

Selected Papers from Impact

# Diferencias en el Rendimiento del Salto en Sentadilla, del Sprint Lineal y del Cambio de Dirección, entre Jugadores de Fútbol Juveniles según el Nivel Competitivo

## Differences in Squat Jump, Linear Sprint, and Change-of-Direction Performance Among Youth Soccer Players According to Competitive Level

Michael Keiner<sup>1</sup>, Andreas Kapsecker<sup>1</sup>, Tobias Stefer<sup>1</sup>, Björn Kadlubowski<sup>1,2</sup> y Klaus Wirth<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Department of Sports Science, German University of Health & Sport, 85737 Ismaning, Germany

<sup>2</sup>DSC Arminia Bielefeld e. V., 33615 Bielefeld, Germany

<sup>3</sup>Department of Sports Science, University of Applied Sciences Wiener Neustadt, 2700 Vienna, Austria

### RESUMEN

El objetivo de esta investigación fue analizar diferencias significativas en el rendimiento en función del nivel de juego (élite vs. amateur) en futbolistas juveniles (menores de 17 años (SUB17) y SUB19). Se realizó un estudio transversal y se evaluó a 45 jugadores de fútbol juvenil masculino de élite y amateur (16.56±0.9 años) en sus desempeños en el salto sentadilla (SJ), sprint lineal de 10 m (LS), 20 m LS, 505 test de agilidad (505) y test de agilidad de Illinois (IAT). Las diferencias en el rendimiento se analizaron con un MANOVA 2×2, ANOVA post-hoc y  $g$  ( $g$ ) de Hedges para comparaciones por pares de subgrupos (nivel de juego y grupo de edad). Esta investigación mostró que el rendimiento de los jugadores de élite fue significativamente ( $p < 0.05$ ) mejor en todas las pruebas de rendimiento que los jugadores amateurs en ambos grupos de edad. Curiosamente, esta investigación mostró que cuanto más complejo es el ejercicio objetivo, mayores son los tamaños del efecto para las diferencias de grupo (SJ:  $g = 0.64-1.18$ , LS:  $g = 0.05-2.23$ , cambio de dirección (COD):  $g = 3.01-6.84$ ). El SJ, LS, 505 e IAT pueden resultar útiles en las baterías de tests de selección de talentos para separar los niveles competitivos en jugadores de fútbol juvenil.

**Palabras Clave:** identificación de talentos; velocidad; fútbol; diagnóstico de rendimiento

### ABSTRACT

The aim of this investigation was to analyze significant differences in performance depending on the level of play (elite vs. amateur) in youth soccer players (under 17 years. old (U17) and U19). A cross-sectional study was conducted, and 45 elite and amateur male youth soccer players (16.56 ± 0.9 years old) were evaluated in their performances in squat jump (SJ), 10 m linear sprint (LS), 20 m LS, 505 agility test (505) and Illinois agility test (IAT). Differences in performances were

analyzed with a  $2 \times 2$  MANOVA, post-hoc ANOVAs, and Hedges'  $g$  ( $g$ ) for pairwise comparisons of subgroups (level of play and age group). This investigation showed that the elite player performance was significantly ( $p < 0.05$ ) better in all performance tests than amateur players in both age groups. Interestingly, this investigation showed that the more complex the target exercise, the larger the effect sizes for group differences (SJ:  $g = 0.64-1.18$ , LS:  $g = 0.05-2.23$ , change-of-direction (COD):  $g = 3.01-6.84$ ). The SJ, LS, 505, and IAT may prove useful in talent selection test batteries to separate between competitive levels in youth soccer players.

**Keywords:** talent identification; speed; football; performance diagnosis

## INTRODUCCIÓN

Para las demandas de los partidos de fútbol, los jugadores deben realizar varias tareas de alta intensidad durante un partido [1]. Debido a los cambios en los requisitos técnicos, tácticos y físicos, los partidos de fútbol se han vuelto más dinámicos y rápidos [2,3]. Se está volviendo cada vez más esencial considerar factores fisiológicos, como la capacidad de los jugadores de fútbol para producir diversas acciones contundentes y explosivas, para que los jugadores exhiban un rendimiento óptimo [4]. Además de los saltos, remates y sprints lineales (LS), los atletas también deben realizar sprints con cambios de dirección [5]. La capacidad de realizar cambios de dirección (COD, excluyendo el proceso de toma de decisiones) es un factor de aptitud física esencial necesaria para realizar maniobras COD efectivas y eficientes en múltiples deportes [6]. En el fútbol moderno, que está orientado a la velocidad, es dinámico y fundamentalmente más exigente, las demandas físicas de velocidad, especialmente la velocidad de COD, son de importancia central para el desarrollo del mejor rendimiento posible y el correspondiente éxito deportivo [7,8,9]. Por lo tanto, la capacidad de acelerar, cambiar de dirección y desacelerar rápidamente podría aumentar las posibilidades de que los jugadores ganen duelos de uno contra uno o realicen maniobras de defensa efectivas en el partido [10]. Los jugadores de fútbol realizan aproximadamente  $727 \pm 203$  turnos durante un partido [1]. Un jugador de fútbol cambia de dirección cada 2-4 seg y hace 1200-1400 cambios de dirección durante un partido [11]. Los rendimientos de LS, COD y salto son, por lo tanto, determinantes del rendimiento en los partidos de fútbol.

La evaluación del rendimiento físico en el campo puede ayudar a los entrenadores a evaluar el nivel de los jugadores, impactando así positivamente los procesos de identificación de talentos y las implicaciones del entrenamiento [12]. Dado que los rendimientos de LS, COD y salto también tienen una influencia significativa en el resultado del partido, es de esperar que estos rendimientos difieran entre los distintos niveles de rendimiento. La literatura muestra diferencias en el rendimiento entre jugadores de élite y sub-élite [13] y jugadores de fútbol juvenil de élite y jugadores de élite [14]. Sin embargo, la literatura no es exhaustiva y concuerda con las diferencias de rendimiento entre jugadores de fútbol de élite y amateurs. La literatura informa diferencias pequeñas a grandes en el rendimiento del salto sentadilla (SJ) a favor de los jugadores de fútbol de élite en comparación con los jugadores de fútbol amateurs ( $g$  ( $g$ ) de Hedges = 0.3-0.97) [13,15] y los jugadores de fútbol de élite y jóvenes amateurs de 16 años ( $g = 0.3$ ) [16]. Para LS (10 metros (m)), la literatura muestra diferencias bastante grandes a favor de los jugadores de fútbol de élite en comparación con los jugadores de fútbol amateurs ( $g = 0.79$ ) [13], y también de los jugadores de fútbol de élite en comparación con los jugadores de fútbol jóvenes amateurs (12-16 años), diferencias pequeñas a moderadas para LS 10 m ( $g = 0.22-0.65$ ) [16,17,18], grandes diferencias para 20 m ( $g = 0.89-0.94$ ) [18,19], diferencias moderadas a grandes para LS 30 m ( $g = 0.5-1.2$ ) [20] y diferencias moderadas para LS 40 m ( $g = 0.5$ ) [21]. Las comparaciones entre jugadores de fútbol de élite y amateurs para distancias superiores a 30 m en el LS también mostraron diferencias moderadas [13]. Sólo dos estudios analizaron diferentes pruebas de COD en jugadores de fútbol juveniles de élite y jugadores amateurs juveniles. Trajković y cols. [18] encontraron grandes diferencias en las pruebas de COD con un giro de  $45^\circ$  (dirección izquierda y derecha en una carrera separada) en un recorrido de 10 m ( $g = 0.8-0.95$ ) y grandes diferencias para la prueba de agilidad de Illinois (IAT) (63-65 m, 9 vueltas de  $90^\circ-180^\circ$ ,  $g = 1.5$ ) y Trecroci y cols. [17] encontraron diferencias significativas ( $g = 0.69$ ) para una prueba de COD con seis giros de  $90^\circ$  en un campo de 15 m a favor de los jugadores de fútbol juveniles regionales y de élite (15-16 años).

A la luz de las consideraciones anteriores, sería importante evaluar si los jugadores de élite y amateurs entre 16 y 19 años se pueden distinguir mediante pruebas físicas de campo o si esta diferencia es aún más pronunciada que en los estudios con sujetos más jóvenes [16,17,18,19,20,21]. Los resultados podrían proporcionar a los entrenadores datos adicionales sobre el rendimiento físico de sus jugadores menores de 19 años (SUB19) y menores de 17 años (SUB17) para tomar decisiones adecuadas en términos de identificación de talentos en esta etapa de edad en particular. A partir de esto, la pregunta de investigación es si existen diferencias estadísticamente significativas en el rendimiento de LS, COD y salto en función del nivel de juego (élite vs amateurs) en jugadores juveniles de fútbol. Se planteó la hipótesis de que el rendimiento podría diferir según el nivel de juego a favor de los jugadores de fútbol de élite.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Para dar respuesta a la pregunta de la investigación, se realizó un estudio transversal. Se evaluaron cuarenta y cinco jugadores de fútbol juveniles de élite y amateurs en sus desempeños en SJ, 10 m LS, 20 m LS, test de agilidad 505 (505) y el test IAT y se verificaron las diferencias en el desempeño (jugadores de élite vs amateurs). Las pruebas se llevaron a cabo en 2 días de evaluación dentro de un período de 1 semana. El día 1 de la prueba, se realizó primero el LS, seguido del SJ. Dos días después, el día 2 de la prueba, se determinaron las pruebas de COD. Sobre la base de la distancia total en orden ascendente, para evitar efectos de fatiga, primero se realizó la prueba 505, luego la prueba de IAT. Los jugadores de élite estaban familiarizados con las pruebas IAT, 505, LS y SJ porque estas pruebas formaban parte de su rutina de diagnóstico de rendimiento semestral. Los jugadores amateurs no realizan pruebas de rendimiento regulares; por lo tanto, una semana antes del día 1 de la prueba, los sujetos completaron una sesión de familiarización en dos días separados (día 1: LS, SJ; día 2: 505, IAT).

### Sujetos

Se reclutaron 45 jugadores de fútbol juvenil ( $16.56 \pm 0.9$  (rango: 15-18) años; masa corporal:  $70.7 \pm 9.4$  kg; altura:  $1.78 \pm 0.08$  m, índice de masa corporal:  $22.3 \pm 2.6$ ) de equipos SUB17 y SBU19 de dos centros de entrenamiento juvenil. Los equipos de los dos centros de entrenamiento jugaban en diferentes niveles competitivos. Dentro de los dos grupos de edad, se realizó una comparación entre un equipo de fútbol en las divisiones juveniles más altas de Alemania (Bundesliga juvenil, jugadores de élite (SUB17: n = 14; SUB19: n = 12)) y un equipo de fútbol juvenil en la categoría juvenil más baja de liga de Alemania (nivel de clubes, jugadores amateurs (SUB17: n = 8; SUB19: n = 11)). Los equipos de fútbol fueron clasificados de élite en referencia a la definición utilizada por Lorenz y cols. [22], que considera a los atletas de élite como aquellos que juegan a un nivel más alto que sus pares dentro de un deporte (nacional (Bundesliga juvenil, liga más alta de Alemania) vs nivel de clubes (liga de distrito, liga más baja de Alemania)). Los jugadores de élite de ambos grupos de edad realizaban de 4 a 5 sesiones de fútbol por semana (1.5 a 2 sesiones de entrenamiento/día), mientras que los jugadores de fútbol amateur de ambos grupos de edad realizaban de 1 a 2 sesiones de fútbol por semana. Ambos grupos competían regularmente en su liga los fines de semana durante la temporada. Los sujetos no participaban en sesiones de entrenamiento exigentes durante un mínimo de 3 días antes de la prueba. Ninguno de los sujetos informó de lesiones en el momento de la prueba.

Cada sujeto y sus padres (si el sujeto aún no tenía 18 años) fueron informados sobre los objetivos del estudio y los riesgos experimentales involucrados con la investigación. Todos los sujetos y sus padres (si el sujeto aún no tenía 18 años) proporcionaron su consentimiento informado por escrito para participar en el presente estudio. Además, este estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Alemana de Salud y Deporte (DHGS-EK-2021-002). El estudio se realizó con sujetos humanos de acuerdo con la Declaración de Helsinki.

### Procedimientos

La masa corporal se analizó mediante una balanza personal (PSD, Neuss, Alemania). La altura corporal se determinó mediante un metro y un nivel de burbuja pegados a una pared. El nivel de burbuja se colocó en la cabeza de los sujetos para poder leer la altura corporal. El calentamiento para las pruebas de salto y sprint consistió en una carrera no específica a intensidad baja a media durante aproximadamente 5 min. Luego, se realizaron ejercicios de coordinación, como correr con las rodillas levantadas, tocarse los talones y hacer desplazamientos laterales, durante aproximadamente 5 minutos. Posteriormente, se realizaron 3 carreras de sprint aproximadamente 30 m con breves pausas intermedias para caminar. El rendimiento de salto se midió utilizando una alfombra de contacto (Refitronic, Schmittchen, Alemania) que funciona como un interruptor. Este sistema envía información a la computadora sobre si la alfombra es cargada. A partir de esta información, se determinaron el tiempo de vuelo y la altura del salto para todos los saltos. La altura del salto se calculó a partir del tiempo de vuelo ( $gt^2/8$ ; g = la aceleración gravitacional ( $9.81 \text{ m}\cdot\text{seg}^{-2}$ ) y t = tiempo de vuelo). El salto en sentadillas se inició con un ángulo de rodilla de  $90^\circ$  sin contramovimiento. Los sujetos tuvieron 5 intentos en los que alcanzaron su mejor resultado. Entre cada salto, los atletas recibieron un descanso de 1 minuto. Se informa que la fiabilidad test-retest tiene un CCI = 0.97 [23]. Los sujetos realizaron tres intentos por prueba de COD, que fueron separados por una pausa de 3 minutos. Se utilizó el mejor intento para el análisis estadístico. La descripción de las configuraciones de prueba se puede encontrar en la literatura [24, 25]. Dado que las diferentes pruebas de COD tienen diferentes requisitos (por ejemplo, duración, turnos), estas pruebas parecen evaluar los requisitos específicos de la tarea [26]. Por lo tanto, se seleccionaron dos pruebas que tienen un perfil de requisitos heterogéneo (IAT: 63-65 m, 9 vueltas de  $90^\circ$ - $180^\circ$  vs 505: 10 m, 1 vuelta de  $180^\circ$ ). Las pruebas IAT y 505 se utilizaron con frecuencia en estudios con jugadores de fútbol [17,18]; la elección de las mismas pruebas debería conducir a una mejor comparación de los propios resultados y otros estudios. Si los pilones o las vallas de obstáculos se derribaban o tocaban durante la prueba de COD, se completaba un intento de seguimiento. Las pruebas fueron separadas por una pausa de 15 min. El rendimiento de LS se midió para una distancia de 10 m y 20 m. Cada atleta también tuvo tres intentos. Entre cada sprint completado, los atletas recibieron un

descanso de 3 minutos. El tiempo se midió para todas las pruebas COD y LS con un sistema de puerta de sincronización doble (reloj de tiempo wk7, Ditzingen, Alemania). El punto de partida se marcó con una pequeña marca a 0.75 m de la puerta de salida para evitar una activación temprana, por ejemplo, con un movimiento de la mano o una posición del cuerpo inclinado. Los sujetos eligieron de forma independiente cuándo comenzaba la medición de acuerdo con la activación de las barreras. Por lo tanto, el tiempo de reacción se excluyó de la medición. Se informa que la fiabilidad test-retest tiene un ICC = 0.85 para 505, ICC = 0.97 para IAT e ICC = 0.89 para LS [23].

## Análisis estadístico

El análisis estadístico se realizó utilizando el software SPSS versión 27 (IBM, Ehningen, DE, Alemania). Se probó la normalidad de los datos utilizando la prueba de Shapiro-Wilk para determinar si los métodos estadísticos paramétricos o no paramétricos eran apropiados. Los análisis de confiabilidad se realizaron utilizando coeficientes de correlación de intraclass (ICC) y un intervalo de confianza del 95% (IC del 95%). Para los análisis de confiabilidad, los ICC y los IC del 95% se calcularon a partir de las 3 pruebas del día del ensayo. CCI superiores a 0.70 indican una fiabilidad adecuada [27]. Además, la variabilidad se determinó mediante coeficientes medios de variación (CV%). Los umbrales aceptables se determinaron utilizando un CV de <10%. Además, la varianza de homogeneidad o varianza de heterogeneidad se determinó mediante la prueba de Levene de igual varianza. La homogeneidad de las covarianzas se evaluó mediante la prueba de Box. Se calculó un MANOVA 2 × 2 para mostrar una diferencia estadísticamente significativa entre el grupo de edad y el nivel de juego en las 5 variables dependientes combinadas (LS 10 m, LS 20 m, SJ, IAT, 505). Se calculó un segundo MANOVA 2 × 2 para mostrar una diferencia estadísticamente significativa entre el grupo de edad y el nivel de juego en los datos antropométricos combinados (masa corporal, altura, IMC). Además, los valores de eta-cuadrada parciales ( $\eta^2$ ) se calcularon para todos los análisis como un indicador del tamaño del efecto. Un valor de eta-cuadrado parcial entre 0.01 y 0.06 indica un tamaño de efecto pequeño, y un eta-cuadrado parcial entre 0.07 y 0.13 indica un tamaño de efecto medio, mientras que un valor igual o superior a 0.14 indica un efecto grande [28]. Se realizó un ANOVA univariados *post-hoc* para cada variable dependiente cuando se observaba un resultado significativo en el MANOVA. Los efectos significativos del ANOVA se probaron mediante la prueba *post-hoc* de Scheffé para determinar los efectos en los subgrupos. Se calcularon los tamaños del efecto Hedges'g y se definieron como efectos triviales entre 0.01 y 0.19, pequeños entre 0.2 y 0.49, moderados entre 0.5 y 0.79 y grandes por encima de 0.8.

## RESULTADOS

La prueba de Shapiro-Wilk mostró datos distribuidos normalmente para las variables en todos los subgrupos y el grupo total. Los resultados de los análisis de confiabilidad se muestran en la Tabla 1. Todos los ICC están claramente por encima del valor límite de 0.7 y por debajo del límite de CV (<10%) y, por lo tanto, pueden clasificarse como confiabilidad adecuada [27].

**Tabla 1.** Coeficientes de variación medios, coeficientes de correlación intraclass, intervalos de confianza del 95% de las pruebas de desempeño.

Tests	ICC (95% CI)	CV (95% CI)
Linear sprint 10 m	0.97 (0.95–0.98)	1.4% (1.1%–1.6%)
Linear sprint 20 m	0.98 (0.97–0.99)	1.2% (0.1%–1.4%)
Squat jump	0.97 (0.95–0.98)	4.4% (3.6%–5.2%)
IAT	0.98 (0.97–0.99)	1.5% (1.0%–2.0%)
505	0.96 (0.94–0.98)	2.9% (2.3%–3.5%)

CV = coefficients of variation; ICC = intraclass correlation coefficients; 95% CI = ninety-five percent confidence intervals.

La prueba de Levene calculó la homogeneidad de las varianzas del error ( $p > 0.05$ ), excepto para las variables masa corporal e IMC ( $p = 0.031, 0.005$ ). Hubo heterogeneidad de covarianzas, según la evaluación de la prueba de Box ( $p < 0.001$ ). MANOVA no mostró diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de edad y el nivel de juego para las variables antropométricas combinadas ( $F(3,39) = 0.122, 1.786, p = 0.166, 0.953, \eta^2$  parcial = 0.009, 0.121, la raíz más grande de Roy  $\phi = 0.009-0.137$ ). El MANOVA no mostró diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de

edad ( $F(5,37) = 2.233$ ,  $p = 0.071$ ,  $\eta^2$  parcial = 0.232, la raíz más grande de Roy  $\phi = 0.302$ ), pero entre el nivel de juego ( $F(5,37) = 81.782$ ,  $p < 0.001$ ,  $\eta^2$  parcial = 0.917, raíz más grande de Roy  $\phi = 11.052$ ) en las variables de rendimiento dependientes combinadas. Los ANOVA univariados *post-hoc* mostraron para cada variable de rendimiento dependiente resultados estadísticamente significativos entre el nivel de juego,  $F(1,41) = 10.225-365.256$ ,  $p < 0.003$ ,  $\eta^2$  parcial = 0.200-0.899). La Tabla 2, la Tabla 3 y la Tabla 4 proporcionan una descripción general de los valores medios  $\pm$ SD y los tamaños del efecto para los subgrupos de datos antropométricos (altura, masa corporal e IMC) y pruebas de rendimiento (SJ, LS y COD) en grupos de edad y el grupo total. El rendimiento de los jugadores de élite fue significativamente mejor en SJ, LS y COD que los jugadores amateurs. Los resultados muestran que cuanto más complejo es el ejercicio objetivo, mayores son los tamaños del efecto para las diferencias de grupo (SJ:  $g = 0.64-1.18$ , LS:  $g = 0.05-2.23$ , COD:  $g = 3.01-6.84$ ).

**Tabla 2.** Media, desviación estándar, diferencia absoluta y relativa, valor *t*, valor *p* y tamaño del efecto dentro del grupo de edad de menores de 19 años.

Tests	Elite ( <i>n</i> = 12) Mean $\pm$ SD	Amateur ( <i>n</i> = 11) Mean $\pm$ SD	abs. Mean $\Delta$ (%)	Effect
Height (cm)	179.2 $\pm$ 6.7	176.6 $\pm$ 10.9	2.6 (1.5%)	0.27
Body mass (kg)	74.0 $\pm$ 7.7	67.0 $\pm$ 14.6	7.0 (9.5%)	0.59
BMI (%)	23.0 $\pm$ 1.3	21.4 $\pm$ 4.3	1.6 (7.0%)	0.48
Linear sprint 10 m (s)	1.67 $\pm$ 0.06	1.82 $\pm$ 0.08	0.15 (9.0%) *	2.03
Linear sprint 20 m (s)	2.89 $\pm$ 0.08	3.19 $\pm$ 0.17	0.30 (10.4%) *	2.24
Squat jump (cm)	40.45 $\pm$ 2.91	34.61 $\pm$ 6.21	5.84 (14.4%) *	1.18
IAT (s)	13.66 $\pm$ 0.36	17.19 $\pm$ 0.61	3.53 (25.8%) *	6.84
505 (s)	2.15 $\pm$ 0.06	2.64 $\pm$ 0.16	0.49 (22.8%) *	4.18

505 = 505 agility test, IAT = Illinois agility test, cm = centimeter, s = seconds; \* = significant ( $p < 0.05$ ), effect size = Hedges' *g*.

**Tabla 3.** Media, desviación estándar, diferencia absoluta y relativa, valor *t*, valor *p* y tamaño del efecto dentro del grupo de edad de menores de 17 años.

Tests	Elite ( <i>n</i> = 14) Mean $\pm$ SD	Amateur ( <i>n</i> = 8) Mean $\pm$ SD	abs. Mean $\Delta$ (%)	Effect
Height (cm)	175.8 $\pm$ 5.0	182.0 $\pm$ 7.4	6.20 (3.5%)	1.00
Body mass (kg)	70.8 $\pm$ 7.2	70.7 $\pm$ 8.4	0.10 (0.1%)	0.02
BMI (%)	22.9 $\pm$ 1.8	21.3 $\pm$ 1.5	1.60 (7.0%)	0.93
Linear sprint 10 m (s)	1.80 $\pm$ 0.05	1.80 $\pm$ 0.12	0.00 (0.0%)	0.05
Linear sprint 20 m (s)	3.06 $\pm$ 0.09	3.22 $\pm$ 0.14	0.16 (5.2%) *	1.40
Squat jump (cm)	34.87 $\pm$ 2.64	32.51 $\pm$ 4.74	2.36 (6.8%)	0.64
IAT (s)	14.52 $\pm$ 0.22	16.23 $\pm$ 0.60	1.71 (-11.8%) *	4.12
505 (s)	2.25 $\pm$ 0.09	2.53 $\pm$ 0.08	0.28 (-12.4%) *	3.01

505 = 505 agility test, IAT = Illinois agility test, cm = centimeter, s = seconds; \* = significant ( $p < 0.05$ ), effect = Hedges' *g*.

**Tabla 4.** Media, desviación estándar, diferencia absoluta y relativa, valor t, valor p y tamaño del efecto dentro del grupo total.

Tests	Elite (n = 26) Mean ± SD	Amateur (n = 19) Mean ± SD	abs. Mean Δ (%)	Effect
Height (cm)	177.3 ± 6.0	178.9 ± 9.7	1.6 (0.9%)	0.20
Body mass (kg)	72.3 ± 7.4	68.5 ± 12.2	3.8 (5.3%)	0.38
BMI (%)	23.0 ± 1.5	21.4 ± 3.4	1.6 (7.0%)	0.63
Linear sprint 10 m (s)	1.74 ± 0.08	1.81 ± 0.10	0.07 (4.0%) *	0.80
Linear sprint 20 m (s)	3.98 ± 0.12	3.20 ± 0.16	0.22 (7.4%) *	1.62
Squat jump (cm)	37.45 ± 3.92	33.73 ± 5.60	3.72 (9.9%) *	0.78
IAT (s)	14.13 ± 0.52	16.79 ± 0.77	2.77 (18.8%) *	4.11
505 (s)	2.20 ± 0.09	2.60 ± 0.14	0.40 (18.2%) *	3.40

505 = 505 agility test, IAT = Illinois agility test, cm = centimeter, s = seconds; \* = significant ( $p < 0.05$ ), effect = Hedges' g.

## DISCUSIÓN

El rendimiento de los jugadores de élite fue significativamente mejor en SJ, LS y COD que los jugadores amateurs. Curiosamente, esta investigación mostró que cuanto más complejo es el ejercicio objetivo, mayores son los tamaños del efecto para las diferencias de grupo (SJ:  $g = 0.64$ -1.18, LS:  $g = 0.05$ -2.23, COD:  $g = 3.01$ -6.84).

Las diferencias de rendimiento a favor de las poblaciones de élite son básicamente consistentes con la literatura [16,17,18,19,20]. Jugar al fútbol (y, por tanto, hacer un sprint, cambiar de dirección y saltar) puede ser un estímulo de entrenamiento eficaz para mejorar SJ, LS y COD [29]. El mayor rendimiento en los sujetos de élite podría atribuirse al mayor volumen de juego del fútbol. El análisis de los datos en este estudio no puede aclarar por qué no se alcanzó el nivel de significancia para el LS 10 m y el SJ ( $g = 0.64$ ) en el subgrupo SUB17. Es posible que, desde una perspectiva estadística, las diferencias no significativas en el SJ de ambos subgrupos (élite vs amateur) en SUB17 se puedan explicar por el desempeño heterogéneo del subgrupo de jugadores amateurs. Aunque, la variación (CV = 4.4%) del SJ, que podría explicarse por el movimiento concéntrico generalmente inusual de los jugadores de fútbol, puede haber influido en el cálculo. Cabe señalar que los dos grupos en el grupo de edad SUB17 difieren con un efecto moderado en el SJ ( $g = 0.64$ ). Los resultados no significativos en la variable LS 10 m son contrarios a los hallazgos de diferencias de rendimiento en función de los niveles de juego de LS 10 m en SUB19, así como de LS 20 m en ambos grupos de edad y contrarios a otros hallazgos en la literatura [16,18,19]. Sólo Trajković y cols. [18] también encontraron diferencias no significativas entre los jugadores de fútbol de élite y amateurs en el LS 10 m y argumentó que esto podría estar relacionado con la etapa de madurez de los jugadores, que puede afectar el rendimiento del sprint. Este efecto también puede enmascarar las diferencias grupales en LS 10 m y en SJ entre el nivel de juego en SUB17 en este estudio, ya que se calculó que los tamaños del efecto en la altura corporal eran grandes ( $g = 1.0$ ) a favor de los jugadores amateurs. Sin embargo, no se puede encontrar una clara justificación de las diferencias no significativas en el LS 10 m y en SJ entre el nivel de juego en el subgrupo SUB17 en este estudio en los datos antropométricos, ya que este estudio no calculó diferencias significativas entre los subgrupos (amateur vs elite) de acuerdo con la literatura [17].

Los tamaños del efecto de las diferencias de rendimiento en las pruebas de COD de este estudio ( $g = 3.01$ -6.84) excedieron con creces los tamaños del efecto encontrados por Trecroci y cols. [17] y Trajković y cols. [18] ( $g = 0.69$ -1.5). Es fundamentalmente difícil comparar los estudios, y por lo tanto también los resultados entre sí porque diferentes estudios pueden haber utilizado diferentes definiciones de la categorización de sujetos en élite, subélite y amateurs [17]. Aquí, debe establecerse la demanda de una definición uniforme del nivel de rendimiento para los deportes de equipo y su uso constante en la literatura [22]. Sin embargo, incluso en comparación con estudios que utilizaron una definición idéntica de estado de juego y pruebas COD comparables o idénticas en términos del perfil de requisitos, en este estudio se confirmaron diferencias de rendimiento significativamente más altas entre jugadores de élite y amateurs ( $g = 0.95$  vs  $g = 3.01$ -6.84) [18]. Trajković y cols. [18] reclutaron jugadores de élite y sub-élite de campeonatos nacionales sin nombrar el país del campeonato. Es posible que una diferencia en el desempeño entre las ligas nacionales explique la diferencia en el tamaño del efecto. También es posible que la diferencia en la magnitud de los efectos se deba al hecho de que los sujetos medidos en este estudio eran mayores en comparación con otros estudios ( $16.56 \pm 0.9$  vs  $15.7 \pm 0.6$  años) [18]. Aquí, los factores de selección podrían usarse nuevamente como una explicación para mayores volúmenes de entrenamiento e

intensidad de jugadores de élite mayores. Sin embargo, sobre la base de los datos disponibles, no está claro por qué los tamaños del efecto difieren entre los estudios mencionados y, por lo tanto, apunta a una mayor necesidad de investigación científica sobre este tema.

El rendimiento de la prueba de COD representa los parámetros de rendimiento que mostraron los tamaños de efecto más altos en este estudio (SJ:  $g = 0.64-1.18$ , LS:  $g = 0.05-2.23$ , COD:  $g = 3.01-6.84$ ). Cometti y cols. [13] también encontraron tamaños de efecto más altos para las diferencias de rendimiento según el nivel de juego en el sprint lineal en comparación con el rendimiento del salto; sin embargo, Trajković y cols. [18] no lo encontró. Es posible que los rendimientos objetivo más complejos (COD, LS) se beneficien más de un mayor volumen de entrenamiento e intensidad de los jugadores de élite que los ejercicios más simples (por ejemplo, un SJ).

Una limitación de este estudio es la diferencia en el tamaño de la muestra entre los grupos (élite vs amateur), que se debe a la disponibilidad limitada de horarios de los atletas amateurs. Los tamaños de muestra desequilibrados pueden aumentar el error en los cálculos de las diferencias, pero esto se mitiga con las correcciones adecuadas en los cálculos (por ejemplo, la raíz más grande de Roy o la  $g$  de Hedges en lugar de la  $d$  de Cohen). Una limitación adicional es la muestra *ad hoc*, que generalmente puede aumentar el error de muestreo. Sin embargo, el conjunto de datos es valioso porque sólo unos pocos estudios han investigado y comparado a jugadores de fútbol jóvenes [16, 17, 18, 19, 20, 21].

## CONCLUSIONES

---

Los datos de este estudio muestran diferencias de los resultados en las pruebas de rendimiento según el nivel de juego. El SJ, LS, 505 e IAT pueden resultar útiles en las baterías de pruebas de una selección de talentos para separar los niveles competitivos entre los jugadores de fútbol juvenil. Cuanto más complejas eran las pruebas de rendimiento, mayores eran los tamaños del efecto de las diferencias de rendimiento. Por lo tanto, las pruebas de LS y de COD deben integrarse en las baterías de prueba. Por el contrario, los factores antropomórficos no diferencian significativamente entre el nivel de juego y, por lo tanto, no deben usarse para la selección.

### **Financiamiento**

Esta investigación no recibió financiación externa.

### **Agradecimientos**

Los autores desean agradecer a los atletas por participar en el estudio.

### **Conflictos de interés**

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## REFERENCIAS

---

1. Bloomfield, J.; Polman, R.; O'Donoghue, P. (2007). Physical Demands of Different Positions in FA Premier League Soccer. *J. Sports Sci. Med.* 2007, 6, 63-70.
2. Barnes, C.; Archer, D.T.; Hogg, B.; Bush, M.; Bradley, P.S. (2014). The Evolution of Physical and Technical Performance Parameters in the English Premier League. *Endoscopy* 2014, 35, 1095-1100.
3. Wallace, J.L.; Norton, K.I. (2014). Evolution of World Cup soccer final games 1966-2010: Game structure, speed and play patterns. *J. Sci. Med. Sport* 2014, 17, 223-228.
4. Reilly, T.; Bangsbo, J.; Franks, A.L. (2000). Anthropometric and physiological predispositions for elite soccer. *J. Sports Sci.* 2000, 18, 669-683.
5. Jones, P.; Bampouras, T.M.; Marrin, K. (2009). An investigation into the physical determinants of change of direction speed. *J. Sports Med. Phys. Fit.* 2009, 49, 97-104.
6. Sheppard, J.M.; Young, W.B. (2006). Agility literature review: Classifications, training and testing. *J. Sports Sci.* 2006, 24, 919-932.
7. Haugen, T.A.; Tønnessen, E.; Hisdal, J.; Seiler, S. (2013). The role and development of sprinting speed in soccer. *Int. J. Sports Physiol. Perform.* 2013, 9, 432-441
8. Sheppard, J.; Dawes, J.J.; Jeffreys, I.; Spiteri, T.; Nimphius, S. (2014). Broadening the view of agility: A scientific review of the literature. *J. Aust. Strength Cond.* 2014, 22, 6-30
9. Stølen, T.; Chimari, K.; Castagna, C.; Wisløff, U. (2005). Physiology of soccer—An update. *Sports Med.* 2005, 35, 501-536.
10. Trecroci, A.; Milanović, Z.; Rossi, A.; Broggi, M.; Formenti, D.; Alberti, G. (2016). Agility profile in sub-elite under-11 soccer players: Is SAQ training adequate to improve sprint, change of direction speed and reactive agility performance? *Res. Sports Med.* 2016, 24, 331-340.

11. Bangsbo, J.; Mohr, M.; Krstrup, P. (2006). Physical and metabolic demands of training and match-play in the elite football player. *J. Sports Sci.* 2006, 24, 665-674.
12. Young, W.B.; Dawson, B.; Henry, G.J. (2015). Agility and Change-of-Direction Speed are Independent Skills: Implications for Training for Agility in Invasion Sports. *Int. J. Sports Sci. Coach.* 2015, 10, 159-169.
13. Cometti, G.; Maffiuletti, N.A.; Pousson, M.; Chatard, J.-C.; Maffulli, N. (2001). Isokinetic Strength and Anaerobic Power of Elite, Subelite and Amateur French Soccer Players. *Endoscopy* 2001, 22, 45-51.
14. Lehance, C.; Binet, J.; Bury, T.; Croisier, J.L. (2008). Muscular strength, functional performances and injury risk in professional and junior elite soccer players. *Scand. J. Med. Sci. Sports* 2008, 19, 243-251.
15. Keiner, M.; Sander, A.; Wirth, K.; Hartmann, H. (2015). Differences in the performance tests of the fast and slow stretch and shortening cycle among professional, amateur and elite youth soccer players. *J. Hum. Sport Exerc.* 2015, 10.
16. Gissis, I.; Papadopoulos, C.; Kalapotharakos, V.I.; Sotiropoulos, A.; Komsis, G.; Manolopoulos, E. (2006). Strength and Speed Characteristics of Elite, Subelite, and Recreational Young Soccer Players. *Res. Sports Med.* 2006, 14, 205-214.
17. Trecroci, A.; Longo, S.; Perri, E.; Iaia, F.M.; Alberti, G. (2018). Field-based physical performance of elite and sub-elite middle-adolescent soccer players. *Res. Sports Med.* 2018, 27, 60-71.
18. Trajković, N.; Sporiš, G.; Krističević, T.; Madić, D.M.; Bogataj, Š. (2020). The Importance of Reactive Agility Tests in Differentiating Adolescent Soccer Players. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 2020, 17, 3839.
19. Stewart, A.; Bloom, L.; Clarkson, B.; Comfort, P. (2014). A Comparison of Field Test Performances between Elite and Sub-Elite Academy Soccer Players. *J. Athletic Enhancement* 2014, 3, 4.
20. Vaeyens, R.; Malina, R.M.; Janssens, M.; Van Renterghem, B.; Bourgois, J.; Vrijens, J.; Philippaerts, R.M. (2006). A multidisciplinary selection model for youth soccer: The Ghent Youth Soccer Project Commentary. *Br. J. Sports Med.* 2006, 40, 928-934.
21. le Gall, F.; Carling, C.; Williams, M.; Reilly, T. (2010). Anthropometric and fitness characteristics of international, professional and amateur male graduate soccer players from an elite youth academy. *J. Sci. Med. Sport* 2010, 13, 90-95.
22. Lorenz, D.S.; Reiman, M.P.; Lehecka, B.J.; Naylor, A. (2013). What Performance Characteristics Determine Elite Versus Nonelite Athletes in the Same Sport? *Sports Health* 2013, 5, 542-547.
23. Kadlubowski, B.; Keiner, M.; Stefer, T.; Kapsecker, A.; Hartmann, H.; Wirth, K. (2020). Influence of linear-sprint performance, concentric power and maximum strength on change of direction performance in elite youth soccer players. *Ger. J. Exerc. Sport Res.* 2020, 51, 116-121.
24. Nimphius, S.; Callaghan, S.J.; Bezodis, N.E.; Lockie, R.G. (2018). Change of Direction and Agility Tests: Challenging Our Current Measures of Performance. *Strength Cond. J.* 2018, 40, 26-38.
25. Guarav, V.; Singh, S.; Singh, M.; Rathi, B. (2011). A comparative study of arm and shoulder girdle strength and agility of college-level baseball pitchers and non-pitchers. *J. Phys. Educ. Sports Manag.* 2011, 2, 17-20.
26. Kadlubowski, B.; Keiner, M.; Hartmann, H.; Wirth, K.; Frick, U. (2019). The Relationship between Change of Direction Tests in Elite Youth Soccer Players. *Sports* 2019, 7, 111.
27. Shrout, P.E.; Fleiss, J.L. (1979). Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability. *Psychol. Bull.* 1979, 86, 420-428.
28. Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, 2nd ed. ; Erlbaum Associates: Hillsdale, MI, USA, 1988; p. 567.
29. Ramirez-Campillo, R.; Castillo, D.; Raya-González, J.; Moran, J.; de Villarreal, E.S.; Lloyd, R.S. (2020). Effects of Plyometric Jump Training on Jump and Sprint Performance in Young Male Soccer Players: A Systematic Review and Meta-analysis. *Sports Med.* 2020, 50, 2125-2143.

## Cita Original

Keiner, M.; Kapsecker, A.; Stefer, T.; Kadlubowski, B.; Wirth, K. (2021) Differences in Squat Jump, Linear Sprint, and Change-of-Direction Performance among Youth Soccer Players According to Competitive Level. *Sports*, 9, 149. <https://doi.org/10.3390/sports9110149>