

Volumen 11 número 3; 2026

Ciencia y Deporte



Artículo original

Robustez probabilística del saque flotante con salto femenino: simulación Monte Carlo con criterio reglamentario de red y propagación de incertidumbre

[Probabilistic robustness of the women's jump float serve: Monte Carlo simulation with a rule-based net criterion and uncertainty propagation]

[Robustez probabilística do saque flutuante com salto no voleibol feminino: simulação de Monte Carlo com critério regulamentar de rede e propagação de incerteza]

Alberto David Quesada Paz^{1*} 

¹Universidad Tecnológica del Perú, Facultad Administración y Negocios, Lima, Perú.

*Autor para la correspondencia: c25960@utp.edu.pe

Recibido: 30/09/2026.

Aceptado: 30/10/2026.

RESUMEN

Introducción: el saque flotante con salto predomina en el voleibol femenino de élite y su resultado depende de la variabilidad de ejecución y de fuerzas aerodinámicas fluctuantes.

Objetivo: estimar, mediante un modelo, qué combinaciones de velocidad y ángulo de salida aumentan la probabilidad de saque reglamentariamente válido sin abandonar el repertorio observado en jugadoras de élite.

Materiales y métodos: estudio computacional con un modelo tridimensional de vuelo (gravedad, arrastre dependiente de la velocidad del balón V200W y perturbaciones de Ornstein-Uhlenbeck), alimentado con los datos por jugadora de seis voleibolistas indoor (92 saques). El balón se consideró válido si cruzaba el espacio de paso, con o sin contacto con la red (Regla FIVB 10.2), y su primer contacto con el suelo ocurría dentro del campo; el contacto con la banda superior se simuló como un impacto. Se usaron 50 000 trayectorias por configuración con números aleatorios comunes, una malla ampliada de 14–20 m/s y 6–20°, un dominio empírico de ± 2 SD por jugadora, un bootstrap jerárquico por jugadora, 21 escenarios epistémicos y un cribado de Morris de 13 factores. El código y los datos son abiertos.

Resultados: en la línea base (17,79 m/s; 9,87°), la probabilidad estimada por el modelo de saque válido fue 62,55 % (IC Monte Carlo 95 %: 62,12–62,97 %), compatible con la tasa observada en la fuente (63,9 %). Sin restricción empírica, el máximo se desplazó al borde de la malla. Dentro del dominio empírico, la candidata 16,2 m/s y 14,5° alcanzó 87,25 % (86,95–87,54 %), con 67,76 % de aterrizajes profundos. La incertidumbre paramétrica de la fuente amplió el intervalo a 83,1–91,4 %. La mejora frente a la línea base fue positiva en los 21 escenarios (17,6–26,8 puntos porcentuales), aunque su nivel absoluto varió entre 57,4 y 93,3 %.

Conclusiones: una velocidad algo menor y un ángulo mayor que la media observada aumentan la probabilidad simulada de saque válido. La configuración propuesta depende del dominio admitido y no está validada en campo; debe tratarse como hipótesis para un protocolo prospectivo individualizado.

Palabras clave: voleibol; ataque flotante; biomecánica; aerodinámica; simulación Monte Carlo; análisis de incertidumbre.

ABSTRACT

Introduction: the jump float serve dominates elite women's volleyball, and its outcome depends on execution variability and fluctuating aerodynamic forces.

Objective: to estimate, through modelling, which release speed-angle combinations increase the probability of a rule-compliant serve without leaving the repertoire observed in elite players.

Materials and methods: a computational study using a three-dimensional flight model (gravity, speed-dependent drag of the V200W ball and Ornstein-Uhlenbeck perturbations), informed by player-level data from six indoor players (92 serves). A serve was valid when it crossed the crossing space, with or without net contact (FIVB Rule 10.2), and first touched the floor inside the court; contact with the net top band was simulated as an impact. We used 50,000 trajectories per configuration with common random numbers, an extended 14–20 m/s $\times$ 6–20° grid, an empirical ± 2 SD per-player domain, a hierarchical per-player bootstrap, 21 epistemic scenarios and Morris screening of 13 factors. Code and data are openly available.

Results: at baseline (17.79 m/s; 9.87°) the model-estimated valid-serve probability was 62.55% (95% Monte Carlo CI: 62.12–62.97%), consistent with the source's observed rate (63.9%). Without an empirical constraint the maximum moved to the grid edge. Within the empirical domain, the candidate 16.2 m/s and 14.5° reached 87.25% (86.95–87.54%), with 67.76% deep landings. Parameter uncertainty of the source widened the interval to 83.1–91.4%. The gain over baseline was positive in all 21 scenarios (17.6–26.8 percentage points), although its absolute level ranged from 57.4% to 93.3%. **Conclusions:** a somewhat lower speed and a higher angle than the observed mean increase the simulated probability of a valid serve. The proposed configuration depends on the admitted domain and has not been validated in the field; it should be treated as a hypothesis for an individualized prospective protocol.

Keywords: Volleyball; Float serve; Biomechanics; Aerodynamics; Monte Carlo simulation; Uncertainty analysis.

RESUMO

Introdução: o saque flutuante com salto predomina no voleibol feminino de elite, e seu resultado depende da variabilidade na execução e de forças aerodinâmicas flutuantes.

Objetivo: estimar, por meio de um modelo, quais combinações de velocidade e ângulo de saída aumentam a probabilidade de um saque regulamentarmente válido, sem fugir do repertório observado em jogadoras de elite.

Materiais e métodos: estudo computacional utilizando um modelo tridimensional de trajetória (considerando gravidade, arrasto dependente da velocidade da bola V200W e perturbações de Ornstein-Uhlenbeck), alimentado com dados de seis jogadoras de voleibol de quadra (92 saques). Um saque foi considerado válido se a bola atravessasse o espaço de passagem – com ou sem toque na rede (Regra 10.2 da FIVB) – e tocasse o solo pela primeira vez dentro da quadra; o contato com a faixa superior da rede foi simulado como um impacto. Foram geradas 50.000 trajetórias para cada configuração, utilizando números aleatórios comuns, uma grade ampliada (velocidade: 14–20 m/s; ângulo: 6–20°), um domínio empírico de ± 2 desvios-padrão (DP) por jogadora, *bootstrap* hierárquico por jogadora, 21 cenários epistêmicos e uma análise de triagem de Morris com 13 fatores. O código e os dados estão disponíveis publicamente.

Resultados: na condição de referência (17,79 m/s; 9,87°), a probabilidade de um saque válido, estimada pelo modelo, foi de 62,55% (IC de Monte Carlo de 95%: 62,12–62,97%), valor compatível com a taxa observada na fonte (63,9%). Sem restrições empíricas, o ponto de probabilidade máxima deslocou-se para a borda da grade de análise. Dentro do domínio empírico, a configuração de 16,2 m/s e 14,5° alcançou 87,25% (86,95–87,54%), com 67,76% de aterrissagens profundas. A incerteza paramétrica da fonte ampliou o intervalo para 83,1–91,4%. A melhoria em relação à linha de base foi positiva em todos os 21 cenários (17,6–26,8 pontos percentuais), embora o valor absoluto tenha variado entre 57,4% e 93,3%.

Conclusões: uma velocidade ligeiramente menor e um ângulo maior do que a média observada aumentam a probabilidade simulada de um saque válido. A configuração proposta depende do domínio considerado e não foi validada em campo; deve ser tratada como uma hipótese para um protocolo prospectivo individualizado.

Palavras-chave: voleibol; saque flotante; biomecânica; aerodinâmica; simulação de Monte Carlo; análise de incerteza.

INTRODUCCIÓN

El saque es la única acción del voleibol iniciada sin interferencia directa del adversario y constituye, a la vez, una oportunidad de anotación y el primer mecanismo de perturbación de la recepción. Su evaluación ya no se limita a los aces: incluye el error, la calidad de recepción inducida, la zona de destino y la posibilidad de restringir el primer ataque rival. Los análisis de competiciones internacionales muestran que la importancia del saque cambia con el sexo, el contexto del set y el marcador; en voleibol femenino, Giatsis (2023) y Wang (2025) describen el peso del saque y del primer ataque en Juegos Olímpicos y Campeonatos del Mundo, mientras que los trabajos con muestras masculinas o mixtas (Drikos *et al.*, 2025; Maneiro *et al.*, 2026) sirven solo como contexto comparativo.

En el voleibol femenino, el saque flotante con salto ocupa una posición central. Pawlik *et al.* (2024) analizaron más de cincuenta mil servicios y hallaron que esta técnica representó aproximadamente el 86 % de los saques femeninos; Shen *et al.* (2026) informaron una presencia de 89,5 % en voleibol femenino de élite. La técnica combina un error contenido con una trayectoria difícil de anticipar, en coherencia con el carácter técnico del juego femenino (Pawlik y Mroczek, 2023; Fatahi *et al.*, 2022).

La dificultad del saque flotante tiene dos fuentes de incertidumbre. La primera es biomecánica: ninguna jugadora reproduce exactamente la misma velocidad, ángulo y altura de contacto. La segunda es aerodinámica: la orientación de los paneles y el régimen de flujo modifican el arrastre y las fuerzas transversales. Reiser *et al.* (2020) cuantificaron condiciones de salida y desviaciones de trayectoria en saques flotantes reales; Hong *et al.* (2020) y Tamaru *et al.* (2021) mostraron que el balón V200W presenta transiciones de arrastre y fuerzas fluctuantes que dependen de la orientación; y Laios *et al.* (2026) documentaron desviaciones de vuelo del orden de decenas de centímetros en

saques flotantes de pie. Una trayectoria calculada con valores únicos puede ser físicamente correcta y, a la vez, poco representativa de la repetibilidad real.

Los sensores, la visión artificial y el aprendizaje automático han ampliado la evaluación del saque (Casimiro-Artés *et al.*, 2024; Salim *et al.*, 2024); los estudios biomecánicos relacionan la cadena cinética con la velocidad del brazo (Liu *et al.*, 2024) y los de aprendizaje muestran que la organización de la práctica influye en la adquisición del servicio (Qu *et al.*, 2025). Sigue siendo limitada, sin embargo, la integración de biomecánica, aerodinámica e incertidumbre en una herramienta probabilística que respete el reglamento y que explicité qué parte de una recomendación procede de los datos y qué parte de supuestos del modelo.

Este trabajo no busca una trayectoria perfecta. Distingue tres niveles de evidencia: (i) probabilidades condicionadas a un modelo verificado numéricamente; (ii) su consistencia con estadísticos observados en la fuente; y (iii) la estabilidad de las comparaciones entre configuraciones frente a la incertidumbre de parámetros y de modelo. El objetivo fue estimar qué combinaciones de velocidad y ángulo medios aumentan la probabilidad de saque válido según la Regla FIVB 10.2, dentro del repertorio observado en jugadoras de élite, y cuantificar cuánto de esa conclusión depende de supuestos no observados. Se planteó que la configuración de mayor robustez no coincidiría con la media observada, pero que su ubicación exacta estaría condicionada por el dominio de ejecución admitido.

MATERIALES Y MÉTODOS

Diseño

Estudio cuantitativo, computacional, con diseño de simulación *in silico*. La unidad de análisis fue una trayectoria completa desde el instante posterior al contacto mano-balón hasta el primer contacto con el suelo. No se reclutaron participantes ni se procesaron datos personales; los parámetros biomecánicos proceden de resultados por jugadora ya publicados. El flujo se resume en la figura 1. El modelo, las semillas, los datos de entrada

y todos los resultados intermedios se depositaron en un repositorio abierto (sección 2.9) (Figura 1).

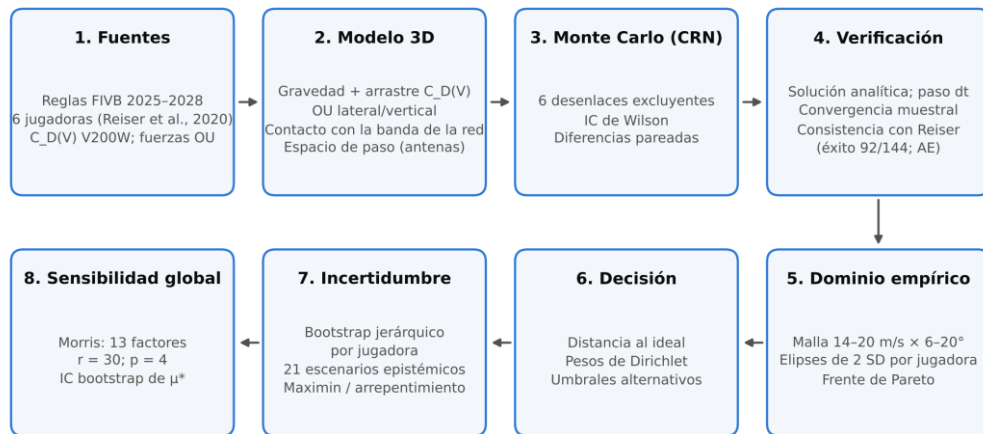


Figura 1. - Flujo metodológico. CRN: números aleatorios comunes; AE: error de anticipación; OU: Ornstein-Uhlenbeck

Geometría, reglas y clasificación de desenlaces

Se usó un sistema cartesiano con origen en la esquina derecha de la línea de fondo de la sacadora: x hacia el campo receptor. (red en $x = 9\text{ m}$; campo receptor $9 \leq x \leq 18\text{ m}$), y lateral ($0 - 9\text{ m}$) y z vertical. La red femenina se situó a 2,24 m. El ángulo θ se midió sobre la horizontal (positivo hacia arriba) y el acimut ψ respecto del eje x . Según la Regla 8.3, el balón está «dentro» cuando alguna parte toca la cancha, líneas incluidas; operativamente, el primer contacto con el suelo se detectó cuando la altura del centro igualó el radio del balón ($r = 0,105\text{ m}$) y se evaluó el punto situado bajo el centro, lo que es conservador respecto de la huella deformada. Según las Reglas 8.4.4 y 10.1.1, el balón debe cruzar el plano de la red dentro del espacio de paso limitado por las antenas, situadas sobre las líneas laterales; se exigió $r + 0,005\text{ m} \leq y \leq 9 - r - 0,005\text{ m}$ en el cruce. Según la regla 10.2, el balón puede tocar la red al cruzarla (Fédération Internationale de Volleyball [FIVB], 2025).

Cada trayectoria se asignó a una de seis categorías mutuamente excluyentes, con el total de trayectorias como denominador: (1) válido sin contacto con la red; (2) válido tras contacto con la red; (3) no supera la red (impacto con la malla o retorno al propio campo tras tocar la banda); (4) fuera del espacio de paso; (5) fuera por el fondo ($x > 18$ m); y (6) fuera lateral. $P(\text{válido}) = (1) + (2)$. Es la probabilidad reglamentaria. Se informa por separado P (despeje geométrico sin contacto), es decir, el cruce sin contacto dentro del espacio de paso con independencia del aterrizaje, y P (válido sin contacto) como cota inferior conservadora. «Profundo» es un subconjunto de «válido» (aterrizaje válido con $x \geq 15$ m); se informan $P(\text{profundo})$ y $P(\text{profundo} \mid \text{válido})$.

Datos biomecánicos

Las condiciones iniciales proceden de las seis jugadoras *indoor* de élite (todas mujeres; saque flotante con salto; balón MVA200) estudiadas por Reiser *et al.* (2020), que analizaron 92 de 144 saques; los 52 restantes fueron balones a la red o fuera. La Tabla 1 recoge, por jugadora, el número de saques analizables, la media y la SD intrajugadora de velocidad, ángulo y altura. La media representativa se ponderó por $n_i, \bar{x} = \frac{\sum n_i \bar{x}_i}{\sum n_i}$, y la variabilidad técnica se representó con la SD intrajugadora agrupada. $s_p = \left[\frac{\sum (n_i - 1) s_i^2}{\sum (n_i - 1)} \right]^{1/2}$. Así se obtuvo 17,79 m/s, 9,87° y 2,557 m, con SD agrupadas de 0,639 m/s, 2,148° y 0,028 m. La SD entre medias de jugadoras (0,78 m/s; 0,83°; 0,059 m) no se mezcló con la variación intrajugadora: se trató mediante escenarios individuales y remuestreo por jugadora (sección 2.7). Como la fuente excluyó los saques fallidos, las SD publicadas pueden subestimar la variabilidad de los intentos; este truncamiento se evaluó como escenario epistémico. La fuente no publicó correlaciones entre velocidad y ángulo; la situación nominal supuso independencia (Tabla 1).

Tabla 1. - Datos de entrada por jugadora (Reiser et al., 2020) y resultados individuales del modelo

Jugadora	n	$\bar{v} \pm$ SD (m/s)	$\bar{\theta} \pm$ SD (°)	$\bar{h}$ (m)	P(válido) en su media (%)	d a la candidata (SD)	Compromiso individual (m/s; °)	P(válido) individual (%)
7	15	17,77 $\pm 0,74$	9,54 $\pm$ 2,12	2,44	55,1	3,16	16,9; 12,5	73,9
8	22	16,79 $\pm 0,62$	10,83 $\pm 2,49$	2,56	70,5	1,75	16,1; 14,5	86,4
9	14	19,06 $\pm 0,54$	9,50 $\pm$ 1,89	2,58	40,0	5,92	18,2; 10,0	59,2
10	12	18,62 $\pm 0,78$	8,15 $\pm$ 1,91	2,65	52,9	4,55	17,5; 10,5	70,6
11	18	17,73 $\pm 0,47$	10,24 $\pm 1,61$	2,57	71,8	4,20	17,0; 12,0	84,1
12	11	17,39 $\pm 0,72$	10,12 $\pm 2,70$	2,56	61,8	2,32	16,4; 13,5	79,7
Agrupado	92	17,79 $\pm 0,64$	9,87 $\pm$ 2,15	2,56	62,5	—	16,2; 14,5	87,2
SD entre jugadoras	—	0,78	0,83	0,06	—	—	—	—

Nota. n: saques analizables (válidos y sin contacto con la red, según la fuente). SD: desviación estándar intrajugadora; las SD de altura fueron 0,02–0,03 m. «Agrupado»: media ponderada por n y SD intrajugadora agrupada; en esa fila, las dos últimas columnas corresponden a la candidata común. d: distancia de Mahalanobis diagonal desde la media de la jugadora. Compromiso individual: distancia mínima al ideal dentro de su elipse de 2 SD (N = 2 000 por celda; resultado final con N = 20 000).

Modelo mecánico tridimensional

El movimiento del centro del balón se describió con:

$$\frac{dr}{dt} = v; \quad m \frac{dv}{dt} = m g + F_D + F_T$$

$$F_D = -\frac{1}{2} \rho A C_{D(|v|)} |v| v; \quad F_T = \frac{1}{2} \rho A |v|^2 (C_s e_s + C_l e_l)$$

Donde e_s es el vector unitario horizontal perpendicular a v y $e_l = \hat{v} \times e_s$ el vector perpendicular a v en el plano vertical. Se adoptó el MIKASA V200W ($m = 0,27$ kg; circunferencia 0,66 m; $A = 0,03466$ m²) y aire a 20 °C y 101,325 kPa ($\rho = 1,204$ kg/m³). $C_{D(v)}$ Se interpoló linealmente en la curva digitalizada del V200W (promedio de las dos orientaciones; Tamaru et al., 2021), con una incertidumbre de digitalización de $\pm 0,007$; las curvas por orientación y la del MVA200 se usaron como escenarios. El contacto se

situó sobre la vertical de la línea de fondo ($x_0 = 0$), en $y_0 = 3,5 \text{ m}$, centro del corredor objetivo de la fuente, con acimut nominal $\psi = 0$ y error lateral. $\psi \sim N(0; 2^\circ)$ La integración usó Runge-Kutta de cuarto orden con paso fijo de 0,001 s; el cruce de la red y el contacto con el suelo se interpolaron dentro del paso.

La red se modeló como una arista rígida horizontal en $z = 2,24 \text{ m}$ (banda superior) sobre una malla absorbente. Si el balón tocaba la malla por debajo de la arista, se clasificó como «no supera la red». Si tocaba la arista, se aplicó un impulso: la componente normal se invirtió con restitución $e_n = 0,30$ y la tangencial se multiplicó por $k_t = 0,60$, valor que corresponde a la rodadura sin deslizamiento de una esfera hueca delgada, $\frac{1}{1 + \frac{2}{3}}$. Después del contacto, la trayectoria continuó con todas las fuerzas y se clasificó por su primer contacto con el suelo. Como no hay calibración publicada para la banda de una red de voleibol, e_n y k_t se trataron como parámetros epistémicos ($e_n: 0,1 - 0,5$; $k_t: 0,4 - 0,9$), y se informa la cota inferior que considera falta todo contacto.

Perturbación aerodinámica

Los coeficientes transversales siguieron procesos de Ornstein-Uhlenbeck (OU) estacionarios, de media cero:

$$dC_j = -\left(\frac{C_j}{\tau}\right)dt + \sigma_j\left(\frac{2}{\tau}\right)^{\frac{1}{2}}dW_j, \quad j \in \{s, l\}$$

que se actualizaron con su solución exacta en cada paso. Las amplitudes se derivaron de las SD de fuerza medidas a 15 m/s para el V200W (Hong *et al.*, 2020, tabla 1; promedio de las caras A y B): 0,845 N (lateral) y 0,825 N (vertical). Dividiéndolas por $\frac{1}{2} \rho (15 \text{ m/s})^2$ A del modelo, se obtuvo $\sigma_s = 0,180$ y $\sigma_l = 0,176$. Esta conversión corrige la versión anterior, que había usado el área de 0,0314 m² del ensayo. Las medias de fuerza en orientaciones fijas no se trasladaron a los ejes de cancha, porque el modelo no simula la actitud del balón. La fuente no publica un espectro, por lo que $\tau = 0,045 \text{ s}$ se trató como valor nominal sin calibración empírica y se exploró en un orden de magnitud (0,015–0,15 s). Las componentes se supusieron independientes. ($\rho_{sl} = 0$; escenario $\rho_{sl} = 0,5$). Por

todo ello, el proceso OU es un modelo sustituto de fuerzas no estacionarias, no una simulación de dinámica de fluidos; su plausibilidad se contrastó con las desviaciones observadas (sección 2.6) (Table 2).

Tabla 2. - Parámetros del modelo, valores nominales y rangos explorados

Grupo	Parámetro	Valor nominal	Rango epistémico	Fuente o tratamiento
Reglamento	Cancha; red; antenas	18 × 9 m; 2,24 m; sobre las líneas laterales	—	FIVB (2025), Reglas 1, 2, 8 y 10
Balón	Masa; circunferencia; área	0,27 kg; 0,66 m; 0,03466 m ²	—	Valores nominales V200W
Aire	Densidad ρ	1,204 kg/m ³ (20 °C; 101,325 kPa)	1,16–1,23	15–30 °C; 0–300 m s. n. m.
Ejecución	Media v ; θ ; h	17,79 m/s; 9,87°; 2,557 m	h : 2,44–2,65 m	Reiser <i>et al.</i> (2020), Tabla 1
Ejecución	SD agrupadas v ; θ ; h	0,639 m/s; 2,148°; 0,028 m	Escala 0,75–1,40	Bootstrap; truncamiento
Ejecución	Correlación v – θ	0	–0,5 a 0,5	No publicada
Ejecución	Contacto x_0 ; y_0 ; error ψ	0 m; 3,5 m; SD 2°	x_0 : –1,0 a 0,5 m; ψ : 0,5–4°	Corredor objetivo de la fuente
Arrastre	$C_D(V)$	V200W, promedio de caras	×0,85–1,15; traslación ±2 m/s; caras A/B; MVA200	Tamaru <i>et al.</i> (2021); Hong <i>et al.</i> (2020)
OU	σ_s ; σ_l	0,180; 0,176	Escala 0,5–1,5	Hong <i>et al.</i> (2020), Tabla 1
OU	τ ; ρ_{sl}	0,045 s; 0	0,015–0,15 s (log); –0,5 a 0,5	Valor nominal sin espectro publicado
Red	e_n ; k_t	0,30; 0,60	0,1–0,5; 0,4–0,9	Rodadura de esfera hueca (k_t)
Numérico	Paso; N	0,001 s (RK4); 50 000	0,00025–0,004 s	Convergencia (sección 3.1)

Nota: los rangos se usaron en el cribado de Morris y en los escenarios. OU: Ornstein-Uhlenbeck; RK4: Runge-Kutta de cuarto orden.

Simulación, verificación y consistencia externa

Cada configuración se evaluó con 50 000 trayectorias; la malla, los escenarios y el cribado de Morris usaron entre 2 000 y 4 000. Todas las configuraciones compartieron números

aleatorios comunes (CRN): las mismas normales estándar para las condiciones iniciales y la misma secuencia de ruido OU, generada con un generador contador indexado por trayectoria y paso. Así, las diferencias entre configuraciones se estimaron de forma pareada, con IC 95 % de la media de diferencias por trayectoria. Las proporciones se acompañan de IC de Wilson. Estos intervalos cuantifican solo el error Monte Carlo condicionado a los parámetros; la incertidumbre de parámetros y de modelo se evaluó por separado (sección 2.7).

La verificación numérica incluyó la comparación con la solución balística analítica, la convergencia del paso temporal (0,004–0,00025 s), la convergencia muestral y la reproducción del registro determinista de la versión anterior. Para la consistencia externa, se aplicó a las trayectorias simuladas el mismo procedimiento de medición de Reiser *et al.* (2020): muestreo a 100 Hz hastaz $< 0,7\text{ m}$, ajuste parabólico sin arrastre (su Ec. 1) y error de anticipación (AE), calculado con los primeros 7 m del recorrido y extrapolado al plano de 0,7 m. Se compararon la tasa de saques analizables (92/144), los AE vertical y horizontal y los parámetros reajustados. Ninguno de estos estadísticos se usó para fijar parámetros, de modo que la comparación es independiente de la calibración.

Dominio empírico, decisión e incertidumbre

Se exploró una malla ampliada de $14 - 20 \frac{\text{m}}{\text{s}}$ (paso $0,2 \frac{\text{m}}{\text{s}}$) y $6 - 20^\circ$ (paso $0,5^\circ$), es decir, 899 celdas con $N = 4\,000$ cada una. Para no confundir el óptimo del modelo con un artefacto del dominio, se definió el dominio empírico D_k como el conjunto de celdas cuya distancia de Mahalanobis diagonal a la media de al menos una jugadora es $\leq k$, $d_i = \left[\left(\frac{v - \bar{v}_i}{s_v}, i \right)^2 + \left(\frac{\theta - \bar{\theta}_i}{s_\theta}, i \right)^2 \right]^{1/2}$, con $k = 2$ como dominio principal (alrededor del 86 % de las ejecuciones de una distribución normal bivariada) y $k = 1$ y 3 como sensibilidad. Los cuatro objetivos fueron maximizar P(válido) y P(profundo) y minimizar P (no supera la red) y P(fondo). Sobre el conjunto no dominado de D_2 , cada objetivo se normalizó como $g_j = \frac{f_j - \text{peor}_j}{\text{mejor}_j - \text{peor}_j}$, y la candidata minimizó la distancia al ideal. $D =$

$\left[\sum w_j (1 - g_j)^2 \right]^{1/2}$ con $w_j = \frac{1}{4}$ Los empates se resolvieron con $N = 50\,000$ en las 16 celdas vecinas. $\left(15,8 - 16,4 \frac{m}{s}; 13,5 - 15,0^\circ\right)$. La sensibilidad a los pesos se evaluó con 10 000 vectores de Dirichlet (1, 1, 1, 1), y la ventana práctica se recalculó con umbrales alternativos: margen de $P(\text{válido})$ de $1 - 3\,pp$; $P(\text{profundo}) \geq 0,55 - 0,65$; $P(\text{red})$ y $P(\text{fondo}) \leq 0,08 - 0,12$.

La incertidumbre de la fuente se propagó con un bootstrap jerárquico ($B = 400$). En cada réplica se remuestrearon primero las seis jugadoras con reemplazo y después la media de cada una, de $N\left(\bar{x}_i, \frac{s_i^2}{n_i}\right)$, y su varianza, de $\frac{s_i^2 \chi_{\{n_i-1\}}^2}{n_i-1}$. Con esas réplicas se recalcularon la media ponderada y las SD agrupadas y se simularon la línea base y la candidata. Además, se repitió el análisis con la media, la SD y la altura propias de cada jugadora, buscando su mejor compromiso dentro de su elipse de 2 SD. La incertidumbre de modelo se evaluó con 21 escenarios epistémicos, el nominal y 20 alternativos: siete de C_D , cinco de OU, dos de contacto con la red, dos de posición de contacto, dos de correlación, uno de truncamiento y uno de operador de observación. En cada uno se recalcularon la malla de D_2 y la diferencia pareada entre la candidata y la línea base; además, se identificaron la celda maximin y la de mínimo arrepentimiento máximo.

Sensibilidad global de Morris

El cribado de Morris (1991) se limitó a 13 parámetros epistémicos, porque la velocidad y el ángulo medios son variables de decisión y su efecto se describe con la superficie de respuesta. Se aplicó en la línea base y en la candidata, con $r = 30$ trayectorias, $p = 4$ niveles y $\Delta = \frac{2}{3}$ sobre factores escalados a $[0, 1]$ en los rangos de la Tabla 2 (τ en escala logarítmica). El efecto elemental se definió $EE_i = \frac{[Y(x + \Delta e_i) - Y(x)]}{\Delta}$, en unidades de probabilidad por recorrido completo del rango. Se informan μ, μ^* (media de $|EE|$), σ e IC 95 % de μ^* por bootstrap de trayectorias ($B = 1\,000$). Cada evaluación usó $N = 4\,000$ con CRN y la semilla 1991. La correlación velocidad-ángulo entra como parámetro de la distribución conjunta, mediante la descomposición de Cholesky, y no como entrada correlacionada; el desplazamiento de C_D se parametrizó

como multiplicador y como traslación de la crisis de arrastre. Como μ^* depende del rango asignado, las comparaciones entre factores son condicionales a esos rangos.

Reproducibilidad

El modelo se implementó en Python 3.13.17 (NumPy 2.5.3, SciPy 1.18.1, pandas 3.0.5, Numba 0.68.0 y Matplotlib 3.11.2), con semilla principal 20261026. El paquete depositado contiene el motor de simulación, los datos de entrada por jugadora, las curvas C_D digitalizadas con su incertidumbre, los parámetros y sus unidades, las semillas, los guiones numerados 01–12 que regeneran cada tabla y figura, todos los resultados intermedios y una tabla de trazabilidad que vincula cada cifra del manuscrito con su archivo y su columna de origen.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Verificación numérica y consistencia externa

El error frente a la solución analítica sin arrastre fue $\leq 3,1 \mu\text{m}$. El punto de aterrizaje determinista varió 0,023 mm entre pasos de 0,004 y 0,00025 s, y $P(\text{válido})$ varió 0,26 pp entre 0,002 y 0,0005 s, dentro del error Monte Carlo. ($EE = 0,22 \text{ pp con } N = 50\,000$) La reimplementación abierta reprodujo el registro determinista de la versión anterior con diferencias de 1,06 cm en el aterrizaje y de 3,7 mm en la altura sobre la red.

La tabla 3 compara el modelo con la fuente. La tasa simulada de saques limpios válidos (59,3 %) quedó dentro del IC 95 % de la observada (63,9 %; 55,8–71,3 %). El AE horizontal simulado ($0,28 \pm 0,21 \text{ m}$) coincidió con el observado ($0,26 \pm 0,21 \text{ m}$), lo que respalda de forma independiente la amplitud lateral del proceso OU derivada del túnel de viento. En cambio, el AE vertical simulado ($1,49 \pm 1,30 \text{ m}$) casi triplicó el observado y, al reajustar las trayectorias simuladas con la Ec. 1 de la fuente, se obtuvieron 15,45 m/s y $12,37^\circ$ en lugar de 17,79 m/s y $9,87^\circ$. Esta discrepancia indica que los parámetros publicados son ajustes parabólicos sin arrastre: si se interpretan así, la media equivale físicamente a 19,76 m/s, $8,34^\circ$ y 2,61 m, y el contacto debería producirse por detrás de la línea de fondo. La dinámica longitudinal es, por tanto, la principal incertidumbre estructural del modelo.

Se incorporó como escenario de «operador de observación» (contacto a 1,75 m por detrás de la línea), en lugar de recalibrar el modelo con los mismos datos que se usan para contrastarlo (Tabla 3).

Tabla 3. - *Consistencia externa: el modelo evaluado con el procedimiento de medición de la fuente*

Estadístico (saques válidos sin contacto)	Observado (Reiser <i>et al.</i> , 2020)	Modelo nominal	Lectura
Saques válidos sin contacto (%)	63,9 (55,8–71,3)	59,3	Consistente
AE horizontal, media $\pm$ SD (m)	0,26 $\pm$ 0,21	0,28 $\pm$ 0,21	Consistente
AE vertical, media $\pm$ SD (m)	0,52 $\pm$ 0,35	1,49 $\pm$ 1,30	Discrepante (sobreestima)
Velocidad reajustada con la Ec. 1 (m/s)	17,79	15,45	Discrepante (operador)
Ángulo reajustado con la Ec. 1 (°)	9,87	12,37	Discrepante (operador)
SD reajustada de velocidad; ángulo	0,64; 2,15	0,88; 2,34	Próxima

Nota: AE: error de anticipación (ajuste con los primeros 7 m; extrapolación al plano de 0,7 m). Para el modelo, 5 000 trayectorias en la línea base, muestreadas a 100 Hz. Ningún estadístico se usó para fijar parámetros.

Línea base, red y fuentes de variabilidad

En la línea base, P(válido) fue 62,55 % (IC 95 %: 62,12–62,97 %): 59,04 % sin contacto y 3,51 % tras tocar la red. El balón tocó la red en 21,04 % de las trayectorias, y una parte de esos contactos fue válida según la Regla 10.2; por eso P (despeje geométrico sin contacto) (78,96 %) no equivale a la probabilidad de no fallar en la red. No superaron la red 17,52 % y salieron por el fondo 19,92 %. Con el saque dirigido al centro del corredor, las salidas laterales y fuera del espacio de paso fueron < 0,01 %. P(profundo) fue 57,56 % y P(profundo | válido), 92,03 % (Tabla 4).

Sin variabilidad, el saque medio fue siempre válido (100,00 %). La perturbación aerodinámica aislada redujo P(válido) a 85,37 %, la variabilidad técnica aislada a 73,39 % y su combinación a 62,55 %: las pérdidas no son aditivas, porque una trayectoria cercana al límite de la red o del fondo es desplazada fuera por perturbaciones moderadas. Reducir las SD técnicas un 25 % y un 50 % elevó P(válido) a 70,21 % y 77,82 %. Son escenarios contrafactuales del modelo, no efectos de una intervención. Las variantes extremas del contacto con la red cambiaron P(válido) entre 60,49 % y 63,24 %, y la cota inferior sin contactos válidos fue 59,04 %.

Superficie de respuesta ampliada y dominio de búsqueda

En la malla completa, P(válido) creció de forma monótona hacia velocidades bajas y ángulos altos, y su máximo (98,4 %) apareció en 14,6 m/s y 20,0°, en el borde de la malla y a 5,10 SD de la jugadora más próxima (Figura 2a). El modelo, por sí solo, no tiene un óptimo interior para P(válido): un saque lento y bombeado es casi siempre válido, pero queda fuera del repertorio observado y, según la fuente, por debajo de las velocidades asociadas al efecto flotante. Por eso el dominio de ejecución es una decisión metodológica explícita. El compromiso multiobjetivo se desplazó con el dominio: 16,6 m/s y 13,0° en D_1 , 16,2 $\frac{m}{s}$ y 14,5° en D_2 y 15,8 $\frac{m}{s}$ y 16,5° en D_3 . En D_2 , las celdas de mejor desempeño quedaron dentro de la elipse de la jugadora 8, la de menor velocidad y mayor ángulo medios, de modo que la región candidata descansa principalmente en el repertorio de una jugadora.

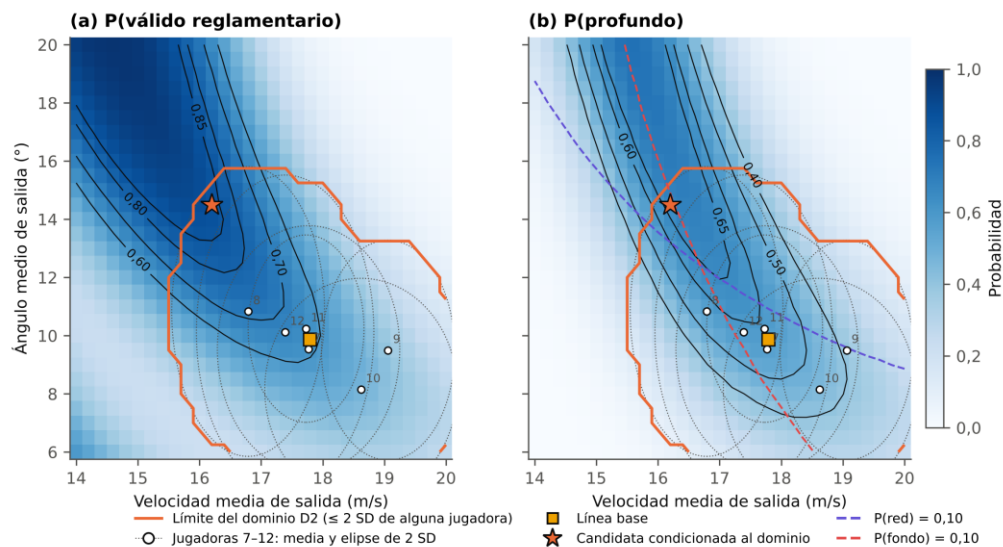


Figura 2. - Probabilidades simuladas en la malla ampliada ($N = 4\,000$ por celda). (a) P (válido reglamentario); (b) P (profundo), con las isolíneas de $P(\text{red}) = 0,10$ y $P(\text{fondo}) = 0,10$. La línea naranja delimita el dominio empírico D_2 . Las elipses punteadas representan ± 2 SD de cada jugadora

Configuración candidata condicionada al dominio

Con $N = 50\,000$, la candidata 16,2 m/s y 14,5° ($d = 1,75$ SD de la jugadora 8) obtuvo $P(\text{válido}) = 87,25\%$ (IC 95 %: 86,95–87,54 %), $P(\text{profundo}) = 67,76\%$, $P(\text{no supera la red}) = 3,98\%$ y $P(\text{fondo}) = 8,77\%$ (Tabla 4). Frente a la línea base, las diferencias pareadas fueron de +24,70 pp (+24,32 a +25,08) en $P(\text{válido})$, +10,20 pp en $P(\text{profundo})$, -13,54 pp en $P(\text{red})$ y -11,15 pp en $P(\text{fondo})$. La mejora procedió de reducir los fallos en la red sin trasladarlos al fondo, lo que distingue un compromiso de una solución de objetivo único.

La elección dentro de la región fue sensible a las preferencias. La celda 16,0 m/s; 14,5° maximizó $P(\text{válido})$ (89,21 %; +1,97 pp frente a la candidata, IC 95 %: 1,79–2,15), pero redujo $P(\text{profundo})$ en 3,79 pp. Con pesos aleatorios, fueron seleccionadas 16,0 m/s; 14,5° (40,2 %), 16,2 m/s; 15,0° (36,2 %), 16,2 m/s; 14,5° (21,7 %) y 16,0 m/s; 14,0° (1,1 %). Con los umbrales originales, la ventana práctica se redujo a una celda (16,0 m/s; 14,5°); con umbrales alternativos abarcó 16,0–16,2 m/s y 14,0–15,0°. Por tanto, se describe una región candidata de 16,0–16,2 m/s y 14,0–15,0°, condicionada a D_2 , y no un óptimo

robusto único. Su representante, según la regla de distancia al ideal con pesos iguales, es 16,2 m/s y 14,5°.

Tabla 4. - Probabilidades (%) de todos los desenlaces en la línea base y en la región candidata

Configuración	d (SD)	P(válido) (IC 95 %)	Válido sin contacto	Válido con contacto	No supera la red (IC 95 %)	Fondo (IC 95 %)	Lateral + antena	Profundo (IC 95 %)	Profundo válido
Línea base: 17,79 m/s; 9,87°	0,16	62,55 (62,12– 62,97)	59,04	3,51	17,52 (17,19– 17,86)	19,92 (19,58– 20,28)	< 0,01	57,56 (57,13– 58,00)	92,03
Candidata: 16,2 m/s; 14,5°	1,75	87,25 (86,95– 87,54)	85,91	1,33	3,98 (3,82– 4,16)	8,77 (8,53– 9,02)	< 0,01	67,76 (67,35– 68,17)	77,67
16,0 m/s; 14,5°	1,95	89,21 (88,94– 89,48)	87,55	1,67	5,20 (5,00– 5,39)	5,59 (5,39– 5,79)	< 0,01	63,97 (63,55– 64,39)	71,70
16,0 m/s; 14,0°	1,80	88,25 (87,96– 88,53)	86,13	2,12	7,27 (7,04– 7,50)	4,49 (4,31– 4,67)	< 0,01	60,91 (60,49– 61,34)	69,03
16,2 m/s; 15,0°	1,93	86,82 (86,52– 87,12)	85,81	1,01	2,67 (2,53– 2,81)	10,51 (10,24– 10,78)	< 0,01	69,38 (68,98– 69,78)	79,91

Nota: N = 50 000 por configuración, con números aleatorios comunes. Denominador: todas las trayectorias; las seis categorías son mutuamente excluyentes y suman 100 %. IC de Wilson (solo error Monte Carlo). «Lateral + antenna»: límite superior del IC < 0,01 % con dirección central ($y_0 = 3,5$ m); los escenarios dirigidos a las líneas se describen en la sección 3.7. d: distancia a la jugadora más próxima.

Incertidumbre de la fuente, variación individual y escenarios

El bootstrap jerárquico produjo intervalos de 17,25–18,45 m/s para la velocidad media, 8,92–10,56° para el ángulo medio y 1,72–2,61° para la SD angular agrupada. Al propagarlos, P(válido) de la línea base fue 61,9 % (intervalo de incertidumbre 95 %: 52,6–70,1 %), el de la candidata 87,1 % (83,1–91,4 %) y la diferencia 25,2 pp (17,8–35,6). Estos intervalos son más de diez veces más anchos que los IC Monte Carlo, lo que confirma que el error de muestreo de la simulación es irrelevante frente a la incertidumbre de los parámetros.

En los escenarios individuales (Tabla 1), el mejor compromiso de cada jugadora dentro de su propia elipse de 2 SD requirió siempre una velocidad menor y un ángulo mayor que su media, y elevó P(válido) entre 12,3 y 19,2 pp. Sin embargo, la candidata común

quedó a más de 2 SD de cinco de las seis jugadoras: la dirección del ajuste es común, pero su magnitud es individual.

En los 21 escenarios epistémicos, la diferencia pareada entre la candidata y la línea base fue positiva en todos los casos (21/21 con IC 95 % > 0; de +17,6 a +26,8 pp), mientras que el nivel absoluto de la candidata osciló entre 57,4 y 93,3 % (Figura 3). El caso más desfavorable fue el operador de observación (39,8 % frente a 57,4 %). La mejor celda de D_2 se situó en 16,0–16,4 m/s y 14–15° en todos los escenarios. La regla maximin seleccionó 16,0 m/s; 14,0° (peor caso: 62,7 %) y la de mínimo arrepentimiento, 16,2 m/s; 14,5° (arrepentimiento máximo: 6,2 pp). La conclusión comparativa es, por tanto, estable; las probabilidades absolutas no lo son.

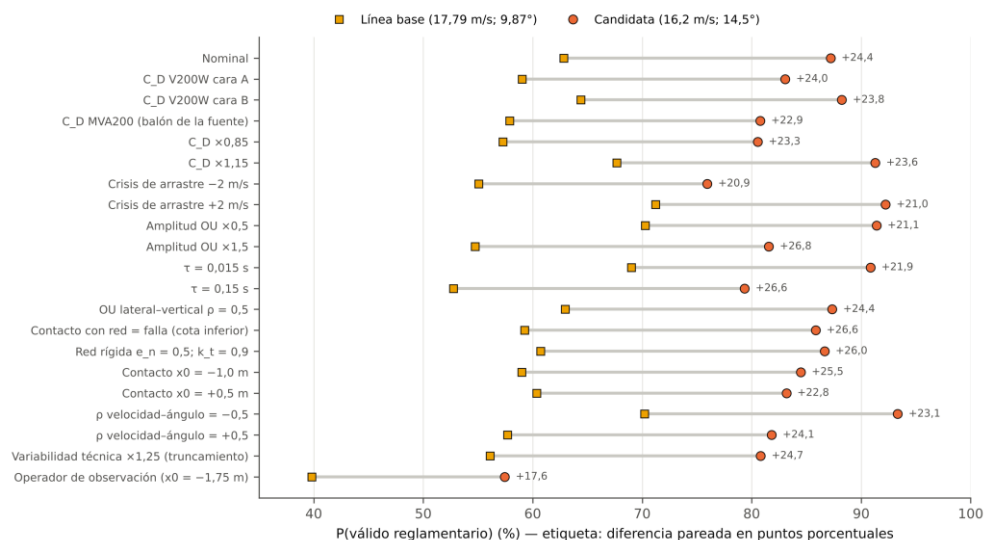


Figura 3. - P (válido reglamentario) de la línea base y de la candidata en 21 escenarios epistémicos ($N = 20\,000$ con CRN). La etiqueta indica la diferencia pareada, con IC 95 % > 0 en todos los casos

Sensibilidad global

En la candidata, los parámetros epistémicos más influyentes sobre P (válido) fueron desplazamiento de la crisis de arrastre ($\mu^* = 0,141$; IC 95 %: 0,117 – 0,167), escala de variabilidad técnica (0,131), tiempo de correlación $OU \tau$ (0,115), correlación velocidad-ángulo (0,108) y escala de amplitud; OU (0,097) los IC de los cinco primeros se

solaparon, por lo que su orden no es concluyente (Figura 4). Los parámetros del contacto con la red tuvieron: $\mu^* \leq 0,010$ la regla elegida para clasificar los contactos influye poco en la comparación. Los valores de σ , comparables a μ^* en x_0 y en la crisis de arrastre, indican no linealidad o interacción. En la línea base, el primer lugar correspondió a tiempo de correlación. $OU \tau (0,136)$. En consecuencia, las mediciones más útiles para reducir la incertidumbre serían la curva C_D del balón en vuelo, la escala temporal de las fluctuaciones, la variabilidad de los intentos sin truncamiento, la correlación velocidad-ángulo y la posición de contacto.

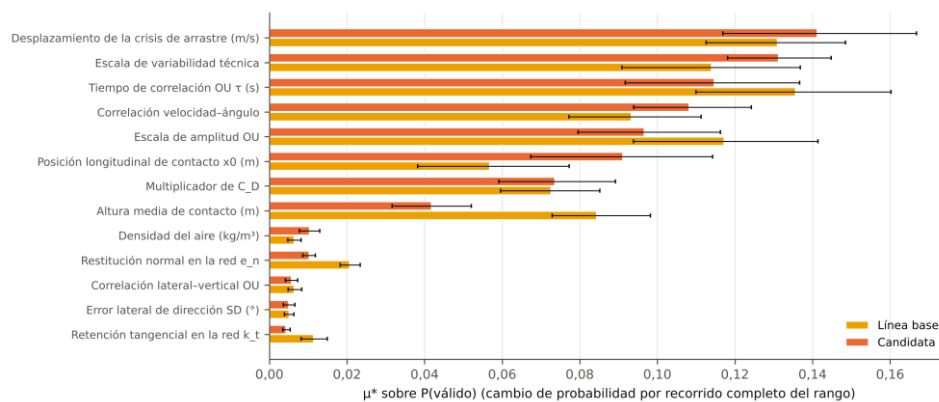


Figura 4. - μ^* de Morris de 13 parámetros epistémicos sobre $P(válido)$ en la línea base y en la candidata. ($r = 30$; $p = 4$; IC 95 % bootstrap) Los valores dependen de los rangos de la tabla 2

Implicaciones para el entrenamiento y validación prospectiva

Los resultados apoyan una hipótesis de trabajo: bajar ligeramente la velocidad media y elevar el ángulo de salida reduce los fallos en la red sin aumentar en la misma medida las salidas por el fondo. No justifican prescribir 16,2 m/s y 14,5° como valor objetivo. El estudio no midió jugadoras ni ejecuciones con esa configuración, no evaluó la calidad de recepción inducida y no comprobó si un saque más lento conserva el efecto flotante, que Reiser *et al.* (2020) asociaron a velocidades suficientes. La profundidad tampoco equivale a efectividad: esta depende de las receptoras, la rotación y el marcador (Fatahi *et al.*, 2022; Wang y Wang, 2025). La dirección lateral importa cuando el saque busca las líneas:

dirigido a 1,0 m de la línea lateral con un error de 2°, P(válido) bajó a 77,8 % en la candidata (54,7 % en la línea base), con 8,2 % de salidas laterales. La Tabla 5 propone un protocolo de validación con criterios de éxito definidos antes de la recogida de datos. Una práctica que primero establezca la ejecución y después introduzca variación de zonas sería coherente con la evidencia sobre interferencia contextual (Qu *et al.*, 2025), aunque esta relación no fue evaluada aquí.

Tabla 5. - Protocolo propuesto para la validación prospectiva

Elemento	Especificación propuesta
Diseño	Cruzado dentro de jugadora: condición habitual frente a la banda objetivo individual; orden contrabalanceado; tres sesiones de adquisición y una de retención a 7 días.
Participantes	≥ 8 jugadoras indoor de nivel competitivo; criterios de inclusión registrados antes del estudio.
Volumen	≥ 45 saques por condición y jugadora (≥ 360 por condición); potencia ≈ 0,80 para detectar +10 pp (0,64 → 0,74; $\alpha = 0,05$) antes del efecto de diseño.
Instrumentación	Radar o visión 3D ≥ 100 Hz (velocidad, ángulo y altura de contacto); registro de aterrizaje y de contacto con la red; balón V200W con presión controlada; temperatura y humedad.
Desenlaces	Primario: P(válido) según la Regla 10.2. Secundarios: P(profundo), dispersión de v y θ , efecto flotante (AE) y calidad de recepción (escala de 6 niveles).
Análisis	Modelo lineal generalizado mixto binomial con efecto aleatorio de jugadora; contraste con las probabilidades predichas por el modelo para la ejecución realmente medida.
Criterio de éxito	Mejora ≥ 5 pp en P(válido) sin empeorar la calidad de recepción inducida (IC 95 %) y consistencia entre las probabilidades predichas y observadas.

Nota: la configuración del modelo se usa como hipótesis de partida y se individualiza con la variabilidad medida.

Limitaciones

Primera, la base empírica es de seis jugadoras de un único estudio, con saques fallidos excluidos y sin correlaciones publicadas. Segunda, la dinámica longitudinal no reproduce los estadísticos verticales de la fuente (sección 3.1); el escenario de operador de observación acota este problema, pero no lo resuelve. Tercera, el proceso OU, la curva C_D obtenida en túnel con balón fijo y el modelo de contacto con la banda son sustitutos no calibrados con trayectorias propias. Cuarta, no se modelaron la actitud del balón, la rotación residual ni la deformación. Quinta, las condiciones iniciales proceden del

MVA200 y la aerodinámica nominal del V200W; el escenario MVA200 redujo los niveles absolutos, pero no la dirección del efecto. Sexta, el estudio estimó validez y profundidad, no efectividad competitiva, y no debe extrapolarse a hombres, categorías formativas, voleibol sentado ni playa (Drikos *et al.*, 2025; Giatsis *et al.*, 2023; Li *et al.*, 2026).

CONCLUSIONES

En un modelo verificado numéricamente, cuya tasa de validez y cuya desviación lateral son consistentes con la fuente, las combinaciones con velocidad algo menor y ángulo mayor que la media observada aumentaron la probabilidad simulada de saque válido según la Regla FIVB 10.2. Esta conclusión comparativa se mantuvo en los 21 escenarios epistémicos y en las seis jugadoras analizadas individualmente. La ubicación exacta de la configuración recomendada, en cambio, depende del dominio admitido: sin restricción empírica, se desplaza al borde explorado y, dentro del dominio de ± 2 SD, se sitúa en una región de 16,0–16,2 m/s y 14,0–15,0° (representante: 16,2 m/s y 14,5°; $P(\text{válido}) = 87,25 \%$, con un intervalo de incertidumbre paramétrica de 83,1–91,4 %). Esa región procede sobre todo del repertorio de una jugadora; el ángulo de 14,5° es exigente y nada de ello está validado en campo. Las probabilidades deben entenderse como estimaciones del modelo, no como rendimiento esperado, y la configuración propuesta como una hipótesis para un protocolo prospectivo individualizado, que debe medir también la calidad de recepción.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Casimiro-Artés, M. Á., Híleno, R., & Garcia-de-Alcaraz, A. (2024). Applying unsupervised machine learning models to identify serve performance related indicators in women's volleyball. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 95(1), 47–53. <https://doi.org/10.1080/02701367.2022.2142494>
- Drikos, S., Fatahi, A., Al-din Ahmed, S., Molavian, R., Giatsis, G., & Shakeri, A. (2025). A comparative analysis of volleyball skills in balanced sets for men and women

- in Asian competitions. *Journal of Human Sport and Exercise*, 20(1), 180–192.
<https://doi.org/10.55860/j7d91004>
- Fatahi, A., Molla, R. Y., Drikos, S., Alriyami, S. A., & Jadidoleslam, S. (2022). A comprehensive analysis of the serve reception zone, set zone and attack quality of the top-level volleyball players. *European Journal of Human Movement*, 48, 54–63. <https://doi.org/10.21134/eurjhm.2022.48.6>
- Fédération Internationale de Volleyball. (2025). *Official volleyball rules 2025–2028*.
https://www.fivb.com/wp-content/uploads/2025/01/FIVB-Volleyball_Rules2025_2028-EN-v05.pdf
- Giatsis, G. (2023). Performance indicators in women's volleyball Olympics and World Championships (2014–2021). *International Journal of Sports Science & Coaching*, 18(4), 1266–1276. <https://doi.org/10.1177/17479541221106378>
- Giatsis, G., Drikos, S., & Lola, A. (2023). Analysis of match report indicators in men's volleyball Olympics and World Championships (2014–2021) depending on the type of final score. *International Journal of Sports Science & Coaching*, 18(3), 874–882. <https://doi.org/10.1177/17479541221086779>
- Hong, S., Ozaki, H., Watanabe, K., & Asai, T. (2020). Aerodynamic characteristics of new volleyball for the 2020 Tokyo Olympics. *Applied Sciences*, 10(9), Artículo 3256. <https://doi.org/10.3390/app10093256>
- Laios, A., Karanasiou, I., Sotiropoulos, K., Kyprianou, M., & Barzouka, K. (2026). Optimal serve distance for greater ball flight deviation in volleyball float serves. *Journal of Human Sport and Exercise*, 21(4), 1443–1458. <https://doi.org/10.55860/cr051k36>
- Li, X., Wang, W., Zhou, C., & Shao, B. (2026). The impact of core stability training on jump serve speed in male volleyball players. *Scientific Reports*, 16, Artículo 22203. <https://doi.org/10.1038/s41598-026-51991-0>

- Liu, L., Chen, Z., Zhao, D., Tan, Z., & Qi, Y. (2024). Quantifying and analysing the angular momentum in volleyball jump serve during the aerial phase: Relationship to arm swing speed. *PeerJ*, 12, Artículo e18000. <https://doi.org/10.7717/peerj.18000>
- Maneiro, R., Davila, A., Casal, C. A., & Iván-Baragaño, I. (2026). Influence of match status on serve execution and technical-tactical behaviors in men's performance volleyball. *Frontiers in Psychology*, 17, Artículo 1741654. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1741654>
- Morris, M. D. (1991). Factorial sampling plans for preliminary computational experiments. *Technometrics*, 33(2), 161-174. <https://doi.org/10.1080/00401706.1991.10484804>
- Pawlik, D., Bobula, G., & Mroczek, D. (2024). The effectiveness and types of serves used in elite women's and men's volleyball in the 2021/2022 season. *Scientific Reports*, 14, Artículo 17286. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-68262-5>
- Pawlik, D., & Mroczek, D. (2023). Influence of jump height on the game efficiency in elite volleyball players. *Scientific Reports*, 13, Artículo 8931. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-35729-w>
- Qu, L., Xiao, W., Zhang, S., Wang, K., & Li, H. (2025). Contextual interference effects on volleyball serve acquisition: A controlled trial with physical-education majors. *Frontiers in Psychology*, 16, Artículo 1635207. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1635207>
- Reiser, M., Zentgraf, K., Kindermann, S., & Künzell, S. (2020). An approach to quantify the float effect of float serves in indoor and beach volleyball. *Frontiers in Sports and Active Living*, 2, Artículo 559277. <https://doi.org/10.3389/fspor.2020.559277>
- Salim, F. A., Postma, D. B. W., Haider, F., Luz, S., van Beijnum, B.-J. F., & Reidsma, D. (2024). Enhancing volleyball training: Empowering athletes and coaches through

advanced sensing and analysis. *Frontiers in Sports and Active Living*, 6, Artículo 1326807. <https://doi.org/10.3389/fspor.2024.1326807>

Shen, Y., Li, M., & Yang, Q. (2026). Variations in the technical performance of elite female volleyball: Evidence from a new round model. *Scientific Reports*, 16, Artículo 5823. <https://doi.org/10.1038/s41598-026-36371-y>

Tamaru, T., Hiratsuka, M., & Ito, S. (2021). Serve ball trajectory characteristics of different volleyballs and their causes. *Applied Sciences*, 11(19), Artículo 9269. <https://doi.org/10.3390/app11199269>

Wang, M., & Wang, J. (2025). Comparative analysis of first-attack performance in elite women's volleyball at the 2020 and 2024 Olympic Games. *Frontiers in Sports and Active Living*, 7, Artículo 1658390. <https://doi.org/10.3389/fspor.2025.1658390>

Conflicto de interés:

El autor declara que no existe conflicto de interés relacionado con el contenido del manuscrito.

Declaraciones

Consideraciones éticas: la investigación utilizó información por jugadora previamente publicada, reglas deportivas públicas y simulaciones computacionales. No participaron seres humanos ni se procesaron datos personales.

Financiamiento:

El estudio no recibió financiamiento externo.

Disponibilidad de datos y código:

El motor de simulación, los datos de entrada, las curvas digitalizadas, las semillas, los guiones que regeneran cada tabla y figura, los resultados intermedios y la tabla de trazabilidad se adjuntan íntegros a este envío como paquete reproducible y tienen reservado en Zenodo el DOI <https://doi.org/10.5281/zenodo.23676005>, que se activará al publicarse el artículo (código: MIT; datos: CC BY 4.0).

Contribución de autoría:

Alberto David Quesada Paz: conceptualización, metodología, software, análisis formal, investigación, visualización, redacción del borrador, revisión y edición.

Uso de inteligencia artificial:

Se utilizaron herramientas de inteligencia artificial como apoyo para programación, revisión lingüística y verificación de consistencia. Las decisiones metodológicas, la interpretación y la aprobación del texto corresponden al autor. Todas las cifras proceden del código depositado.