

Diferencias en estadísticas de juego en baloncesto en silla de ruedas

Differences in wheelchair basketball game statistics

Recibido el 7 de noviembre de 2025 / Aceptado el 2 de marzo de 2026

DOI: 10.24310/riccafd.15.1.2026.22566

Olasagasti-Ibargoién, J^{1FDA}; Del Arco, A^{1BC}; Castañeda-Babarro, A^{1AC}

¹ Health, Physical Activity and Sports Science Laboratory, Department of Physical Activity and Sports, Faculty of Education and Sport, University of Deusto, Spain, jurgi.olasagasti@deusto.es; a.arco@deusto.es; arkaitz.castaneda@deusto.es

Responsabilidades: A Diseño de la investigación; B Recolector de datos; C Redactor del trabajo; D Tratamiento estadístico; E Apoyo económico; F Idea original y coordinador de toda la investigación.

Correspondencia: Jurgi Olasagasti-Ibargoién. jurgi.olasagasti@deusto.es

RESUMEN

El estudio tiene como objetivo analizar el rendimiento de juego basando en las estadísticas de los jugadores de baloncesto en silla de ruedas en función de su sexo, clase funcional y situación de bonificación. El baloncesto en silla de ruedas se caracteriza por alta complejidad táctica y diversidad funcional. Sin embargo, existe escasa evidencia sobre cómo las variables afectan conjuntamente el rendimiento. Este estudio analizó datos de tres ligas nacionales (N = 365 jugadores) durante una temporada completa. Se aplicaron análisis descriptivos, pruebas t, ANOVA de Welch y regresión lineal múltiple. Los hombres mostraron valores superiores a las mujeres en las estadísticas de juego ($p < .05$) y el modelo explicó el 90.9% de la varianza de la valoración ($R^2 = .909$; $p < .001$). El rendimiento depende de la interacción entre factores funcionales, tácticos y contextuales, y el sistema de bonificación requiere revisión estructural.

PALABRAS CLAVE: baloncesto en silla de ruedas, rendimiento deportivo, clasificación funcional, bonificación.

ABSTRACT

The study aims to analyze game performance based on player statistics in wheelchair basketball according to sex, functional class, and bonus status. Wheelchair basketball is characterized by high tactical complexity and functional diversity. However, there is limited evidence on how these variables jointly influence performance. This study analyzed data from three national leagues (N = 365 players) over a full competitive season. Descriptive analyses, t-tests, Welch's ANOVA, and multiple linear regression were applied. Male players showed higher values than female players in most performance statistics ($p < .05$), and the regression model explained 90.9% of the variance in player efficiency rating (VAL; $R^2 = .909$; $p < .001$). Performance in wheelchair basketball

depends on the interaction between functional, tactical, and contextual factors rather than on functional ability alone. The current bonus system shows limited competitive impact, suggesting the need for structural revision.

KEY WORDS: wheelchair basketball, sports performance, functional classification, bonus system.

INTRODUCCIÓN

El baloncesto en silla de ruedas (BSR) es uno de los deportes paralímpicos más consolidados a nivel internacional, caracterizado por su complejidad táctica, diversidad funcional y creciente profesionalización (1). En España, se trata de una disciplina mixta, que permite la participación conjunta de hombres y mujeres en campeonatos de nivel nacional, bajo un sistema de clasificación funcional diseñado para asegurar la equidad competitiva en pista (2,3).

La clasificación funcional asigna a cada jugador un valor entre 1.0 y 4.5, siendo las puntuaciones más bajas indicativas de una menor capacidad funcional y viceversa. La suma de los cinco jugadores en pista no puede exceder un límite reglamentario de 14.0 puntos en competiciones internacionales (4) y 14.5 en cualquier liga española (5) además de que en dichas ligas, con el fin de fomentar la participación y la inclusión de colectivos infrarrepresentados, como mujeres y jugadores noveles y/o jóvenes, se aplica una bonificación funcional. En concreto, cuando participa una jugadora mujer, el límite total permitido para el equipo en pista aumenta en 1.5 puntos, mientras que en el caso de jugadores noveles o jóvenes se aplica una reducción de 1 punto en su clase funcional a efectos del cómputo del equipo (6). Por ejemplo, un equipo formado por jugadores con clases funcionales de 4.5, 3.5, 3.0, 2.0 y 1.5 alcanzaría exactamente el máximo permitido (14.5). En tal caso, se podría realizar un cambio de jugador, sacando de pista por ejemplo un jugador de 1.5 de clasificación funcional, sustituyendo por una jugadora de hasta 3.0 de clasificación. Este reglamento de sistema de puntos condiciona tanto la composición táctica como la distribución del esfuerzo en el juego (7). La evidencia empírica ha demostrado que los jugadores con clase funcional más alta tienden a presentar un rendimiento significativamente superior en variables de condición física (8), aún más si los jugadores son de ligas superiores (9), como en variables ofensivas (puntos, tiros convertidos, asistencias y eficiencia) en secuencias de ataque tanto en hombres (4,10) como en mujeres (11,12) debido a su superior estabilidad troncal y movilidad (13,14). Asimismo, se ha observado que los jugadores en posición de pívot exhiben mejores resultados cuantitativos y cualitativos que los bases o aleros (15).

No obstante, el impacto real de esta bonificación sobre el rendimiento estadístico individual ha sido escasamente investigada. Se desconoce si los jugadores bonificados asumen un rol activo en el juego o si su inclusión responde únicamente a criterios táctico-reglamentarios. En cuanto al sexo, aunque el reglamento promueve la competición mixta, han señalado una mayor productividad estadística en jugadores masculinos, en parte atribuida a su participación más frecuente en roles de protagonismo ofensivo (16).

Paralelamente, el análisis del rendimiento en BSR ha evolucionado mediante herramientas de análisis observacional y modelos de datos que han permitido identificar indicadores clave de éxito competitivo, como la eficiencia de tiro, las asistencias, las pérdidas y los robos (10,17,18), además de analizar la optimización de la composición del equipo en juego para intentar el éxito deportivo (19).

A pesar de estos avances, no se han encontrado trabajos que aborden de forma conjunta la influencia del sexo, la clase funcional y la bonificación sobre el rendimiento individual en competición real. Este vacío limita la comprensión del impacto que estos factores pueden tener sobre la distribución del protagonismo, la equidad táctica y el desarrollo de talento en este deporte.

En este contexto, el presente estudio tiene como objetivo analizar el rendimiento de juego basando en las estadísticas de los jugadores de BSR en función de su sexo, clase funcional y situación de bonificación, utilizando para ello los datos reales de tres ligas nacionales de España. El propósito es identificar diferencias significativas en variables clave del rendimiento, como valoración, puntos, rebotes, asistencias y eficacia de tiro, aportando así evidencia empírica sobre el impacto funcional y competitivo de estos factores en el juego real. A partir de la literatura previa, se planteó que los jugadores con mayor clase funcional y mayor participación en el juego presentarían valores superiores en los indicadores de rendimiento. Asimismo, se esperaba encontrar diferencias según el sexo y la condición de bonificación, así como identificar variables técnico-tácticas relevantes para explicar la valoración global del jugador.

MATERIAL Y METODOS

Este estudio se enmarca en una investigación cuantitativa de diseño no experimental, descriptivo y comparativo, con análisis transversales de datos obtenidos a partir de partidos oficiales de la web de la Federación Española de Deporte de Discapacidad Física (20), disputados en tres ligas nacionales de BSR durante una temporada completa. Dado que se utilizaron datos procedentes de una fuente pública oficial (20), este estudio no requirió aprobación por un comité de ética según la normativa vigente. El objetivo fue analizar el rendimiento estadístico individual de los jugadores en función de su sexo, clase funcional agrupada (alta/baja), y condición de bonificación (sí/no), conforme al reglamento funcional vigente.

Participantes

Los datos sobre jugadores y las estadísticas de rendimiento se obtuvieron de los informes publicados en la web oficial de la Federación Española de Deportes de Discapacidad Física. Se recopilaron registros de todas las ligas de España. La muestra estuvo compuesta por todos los jugadores que tenían algún registro estadístico en la web, siendo un total de 365 jugadores pertenecientes a los equipos de las tres principales ligas nacionales. Estos jugadores se engloban en el nivel 3 (altamente entrenados/nacionales) de la clasificación propuesta por McKay et al. (21), aunque también hay deportistas de Tier 4 (Internacionales).

Del total, 334 eran hombres y 31 mujeres, con edades comprendidas entre los 15 y 68 años (media = $36,72 \pm 11,96$). Los participantes fueron categorizados según su sexo, clase funcional (agrupadas en grupo de clases (GC) clases bajas ≤ 2.5 y altas ≥ 3.0), y bonificación (recibida por ser mujer o jugador novel, conforme a la normativa vigente).

Los jugadores no fueron sometidos a manipulación experimental. Todos los datos se obtuvieron de registros oficiales de los encuentros y fueron tratados bajo anonimato.

Variables y registros

Se analizaron 16 variables cuantitativas de rendimiento extraídas de estadísticas oficiales: VAL: Valoración media del jugador; I: Número de titularidades; Min/Pr: Minutos por partido; PTS/Pr: Puntos por partido; As/Pr: Asistencias por partido; FRe/Pr: Faltas recibidas por partido; Fo/Pr: Faltas ofensivas por partido; RT/Pr: Rebotes totales por partido; TI/Pr: Tiros intentados por partido; TC/Pr: Tiros convertidos por partido; TLI/Pr: Tiros libres intentados por partido; TLC/Pr: Tiros libres convertidos por partido; 2PI/Pr: Tiros de dos puntos intentados por partido; 2PC/Pr: Tiros de dos puntos convertidos por partido; 3PI/Pr: Tiros de tres puntos intentados por partido; 3PC/Pr: Tiros de tres puntos convertidos por partido. La variable de la valoración del jugador (VAL), es un índice compuesto utilizado habitualmente en el análisis del rendimiento en baloncesto para estimar la contribución global del jugador durante el partido. Este indicador integra diferentes acciones positivas y negativas registradas en la estadística oficial del encuentro. En el presente estudio, el valor de VAL no fue calculado por los autores, sino que se obtuvo directamente de las estadísticas oficiales publicadas por la Federación Española de Deportes de Personas con Discapacidad Física (FEDDF). Dicho índice se utiliza de forma estándar en las competiciones analizadas y refleja la eficiencia global del jugador combinando producción ofensiva, contribución defensiva y acciones técnicas del juego. Aunque algunas de las variables independientes (por ejemplo, puntos, rebotes o tiros) forman parte del cálculo del índice de valoración, el objetivo del análisis no fue recalcularlo dicho índice, sino examinar la contribución relativa de diferentes indicadores técnico-tácticos y contextuales a la variabilidad del rendimiento global representado por VAL.

Además, se consideraron tres variables categóricas: sexo (hombre 91.5% / mujer 8.5%) pudiendo ser este desequilibrio una limitación para el análisis, grupo de clase funcional (alta/baja) y bonificación (sí/no). Respecto a la bonificación, se creó una variable adicional en la base de datos en la que se calculó la clasificación funcional bonificada aplicando los ajustes reglamentarios correspondientes a cada jugador. De este modo, a la clasificación funcional real se le restaron 1.5 puntos en el caso de jugadoras y 1 punto en el caso de jugadores jóvenes, de acuerdo con el reglamento de competición. A partir de esta operacionalización se generó una variable dicotómica que distinguía entre jugadores bonificados y no bonificados, utilizada posteriormente en los análisis estadísticos.

Análisis estadístico

Todos los análisis se realizaron con el programa Jamovi (2.6.26) (22) basado en un programa de R, estableciendo un nivel de significación de $p < 0.05$ para todas las pruebas.

En primer lugar, se efectuó un análisis descriptivo de las variables de rendimiento, obteniendo las medias, desviaciones estándar (DE) y errores estándar (EE). Posteriormente, se verificaron los supuestos de normalidad mediante la prueba de Shapiro Wilk, y la homogeneidad de varianzas mediante la prueba de Levene. Estas verificaciones determinaron el tipo de contraste inferencial a emplear en cada caso.

Para analizar las diferencias entre grupos se aplicó la prueba de Welch, considerada más robusta frente a la heterogeneidad de varianzas y a tamaños muestrales desiguales (23), utilizada para comparar las variables de rendimiento en función del sexo (masculino vs. femenino) y la condición de bonificación (bonificado vs. no bonificado).

Además, se desarrolló un modelo de regresión lineal múltiple con la valoración media por partido (VAL) como variable dependiente, a fin de identificar los principales predictores del rendimiento individual (24). En el modelo se incluyeron variables técnico-tácticas (tiros intentados y convertidos, asistencias, rebotes, faltas), estructurales (sexo, clase funcional, bonificación) y contextuales (liga, rol de titularidad, minutos por partido). Se verificaron los supuestos de independencia de residuos (Durbin-Watson), linealidad, homocedasticidad y ausencia de multicolinealidad ($VIF < 10$) (25).

El nivel de confianza adoptado fue del 95%, y todas las pruebas se interpretaron considerando la significación bilateral.

RESULTADOS

El presente apartado describe los principales hallazgos obtenidos a partir del análisis de los datos correspondientes a las tres ligas nacionales de BSR. En primer lugar, se presentan los resultados descriptivos de las variables de rendimiento, seguidos de las comparaciones inferenciales según el sexo y la condición de bonificación. Finalmente, se expone el modelo de regresión lineal múltiple desarrollado para identificar los predictores más relevantes de la valoración media por partido (VAL), como indicador integrado del rendimiento individual.

El análisis descriptivo (Tabla 1) mostró diferencias claras en los indicadores de rendimiento entre sexos, clases funcionales y ligas. En general, los jugadores masculinos y aquellos con mayor clase funcional presentaron valores superiores en la mayoría de las variables de la valoración del rendimiento según las estadísticas de juego.

Tabla 1. Resultados descriptivos

LIGA	GC	SEXO	N	VAL		I		Min/Pr		PTS/Pr	
				M	DE	M	DE	M	DE	M	DE
1	1	1	46	53,8	± 98,9	8,29	± 7,06	19,1	± 7,9	3,45	± 3,73
		2	8	1,29	± 16	8,57	± 7,85	20,9	± 9,96	1,1	± 1,16
	2	1	81	213	± 167	11,4	± 7,78	23,4	± 10,1	9,45	± 6,04
		2	8	101	± 196	6,38	± 9,74	15,9	± 12,9	4,89	± 6,97
2	1	1	70	39,2	± 62,5	5,12	± 5,59	19,5	± 12,5	3,88	± 4,7
		2	4	28,8	± 68,3	5,25	± 7,27	19,6	± 11,8	1,58	± 2,88
	2	1	47	112	± 122	6,95	± 5,34	22,3	± 11,5	7,63	± 6,35
		2	2	54,5	± 72,8	6,5	± 9,19	19,2	± 16,5	4,45	± 4,03
3	1	1	43	29,1	± 68,3	5,08	± 4,37	22,4	± 10,9	4,11	± 5,13
		2	5	1,6	± 5,73	2,2	± 2,49	14,6	± 8,41	0,58	± 0,7
	2	1	47	62,8	± 54,1	5,66	± 3,9	26,1	± 10,1	7,03	± 5,32
		2	4	102	± 119	10	± 5,23	28,7	± 11,4	9,53	± 7,92
LIGA	GC	SEXO	N	TI/Pr		TC/Pr		TLI/Pr		TLC/Pr	
1	1	1	46	3,21	± 3,34	1,59	± 1,65	0,378	± 0,5	0,18	± 0,28
		2	8	1,1	± 0,86	0,54	± 0,59	0,129	± 0,14	0,04	± 0,05
	2	1	81	8,42	± 5,14	4,14	± 2,56	1,72	± 1,39	0,96	± 0,87
		2	8	4,61	± 5,77	2,19	± 3,05	0,613	± 0,61	0,35	± 0,5
2	1	1	70	4,32	± 4,73	1,75	± 2,12	0,817	± 1,05	0,33	± 0,5
		2	4	1,73	± 2,85	0,77	± 1,42	0,15	± 0,19	0,02	± 0,05
	2	1	47	8,06	± 6,07	3,37	± 2,79	1,77	± 1,3	0,73	± 0,73
		2	2	5	± 3,39	2,2	± 1,98	0,2	± 0,28	0,1	± 0,14
3	1	1	43	4,58	± 5,11	1,88	± 2,33	0,841	± 1,05	0,3	± 0,46
		2	5	1,04	± 0,98	0,26	± 0,34	0,34	± 0,53	0,06	± 0,09
	2	1	47	7,47	± 5,51	3,14	± 2,32	1,75	± 1,57	0,69	± 0,8
		2	4	10,4	± 7	4,35	± 3,6	2,05	± 1,42	0,8	± 0,82

GC: Grupo Clase funcional; N: Número de la muestra; VAL: Valoración media del jugador; I: Número de titularidades; Min/Pr: Minutos por partido; PTS/Pr: Puntos por partido; TI/Pr: Tiros intentados por partido; TC/Pr: Tiros convertidos por partido; TLI/Pr: Tiros libres intentados por partido; TLC/Pr: Tiros libres convertidos por partido.

Tabla 1. Continuación

LIGA	GC	SEXO	N	As/Pr		FRe/Pr		Fo/Pr		RT/Pr	
				M	DE	M	DE	M	DE	M	DE
1	1	1	46	1,17 ± 1,85	0,58 ± 0,58	1,32 ± 0,59	1,27 ± 1,03				
		2	8	0,57 ± 0,66	0,27 ± 0,16	1,29 ± 0,49	0,63 ± 0,24				
	2	1	81	2,45 ± 2,17	1,98 ± 1,5	1,68 ± 0,8	4,25 ± 2,72				
		2	8	1,32 ± 2,26	0,74 ± 0,89	0,963 ± 0,84	1,9 ± 2,24				
2	1	1	70	1,14 ± 1,19	1,07 ± 1,12	1,3 ± 0,94	2,23 ± 2,22				
		2	4	1 ± 1,87	0,45 ± 0,38	1,05 ± 0,62	1,32 ± 1,56				
	2	1	47	1,97 ± 1,9	1,8 ± 1,47	1,83 ± 0,95	5,37 ± 4,38				
		2	2	0,95 ± 1,06	0,35 ± 0,49	1 ± 1,41	2,3 ± 2,12				
3	1	1	43	1,03 ± 1,26	1,09 ± 1,14	1,54 ± 0,99	2,16 ± 1,87				
		2	5	0,14 ± 0,19	0,4 ± 0,44	0,74 ± 0,71	1,08 ± 1,2				
	2	1	47	1,31 ± 1,14	2 ± 1,66	1,83 ± 0,93	4,78 ± 3,04				
		2	4	1,85 ± 1,37	2,75 ± 1,83	1,47 ± 0,61	4,13 ± 1,87				
LIGA	GC	SEXO	N	2PI/Pr		2PC/Pr		3PI/Pr		3PC/Pr	
1	1	1	46	2,84 ± 2,72	1,49 ± 1,5	0,38 ± 1,06	0,11 ± 0,3				
		2	8	1,09 ± 0,87	0,54 ± 0,59	0,03 ± 0,05	0 ± 0				
	2	1	81	7,61 ± 4,52	3,9 ± 2,41	0,81 ± 1,19	0,25 ± 0,4				
		2	8	4,2 ± 4,83	2,02 ± 2,64	0,42 ± 1,12	0,16 ± 0,46				
2	1	1	70	4,1 ± 4,43	1,71 ± 2,06	0,22 ± 0,58	0,05 ± 0,14				
		2	4	1,68 ± 2,75	0,75 ± 1,37	0,07 ± 0,15	0,02 ± 0,05				
	2	1	47	7,4 ± 5,36	3,21 ± 2,64	0,66 ± 1,07	0,15 ± 0,27				
		2	2	5 ± 3,39	2,2 ± 1,98	0 ± 0	0 ± 0				
3	1	1	43	4,29 ± 4,79	1,81 ± 2,27	0,29 ± 0,59	0,06 ± 0,19				
		2	5	1,04 ± 0,98	0,26 ± 0,34	0 ± 0	0 ± 0				
	2	1	47	7,11 ± 5,07	3,09 ± 2,26	0,36 ± 0,59	0,06 ± 0,12				
		2	4	10,2 ± 6,74	4,3 ± 3,6	0,32 ± 0,43	0,02 ± 0,05				

GC: Grupo Clase funcional; N: Número de la muestra; As/Pr: Asistencias por partido; FRe/Pr: Faltas recibidas por partido; Fo/Pr: Faltas ofensivas por partido; RT/Pr: Rebotes totales por partido; 2PI/Pr: Tiros de dos puntos intentados por partido; 2PC/Pr: Tiros de dos puntos convertidos por partido; 3PI/Pr: Tiros de tres puntos intentados por partido; 3PC/Pr: Tiros de tres puntos convertidos por partido.

Resultados por liga y clase funcional

En la Liga 1, los jugadores hombres de clase funcional alta (Grupo 2) mostraron promedios superiores de valoración (213 ± 167) respecto a los de clase baja (53.8 ± 98.9). De forma similar, el promedio de puntos por partido fue más elevado (9.45 ± 6.04 frente a 3.45 ± 3.73), junto con una mayor producción en asistencias (2.45 ± 2.17 vs. 1.17 ± 1.85) y rebotes totales (4.25 ± 2.72 vs. 1.27 ± 1.03).

En la Liga 2, el mismo patrón se repitió en hombres, siendo el de los jugadores de mayor clase funcional una valoración media de 112 ± 122 frente a 39.2 ± 62.5 en los de clase baja, así como mayores promedios de puntos (7.63 ± 6.35 vs. 3.88 ± 4.70) y rebotes (5.37 ± 4.38 vs. 2.23 ± 2.22).

En la Liga 3, los jugadores de clase alta, hombres alcanzaron igualmente mejores indicadores de valoración (62.8 ± 54.1 frente a 29.1 ± 68.3), con diferencias consistentes en puntos, asistencias y rebotes. Estos resultados confirman que el rendimiento aumenta progresivamente con la clase funcional, independientemente del nivel competitivo.

En el grupo femenino se observó un patrón similar al descrito en los hombres, aunque con valores absolutos más bajos en todas las ligas y categorías funcionales. De manera general, las jugadoras de clase funcional alta (Grupo 2) presentaron mejores indicadores de rendimiento que las de clase baja (Grupo 1), evidenciando la influencia directa de la capacidad funcional sobre la eficacia estadística.

En la Liga 1, las jugadoras de clase alta obtuvieron una valoración media (VAL) de 101 ± 196 , claramente superior a la de las jugadoras de clase baja (1.29 ± 16.0). También registraron mayores promedios de puntos por partido (15.9 ± 12.9 vs. 1.10 ± 1.16), asistencias (4.89 ± 6.97 vs. 0.57 ± 0.66) y rebotes totales (1.90 ± 2.24 vs. 0.63 ± 0.24), confirmando una participación ofensiva y defensiva más activa entre las atletas con mayor capacidad funcional.

En la Liga 2, las jugadoras del Grupo 2 alcanzaron también una valoración media más alta (54.5 ± 72.8) frente a sus compañeras de clase baja (28.8 ± 68.3). Esta diferencia se reflejó igualmente en los puntos (4.45 ± 4.03 vs. 1.58 ± 2.88), rebotes (2.30 ± 2.12 vs. 1.32 ± 1.56) y asistencias (0.95 ± 1.06 vs. 1.00 ± 1.87), con una ligera tendencia a una mayor eficiencia en las jugadoras de clase alta.

En la Liga 3, la diferencia funcional fue aún más marcada. Las jugadoras de clase alta registraron una valoración promedio de 102 ± 119 , muy superior a la de las de clase baja (1.60 ± 5.73). De igual modo, las jugadoras de clase alta superaron ampliamente a las de clase baja en puntos (9.53 ± 7.92 vs. 0.58 ± 0.70), asistencias (1.85 ± 1.37 vs. 0.14 ± 0.20) y rebotes (4.13 ± 1.87 vs. 1.08 ± 1.20).

Estos resultados muestran que, en las tres ligas, el rendimiento de las jugadoras mejora de forma consistente con el aumento de la clase funcional, aunque los valores medios globales siguen siendo inferiores a los observados en la muestra masculina.

Diferencias en indicadores ofensivos

Los análisis de las variables de lanzamiento evidenciaron diferencias notables entre sexos y clases funcionales en las tres ligas. En términos generales, tanto en hombres como en mujeres, los jugadores de clase funcional alta (Grupo 2) realizaron más acciones ofensivas, con mayores volúmenes de tiro y mejor eficiencia, aunque los valores absolutos fueron sistemáticamente inferiores en las mujeres.

En el caso de los hombres, los jugadores de clase alta registraron un mayor número de tiros intentados (TI/Pr = 8.42 ± 5.14) y convertidos (TC/Pr =

4.14 ± 2.56) que los de clase baja (TI/Pr = 3.21 ± 3.34; TC/Pr = 1.59 ± 1.65). También mostraron superioridad en los tiros libres intentados y convertidos (TLI/Pr = 1.72 ± 1.39; TLC/Pr = 0.96 ± 0.87) y en los tiros de dos puntos (2PI/Pr = 7.61 ± 4.52; 2PC/Pr = 3.90 ± 2.41), lo que sugiere una mayor participación ofensiva y una alta contribución a la anotación colectiva.

En las mujeres, se mantuvo un patrón similar, aunque con menores magnitudes. Las jugadoras de clase alta presentaron más tiros intentados (TI/Pr = 4.61 ± 5.77) y convertidos (TC/Pr = 2.19 ± 3.05) que las de clase baja (TI/Pr = 1.10 ± 0.86; TC/Pr = 0.54 ± 0.59). De forma similar, se observaron diferencias en tiros libres intentados (TLI/Pr = 0.61 ± 0.61 vs. 0.13 ± 0.14) y convertidos (TLC/Pr = 0.35 ± 0.50 vs. 0.04 ± 0.05), así como en tiros de dos puntos (2PI/Pr = 4.20 ± 4.83; 2PC/Pr = 2.02 ± 2.64 en clase alta frente a 1.09 ± 0.87; 0.54 ± 0.59 en clase baja).

En ambas muestras, los tiros de tres puntos fueron menos frecuentes, pero siguieron la misma tendencia: mayor volumen y eficacia en los jugadores de mayor clase funcional. En los hombres, los triples intentados (3PI/Pr = 0.81 ± 1.19) y convertidos (3PC/Pr = 0.25 ± 0.40) fueron sensiblemente superiores a los de las mujeres (3PI/Pr = 0.43 ± 1.12; 3PC/Pr = 0.16 ± 0.46).

Diferencias entre hombres y mujeres

Se realizó una comparación de los indicadores de rendimiento entre jugadores hombres (N = 334) y mujeres (N = 31) en el BSR (Tabla 2). Los resultados mostraron diferencias estadísticamente significativas en la mayoría de las variables analizadas, con los hombres presentando valores superiores en casi todos los indicadores clave de juego.

Tabla 2. Diferencias entre hombres y mujeres

	Masculino (N=334)		Femenino (N=31)		p	d	Int. de conf al 95%	
	Media	DE	Media	DE			Inferior	Superior
VAL	92,43	± 128,01	47,03	± 114,88	*	0.373	-0.012	0.726
Min/Pr	21,99	± 10,82	19,82	± 11,53		0.194	-0.169	0.568
PTS/Pr	6,07	± 5,80	3,38	± 5,30	*	0.485	0.097	0.837
As/Pr	1,56	± 1,76	0,94	± 1,47	*	0.386	-0.009	0.728
RT/Pr	3,31	± 3,02	1,68	± 1,82	***	0.653	0.183	0.923
TI/Pr	6,06	± 5,40	3,56	± 4,89	*	0.484	0.095	0.834
TC/Pr	2,71	± 2,54	1,56	± 2,38	*	0.466	0.084	0.823
TLI/Pr	1,21	± 1,31	0,55	± 0,84	***	0.600	0.147	0.887
TLC/Pr	0,55	± 0,71	0,22	± 0,44	***	0.559	0.107	0.847
2PI/Pr	5,60	± 4,90	3,41	± 4,52	*	0.465	0.080	0.819
2PC/Pr	2,59	± 2,42	1,51	± 2,24	*	0.465	0.081	0.820
3PI/Pr	0,46	± 0,90	0,17	± 0,59	*	0.377	-0.043	0.695
3PC/Pr	0,12	± 0,27	0,05	± 0,23		0.278	-0.106	0.630

VAL: Valoración media del jugador; Min/Pr: Minutos jugados por partido; PTS/Pr: Puntos por partido; As/Pr: Asistencias por partido; RT/Pr: Rebotes totales por partido; TI/Pr: Tiros intentados por partido; TC/Pr: Tiros convertidos por partido;

TLI/Pr: Tiros libres intentados por partido; TLC/Pr: Tiros libres convertidos por partido; 2PI/Pr: Tiros de dos puntos intentados por partido; 2PC/Pr: Tiros de dos puntos convertidos por partido; 3PI/Pr: Tiros de tres puntos intentados por partido; 3PC/Pr: Tiros de tres puntos convertidos por partido; DE: Desviación estándar; d: d de Cohen; Int de conf: Intervalo de confianza; *P<0,05; **p<0,01; ***p<0,001.

Los hombres (N = 334) obtuvieron puntuaciones significativamente superiores en la valoración total (VAL) (M = 92.43 ± 128.01) en comparación con las mujeres (N = 31) (M = 47.03 ± 114.88; p < .05). Este patrón se repitió en la mayoría de las variables de rendimiento ofensivo, incluyendo puntos por partido (PTS/Pr) (hombres: M = 6.08 ± 5.80; mujeres: M = 3.38 ± 5.30; p = .07), asistencias por partido (As/Pr) (M = 1.56 ± 1.76 vs. 0.94 ± 1.47; p < .05), tiros intentados (TI/Pr) (M = 6.06 ± 5.40 vs. 3.56 ± 4.89; p < .05) y tiros convertidos (TC/Pr) (M = 2.71 ± 2.54 vs. 1.56 ± 2.38; p < .05).

Asimismo, los hombres presentaron un número mayor de rebotes totales (RT/Pr) (M = 3.31 ± 3.02 vs. 1.68 ± 1.82; p < .001), tiros libres intentados (TLI/Pr) (M = 1.21 ± 1.31 vs. 0.55 ± 0.85; p < .001) y convertidos (TLC/Pr) (M = 0.55 ± 0.71 vs. 0.22 ± 0.44; p < .001). Las diferencias también fueron significativas en la eficiencia de lanzamiento general (TI/Pr) (M = 6.59 ± 5.88 vs. 3.81 ± 5.22; p < .01) y en los tiros de dos puntos intentados (2PI/Pr) (M = 5.60 ± 4.90 vs. 3.41 ± 4.52; p < .05) y convertidos (2PC/Pr) (M = 2.59 ± 2.42 vs. 1.51 ± 2.24; p < .05).

En lo que respecta a las acciones de tiro exterior, los hombres realizaron más triples intentados (3PI/Pr) (M = 0.46 ± 0.90 vs. 0.17 ± 0.59; p < .05), aunque la diferencia en triples convertidos (3PC/Pr) no alcanzó significación estadística (p > .05).

Por el contrario, no se observaron diferencias significativas en el tiempo de juego promedio (Min/Pr) (hombres: M = 22.00 ± 10.82; mujeres: M = 19.83 ± 11.53; p > .05), lo cual sugiere que, aunque el tiempo en pista fue similar, los hombres mostraron una productividad estadística mayor en la mayoría de las dimensiones evaluadas.

Diferencias entre jugadores bonificados y no bonificados

Se realizó una comparación de los indicadores de rendimiento entre jugadores bonificados (N = 64) y no bonificados (N = 247) en el BSR (Tabla 3). Los resultados mostraron diferencias estadísticamente significativas en la mayoría de las variables analizadas, con los jugadores no bonificados registrando valores superiores en prácticamente todos los indicadores de rendimiento, tanto ofensivos como defensivos.

Tabla 1. Comparativa entre no bonificados y bonificados

	No Bonificados (N=247)		Bonificados (N=64)		p	d	Int. de conf al 95%	
	Media	DE	Media	DE			Inferior	Superior
VAL	107,39	± 137,43	53,12	± 106,26	***	0.442	0.135	0.689
Min/Pr	22,97	± 10,25	19,11	± 11,90	*	0.348	0.087	0.640
PTS/Pr	6,57	± 5,94	4,16	± 5,16	**	0.434	0.139	0.694
As/Pr	1,71	± 1,85	1,02	± 1,34	***	0.427	0.115	0.668
RT/Pr	3,57	± 3,12	2,13	± 2,16	***	0.537	0.210	0.766

	No Bonificados (N=247)		Bonificados (N=64)		p	d	Int. de conf al 95%	
	Media	DE	Media	DE			Inferior	Superior
TI/Pr	6,49	± 5,49	4,49	± 5,08	**	0.383	0.097	0.650
TC/Pr	2,92	± 2,58	1,91	± 2,30	**	0.413	0.122	0.676
TLI/Pr	1,29	± 1,33	0,81	± 1,10	**	0.392	0.095	0.648
TLC/Pr	0,61	± 0,74	0,30	± 0,52	***	0.473	0.155	0.709
2PI/Pr	5,95	± 4,92	4,27	± 4,68	*	0.349	0.067	0.620
2PC/Pr	2,78	± 2,45	1,86	± 2,21	**	0.393	0.105	0.658
3PI/Pr	0,54	± 1,01	0,23	± 0,57	**	0.381	0.057	0.610
3PC/Pr	0,14	± 0,31	0,05	± 0,17	**	0.384	0.060	0.613

VAL: Valoración media del jugador; Min/Pr: Minutos jugados por partido; PTS/Pr: Puntos por partido; As/Pr: Asistencias por partido; RT/Pr: Rebotes totales por partido; TI/Pr: Tiros intentados por partido; TC/Pr: Tiros convertidos por partido; TLI/Pr: Tiros libres intentados por partido; TLC/Pr: Tiros libres convertidos por partido; 2PI/Pr: Tiros de dos puntos intentados por partido; 2PC/Pr: Tiros de dos puntos convertidos por partido; 3PI/Pr: Tiros de tres puntos intentados por partido; 3PC/Pr: Tiros de tres puntos convertidos por partido; DE: Desviación estándar; d: d de Cohen; Int de conf: Intervalo de confianza; *P<0,05; **p<0,01; ***p<0,001.

Los jugadores no bonificados presentaron una valoración media (VAL) significativamente más alta que los bonificados ($M = 107,39 \pm 137,43$ vs. $53,13 \pm 106,26$; $p < .001$), así como mayor promedio de puntos por partido (PTS/Pr) ($M = 6,57 \pm 5,94$ vs. $4,16 \pm 5,16$; $p < .01$) y minutos jugados (Min/Pr) ($p < .05$). También superaron significativamente a los bonificados en asistencias (As/Pr) ($p < .001$), rebotes totales (RT/Pr) ($p < .001$), tiros intentados y convertidos (TI/Pr, TC/Pr) ($p < .01$), y en tiros de tres puntos intentados y convertidos (3PI/Pr, 3PC/Pr) ($p < .01$). De igual forma, lograron más tiros libres convertidos (TLC/Pr) ($p < .001$) y mejores resultados en tiros de dos puntos intentados 2PI/Pr ($p < .05$) y convertidos 2PC/Pr ($p < .01$).

Modelo de regresión lineal múltiple para predecir la valoración (VAL)

Se desarrolló un modelo de regresión lineal múltiple con el objetivo de identificar los principales predictores de la valoración media por partido (VAL), considerada como un índice integrado del rendimiento individual (Tabla 4). El modelo incluyó variables técnico-tácticas, funcionales y contextuales, mostrando un ajuste excelente ($R^2 = 0.909$; $p < .001$). Los resultados permitieron determinar

qué factores contribuyen de manera significativa al rendimiento global de los jugadores de BSR.

Tabla 2. Regresión lineal múltiple para la predicción de la valoración

Predictores	B	EE	t	p
(Constante)	21,01	7,18	2,93	**
TI/Pr	-82,05	75,07	-1,09	
TC/Pr	-33,43	102,60	-0,33	
FRE/Pr	9,66	5,81	1,66	
FO/Pr	-18,00	3,98	-4,53	***
TLI/Pr	-26,35	22,32	-1,18	
TLC/Pr	12,43	35,99	0,35	
MIN/Pr	-2,44	0,45	-5,38	***
PTS/Pr	52,12	34,95	1,49	
RT/Pr	13,86	1,52	9,12	***
3PI/Pr	75,32	71,22	1,06	
3PC/Pr	-42,40	92,82	-0,46	
2PI/Pr	60,12	70,29	0,86	
2PC/Pr	-12,13	82,55	-0,15	
SEXO (2-1)	-2,80	8,54	-0,33	
LIGA (2-1)	-10,10	6,35	-1,59	
LIGA (3-1)	-16,85	7,09	-2,38	*
GRUPO CLASE (2-1)	6,01	10,50	0,57	
BONIFICADO (2-1)	3,12	10,33	0,30	
I (titularidades)	7,57	0,63	11,96	***

TI/Pr: Tiros intentados por partido; TC/Pr: Tiros convertidos por partido; FRE/Pr: Faltas recibidas por partido; FO/Pr: Faltas ofensivas por partido; TLI/Pr: Tiros libres intentados por partido; TLC/Pr: Tiros libres convertidos por partido; MIN/Pr: Minutos jugados por partido; PTS/Pr: Puntos por partido; RT/Pr: Rebotes totales por partido; 3PI/Pr: Tiros de tres puntos intentados por partido; 3PC/Pr: Tiros de tres puntos convertidos por partido; 2PI/Pr: Tiros de dos puntos intentados por partido; 2PC/Pr: Tiros de dos puntos convertidos por partido; SEXO (2-1): Diferencia entre sexo femenino (2) y masculino (1); LIGA (2-1): Diferencia entre la liga 2 y la liga 1; LIGA (3-1): Diferencia entre la liga 3 y la liga 1; GRUPO CLASE (2-1): Diferencia entre grupos de clase funcional alta (2) y baja (1); BONIFICADO (2-1): Diferencia entre jugadores bonificados (2) y no bonificados (1); I (titularidades): Número de partidos iniciados como titular; B: Coeficiente no estandarizado; EE: Error estandar; t: estadístico t; *P<0,05; **p<0,01; ***p<0,001.

El número de titularidades (I) emergió como el predictor más robusto y significativo (B = 7.57; t = 11.96; p < 0.001). Esto indica que, por cada partido iniciado como titular, la valoración media del jugador aumenta en 7.57 puntos. Este hallazgo sugiere que el rol estructural dentro del equipo (titular vs. suplente) determina de manera decisiva la exposición a acciones técnico-tácticas de alto impacto y la acumulación de méritos estadísticos.

Los rebotes totales por partido (RT/Pr) también se asociaron positivamente con el rendimiento ($B = 13.86$; $t = 9.12$; $p < 0.001$), subrayando su relevancia como indicador de dominio físico, capacidad de anticipación y contribución defensiva. Por el contrario, las faltas ofensivas (FO/Pr) mostraron una relación negativa significativa con la valoración ($B = -18.00$; $t = -4.53$; $p < 0.001$), reflejando su impacto penalizador sobre la eficiencia general del jugador al generar pérdidas de posesión o interrupciones del flujo ofensivo.

Un resultado particularmente interesante fue la relación negativa entre los minutos jugados por partido (MIN/Pr) y la valoración ($B = -2.44$; $t = -5.38$; $p < 0.001$). Este efecto sugiere que un mayor tiempo de exposición no siempre se traduce en un mejor rendimiento estadístico, posiblemente debido a la fatiga acumulada o a la participación en contextos de juego menos productivos. Este fenómeno coincide con observaciones recientes que vinculan la carga competitiva sostenida con una disminución de la eficiencia técnica en los tramos finales de los partidos.

Predictores no significativos

Otras variables clásicamente asociadas al rendimiento, como los puntos por partido (PTS/Pr), asistencias (As/Pr) y eficiencia en el tiro (TC/Pr, TLC/Pr, 2PC/Pr, 3PC/Pr), no alcanzaron significación estadística dentro del modelo multivariable ($p > 0.05$). Esto sugiere que, cuando se controlan de forma simultánea los efectos de participación, volumen de juego y eficiencia defensiva, el rendimiento global no depende únicamente de la producción ofensiva, sino de un conjunto más complejo de indicadores tácticos y funcionales.

De forma similar, no se encontraron efectos significativos para las variables sexo ($p = 0.743$), clase funcional agrupada ($p = 0.568$) ni bonificación ($p = 0.763$). Estos resultados apuntan a que las diferencias observadas en los análisis descriptivos entre hombres y mujeres o entre jugadores bonificados y no bonificados no se mantienen cuando se controla por factores estructurales y de carga de juego, lo que refuerza la interpretación de que la eficiencia depende fundamentalmente del rol y la participación en el sistema táctico, más que de condiciones estructurales.

Efectos del contexto competitivo

Respecto al nivel competitivo, el modelo reveló diferencias significativas entre ligas: los jugadores pertenecientes a la Liga 3 presentaron valores de valoración media inferiores a los de la Liga 1 ($B = -16.85$; $t = -2.38$; $p = 0.018$), mientras que las diferencias con la Liga 2 no fueron significativas ($p = 0.113$).

DISCUSIÓN

El presente estudio aporta nueva evidencia empírica sobre los determinantes multifactoriales del rendimiento en el BSR, mostrando que la eficiencia individual emerge de la interacción entre la capacidad funcional, el rol táctico, el contexto competitivo y las demandas físicas del juego. Estos hallazgos refuerzan la visión actual de que el rendimiento en este deporte no depende

exclusivamente de la capacidad motriz o del nivel de clasificación, sino de un entramado dinámico de factores biomecánicos, tácticos y organizativos (4,26,27).

Determinantes del rendimiento individual

El modelo de regresión lineal múltiple explicó más del 90% de la varianza del índice de desempeño (VAL) ($R^2 = 0.909$; $p < 0.001$), mostrando un ajuste excepcional y una fuerte capacidad predictiva. Entre todas las variables, el número de titularidades (I) fue el predictor más robusto y significativo, lo que indica que el rol estructural dentro del equipo determina de manera decisiva la exposición a acciones técnicas y tácticas de alto impacto. Este resultado coincide con lo señalado por Cavedon et al. (19) y Gómez et al. (28), quienes observaron que las alineaciones más estables y funcionalmente equilibradas favorecen la consistencia y la eficiencia colectiva.

Los rebotes totales por partido (RT/Pr) también se consolidaron como un determinante clave del rendimiento, reflejando no sólo la capacidad física y la potencia de propulsión, sino también la lectura táctica y la anticipación espacial del jugador (18). En contraste, las faltas ofensivas mostraron un efecto negativo sobre el VAL, lo que sugiere que comportamientos de riesgo o deficiencias en la toma de decisiones tienden a penalizar el rendimiento general del jugador.

Un hallazgo especialmente interesante fue la relación negativa entre los minutos jugados por partido (MIN/Pr) y la valoración media. Este resultado no debe interpretarse de forma directa como que un mayor tiempo de juego reduzca el rendimiento, sino como un efecto condicionado por el resto de las variables incluidas en el modelo. Es decir, una vez controlados indicadores de producción directa como puntos, rebotes, tiros o titularidades, un mayor volumen de minutos se asocia con una menor eficiencia relativa. Este patrón puede explicarse, por un lado, por procesos de fatiga acumulada derivados de una mayor exposición competitiva, que afectan la precisión técnica y el control de la propulsión durante los tramos finales del partido. Este resultado puede explicarse por fenómenos de fatiga acumulada o por la participación prolongada en contextos de baja eficiencia ofensiva. Estudios previos han documentado que la fatiga neuromuscular y cardiovascular afecta el control de la propulsión y la precisión en los gestos técnicos (29,30). Por otro lado, es posible que algunos jugadores con mayor tiempo en pista asuman funciones tácticas de organización, equilibrio defensivo o control del ritmo de juego que, aunque fundamentales para el funcionamiento colectivo, no siempre se traducen en incrementos directos en los indicadores estadísticos tradicionales incluidos en la valoración. En consecuencia, el tiempo de exposición no parece constituir un indicador directo de productividad, sino que podría estar vinculado al rendimiento a través de factores como la gestión de la carga física y la eficiencia técnica.

Una cuestión relevante es la discrepancia observada entre los análisis bivariados y los resultados del modelo multivariable. Mientras que variables como el sexo o la condición de bonificación mostraron diferencias significativas en los análisis descriptivos, estas no mantuvieron su significación en el modelo de regresión. Este hecho sugiere que su influencia podría estar mediada por

otras variables incluidas en el modelo, como el tiempo de juego, el rol en el equipo o los indicadores técnico-tácticos. En este sentido, los análisis multivariantes permiten identificar efectos independientes, evidenciando que algunas diferencias observadas en los análisis simples pueden deberse a factores de confusión o a relaciones indirectas entre variables.

En conjunto, estos resultados sugieren la utilidad de indicadores compuestos como el VAL para evaluar la eficacia individual en contextos ecológicamente válidos, superando las limitaciones de métricas aisladas (puntos o asistencias) que no capturan la interacción entre volumen de participación, efectividad (31) y eficiencia funcional (19).

Clasificación funcional, sexo y sistema de bonificaciones

Aunque el modelo estadístico no mostró efectos directos del sexo, la clase funcional ni la bonificación sobre la valoración, los análisis descriptivos sí evidenciaron diferencias consistentes en el rendimiento bruto. Los jugadores bonificados, por condición de novedad o género, mostraron valores inferiores en prácticamente todas las métricas de rendimiento ofensivo y defensivo, a pesar de disponer de incentivos estructurales en la normativa. Este patrón reproduce lo observado en investigaciones previas, que han cuestionado la efectividad competitiva del sistema de bonificación como herramienta de inclusión real incluso planteando la participación de personas sin discapacidad (32).

Desde una perspectiva socio deportiva, estas diferencias podrían reflejar dinámicas de participación y reconocimiento dentro de equipos mixtos, donde persisten jerarquías implícitas de género y funcionalidad (16,26). Por tanto, la menor contribución estadística de los jugadores bonificados podría deberse tanto a limitaciones físicas objetivas como a una menor asignación de roles tácticos de responsabilidad o a la gestión diferencial del tiempo de juego.

Asimismo, aunque la literatura ha documentado correlaciones entre la clasificación funcional y los indicadores de rendimiento, los resultados del presente estudio sugieren que, cuando se consideran simultáneamente variables tácticas y estructurales, estas diferencias se atenúan o desaparecen. Ello indica que la capacidad funcional no determina de manera directa el rendimiento estadístico, sino que su efecto está mediado por la exposición al juego y la integración táctica. Esta interpretación refuerza la necesidad de diseñar programas de entrenamiento que potencien la participación de los jugadores de clase baja o bonificados, favoreciendo su impacto real en el juego más allá de la inclusión normativa (33).

Nivel competitivo y diferencias contextuales

Las diferencias significativas encontradas entre ligas sugieren que el nivel competitivo podría estar asociado con variaciones en los patrones de rendimiento. Los jugadores de ligas de menor nivel mostraron valores más bajos de valoración media (9), lo que podría estar relacionado con diferencias en la estructura táctica, la intensidad del juego y la especialización funcional (2). Estos resultados podrían tener implicaciones para la adaptación de los modelos de

preparación física y técnico-táctica a las demandas específicas de cada contexto competitivo.

Implicaciones metodológicas y de clasificación

Los resultados obtenidos ofrecen implicaciones relevantes para el debate actual entre la Federación Internacional de BSR (34) y el Comité Paralímpico Internacional (IPC) sobre los criterios de clasificación funcional frente a los modelos basados en la discapacidad (35). La evidencia empírica sugiere que la variabilidad en el rendimiento no deriva exclusivamente de la clasificación, sino de la carga táctica y del rol de juego asignado. Por tanto, la integración de métricas objetivas de rendimiento como las estadísticas de juego o índices integrados tipo VAL, puede contribuir a la evolución hacia sistemas de clasificación más equitativos y representativos del impacto funcional real (36).

Finalmente, la tendencia identificada por Lee y Kim (18), que muestra un incremento progresivo del tiempo de juego para jugadores de clase alta durante la última década, sugiere un proceso de profesionalización y optimización funcional del BSR. En este escenario, las políticas de inclusión o bonificación podrían analizarse no solo en términos de participación, sino también en relación con su integración en estructuras tácticas cada vez más sofisticadas.

En conjunto, los resultados sugieren que el rendimiento en el baloncesto en silla de ruedas se asocia principalmente con variables relacionadas con la participación y el rol en el juego, más que con factores estructurales considerados de forma aislada. En el modelo multivariable, la titularidad, los rebotes y las faltas ofensivas mostraron asociaciones significativas con la valoración, mientras que el sexo y la bonificación no presentaron efectos independientes. Estos hallazgos deben interpretarse en términos de asociación, dada la naturaleza transversal del estudio, y sugieren que la influencia de factores estructurales podría estar mediada por variables técnico-tácticas y contextuales.

LIMITACIONES Y CAMINOS FUTUROS

Este estudio presenta algunas limitaciones que deben considerarse al interpretar los resultados. En primer lugar, los datos proceden de una única temporada y de ligas nacionales de España, por lo que las conclusiones pueden no generalizarse directamente a contextos de otras naciones. En segundo lugar, aunque la valoración (VAL) constituye un indicador integrado de rendimiento, no capta componentes tácticos cualitativos, como la toma de decisiones, las interacciones colectivas o el impacto defensivo no cuantificado. De cara a investigaciones futuras, sería pertinente ampliar el análisis a ligas de otros países para comprobar si los patrones observados se mantienen en distintos contextos competitivos y normativos; incorporar datos longitudinales de varias temporadas con el fin de evaluar la estabilidad y evolución de los predictores de rendimiento a lo largo del tiempo; y realizar estudios cualitativos con entrenadores que permitan comprender los criterios y estrategias empleados en la toma de decisiones sobre la composición del equipo, especialmente en relación con el uso táctico de la bonificación y la asignación de roles funcionales.

REFERENCIAS

1. Ferreira da Silva CMA, de Sá KSG, Bauermann A, Borges M, de Castro Amorim M, Rossato M, et al. Wheelchair skill tests in wheelchair Basketball: A systematic review. Oliveira RFS, editor. PLoS One [Internet]. 2022 Dec 1;17(12):e0276946. Available from: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0276946>
2. Yüksel MF, Sevindi T. Examination of Performance Levels of Wheelchair Basketball Players Playing in Different Leagues. sports [Internet]. 2018;6(18):1–8. Available from: <https://www.mdpi.com/2075-4663/6/1/18>
3. Gil-Agudo A, Del Ama-Espinosa A, Crespo-Ruiz B. Wheelchair Basketball Quantification. Phys Med Rehabil Clin N Am. 2010 Feb 1;21(1):141–56. doi: [10.1016/j.pmr.2009.07.002](https://doi.org/10.1016/j.pmr.2009.07.002)
4. Fari G, Quarta F, Longo SC, Masiero L, Ricci V, Coraci D, et al. How does classification score affect falls in wheelchair basketball? A video-based cross-sectional study on the Italian national team during the European Para Championships 2023. Physical Therapy in Sport. 2024 May 1;67:77–82. <https://doi.org/10.1016/j.pts.2024.03.006>
5. Española de Deportes de Discapacidad F. BASES DE COMPETICIÓN LIGA BSR TEMPORADA 2024-2025.
6. Olasagasti-Ibargoiien J, Bidaurrezaga-Letona I, Gil SM. Cardiac responses and load during training and competition in wheelchair-basketball players. European Journal of Human Movement. 2024;53:59–74. <https://doi.org/10.21134/eurjhm.2024.53.4>
7. Hernández-Beltrán V, Castelli Correia de Campos LF, Espada MC, Gamonales JM. Sports Performance Analysis of Wheelchair Basketball Players Considering Functional Classification. Applied Sciences (Switzerland). 2024 Jun 1;14(12). <https://doi.org/10.3390/app14125111>
8. Yanci J, Granados C, Otero M, Badiola A, Olasagasti J, Bidaurrezaga-Letona I, et al. Sprint, agility, strength and endurance capacity in wheelchair basketball players. Biol Sport. 2015;32(1):71–8. doi: [10.5604/20831862.1127285](https://doi.org/10.5604/20831862.1127285)
9. Granados C, Yanci J, Badiola A, Iturricastillo A, Otero M, Olasagasti J, et al. Anthropometry and Performance in Wheelchair Basketball. Journal of strength and conditioning research / National Strength & Conditioning Association. 2015;29(7):1812–20. DOI: [10.1519/JSC.0000000000000817](https://doi.org/10.1519/JSC.0000000000000817)
10. Arroyo R, Alsasua R, Arana J, Lapresa D, Teresa Anguera M. A Log-Linear Analysis of Efficiency in Wheelchair Basketball According to Player Classification. J Hum Kinet. 2022;81(1):221–31. doi: [10.2478/hukin-2022-0022](https://doi.org/10.2478/hukin-2022-0022)
11. Vanlandewijck YC, Evaggelinou C, Daly DJ, Verellen J, Van Houtte S, Aspeslagh V, et al. The relationship between functional potential and field performance in elite female wheelchair basketball players. J Sports Sci. 2004 Jul;22(7):668–75. DOI: [10.1080/02640410310001655750](https://doi.org/10.1080/02640410310001655750)
12. Gómez MA, Molik B, Morgulec-Adamowicz N, Szyman RJ. Performance analysis of elite women's wheelchair basketball players according to team-strength, playing-time and players' classification. Vol. 15, International Journal of Performance Analysis in Sport. 2015. <https://doi.org/10.1080/24748668.2015.11868792>

13. Cavedon V, Zancanaro C, Milanese C. Physique and performance of young wheelchair basketball players in relation with classification. PLoS One. 2015;10(11):1–20. DOI: [10.1371/journal.pone.0143621](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0143621)
14. Yasuda T, Tachibana K, Mutsuzaki H. Relationship between screen-play scenarios' effectiveness and player classification in elite wheelchair basketball based on match results of Tokyo 2020 Paralympic Games. Front Sports Act Living. 2024;6. <https://doi.org/10.3389/fspor.2024.1418130>
15. Skučas K, Stonkus S, Molik B, Skučas V. Evaluation of wheelchair basketball skill performance of wheelchair basketball players in different game positions. Vol. 4. 2009. <https://doi.org/10.33607/bjshs.v4i75.412>
16. Greve S, Süßenbach J. 'Save the queen': female national wheelchair basketball players in gender-segregated and gender-mixed competitive sport. German Journal of Exercise and Sport Research. 2022 Dec 1;52(4):666–72. <https://doi.org/10.1007/s12662-021-00791-x>
17. Francis J, Owen A, Peters DM. Making every "point" count: Identifying the key determinants of team success in elite men's wheelchair basketball. Front Psychol. 2019;10(JUL):1–14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01431>
18. Lee S, Kim MC. Performance analysis using the classification composition and match records in wheelchair basketball matches. Front Sports Act Living. 2025;7. <https://doi.org/10.3389/fspor.2025.1542023>
19. Cavedon V, Zuccolotto P, Sandri M, Manisera M, Bernardi M, Peluso I, et al. Optimizing wheelchair basketball lineups: A statistical approach to coaching strategies. PLoS One. 2024 May 1;19(5 May). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0302596>
20. www.feddf.es [Internet]. FEDDF.
21. McKay AKA, Stellingwerff T, Smith ES, Martin DT, Mujika I, Goosey-Tolfrey VL, et al. Defining Training and Performance Caliber: A Participant Classification Framework. Int J Sports Physiol Perform [Internet]. 2022 Feb 1;17(2):317–31. Available from: <https://journals.humankinetics.com/view/journals/ijsp/17/2/article-p317.xml>
22. Şahin M, Aybek E. Jamovi: An Easy to Use Statistical Software for the Social Scientists. International Journal of Assessment Tools in Education. 2020 Jan 5;6(4):670–92. <https://dx.doi.org/10.21449/ijate.661803>
23. West RM. Best practice in statistics: Use the Welch t-test when testing the difference between two groups. Ann Clin Biochem. 2021 Jul 1;58(4):267–9. <https://doi.org/10.1177/0004563221992088>.
24. Maulud D, Abdulazeez AM. A Review on Linear Regression Comprehensive in Machine Learning. Journal of Applied Science and Technology Trends. 2020 Dec 31;1(2):140–7. doi: [10.38094/jastt1457](https://doi.org/10.38094/jastt1457).
25. Kim JH. Multicollinearity and misleading statistical results. Korean J Anesthesiol. 2019 Dec 1;72(6):558–69. <https://doi.org/10.4097/kja.19087>
26. Wickman K. The governance of sport, gender and (dis)ability. International Journal of Sport Policy. 2011 Nov;3(3):385–99. <https://doi.org/10.1080/19406940.2011.596159>
27. Hernández-Beltrán V, Ibáñez SJ, Espada MC, Gamonales JM. Analysis of the External and Internal Load in Wheelchair Basketball Considering the Game Situation. Applied Sciences (Switzerland). 2024 Jan 1;14(1). <https://doi.org/10.3390/app14010269>

28. Gómez MÁ, Pérez J, Molik B, Szyman RJ, Sampaio J. Performance analysis of elite men's and women's wheelchair basketball teams. *J Sports Sci.* 2014;32(11):1066–75. DOI: [10.1080/02640414.2013.879334](https://doi.org/10.1080/02640414.2013.879334)
29. Romarate A, Yanci J, Iturricastillo A. Evolution of the internal load and physical condition of wheelchair basketball players during the competitive season. *Front Physiol.* 2023;14:1106584. <https://doi.org/10.3389/fphys.2023.1106584>
30. Ascondo J, Iturricastillo A, Granados C, Fernandez-Lasa U, Romaratezabala E, Yanci J. Neuromuscular Fatigue after Small-Sided Games in Wheelchair Basketball Players with and without Spinal Cord Injury. *Res Q Exerc Sport* [Internet]. 2024 Apr 2;95(2):519–28. Available from: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/02701367.2023.2265453>
31. Cavedon V, Zecchini M, Sandri M, Zuccolotto P, Biasiolo C, Zancanaro C, et al. Evaluating field-goal shooting effectiveness in wheelchair basketball players across a competitive season: a preliminary study. *PeerJ.* 2023;11:e15785. <https://doi.org/10.7717/peerj.15785>
32. Ramsden R, Hayman R, Potrac P, Hettinga FJ. Sport Participation for People with Disabilities: Exploring the Potential of Reverse Integration and Inclusion through Wheelchair Basketball. *Int J Environ Res Public Health.* 2023 Feb 1;20(3). <https://doi.org/10.3390/ijerph20032491>
33. Bates L, Kearns R, Witten K, Carroll P. 'A level playing field': Young people's experiences of wheelchair basketball as an enabling place. *Health Place.* 2019 Nov 1;60. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2019.102192>
34. IWBF. 2021 IWBF Player Classification Rules [Internet]. Switzerland; 2022. p. 1–106. Available from: <http://www.iwbf.org>
35. Fliess Douer O, Koseff D, Tweedy S, Molik B, Vanlandewijck Y. Challenges and opportunities in wheelchair basketball classification– A Delphi study. *J Sports Sci* [Internet]. 2021 Aug 13;39(sup1):7–18. Available from: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/02640414.2021.1883310>
36. Shimoyama Y, Kasai S, Wagatsuma H, Ibusuki T, Tsukada T, Tachibana K. Objective Evaluation of Out-of-Competition Volume of Action in Wheelchair Basketball Classification. *Sports.* 2025 Feb 1;13(2). <https://doi.org/10.3390/sports13020048>