N1 Elite (French league; 1,320 matches). These rink hockey leagues have a similar fixtures schedule; all the teams play against each other once at home and once away during the season. All matches involve a home and away team. Only regular-season matches were included in the sample. The scoring system of all the rink hockey leagues analysed was: 3 points for a win, 1 point for a draw and 0 points for a loss.

Variables

The Accumulated Point Difference (APD) was used as an indicator of CB. The APD calculates the sum of the point differential among participants (Gasparetto & Barajas, 2016). These differences are computed by subtracting the points obtained by the runner-up from the champion's total points. This operation is repeated successively until the point difference between the second-last team and last teams is calculated.

Table 1
Descriptive analysis of APD values for each league and season. Total values are expressed as Mean ± SD.

Season	Spain APD (%)	Portugal APD (%)	Italy APD (%)	France APD (%)
2009-2010	70.00	72.22	76.92	74.24
2010-2011	57.69	71.11	82.05	74.24
2011-2012	70.51	79.76	73.08	74.24
2012-2013	70.00	77.78	88.46	57.58
2013-2014	91.11	64.44	83.33	66.67
2014-2015	85.56	83.33	76.92	64.64
2015-2016	63.33	75.64	57.69	62.12
2016-2017	58.89	75.00	70.83	71.21
2017-2018	75.56	80.77	71.79	77.27
2018-2019	76.67	73.08	70.51	68.18
TOTAL	71.93 ± 10.77	75.31 ± 5.48	75.16 ± 8.55	68.94 ± 6.39

Note: APD = Accumulated Point Difference.

Thus, the maximum imbalance would be calculated as follows:

$$\text{Imbalance}_{\max} = 6 * (N - 1)$$

Therefore, the formula created from the APD method is presented below:

$$\text{APD} = \left(\frac{\sum_{i=1}^N (TP_{i=1})}{\text{Imbalance}_{\max}} \right) * 100$$

Where *N* is the number of participating teams and TP is the total points of each club at the end of the tournament. In addition, the Average Position (AP) of the teams winning the championship in each league over the ten seasons studied was calculated.

Statistical analysis

The Shapiro-Wilk test was used to confirm that the data were normally distributed, thus permitting parametric tests. Descriptive statistics were performed to calculate mean ± SD and frequencies. Group comparison was performed using a two-way (league and APD) analysis of variance (ANOVA), followed by Tukey’s Post Hoc multiple comparison test. Statistical analyses were performed using SPSS (Version 20 for Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, USA) and statistical significance was set at *p* < .05.

Ethical considerations

Since the study was performed in an official competition open to the public, according to the American Psychological Association’s ethical requirements (2002) the athletes’ informed consent was not required.

Results

Table 1 presents the descriptive statistics and percentages of the APD from all the matches in the different competitions between the 2009-2010 and 2018-2019 seasons. The competition with the lowest APD value, and consequently the most balanced one, was the French league (68.94% ± 6.39). Although a significant main effect of the league on the APD index was not found [*F*_(3,32) = 1.412 *p* = .255], and this difference was not statistically significant (*p* > .05), the difference was almost 7% for the Portuguese league (75.31% ± 5.48) and the Italian league (75.16% ± 8.55). The Spanish league had a closer APD value when compared to the aforementioned competitions with 71.93% ± 10.77 (Figure 1).

The evolution in the APD value over the ten seasons analysed fluctuated less in the Portuguese and French leagues (Figure 2). On the contrary, the Spanish league presents greater variability in some seasons, with an APD value of 91.11%, compared to 57.69% in others.

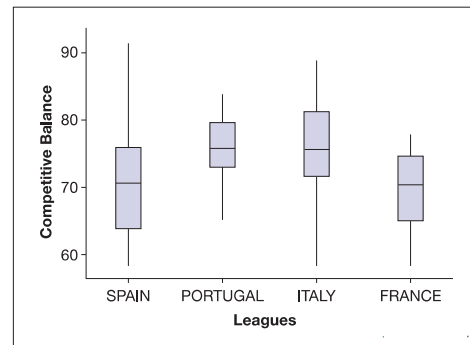


Figure 1
Comparison of Accumulated Point Difference values by league.

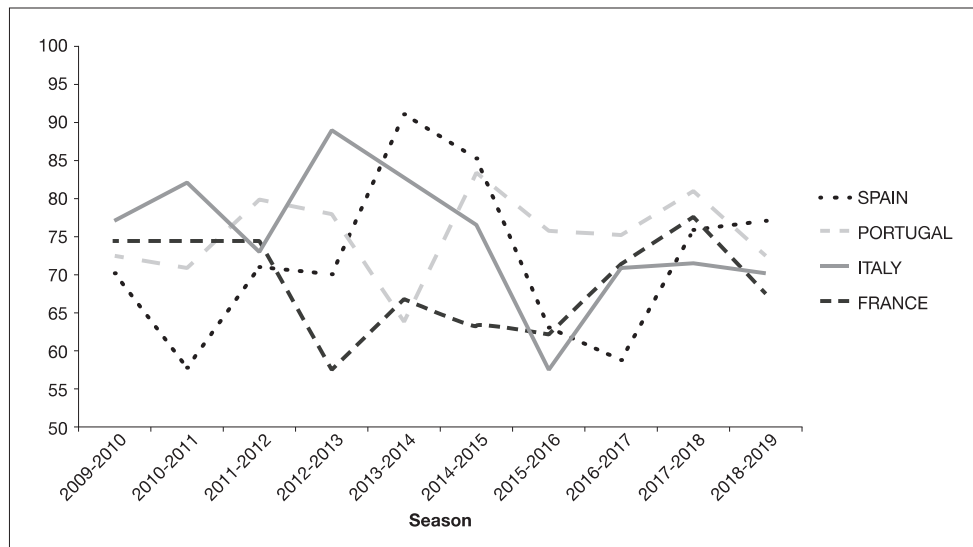


Figure 2
Evolution of Accumulated Point Difference values over time.

Table 2
Winning teams, number of championships and average position from the 2009-2010 to the 2018-2019 seasons.

Spain			Portugal			Italy			France		
Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP
FC Barcelona	8	1.3	FC Porto	5	1.7	Forte Dei Marmi	4	4	HC Quévert	5	1.7
HC Liceo	1	2.1	SL Benfica	3	2.2	Amatori Lodi	3	3.6	La Vendéenne RH	2	3.33
Reus Deportiu	1	3.4	Sporting CP	1	5.42	Hockey Valdagno 1938	2	4.2	US Coutras	2	4.2
			AD Valongo	1	5.7	Viareggio	1	3.5	SCRA Saint-Omer	1	2.8

Note: C = Championships won; AP = Average Position.

Table 2 shows the clubs that win the national championship and their average position over the ten seasons analysed. It points to the dominance of some clubs in their respective national leagues. Teams with an average value near 1 or 2 were always close to the leading top positions, even if they did not win the championship in every competitive season.

Three clubs won the championship at least twice in the course of the ten seasons analysed in the French and Italian leagues. While, in the Portuguese league, FC Porto and SL Benfica won the championship two or more times (five and three, respectively), whereas FC Barcelona won eight championships in the Spanish league.

Discussion

This study's primary objective was to analyse the CB of several male European professional rink hockey leagues. The results showed that the French league achieved a lower APD value and that consequently it may be considered the most balanced competition.

To the best of our knowledge, this is the first comparative study about CB in European rink hockey leagues; very little information on the matter was found in the literature for the purpose of comparison with these findings. However, a comparison of these findings with those of Gasparetto and Barajas (2016) on APD in professional football leagues (between 2006-2007 and 2013-2014 seasons) yields certain

differences between these sports. First and foremost, the APD values were lower in all the football leagues analysed than in the rink hockey leagues. The APD values in the Spanish (55.59%), French (47.7%), Italian (54.28%) and Portuguese (58.89%) professional football championships presented a higher competitive balance than professional rink hockey. One possible explanation for this might be that rink hockey is a less-intensively played sport and has fewer economic resources than football. For this reason, the different budgets of the teams competing in the same league would make for greater heterogeneity, with professional and semi-professional athletes playing in the same competitions.

With regard to the evolution of CB values over time, it should be noted that the French league seems to fluctuate less, whereas the Spanish, Portuguese and Italian leagues present greater variability. The APD value ranges from 77.27% to 57.58% in the French league, whereas in the Spanish, Portuguese and Italian leagues they range from 91.11% to 57.69%, from 83.33% to 64.44% and from 88.45% to 57.69%, respectively.

As for the clubs that won a national championship in the course of these ten seasons, variability in the Spanish and Portuguese leagues is lower. The supremacy of FC Barcelona in the Spanish league is virtually absolute, as it won eight of the ten leagues analysed. Apart from FC Barcelona (HC Liceo and Reus Deportiu, with 2.1 and 4.4 AP, respectively), the AP of teams that have won a championship showed that the same teams consistently occupy the leading positions. Although this supremacy is not as evident in the Portuguese league as in the Spanish league, there is also a similar trend, and FC Porto and SL Benfica are vastly superior in terms of number of championships won (five and three, respectively) and in AP (1.7 and 2.2). These clubs' patent superiority over the other teams could be attributed to financial reasons, as they belong to football clubs. This phenomenon, called the "drag effect" (Zambom-Ferraresi et al., 2018), affords some rink hockey teams a major advantage over others that do not belong to prominent professional structures. These other teams do not benefit from state-of-the-art facilities or well-paid staff. Another aspect to be considered is the tradition and history of these clubs, in which football was usually the founding sport. Rink hockey clubs with a long-standing tradition enjoy greater support from institutions and sport governing bodies. Finally, the crowd effect must also be considered, as these teams have many supporters. Indeed, previous football research reported that match attendance can significantly determine both dynamics and outcomes (Sors et al., 2020). All of these facts could explain why the same teams have won several championships in the last ten seasons in the Spanish and Portuguese leagues.

This research has certain limitations that must be acknowledged and be addressed in further research. Firstly, it only used the APD method to calculate CB. Secondly, further

research could study CB in other rink hockey competitive contexts, such as in different divisions (1st Division, 2nd Division) or in different competitions (Champions League, WS Europe Cup). Expanding the study with more seasons and an analysis of CB at match, season and competition level and including spectator opinions, could be a starting point for adding greater weight to these conclusions. Additionally, identifying the key factors that define success in one sports league rather than others may help to transcend the traditional competitive balance indicators.

Conclusions

Our results identified CB values in four main European rink hockey leagues. According to these findings, the French league presents the lowest APD value and is consequently the most balanced competition in the sample. To the best of our knowledge, this is the first study to compare CB among different European rink hockey leagues. No previous studies have performed this comparison for an extensive set of seasons to obtain sound results. Consequently, this research contributes new knowledge that improves our understanding of the CB effect in general and in rink hockey in particular. This research is therefore expected to contribute to the theoretical and methodological development of the topic.

The analysis of the effect of CB in professional rink hockey leagues may be of interest to Rink Hockey Federations and associations. Quantitative data about CB in each league can help decision-makers to make changes to promote more balanced championships (i.e. establish a wage cap, change the competition format, including a playoff system or a final four instead of a regular league) and to increase attendance figures.

Funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial or not-for-profit sectors.

References

- Arboix-Alió, J. & Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en hockey sobre patines. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 3(18), 220-231.
- Arboix-Alió, J. & Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in roller hockey. *Journal of Sport and Health Research*, 3(11), 263-272.
- Arboix-Alió, J., Aguilera-Castells, J., Buscà, B., Sánchez-López, M. & García-Eroles, L. (2019). Influence of half time score, match location and scoring first on match outcome in roller hockey. *24th Annual Congress of the European College of Sport Science*, 417-418. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.24509.82402>
- Arboix-Alió, J., Buscà, B. & Aguilera-Castells, J. (2019). Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues. *Journal of Physical Education and Sport*, 19(2), 1200-1204. <https://doi.org/10.7752/jpes.2019.02174>

- Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J. & Sánchez-López, M. (2020). Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 20(1), 181-189.
- Arboix-Alió, J., Trabal, G., Valente-Dos-Santos, J., Aguilera-Castells, J., Fort-Vanmeerhaeghe, A. & Buscà, B. (2021). The influence of contextual variables on individual set-pieces in elite rink hockey. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 00(00), 1-12. <https://doi.org/10.1080/24748668.2021.1890525>
- Bačík, V., Klöbucník, M. & Mignot, J.-F. (2019). What made the tour successful? Competitive balance in the Tour de France, 1947-2017. *Sport in Society*, 1-19. <https://doi.org/10.1080/17430437.2019.1621844>
- Bowman, R. A., Lambrinos, J. & Ashman, T. (2018). Prospective measures of competitive balance application to money lines in the national hockey league. *Applied Economics*, 00(00), 1-12. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1444262>
- Fernández, D., Novelles, A., Tarragó, R. & Reche, X. (2020). Comparing the most demanding passages of official matches and training drills in elite roller hockey. *Apunts Educación Física y Deportes*, 140, 77-80. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2020\)2.140.11](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2020)2.140.11)
- García-Unanue, J., Godoy, A., Villarrubia, L., Sánchez-Sánchez, J. & Gallardo, L. (2014). Balance competitivo en las ligas europeas de baloncesto y la NBA. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 9(27), 235-242. <https://doi.org/10.12800/ccd.v9i27.465>
- Gasparetto, T. & Barajas, A. (2016). Reanalizando la competitividad en la industria del fútbol: diferencia acumulada de puntos. *Revista de Administração de Empresas*, 56(3), 288-301. <https://doi.org/10.1590/s0034-759020160303>
- Gómez-González, C., del Corral, J., Jewell, R. T., García-Unanue, J. & Nessler, C. (2019). A Prospective Analysis of Competitive Balance Levels in Major League Soccer. *Review of Industrial Organization*, 54(1), 175-190. <https://doi.org/10.1007/s11151-018-9667-3>
- Hantau, C., Alexandru, A., Yannakos, A. & Hantau, C. (2014). Analysis of the Competitive Balance in the Romanian Women Handball. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 117, 672-677. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.02.280>
- Hogan, V., Massey, P. & Massey, S. (2013). Competitive balance and match attendance in European rugby union leagues. *Economic and Social Review*, 44(4), 425-446.
- Humphreys, B. R. (2002). Alternative Measures of Competitive Balance in Sports Leagues. *Journal of Sports Economics*, 3(2), 133-148. <https://doi.org/10.1177/152700250200300203>
- Kringstad, M. (2020). Comparing competitive balance between genders in team sports. *European Sport Management Quarterly*, 0(0), 1-18. <https://doi.org/10.1080/16184742.2020.1780289>
- Lee, Y. H., Kim, Y. & Kim, S. (2018). A Bias-Corrected Estimator of Competitive Balance in Sports Leagues. *Journal of Sports Economics*, 152700251877797. <https://doi.org/10.1177/1527002518777974>
- Levin, M. A. & Bailey, B. C. (2012). Competitive balance as a predictor of season attendance among North American non-major sports leagues. *Journal of Global Scholars of Marketing Science*, 22(2), 117-130. <https://doi.org/10.1080/12297119.2012.655096>
- Levin, M. A. & McDonald, R. (2009). The value of competition: competitive balance as a predictor of attendance in spectator sports. *International Journal of Sports Marketing and Sponsorship*, 11(1), 2-19. <https://doi.org/10.1108/IJSM-11-01-2009-B002>
- Mills, B. & Winfree, J. (2018). Athlete Pay and Competitive Balance in College Athletics. *Review of Industrial Organization*, 52(2), 211-229. <https://doi.org/10.1007/s11151-017-9606-8>
- Naghshbandi, S., Yousefi, B., Etemad, Z. & Moradi, M. (2011). The comparison of competitive balance in Football Premier Leagues of England, Germany, Spain, France, Italy and Iran: A case study from 2009-2010 Season. *Journal of Human Sport and Exercise*. <https://doi.org/10.4100/jhse.2011.64.10>
- Owen, P. D., Ryan, M. & Weatherston, C. R. (2007). Measuring Competitive Balance in Professional Team Sports Using the Herfindahl-Hirschman Index. *Review of Industrial Organization*, 31(4), 289-302. <https://doi.org/10.1007/s11151-008-9157-0>
- Ramchandani, G., Plumley, D., Boyes, S. & Wilson, R. (2018). A longitudinal and comparative analysis of competitive balance in five European football leagues. *Team Performance Management: An International Journal*, 24(5/6), 265-282. <https://doi.org/10.1108/TPM-09-2017-0055>
- Schmidt, M. B. (2001). Competition in Major League Baseball: the impact expansion. *Applied Economics Letters*, 8(1), 21-26. <https://doi.org/10.1080/135048501750041231>
- Soebbing, B. P. (2008). Competitive balance and attendance in Major League Baseball: An empirical test of the uncertainty of outcome hypothesis. *International Journal of Sport Finance*, 3(2), 119-126.
- Sousa, T., Sarmento, H., Marques, A., Field, A. & Vaz, V. (2020). The influence of opponents' offensive play on the performance of professional rink hockey goalkeepers. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 20(1), 53-63. <https://doi.org/10.1080/24748668.2019.1704499>
- Sors, F., Grassi, M., Agostini, T. & Murgia, M. (2020). The sound of silence in association football: Home advantage and referee bias decrease in matches played without spectators. *European Journal of Sport Science*, 0(0), 1-9. <https://doi.org/10.1080/17461391.2020.1845814>
- Szymanski, S. (2003). The economic design of sporting contests. *Journal of Economic Literature*, 51, 1137-1187
- Trabal, G. (2016). Ethnographic Study of the Roller Hockey Goalkeeper: a Life between Paradoxes. *Apunts Educación Física y Deportes*, 126, 23-29. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2016\)4.126.02](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2016)4.126.02)
- Trabal, G., Daza, G. & Riera, J. (2020). La eficacia del portero en la falta directa del hockey patines. *Apunts Educación Física y Deportes*, 139, 56-64. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2020\)1.139.08](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2020)1.139.08)
- Zambom-Ferraresi, F., García-Cebrián, L. I. & Lera-López, F. (2018). Competitive balance in male and female leagues: Approximation to the Spanish case. *Journal of Physical Education and Sport*, 18(3), 1323-1329. <https://doi.org/10.7752/jpes.2018.s3196>
- Zheng, J., Dickson, G., Oh, T. & De Bosscher, V. (2019). Competitive balance and medal distributions at the Summer Olympic Games 1992-2016: overall and gender-specific analyses. *Managing Sport and Leisure*, 24(1-3), 45-58. <https://doi.org/10.1080/23750472.2019.1583076>

Conflict of Interests: No conflict of interest was reported by the authors.



© Copyright Generalitat de Catalunya (INEFC). This article is available from url <https://www.revista-apunts.com/en/>. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License. The images or other third party material in this article are included in the article's Creative Commons license, unless indicated otherwise in the credit line; if the material is not included under the Creative Commons license, users will need to obtain permission from the license holder to reproduce the material. To view a copy of this license, visit <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.en>

ESTUDIO X: Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league

Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J. y Sánchez-López, M.J. (2020).
Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 20(1), 181-189

Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league

Comparación de la ventaja de jugar en casa según género en la liga portuguesa de hockey sobre patines

Comparaçãõ da vantagem de jogar em casa dependendo do género na liga portuguesa de hóquei patins

Arboix-Alió, J.¹, Buscà, B.¹, Trabal, G.², Aguilera-Castells, J.¹ y Sánchez-López, M.J.³

¹Faculty of Psychology, Education Sciences and Sport Blanquerna, Ramon Llull University (Barcelona, Spain); ²Sport Lisboa e Benfica (Lisboa, Portugal); ³Medical Library, Hospital Universitari Sagrat Cor (Barcelona, Spain).

ABSTRACT

The purpose of this study was to quantify the home advantage in both men's and women's Portuguese professional division roller hockey leagues comparing the results obtained according to the sex of participants. The sample was composed of 2,080 roller hockey games (n = 1,632 in First men's division; and n = 448 in First women's division) between the 2009-2010 and 2016-17 seasons. Goals scored and received were also analysed when teams play at home. The results showed the existence of home advantage in both men's and women's leagues. Home advantage values were higher than 50% in both leagues, with significantly higher values in the male league (60.88% compared to 54.33%). Moreover, the results indicated that teams score a higher percentage of goals when playing at home with non-significant differences between sexes. Regarding the number of goals scored per match, the results showed a significant difference between the male and female divisions, with higher values for men's leagues. The results in relation to sex of participants are consistent with previous studies in other sports like football or water polo. The analysis of the home advantage could be useful to help roller hockey coaches to design alignments for each match and to plan the training loads according to match location.

Keywords: Roller hockey, gender, performance analysis, match variables, territoriality.

RESUMEN

El propósito de este estudio fue cuantificar la ventaja de jugar en casa en las ligas de hockey sobre patines masculina y femenina de la Primera división profesional portuguesa, comparando los resultados obtenidos según el sexo de los participantes. La muestra estuvo compuesta por 2.080 partidos de hockey sobre patines (n = 1.632 en la

¹ Correspondence to: **Arboix-Alió, Jordi**. FPCEE Blanquerna. Universitat Ramon Llull C/Cister 34, 08022. Email: jordiaa1@blanquerna.url.edu.

Arboix-Alió, J., Buscà, B., Trabal, G., Aguilera-Castells, J. y Sánchez-López, M. J. (2020)

Primera división masculina y n = 448 en la Primera división femenina) entre las temporadas 2009-2010 y 2016-17. Los goles marcados y recibidos también fueron analizados según la localización del partido. Los resultados mostraron la existencia de la ventaja de jugar en casa tanto en la liga masculina como femenina. Los valores de la ventaja de jugar en casa fueron superiores al 50% en ambas ligas, con valores significativamente más altos en la liga masculina (60,88% comparado con 54,33%). Además, los resultados indicaron que los equipos anotan un mayor porcentaje de goles cuando juegan en casa sin encontrar diferencias significativas entre los sexos. En cuanto al número de goles marcados por partido, los resultados mostraron una diferencia significativa entre ambas divisiones, con valores más altos para las ligas masculinas. Los resultados en relación con el sexo de los participantes están en consonancia con estudios previos realizados en otros deportes colectivos como fútbol o waterpolo. El análisis de la ventaja de jugar en casa podría ser útil para ayudar a los entrenadores de hockey sobre patines a decidir las alineaciones y a planificar las cargas de entrenamiento según la localización del partido.

Palabras clave: Hockey sobre patines, género, análisis de rendimiento, variables de partido, territorialidad.

RESUMO

O propósito desse estudo foi quantificar a vantagem de jogar em casa nas ligas masculina e feminina de hóquei sobre patins da Primeira divisão profissional portuguesa, comparando os resultados obtidos dependendo do sexo dos participantes. A amostra foi composta por 2088 partidas de hóquei sobre patins (n= 1.632 na Primeira divisão masculina e n= 448 na Primeira divisão feminina) entre as temporadas 2009-2010 e 2016-17. Os goles marcados e recebidos também foram analisados conforme a localização do partido. Os resultados mostram a existência de vantagem de jogar em casa tanto na liga masculina como na feminina. Os valores da vantagem de jogar em casa são superiores ao 50% em ambas ligas, com valores significativamente maiores na liga masculina (60,88% comparado com os 54,33% da feminina). Por além disso, os resultados indicam que as equipas anotam uma maior percentagem de golos quando jogam em casa, sem encontrar diferenças significativas entre ambos sexos. Em quanto ao número de goles marcados por jogo, os resultados mostram uma diferença significativa entre as divisões masculina e feminina, com valores mais altos na liga masculina. Os resultados em relação ao sexo dos participantes estão em consonância com estudos prévios realizados noutros desportos coletivos como o futebol ou o pólo aquático. A análise da vantagem de jogar em casa poderia ser útil para ajudar aos técnicos de hóquei sobre patins no momento de decidir as alienações e de planificar as cargas dos treinamentos dependendo da localização do jogo.

Palavras chave: Hóquei sobre patins, género, análises de rendimento, variáveis de partido, territorialidade.

Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league

INTRODUCTION

The increasing professionalization of sports, in recent years, resulted in an increase of studies on the various parameters affecting the performance of players. The effect of match location -home (local) or away (visitor)- in determining the result of a sports competition is a widely studied phenomenon in sports science (Prieto, Gómez, & Pollard, 2013). This concept is known as "home advantage" (HA), and may be defined as the advantage the athlete or team has in competing at home compared with their performance abroad (Pollard, 1986). It was first studied by Schwartz & Barsky (1977) in different collective modalities of sports, such as basketball, ice hockey, American football, and baseball in the United States. Ever since HA has been widely accepted and documented in a variety of different sports (Legaz-Arrese, Moliner-Urdiales, & Munguía-Izquierdo, 2013), both individual -like tennis (Koning, 2011), judo (Brito, Miarka, de Durana, & Fukuda, 2017; Ferreira Julio, Panissa, Miarka, Takito, & Franchini, 2012), speed skating (Koning, 2005), boxing (Pic, 2018a) and golf (Nevill, Holder, Bardsley, Calvert, & Jones, 1997)-, and collective -like football (Gómez & Pollard, 2014; Pollard, 2006), basketball (Pollard & Gómez, 2013; Ribeiro, Mukherjee, & Zeng, 2016), rugby (McGuckin, Sinclair, Sealey, & Bowman, 2015; Thomas, Reeves, & Bell, 2008), handball (Oliveira, Gómez, & Sampaio, 2012; Pic, 2018b) and water polo (Prieto et al., 2013)-.

Pollard (1986) quantified HA as the number of points won at home expressed as a percentage of all points gained, while Courneya & Carron (1992) identified HA with a home winning percentage over 50% of the games played. Jamieson (2010) conducted a meta-analysis on several sports and estimated a HA figure about 60%.

Nowadays HA is a well-documented and widely accepted phenomenon, and there is evidence that varies from sport to sport, nationality or level. Another fact that could vary the HA value in a sport is the kind of competition, showing differences depending on whether the competition is a playoff, knockout or regular league (Page & Page, 2007; Pic & Castellano, 2016, 2017).

Accordingly, there has been an increase in research seeking to identify the different factors that may influence HA, and the causes and factors proposed

from four major reviews (Carron, Loughhead, & Bray, 2005; Courneya & Carron, 1992; Nevill & Holder, 1999; Pollard, 2006) are: away-team travels, familiarity with local facilities, rules of games favouring the home team, local crowd support both on player performance and referee bias, territoriality, tactics, and miscellaneous psychological issues. Pollard (2008) argues that from none of these categories a clear level of influence is set, and it would be more appropriate to consider an interaction of causes.

Previous research in HA has mainly focused on male athletes (Prieto et al., 2013), and few studies have been devoted to comparing HA phenomenon in men's and women's competition, although all of them report a lower incidence in women's competition. Moore & Brylinsky (1995) reported greater HA for men in college basketball compared to women (64.4% vs. 54.4%) and, similarly, Prieto et al., (2013) reported a higher significant difference in water polo HA for men (58.60% to 53.70%), whereas Koning (2011) found significant HA for men but not for women in tennis. Conversely, other studies found no significant difference in sports like speed skating (Koning, 2005) or slalom canoe-kayak (Nibali, Hopkins, & Drinkwater, 2011). In addition, although HA is well studied in other collective sports, in roller hockey there is still a shortage of studies analysing the match variables (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018, 2019; Arboix-Alió, Buscà, & Aguilera-Castells, 2019; Gómez, Pollard, & Luis-Pascual, 2011) and no previous studies have been found comparing gender differences in HA.

In order to address these gaps, the objective of the present study was to quantify HA in both men and female roller hockey teams of the Portuguese professional division and to compare the results by gender. Secondary objectives were to assess if there were significant differences in the number of goals scored when teams play as local and to compare the number of goals per game between men and women.

METHODS

Sample

The dataset of this study consists of eight years of the First Division of the Portuguese roller hockey league, from season 2009-2010 to season 2016-2017. A total

of 2,080 matches (n = 1,632 in men's First Division and n = 448 in women's First Division) were analysed. Data were provided by the open-access web domain of the Portuguese national league (www.fpp.pt/HP/Historico/Classificacoes). Data were checked by using the independent web portal Okcat (www.okcat.cat) for match data.

The variables recorded were the total of matches played per season, the goals scored per match and the goals scored by each team, all of them disaggregated per sex.

Quantification of home advantage

The Portuguese roller hockey league has a balanced schedule of games in which each team plays every other once at home and once away during the season. In all games played there is a local team and a visitor since only the matches of the regular league have been included. This league structure allows an unbiased method for quantifying the HA over a complete season (Pollard & Pollard, 2005).

The point system of roller hockey in the analyzed seasons uses 3 points for a win, 1 point for a draw, and 0 points for a loss. As a quantification method, we used the method introduced by Pollard & Pollard (2005) which calculates HA as the number of points won at home expressed as a percentage of the total number of points won at home and away (Pollard, 2006).

Statistical analysis

The significance of HA was calculated assuming that there is an advantage when a team obtains a value higher than 50% in the ratio of victories, assuming the null hypothesis that there is no HA (Pollard, 1986). Descriptive statistics methods were used to calculate mean and frequencies. The Kolmogorov-Smirnov test was used to confirm the data were normally distributed to confirm the use of parametric techniques. The Student t-test for independent samples was used to compare the HA effect and the goals according to the league (male and female). The Student t-test for related samples was used to compare the goals scored and received as a local team in each of the two leagues. The magnitude of the difference was determined by the Cohen's *d* effect size (ES) (Cohen, 1988). The Effect Size was considered either small (0.2 < ES ≤ 0.5), moderate (0.5 < ES ≤ 0.8) or large (ES > 0.8) (Nakagawa & Cuthill, 2007). Statistical significance was set at 5% and all the analyses were performed using SPSS (Version 20 for Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

RESULTS

Table 1 quantifies HA and descriptive variables. Overall, HA existed both in men and women's leagues, though women's HA was lower than for men (60.88% vs. 54.33%). This difference was statistically significant (p = 0.005) and ranged from 0.49% (season 2013-2014) to 12.17% (season 2015-2016, the only one without HA in the women's league).

Table 1. Descriptive statistics and comparisons between sexes for Home Advantage.

Season	Men			Women			p	95% CI	ES
	No. of Games	HA (%)	SD	No. of Games	HA (%)	SD			
2009-2010	182	61.54	3.67	56	59.15	17.49	0.023*	0.03-0.32	0.19 (small)
2010-2011	240	63.13	10.35	56	57.50	11.74	0.002*	0.09-0.39	0.51 (moderate)
2011-2012	210	60.43	13.00	56	53.66	22.50	0.883	-0.09-0.21	0.37 (small)
2012-2013	240	61.17	10.13	56	50.00	26.09	0.033*	-0.29-0.11	0.55 (moderate)
2013-2014	240	60.61	13.52	56	60.12	23.18	0.333	0.02-0.46	0.02 (small)
2014-2015	182	61.41	15.82	56	54.66	17.91	0.065	0.00-0.29	0.39 (small)
2015-2016	182	59.16	14.08	56	46.99	12.01	0.008*	0.01-0.18	0.93 (large)
2016-2017	156	58.59	11.05	56	52.69	21.05	0.727	-0.17-0.12	0.35 (small)
TOTAL	1632	60.88	11.45	448	54.33	18.99	0.005*	0.02-0.09	0.42 (small)

HA = Home Advantage; SD = standard deviation; No. = Number; CI = confidence interval; ES = Effect Size; *Significant difference between sexes for Home Advantage; p < 0.05

Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league

Furthermore, HA in men's league was consistent, with a trend towards a slow but steady decrease over time, whereas in women's league HA was inconsistently, and showed a sharp decline over time (Figure 1).

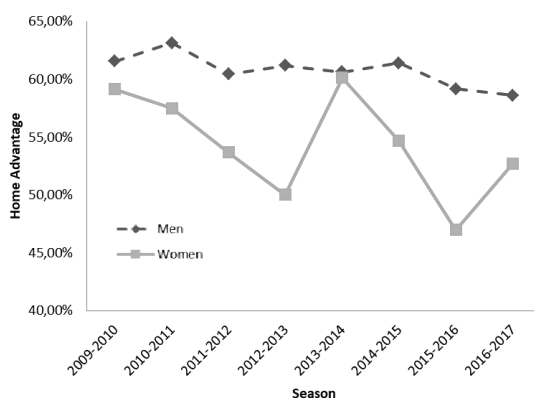


Figure 1. Changes in Home Advantage over time.

On analyzing the number of goals scored per match, which was the second objective of the study, it was observed a statistically significant higher number of goals when playing at home ($p < 0.001$), both in men's and women's league. There were no differences between sex ($p = 0.464$) (Table 2).

DISCUSSION

The present study aimed to examine the HA in both men's and women's Portuguese professional division roller hockey leagues and to compare the results obtained according to gender. The results showed the existence of HA effect in both men's and women's leagues. These results are consistent with the study of Gómez et al. (2011) that first reported the HA effect in men's roller hockey in Spain as 58.3%, and with Arboix-Alió & Aguilera-Castells (2019), who quantified HA in Spanish men's roller hockey league as 59.8%. The study also demonstrated the existence of HA in women's roller hockey, which confirms the consensus of previous studies in other women's sports, like basketball (Gómez, Lorenzo, Ortega, & Olmedilla, 2007), football (Pollard & Gómez, 2012), water polo (Prieto et al., 2013), or netball (Pledger & Morton, 2010).

The comparison between the men's and women's league provided evidence of statistically significant greater HA in the men's league. As this was the first comparative study on HA in roller hockey, there are no previous studies to interpret the findings. However, these results were not unexpected as the available literature in other sports also shows evidence of greater HA values in men's teams, as in football, where Pollard & Gómez (2012) analysed the HA effect in 26 European countries reporting higher male values in all the leagues, in water polo (Prieto et al., 2013), softball, and field-hockey (Gayton, Mutrie, & Hearn, 1987). By contrast, Koning (2011) reported a significant HA for men in tennis, while the performance of women players appeared to be unaffected by HA effect.

Table 2. Comparison of the number of goals scored per match expressed as Mean (\pm SD).

	Men	Women	p
Goals scored per match	8.22 (\pm 0.49)	6.53 (\pm 0.36)	0.000*
Goals scored as a local	4.58 (\pm 0.32)	3.52 (\pm 0.31)	0.000*
Goals scored as a visitant	3.64 (\pm 0.21)	3.01 (\pm 0.19)	0.000*
Goals as local (%)	55.73 (\pm 1.16)	53.90 (\pm 2.89)	0.464

SD_Standard deviation; *_Significant difference between sexes for goals scored; $p < 0.05$

There are several possible explanations for the differences found between genders according to some of the factors allegedly related to the existence of HA effect, such as crowd effect and referee bias, territorial protection, and psychological aspects (Prieto et al., 2013). Although there are no obvious reasons why some of them should be different for men's and women's players, higher attendance at men's competitions may influence the higher men's HA (Pollard & Gómez, 2012). Similarly, earlier studies had shown that the crowd may subconsciously influence some referees to give advantage to the home team, influencing their decisions and leading to an officiating bias (Balmer, Nevill, & Lane, 2005; Dawson, Dobson, Goddard, & Wilson, 2007; Nevill, Balmer, & Mark Williams, 2002; Ste-Marie, 1996). Another argument for lower levels of HA in women's sports might relate to the fact that male's testosterone levels increase before a match, and the increase is even more pronounced when playing as local (Pollard, Prieto, & Gómez, 2017). According to Wolfson, Neave, & Anderson (2007), the testosterone level increase in females is lower and does not differ between home and away matches. Authors argue that the feeling of territorial protection of "home" is stronger in males than females, leading to increased testosterone levels and a more aggressive and dominant performance (Pollard et al., 2017).

The evolution of HA figures in men's league over the period studied reported a steady decline, which is consistent with the findings in soccer in the major leagues of Europe by the reasons suggested by Pollard & Gómez (2012) and can also be seen in other sports like basketball (Ribeiro et al., 2016), suggesting that the effect of the HA phenomenon is slowly becoming weaker (Pollard, 1986, 2006, 2008; Pollard & Pollard, 2005). This evolution might be because teams are using smarter strategies to overcome disadvantages when playing away. The figures in women's league varied widely, with a clear trend line shifted downwards. This variability could be due to the process of professionalization in women's sports, slower than men's teams (Brito et al., 2017). In this sense, some studies indicate an inverse correlation between HA and the quality of the team, and thus Portuguese women's league would result in a very heterogeneous league, involving high-

level teams with near amateur ones (Arboix-Alió et al., 2019).

On analysing the goals scored, results confirm the hypothesis of HA with a higher number of goals scored as local, both in men's and women's league. No significant difference was found in terms of gender. Similarly, other collective sports as football report double score when playing at home (Saavedra García, Gutiérrez Aguilar, Fernández Romero, & Sa Marques, 2015). The paucity of similar studies in roller hockey does not allow a comprehensive comparative analysis, but our results are similar to the study of Arboix-Alió & Aguilera-Castells (2019) in the Spanish men's first division of roller hockey. The Spanish figures were lower than the Portuguese both in mean HA (59.8% vs. 60.88%) and goals scored (7.13 ± 0.50 vs. $8.22 \pm 0.49\%$) (Arboix-Alió & Aguilera-Castells, 2018). One reason for that may be that the Portuguese league uses less speculative tactical systems and practice a more vertical game than the Spanish league, thus generating more chances of goals.

A limitation of the present study is that we did not consider all the possible causes of HA effect such as referee bias, travel, crowd behaviour, or competitive balance. Hence this study lacks information for a better understanding of the HA effect in general, and in roller hockey in particular. The strength of our study lies in the number of matches analyzed during an 8 year period, which is a comprehensive study on a minority sport over time. A future line of research would be the study of each of these factors considered individually and in combination with the others in men's and women's roller hockey.

CONCLUSIONS

The results of this study reinforce the universality of HA existence in different sports competitions. The HA effect is now corroborated for another sport, roller hockey. According to the results obtained, the HA in the Portuguese roller hockey is 60.88% for the men's league and 54.33% for the women's league. Therefore, this investigation provides new knowledge for a better understanding of the HA effect in general, and the sport of roller hockey in particular.

Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league

PRACTICAL APPLICATIONS

The analysis of the HA could be useful to help roller hockey coaches to design alignments for each match or to help clubs' staff to plan the training loads whether the team plays at home or abroad. Apart from that, it could also be useful to prepare players with specific psychological exercises focusing on the game and not being distracted by a vocal home crowd or to avoid protest against referee decisions in order to minimize the disadvantage of playing away from home. Possible gender differences could help to understand this phenomenon in future lines of research.

REFERENCES

1. Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2019). Analysis of the home advantage in roller hockey. *Journal of Sport and Health Research*, 3(11), 263-272.
2. Arboix-Alió, J., & Aguilera-Castells, J. (2018). Influencia de marcar primero en hockey sobre patines. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 3(18), 220-231.
3. Arboix-Alió, J., Buscà, B., & Aguilera-Castells, J. (2019). Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues. *Journal of Physical Education and Sport*, 19(2), 1200-1204. doi:10.7752/jpes.2019.02174
4. Balmer, N. J., Nevill, A. M., & Lane, A. M. (2005). Do judges enhance home advantage in European championship boxing? *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 409-416. doi:10.1080/02640410400021583
5. Brito, C. J., Miarka, B., de Durana, A. L. D., & Fukuda, D. H. (2017). Home Advantage in Judo: Analysis by the Combat Phase, Penalties and the Type of Attack. *Journal of Human Kinetics*, 57(1). doi:10.1515/hukin-2017-0062
6. Carron, A. V., Loughhead, T. M., & Bray, S. R. (2005). The home advantage in sport competitions: Courneya and Carron's (1992) conceptual framework a decade later. *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 395-407. doi:10.1080/02640410400021542
7. Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for behavioural science*. NJ: Lawrence Erlbaum.
8. Courneya, K. S., & Carron, A. V. (1992). The Home Advantage In Sport Competitions: A Literature Review. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(1), 13-27. doi:10.1123/jsep.14.1.13
9. Dawson, P., Dobson, S., Goddard, J., & Wilson, J. (2007). Are football referees really biased and inconsistent?: evidence on the incidence of disciplinary sanction in the English Premier League. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170(1), 231-250. doi:10.1111/j.1467-985X.2006.00451.x
10. Ferreira Julio, U., Panissa, V. L. G., Miarka, B., Takito, M. Y., & Franchini, E. (2012). Home advantage in judo: A study of the world ranking list. *Journal of Sports Sciences*, (May 2015), 1-7. doi:10.1080/02640414.2012.725855
11. Gayton, W. F., Mutrie, S. A., & Hearn, J. F. (1987). Home Advantage: Does it Exist in Women's Sports. *Perceptual and Motor Skills*, 65(2), 653-654. doi:10.2466/pms.1987.65.2.653
12. Gómez, M. A., Lorenzo, A., Ortega, E., & Olmedilla, A. (2007). Diferencias de los indicadores de rendimiento en baloncesto femenino entre ganadores y perdedores en función de jugar como local o como visitante. *Revista de Psicología del Deporte*, 16(1), 41-54.
13. Gómez, M. A., & Pollard, R. (2014). Calculating the Home Advantage in Soccer Leagues. *Journal of Human Kinetics*, 40(1), 5-6. doi:10.2478/hukin-2014-0001
14. Gómez, M. A., Pollard, R., & Luis-Pascual, J. C. (2011). Comparison of the home advantage in nine different professional team sports in Spain. *Perceptual and Motor Skills*, 113(1), 150-156. doi:10.2466/05.PMS.113.4.150-156
15. Jamieson, J. P. (2010). The Home Field Advantage in Athletics: A Meta-Analysis. *Journal of Applied Social Psychology*, 40(7), 1819-1848. doi:10.1111/j.1559-1816.2010.00641.x
16. Koning, R. H. (2005). Home advantage in speed skating: evidence from individual data. *Journal*

- of Sports Sciences*, 23(4), 417–427. doi:10.1080/02640410400021625
17. Koning, R. H. (2011). Home advantage in professional tennis. *Journal of Sports Sciences*, 29(1), 19–27. doi:10.1080/02640414.2010.516762
 18. Legaz-Arrese, A., Moliner-Urdiales, D., & Munguía-Izquierdo, D. (2013). Home advantage and sports performance: evidence, causes and psychological implications. *Universitas Psychologica*, 12(3). doi:10.11144/Javeriana.upsy12-3.hasp
 19. Mcguckin, T. A., Sinclair, W. H., Sealey, R. M., & Bowman, P. W. (2015). Players' perceptions of home advantage in the Australian rugby league competition. *Perceptual and Motor Skills*, 121(3), 666–674. doi:10.2466/06.PMS.121c28x4
 20. Moore, J. C., & Brylinsky, J. (1995). Facility Familiarity and the Home Advantage. *Journal of Sport Behavior*, (18), 302–311.
 21. Nakagawa, S., & Cuthill, I. C. (2007). Effect size, confidence interval and statistical significance: a practical guide for biologists. *Biological Reviews*, 82(4), 591–605. doi:10.1111/j.1469-185X.2007.00027.x
 22. Nevill, A., Balmer, N., & Mark Williams, A. (2002). The influence of crowd noise and experience upon refereeing decisions in football. *Psychology of Sport and Exercise*, 3(4), 261–272. doi:10.1016/S1469-0292(01)00033-4
 23. Nevill, A., & Holder, R. (1999). Home advantage in sport: an overview of studies on the advantage of playing at home. *Sports Medicine (Auckland, N.Z.)*, 28(4), 221–36.
 24. Nevill, A., Holder, R., Bardsley, A., Calvert, H., & Jones, S. (1997). Identifying home advantage in international tennis and golf tournaments. *Journal of Sports Sciences*, 15(May 2015), 437–443. doi:10.1080/026404197367227
 25. Nibali, M., Hopkins, W. G., & Drinkwater, E. (2011). Variability and predictability of elite competitive slalom canoe-kayak performance. *European Journal of Sport Science*, 11(2), 125–130. doi:10.1080/17461391.2010.487121
 26. Oliveira, T., Gómez, M., & Sampaio, J. (2012). Effects of game location, period, and quality of opposition in elite handball performances. *Perceptual and Motor Skills*, 114(3), 783–794. doi:10.2466/30.06.PMS.114.3.783-794
 27. Page, L., & Page, K. (2007). The second leg home advantage: Evidence from European football cup competitions. *Journal of Sports Sciences*, 25(14), 1547–1556. doi:10.1080/02640410701275219
 28. Pic, M. (2018a). Quality, height, age and home advantage in boxing. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 14(52), 174–187. doi:10.5232/ricyde2018.05207
 29. Pic, M. (2018b). Performance and Home Advantage in Handball. *Journal of Human Kinetics*, 63(1), 61–71. doi:10.2478/hukin-2018-0007
 30. Pic, M., & Castellano, J. (2016). Efecto de la localización del partido en eliminatorias de ida y vuelta de la UEFA Champions League. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias Del Deporte*, 12(44), 149–163. doi:10.5232/ricyde2016.04405
 31. Pic, M., & Castellano, J. (2017). Influence of match location in the spanish Copa del Rey. *Retos: Nuevas Tendencias En Educación Física, Deporte y Recreación*, 2041(31), 202–206.
 32. Pledger, M. J., & Morton, R. H. (2010). Home Advantage in Three National Netball Competitions: Australia (1997-2007), New Zealand (1998-2007) and England (2005/06-2008/09). *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 6(3). doi:10.2202/1559-0410.1163
 33. Pollard, R. (1986). Home advantage in soccer: A retrospective analysis. *Journal of Sports Sciences*, 4(3), 237–248. doi:10.1080/02640418608732122
 34. Pollard, R. (2006). Home advantage in soccer: variations in its magnitude and a literature review of the associated factors associated with its existence. *Journal of Sport Behavior*, 29, 169–189.
 35. Pollard, R. (2008). Home Advantage in Football: A Current Review of an Unsolved Puzzle. *The Open Sports Sciences Journal*, 1(1), 12–14. doi:10.2174/1875399X00801010012
 36. Pollard, R., & Gómez, M. A. (2012). Comparison of home advantage in men's and women's

Comparison of home advantage in men's and women's Portuguese roller hockey league

- football leagues in Europe. *European Journal of Sport Science*, 14(sup1), S77–S83. doi:10.1080/17461391.2011.651490
37. Pollard, R., & Gómez, M. Á. (2013). Variations in home advantage in the national basketball leagues of Europe. *Revista de Psicología del Deporte*, 22(1), 263–266.
38. Pollard, R., & Pollard, G. (2005). Long-term trends in home advantage in professional team sports in North America and England (1876–2003). *Journal of Sports Sciences*, 23(4), 337–50. doi:10.1080/02640410400021559
39. Pollard, R., Prieto, J., & Gómez, M. Á. (2017). Global differences in home advantage by country, sport and sex. *International Journal of Performance Analysis in Sport*, 17(4), 586–599. doi:10.1080/24748668.2017.1372164
40. Prieto, J., Gómez, M.-Á., & Pollard, R. (2013). Home Advantage in Men's and Women's Spanish First and Second Division Water Polo Leagues. *Journal of Human Kinetics*, 37(1), 137–143. doi:10.2478/hukin-2013-0034
41. Ribeiro, H. V., Mukherjee, S., & Zeng, X. H. T. (2016). The Advantage of Playing Home in NBA: Microscopic, Team-Specific and Evolving Features. *Plos One*, 11(3), e0152440. doi:10.1371/journal.pone.0152440
42. Saavedra García, M., Gutiérrez Aguilar, O., Fernández Romero, J., & Sa Marques, P. (2015). Ventaja de jugar en casa en el fútbol español (1928-2011). *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y El Deporte*, 15(57), 181–195.
43. Schwartz, B., & Barsky, S. F. (1977). The Home Advantage. *Social Forces*, 55(3), 641–661. doi:10.1093/sf/55.3.641
44. Ste-Marie, D. M. (1996). International Bias in Gymnastic Judging: Conscious or Unconscious Influences? *Perceptual and Motor Skills*, 83(3), 963–975. doi:10.2466/pms.1996.83.3.963
45. Thomas, S., Reeves, C., & Bell, A. (2008). Home advantage in the Six Nations Rugby Union tournament. *Perceptual and Motor Skills*, 106, 113–116. doi:10.2466/PMS.106.1.113-116
46. Wolfson, S., Neave, N., & Anderson, M. (2007). Hormones and the home advantage in English football. *12th European Congress of Sport*, 57–60.

ESTUDIO XI: Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues

Competitive balance using Accumulated Points Difference method in male and female roller hockey leagues.

JORDI ARBOIX-ALIÓ¹, BERNAT BUSCÀ², JOAN AGUILERA-CASTELLS³

^{1,2,3}Department of Sports Science, Ramon Llull University, FPCEE Blanquerna, BARCELONA, SPAIN.

¹Department of Physical Education, SagradaFamilia school (SAFA), BARCELONA, SPAIN.

Published online: June 30, 2019

(Accepted for publication: June 15, 2019)

DOI:10.7752/jpes.2019.02174

Abstract

The purpose of this study was to quantify the competitive balance in both men's and women's professional division roller hockey competitions (Spanish and Portugal leagues) comparing the results obtained according to the sex of participants. The sample was composed of 5,942 roller hockey games (2,044 in Spanish male league, 1,580 in Spanish female league, 1,814 in Portuguese male league and 504 in Portuguese female league) between the 2009-2010 and 2017-18 seasons. To calculate the competitive balance, it was used the Accumulated Points Difference index and the one way ANOVA followed by Tukey Post Hoc multiple comparison test.

The results showed that male leagues are more balanced than female (71.41±11.29 vs. 79.65±5.75 for Spanish leagues and 75.56±7.54 vs. 80.16±15.01 for Portuguese leagues).

The results in relation to the sex of participants are consistent with previous studies in other sports like football. The analysis of the competitive balance could be useful for the governing body of *Roller Hockey Federations* to have quantitative data of the equality that exists in each league and to assess if it is necessary to introduce changes in the competition to make it more equalized in order to increase the audience.

Key words: competitive equilibrium, gender, performance analysis, team sports.

Introduction

The balance in sports competitions has become one of the key issues in the field of the sports economy. Contrary to what happens in other sectors, sports, and especially sports leagues, requires a competitive adversary in order to achieve maximum benefits (Lee, Kim, & Kim, 2018).

The competitive balance (CB) would be perfect when all the teams had the same probability of winning the competition (García-Unanue, Godoy, Villarrubia, Sánchez-Sánchez, & Gallardo, 2014). Thus, the study of the CB for each sport leagues is relevant because a greater balance results in greater fans' interest, which leads to better attendance and more television audience (Soebbing, 2008). So the existence of a good CB does not only benefit the fans, but it is also profitable, from the economic point of view, for the competition itself, since the teams will have the possibility of increasing the income as the attendance grows (Levin & Bailey, 2012; Levin & McDonald, 2009).

Although there have been several investigations on the different variables and performance indicators related with CB in some team sports such as basketball (García-Unanue et al., 2014), ice hockey (Bowman, Lambrinos, & Ashman, 2018), handball (Hantau, Alexandru, Yannakos, & Hantau, 2014), baseball (Soebbing, 2008) or football (Naghshbandi, Yousefi, Etemad, & Moradi, 2011; Ramchandani, Plumley, Boyes, & Wilson, 2018; Triguero-Ruiz & Avila-Cano, 2018) there are few data regarding this topic about the sport of roller hockey. The CB, then, can be interpreted as the degree of uncertainty about the positions that the different teams will occupy at the end of the season. More specifically, Szymanski (2003) differentiates between 3 types of uncertainty in sports competitions. First, the uncertainty in a game, in which the two teams have a chance to win. Second, the uncertainty in a specific season, in which several teams can be in the top positions or enter the playoffs. Finally, the uncertainty in a competition or league, where the championship must be won by different teams throughout the seasons.

Scientific research has used various methods to measure competitive equilibrium, focusing mainly on the analysis of regular leagues (García-Unanue et al., 2014). Among these measurement methods it can be found the standard deviation of the victories percentage adjusted over the standard deviation for a perfect competitiveness (Humphreys, 2002), the Gini coefficient (Schmidt, 2001), the concentration ratios of victories for the first 5 teams (Naghshbandi et al., 2011), the Hirschman-Herfindal index (Owen, Ryan, & Weatherston, 2007) or the Accumulated Points Difference index (Gasparetto & Barajas, 2016).

1200

Corresponding Author: . JORDI ARBOIX-ALIÓ, E-mail: jordial1@blanquerna.url.edu

Previous research in CB has mainly focused on male athletes, and few studies have been devoted to comparing this phenomenon in men's and women's competition, although some of them report a lower equilibrium in women's competition (Zambom-Ferraresi, García-Cebrián, & Lera-López, 2018).

To our knowledge, no study has yet focused on the CB in roller hockey sport. Thus, the main aim of this study was to analyse and compare the CB of male and female top division leagues of Spanish and Portuguese roller hockey using the Accumulated Points Difference method.

Methods

Sample

In order to carry out the study, 5,942 roller hockey games were analyzed belonging on the Spanish male league (2,044 matches), the Spanish female league (1,580 matches), the Portuguese male league (1,814 matches) and the Portuguese female league (504 matches). All games were played in each national league from the seasons 2009/2010 to 2017/2018 (9 seasons in total). The roller hockey leagues have a balanced schedule of games in which each team play every other once at home and once away during the season. In all games played there was a local team and a visitor since only the matches of the regular league have been included. The point system of roller hockey in the analyzed seasons uses 3 points for a win, 1 point for a draw, and 0 points for a loss. The data collection was carried out using the final standings of each game published on the Spanish Roller hockey Federation website (www.fep.es) and on the Portuguese Roller hockey Federation website(www.fpp.pt/HP/Historico/Classificacoes). Data were checked by using the independent web portal Okcat (www.okcat.cat) for match data.

Variables

As an indicator of competitive equilibrium, the Accumulated Point Difference (APD) method was used. The APD proposed for Gasparetto & Barajas (2016), calculates the sum of the points' differences among the participants. These differences are computed by decreasing from the total points of the champion what has achieved second place. It is repeated successively until the point difference between the penultimate team and the last of the classification table.

Thus, the calculation of the maximum imbalance would be the following:

$$Unbalance_{max} = 6 * (N - 1)$$

Consequently, the formula created from the APD is presented below:

$$APD = \left(\frac{\sum_{i=1}^N (TP_{i=1})}{Unbalance_{max}} \right) * 100$$

Where N is the number of participating teams and TP is Total points of each club at the end of the tournament.

Statistical analysis

The Kolmogorov-Smirnov test was used to confirm the data were normally distributed to confirm the use of parametric techniques. Descriptive statistics methods were used to calculate mean and frequencies. The comparison of the four groups was performed by analysis of variance (ANOVA) with two factors (gender and APD), followed by Tukey Post Hoc multiple comparison test.

Statistical analysis was accomplished using SPSS (Version 20 for Mac; SPSS Inc., Chicago, IL, USA) and statistical significance was set at p < 0.05.

Results

There was not found a significant main effect of gender and league on APD index [$F_{(3,32)} = 1.355$ p = 0.274]. Table 1 shows descriptive statistics and percentages of APD from all the matches in the different leagues between the 2009-2010 and 2017-2018 seasons. As it can see, men leagues have a lower APD index than women for both national leagues. Although this difference was not statistically significant (p > 0.05) the difference was almost 9% for Spanish leagues (males/females: 71.41±11.29 vs. 79.65±5.75, p = 0.354) and almost 5% for Portuguese leagues (males/females: 75.56±7.54 vs. 80.16±15.01, p = 0.791).

Table 1. Descriptive analysis of APD values for each league and season. Total values are expressed in mean ± SD.

Season	Spain		Portugal	
	Men	Women	Men	Women
2009-2010	70.00	79.49	72.22	78.57
2010-2011	57.69	81.94	71.11	54.76
2011-2012	70.51	78.21	79.76	80.95
2012-2013	70.00	79.49	77.78	61.90
2013-2014	91.11	93.59	64.44	76.19
2014-2015	85.56	70.83	83.33	80.95
2015-2016	63.33	85.90	75.64	97.62
2016-2017	58.89	79.49	75.00	100
2017-2018	75.56	67.95	80.77	90.48
TOTAL	71.41±11.29	79.65±5.75	75.56±7.54	80.16±15.01

1201

For the 9 seasons studied, it seems that APD remains more stable in men's league than in women's league (Figure 1).

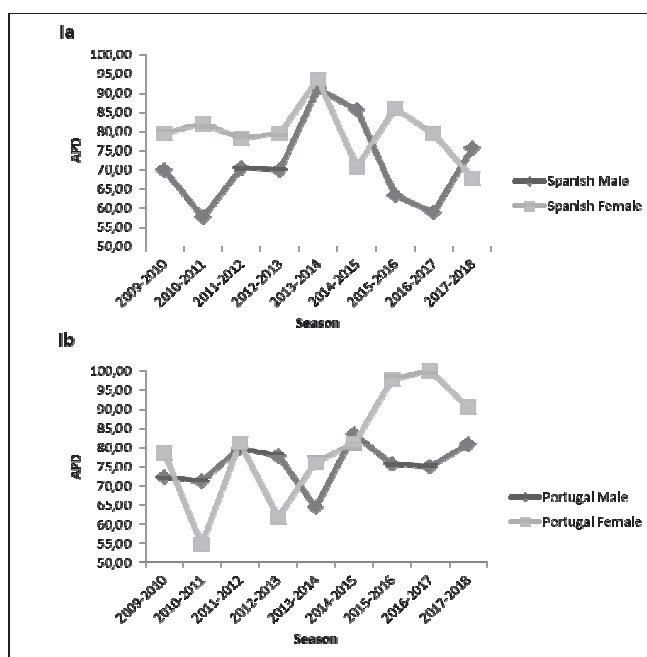


Figure 1. Comparison of APD over time according to the league and gender. The figure 1a shows APD in Spanish league and Figure 1b shows APD in Portuguese league.

Table 2 compares the average position of teams that have achieved a championship during the nine seasons analysed. Likewise, it shows the dominance of some clubs in their national leagues. The fact that a club has presented a position close to 1 or 2, recognizes that although has not won the league, was always close to the top positions.

Table II. Champion teams, number of championships and average position from 2009-2010 to 2017-2018 seasons.

Spain						Portugal					
Men			Women			Men			Women		
Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP	Club	C	AP
F.C.Barcelona	7	1.33	C.P. Voltregà	5	1.66	FC Porto	4	1.77	SL Benfica	6	1
Liceo H.C	1	2.11	Gijón H.C	2	2.66	SL Benfica	3	2	Turquel	1	2.87
Reus Deportiu	1	3.55	H.C Palau	1	5.14	Sporting CP	1	3.88	GDR OsLobinhos	1	2
			Cerdanyola H.C	1	8.43	AD Valongo	1	5.22	F. Nortecope	1	1

C = Championships' achieved; AP = Average Position

Discussion

The present study aimed to examine the CB in both men's and women's Spanish and Portuguese professional division roller hockey leagues using the APD method and to compare the results obtained according to gender.

The comparison between the men's and women's leagues provided evidence of greater CB in men's league. As this was the first comparative study on CB in roller hockey, there are no previous studies to interpret these findings. However, these results were not unexpected as the available literature in other sports also shows evidence of greater CB values in men's leagues, as in football, where Zamboni-Ferraresi et al. (2018) analysed the CB effect in Spanish First Division football leagues (*Liga Santander* vs. *Liga Berdrola*) reporting higher male values.

There are several possible explanations for the differences found between genders according to some of the factors allegedly related to the competition characteristics. One of them, as it happens with other sports, is that the female clubs' sections which have a professional male team, are benefitted by the infrastructure and staff of the male section. This phenomenon could be called "drag effect" (Zamboni-Ferraresi et al., 2018), and provides a great advantage for some female clubs respect to the others which don't have a male section. Another aspect that should be taking into account would be the tradition and story of a club, normally related to the male section. Roller hockey clubs with a large tradition used to have higher support provided by institutions and membership base. Both facts could be the main reasons why in Spanish and in Portuguese female's leagues the same two teams have won five and six championships respectively in the last nine seasons (C.P. Voltregà for Spanish league and SL Benfica for Portuguese league).

Regarding the evolution of CB values over time, it should be noted that in men's league seems to remain more stable while in the female league shows a higher variability. As it happens with other sports, the professionalization process has not been so generalized in female teams with respect to the professionalization process of male teams (Brito, Miarka, de Durana, & Fukuda, 2017). For this reason, in the female competitions, there are some teams with many resources competing against others with very different potential in the same league. This fact could explain the high variability of CB values between seasons in women's roller hockey competitions, like in the Portuguese female league where the APD value ranges from 54.76% to 100%.

The present investigation has some limitations that have to be acknowledged and should be addressed in further research. Firstly the present study has the limitation of being only focused on two countries. In order to generalise our findings, it would be necessary to consider male and female leagues in other countries with a great tradition in roller hockey (e.g. Italy, France, Argentina, etc.). Secondly, further research could study the CB in other roller hockey competitive contexts like divisions (1st Division, 2nd Division, etc.) to contrasting them with the present results and to know if have different values.

Conclusions

The results of this study reveal the CB value in another sport, roller hockey. According to the results obtained, the CB using APD method in the Spanish men and women's leagues are 71.41% and 79.65% respectively; for the Portuguese roller hockey is 75.56% for the men's league and 80.16% for the women's league. Therefore, this investigation provides new knowledge for a better understanding of the CB effect in general, and the sport of roller hockey in particular. In this way, it is expected that the present research contributes to the theoretical and methodological development of the subject.

The analysis of the CB could be useful to help roller hockey teams to plan the training loads according to whether the game is played against. Apart from that, it could also be useful for the governing body of *Roller Hockey Federations* to have quantitative data of the equality that exists in each league and to assess if it is necessary to introduce changes in the competition to make it more equalized (e.g. change the regular league for playoff system, establish a cap salary, etc.) and increase the audience.

Disclosure statement

No potential conflict of interest was reported by the authors

References

- Bowman, R. A., Lambrinos, J., & Ashman, T. (2018). Prospective measures of competitive balance application to money lines in the national hockey league. *Applied Economics*, 00(00), 1–12. doi:10.1080/00036846.2018.1444262
- Brito, C. J., Miarka, B., de Durana, A. L. D., & Fukuda, D. H. (2017). Home Advantage in Judo: Analysis by the Combat Phase, Penalties and the Type of Attack. *Journal of Human Kinetics*, 57(1). doi:10.1515/hukin-2017-0062
- García-Unanue, J., Godoy, A., Villarrubia, L., Sánchez-Sánchez, J., & Gallardo, L. (2014). Balance competitivo en las ligas europeas de baloncesto y la NBA. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 9(27), 235–242. doi:10.12800/ccd.v9i27.465
- Gaspardo, T., & Barajas, A. (2016). Reanalizando la competitividad en la industria del fútbol: Diferencia acumulada de puntos. *Revista de Administração de Empresas*, 56(3), 288–301. doi:10.1590/s0034-

759020160303

- Hantau, C., Alexandru, A., Yannakos, A., & Hantau, C. (2014). Analysis of the Competitional Balance in the Romanian Women Handball. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 117, 672–677. doi:10.1016/j.sbspro.2014.02.280
- Humphreys, B. R. (2002). Alternative Measures of Competitive Balance in Sports Leagues. *Journal of Sports Economics*, 3(2), 133–148. doi:10.1177/152700250200300203
- Lee, Y. H., Kim, Y., & Kim, S. (2018). A Bias-Corrected Estimator of Competitive Balance in Sports Leagues. *Journal of Sports Economics*, 152700251877797. doi:10.1177/1527002518777974
- Levin, M. A., & Bailey, B. C. (2012). Competitive balance as a predictor of season attendance among North American non-major sports leagues. *Journal of Global Scholars of Marketing Science*, 22(2), 117–130. doi:10.1080/12297119.2012.655096
- Levin, M. A., & McDonald, R. (2009). The value of competition: competitive balance as a predictor of attendance in spectator sports. *International Journal of Sports Marketing and Sponsorship*, 11(1), 2–19. doi:10.1108/IJSMS-11-01-2009-B002
- Naghshbandi, S., Yousefi, B., Etemad, Z., & Moradi, M. (2011). The comparison of competitive balance in Football Premier Leagues of England, Germany, Spain, France, Italy and Iran: A case study from 2009–2010 Season. *Journal of Human Sport and Exercise*. doi:10.4100/jhse.2011.64.10
- Owen, P. D., Ryan, M., & Weatherston, C. R. (2007). Measuring Competitive Balance in Professional Team Sports Using the Herfindahl-Hirschman Index. *Review of Industrial Organization*, 31(4), 289–302. doi:10.1007/s11151-008-9157-0
- Ramchandani, G., Plumley, D., Boyes, S., & Wilson, R. (2018). A longitudinal and comparative analysis of competitive balance in five European football leagues. *Team Performance Management: An International Journal*, 24(5/6), 265–282. doi:10.1108/TPM-09-2017-0055
- Schmidt, M. B. (2001). Competition in Major League Baseball: the impact expansion. *Applied Economics Letters*, 8(1), 21–26. doi:10.1080/135048501750041231
- Soebbing, B. P. (2008). Competitive balance and attendance in Major League Baseball: An empirical test of the uncertainty of outcome hypothesis. *International Journal of Sport Finance*, 3(2), 119–126.
- Szymanski, S. (2003). The economic design of sporting contests. *Journal of Economic Literature*, 51(December 2003), 1137–1187.
- Triguero-Ruiz, F., & Avila-Cano, A. (2018). Measuring competitive balance in the major european soccer leagues. *Journal of Physical Education and Sport*, 18(3), 1335–1340. doi:10.7752/jpes.2018.s3198
- Zambom-Ferraresi, F., García-Cebrián, L. I., & Lera-López, F. (2018). Competitive balance in male and female leagues: Approximation to the Spanish case. *Journal of Physical Education and Sport*, 18(3), 1323–1329. doi:10.7752/jpes.2018.s3196

