Journal of
Sport Biomechanics

Winter 2027. Vol 12. Issue 4

Research Paper

Correlation Between Core Muscle Endurance and Dual-Task Performance Among Competitive Karate Kata Athletes: An Analytical Study

Saniya Shah*[1], Basavaraj Motimath[1], Dhaval Chivate[1]

1. Department of Sports Physiotherapy, KLE Institute of Physiotherapy, Nehru Nagar, Belagavi 590010, Karnataka, India.

Scan to read online

Citation: Shah S, Motimath B, Chivate D. Correlation Between Core Muscle Endurance and Dual-Task Performance Among Competitive Karate Kata Athletes: An Analytical Study. Journal of Sport Biomechanics. 2027;12(4):882–918. https://doi.org/10.66224/JSportBiomech.12.4.882

Article Info:

Received: 19 August 2026

Accepted: 5 November 2026

Published: 15 November 2026

Keywords:

Martial arts, Physical endurance, Postural balance, Cognition, Task performance and analysis, Athletic performance

ABSTRACT

Objective Kata is contested in arenas saturated with visual and auditory distractions that competitors must filter while holding precise postures. This study examined whether core endurance is related to dual-task performance during Taikyoku Shodan.

Methods This cross-sectional study included 108 competitive kata athletes (55 men, 53 women; aged 15–32 years). Core endurance was assessed using four McGill trunk endurance tests. Athletes performed Taikyoku Shodan under single-task, auditory, and visual Stroop dual-task conditions. Movement quality was scored using a seven-item scale (0–21), with good scoring agreement (ICC = 0.84–0.89). Dual-task cost was calculated as the proportional reduction in movement quality.

Results Movement quality was highest without a concurrent task (17.24 ± 2.25) and fell under auditory (14.68 ± 2.44) and visual (13.71 ± 2.46) loading (both $p < 0.001$). Overall dual-task cost averaged 17.56 ± 8.75%. Composite endurance (234.4 ± 38.7 s) was inversely correlated with overall cost ($r = −0.413$, 95% CI −0.558 to −0.243, $p < 0.001$). In an adjusted model, endurance ($\beta = −0.419$) and baseline Stroop performance ($\beta = −0.251$) were independent correlates. The association persisted with independent ratings ($r = −0.327$, $p < 0.001$).

Conclusion Athletes with lower trunk endurance lost proportionally more kata movement quality under concurrent cognitive load. The cross-sectional design, convenience sample, an unvalidated instrument, and non-blinded scoring preclude causal inference, and the findings should be regarded as hypothesis-generating.

*** Corresponding Author:**

Saniya Shah

saniyashah2739@gmail.com

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, adaptation, and reproduction in any medium or format, provided the original author(s) and the source are credited.

© 2027 The Author(s). Journal of Sport Biomechanics published by Islamic Azad University, Hamedan Branch.

Introduction

Karate is among the most widely practised combat sports in the world and is contested in two formats: kumite, a regulated sparring discipline, and kata, an individually adjudicated form in which the athlete performs a codified sequence of stances, blocks, strikes and transitions against imagined opponents (1). Kata places predominantly alactic and aerobic demands on the athlete yet produces considerable cardiorespiratory and neuromuscular strain despite its short duration (1, 2). Injury surveillance at World Karate Federation championships shows that injuries cluster at the head, upper limb and lower limb (3). As kata does not involve direct contact between opponents, performance depends heavily on neuromuscular, postural and attentional factors. Judges score kata on stance stability, correct execution of technique, transitional control, rhythm, timing, breathing and overall coherence (4). Judging is comparative and margins are narrow, so slight losses of postural precision can cost points. High-level kata specialists have demonstrated better postural regulation than kumite specialists and untrained controls (5), but this advantage has been demonstrated under controlled laboratory conditions. Competition presents a different setting, since crowd noise, adjacent-tatami activity, sideline coaching and camera flashes can all compete for the athlete's attention.

The dual-task paradigm is an established method for quantifying performance under such conditions. When a motor task and a cognitive task are performed together and both draw on limited central attentional resources, performance on one or both tasks may deteriorate; the magnitude of that deterioration, expressed as dual-task cost, indexes cognitive–motor interference (6, 7). Dual-task cost varies with the complexity of the cognitive load, the automaticity of the motor skill and the attentional demands of the postural task itself (6, 8). Systematic review evidence indicates that concurrent cognitive loading can acutely degrade sport-specific motor output and that repeated dual-task training may reduce these decrements (9, 10). Yet the method has been applied predominantly to gait, balance platforms and open-skill team sports; closed-skill, aesthetically judged martial arts forms remain relatively understudied.

Trunk musculature plays an important role in athletic function. The core anchors the proximal end of the kinetic chain, and its capacity to maintain segmental stiffness influences how efficiently forces are transferred between body segments (11). Trunk endurance is an important component of functional stability, and the isometric field battery introduced by McGill and colleagues is widely used to assess it, with published normative values (12) and evidence of measurement reliability (13, 14). Trunk muscle training can yield small-to-moderate improvements in sport-specific performance (15, 16), and a controlled trial in youth karateka reported gains in balance, agility and strength (17, 18). Similar findings have been reported in other martial arts: six weeks of core stability training improved balance and competitive performance in male taekwondo athletes (19), and core stability work produced greater gains in static and dynamic balance than trampoline training in female athletes with chronic ankle instability (20). These studies suggest that trunk conditioning can improve balance under conditions without concurrent cognitive tasks; however, they did not examine whether trunk endurance is related to performance when attention is divided.

Taikyoku Shodan, the first kata of Shotokan karate, was chosen as the motor task. Funakoshi codified it as a deliberately simplified teaching form intended to distil the fundamental mechanics of the style (21). Twenty movements are executed along an I-shaped performance line, or embusen, using one stance, one block and one strike, with eight changes of direction and two prescribed kiai (21, 22). Containing no kicks, jumps or advanced hand techniques, it allows the assessment of competencies of interest here, namely sustained trunk control through repeated weight transfer, controlled rotation about the vertical axis and reproducible segmental timing, while minimising the technical complexity associated with advanced kata. As a basic Shotokan kata, it provides a relatively standardised motor task, although familiarity with the form may vary according to athletes' training backgrounds and styles. Karate practice is itself neurocognitively demanding, and practitioners have demonstrated enhanced attentional control and executive function (24–26); kata requires retrieval

of a movement sequence from procedural memory, online postural regulation and suppression of distractors, the last of which relates to the construct assessed by the Stroop colour–word task (27, 28). A clear gap therefore remains. Core endurance contributes to postural stability and force transfer, and cognitive load can degrade motor performance, but whether baseline trunk endurance is associated with the magnitude of performance loss when attention is diverted has not been established. This study determined the association between core muscle endurance and dual-task performance in competitive kata athletes by quantifying composite trunk endurance, movement quality under single-task, auditory dual-task and visual dual-task conditions, and the resulting dual-task costs. The endurance–cost association was examined both before and after adjustment for age, training experience, body mass index and cognitive performance. We hypothesised an inverse association that would persist after multivariable adjustment.

Methods

Subjects

This single-centre, cross-sectional analytical study assessed each participant in one session and is reported in accordance with the STROBE statement (29). It was registered with the Clinical Trials Registry–India (CTRI/2026/02/103742). Registration took place after participant recruitment had commenced and was therefore retrospective; no claim of prospective registration is made. The eligibility criteria, outcome measures and analytical plan were fixed in the protocol approved by the institutional ethics committee on 5 January 2026, before any participant was assessed, and were not altered thereafter; the registry entry records these prespecified elements retrospectively rather than establishing them. No interim analysis was conducted and no outcome was defined or selected after inspection of the data. Data were collected at affiliated karate clubs and dojos across Belagavi, Karnataka, India, on the athletes' habitual training surface to preserve ecological validity, in areas standardised to a minimum clear floor space of 4 m × 4 m.

Eligible participants were male and female competitive kata athletes aged 15 to 35 years with at least two years of continuous kata training, a minimum of two kata events contested, and the ability to execute a complete standardised sequence appropriate to their grade. Athletes were excluded for any musculoskeletal injury, or neurological, vestibular or balance disorder, within the preceding six months; any cardiovascular or respiratory condition contraindicating moderate-to-vigorous activity; or uncorrectable visual or auditory impairment. Colour vision was screened with Ishihara plates, since normal colour discrimination is a prerequisite for the visual interference task. Recruitment used non-probability convenience sampling through club heads and chief instructors. Competitive standard was defined by the eligibility criteria themselves, namely at least two years of continuous kata training and competition and a minimum of two kata events contested. National or international ranking was not an inclusion requirement and was not used to stratify the sample. The cohort therefore comprises regularly competing club- and regional-standard athletes; the descriptor “elite” is not applied to this sample anywhere in the manuscript, and the terminology “competitive kata athletes” is used throughout. The observed age range of the enrolled sample was 15 to 32 years, within the 15 to 35 year eligibility window. Sample size was estimated for a two-tailed test of a single Pearson correlation using the Fisher z transformation, $n = [(Z\alpha/2 + Z\beta) / C]^2 + 3$, where $C = 0.5 \times \ln[(1 + \rho) / (1 - \rho)]$. The anticipated correlation of $\rho = 0.31$ was set a priori as a moderate association of the order reported for trunk conditioning and sport-specific performance (15, 16); it was not taken from a single prior study, since no published investigation had examined the endurance–dual-task relationship directly. With $\rho = 0.31$, $\alpha = 0.05$ ($Z\alpha/2 = 1.96$) and 90% power ($Z\beta = 1.2816$), the minimum requirement was 106; the target was set at 108 to allow for unusable records, and the final analysed sample was 108 with no missing values. At $n = 108$ the smallest correlations detectable at two-tailed $\alpha = 0.05$ were $|r| = 0.27$ with 80% power and $|r| = 0.31$ with 90% power.

Procedure

Ethical approval was obtained before the study began, and written informed consent, or parental consent with the minor's written assent, was obtained from every participant along with separate consent for video recording and anonymised publication. The standardised motor task was Taikyoku Shodan, selected because it is common to the syllabus of every participating athlete and because its restricted technical vocabulary allows movement quality to be scored without confounding by technical difficulty. The form comprises twenty counted movements along an I-shaped embusen: eight executions of gedan barai and twelve of oi-zuki at middle level, performed throughout in zenkutsu-dachi, with three ninety-degree turns, three one-hundred-and-eighty-degree pivots, two two-hundred-and-seventy-degree rotations, and kiai on the eighth and sixteenth movements. Athletes opened from yoi in hachiji-dachi and returned to it on the command yame, breathing to the conventional Shotokan pattern with controlled exhalation on completion of each technique and no breath-holding. The order of the three conditions was counterbalanced using a computer-generated Latin square to control for order, learning and fatigue effects. Participants could not be blinded to condition. All performances were exported as anonymised, code-labelled video files and scored as described in the "Movement Quality" subsection, which also sets out the blinding arrangements. Each session opened with a standardised ten-minute warm-up. Demographic and anthropometric data were recorded (height to the nearest 0.1 cm, body mass to the nearest 0.1 kg), followed by seated single-task baselines for both cognitive tasks and then the four endurance holds in fixed order with five-minute inter-test rest. After ten minutes of recovery, athletes completed two submaximal familiarisation repetitions at approximately 70% of competition intensity and then the three scored performances, separated by three-minute passive rest. A single performance lasted 30 to 40 seconds and total session duration was 45 to 60 minutes. Scored trials were performed at maximal technical effort with full kime, with Borg CR10 ratings recorded after each. Sessions were supervised on certified tatami by an instructor of at least third-dan grade and a physiotherapist with postgraduate training in sports physiotherapy, and any trial with an aborted sequence, abandoned concurrent task or inadequate video was repeated after five minutes of additional rest.

Outcome Measures

Four outcome domains were measured: core muscle endurance, movement quality, cognitive task performance and dual-task cost. The calculation of each is set out below.

Core Muscle Endurance

Anterior, lateral and posterior trunk endurance were assessed with four isometric holds adapted from the McGill protocol: the prone forearm plank, the left and right side planks, and the modified Biering–Sørensen extensor hold. Each hold was maintained until volitional fatigue, defined as the inability to sustain the prescribed alignment despite one verbal correction, with timing stopped at the second deviation. Holds were administered in fixed order with five minutes of rest between them, and each time was recorded in seconds. Composite core endurance was calculated for each athlete as the arithmetic sum of the four hold times (composite = prone plank + modified Biering–Sørensen + left side plank + right side plank). It therefore contains no cognitive or other non-endurance variable; in this sample it ranged from 155 to 350 s. The battery is the reference field standard, with published normative targets (12) and intraclass correlation coefficients of 0.93 to 0.97 (13, 14). An unweighted sum preserves the original metric (seconds) and remains comparable with normative values (12), but it gives the longer extensor hold proportionally greater influence; a composite of standardised (z) hold times was therefore analysed as a sensitivity analysis ("Reliability and Sensitivity Analyses" subsection).

Movement Quality

Movement quality was scored with the Modified Karate Movement Quality Scoring Sheet (MKMQS), a seven-item observational instrument adapted from the Movement Competency Screen framework and published kata analysis templates (4). The items are postural control, balance stability,

coordination, rhythm and timing, technique precision, power dynamics, and focus and concentration, each scored 0 to 3 for a total of 0 to 21, a higher score indicating better movement quality. All seven items were adapted by rewriting the 0–3 anchors to the stances, blocks, strikes and direction changes of Taikyoku Shodan; no item kept its original anchors, and no formal item-by-item derivation table was constructed. The MKMQS has not been formally validated. No criterion, construct, convergent or discriminant validity evidence exists, and the present study establishes internal structure only, so scores are treated as a provisional index of kata movement quality. Item-level descriptive statistics are given in Supplementary Table S1. Performances were recorded simultaneously from frontal and sagittal cameras at 60 frames per second. Before any study scoring began, two assessors with postgraduate training in sports physiotherapy and at least three years of clinical experience in movement analysis completed a standardised training programme on the MKMQS (Table 1). Scoring was then carried out by two assessors of complementary expertise: the principal investigator, a postgraduate in sports physiotherapy, whose domain covers postural control, balance, coordination and segmental timing; and an independent karate coach of at least third-dan grade with national coaching accreditation, whose domain covers technical correctness, kime, power dynamics and kata-specific execution. Each of the 324 recordings (108 athletes × 3 conditions) was viewed by both assessors, who applied the anchors item by item and discussed any divergence until a single agreed score was entered for each item. Because the assessors were selected for different expertise rather than as interchangeable raters, consensus scoring allowed both perspectives to contribute to every score, and the consensus score was the unit of analysis.

Because the consensus procedure produced no parallel ratings, the karate coach subsequently re-scored all 324 recordings alone, without access to the consensus scores, the endurance data or participant identities. Agreement between the consensus and independent ratings was quantified with two-way random-effects, absolute-agreement intraclass correlation coefficients for single ratings, ICC(A,1), and averaged ratings, ICC(A,k), each with 95% confidence intervals. Because the re-scoring assessor had contributed to the consensus ratings, recall of the agreed scores cannot be excluded, and the coefficients are an upper bound on the agreement a wholly independent assessor would achieve. The independent ratings were also substituted for the consensus scores in a full re-analysis ("Reliability and Sensitivity Analyses" subsection). With regard to blinding, videos were exported as anonymised, code-labelled files (for example V_001_A, V_001_B, V_001_C for the three conditions of participant 001) without participant, condition or session information. This did not conceal the task condition, which is evident from the audio and from the stimulus display within the recorded field of view; recordings were not muted or cropped because rhythm, timing, breathing

Table 1. Assessor training and calibration before study scoring

Stage	Duration	Activities	Purpose
1. Conceptual phase	Week 1	Item-by-item instruction on the seven MKMQS items with written 0–3 anchors and descriptors; study of the Movement Competency Screen framework and published kata analysis templates; slow-motion video of correct execution (level 3), common errors (levels 0–1) and intermediate performances (level 2) by kata athletes outside the study sample.	Establish a shared understanding of each item and its scoring anchors.
2. Practical calibration	Weeks 2–3	Scoring of twenty standardised training clips (none from study participants) performed by athletes of varying ability; scores compared after each clip and divergences discussed against the written anchors, with feedback from a certified kata instructor with fifteen years of competitive experience.	Align the application of the anchors between the two assessors; training continued until the anchors were applied consistently to the training material.

Note: MKMQS, Modified Karate Movement Quality Scoring Sheet.

and postural stability are scored items. Neither assessor was therefore blind to condition. The karate coach took no part in recruitment, testing or data handling and was blind to athlete identity, endurance results and trial order. The principal investigator administered the testing sessions and was not blind to identity or endurance results. The statistician was blinded to participant identity during analysis.

Cognitive Task Performance

Two cognitive tasks were used, each as a concurrent task during the kata and as a seated baseline test. In both dual-task conditions the stimulus stream began on the command hajime and ended at yame, so that presentation overlapped the entire motor sequence. In the auditory condition, a pre-recorded list of thirty phonetically neutral monosyllabic words was delivered through a speaker positioned approximately 1 m lateral to the performance area at floor level, at one word per second, so that the list spanned approximately the first 30 s of the performance. Playback volume was set before testing to a level clearly audible above ambient dojo noise and held constant, but the sound pressure level was not verified with a calibrated meter. Encoding was therefore concurrent with the kata and retrieval delayed: free verbal recall was requested during the 30 s immediately after yame. The task loads working memory throughout the performance but imposes no concurrent response demand. In the visual condition, approximately twenty standardised colour–word interference cards were presented in sequence, each displayed for about two seconds, on a fixed stand approximately 1.5 m directly ahead of the athlete's starting orientation. The athlete named the ink colour of each card aloud while performing the kata, so that this condition imposed a continuous concurrent response demand. Because the stand was fixed, the display left the athlete's field of view during turns away from the starting orientation and was reacquired on returning to it, so stimulus exposure was intermittent. The card-based implementation departs from standard administration of the Stroop paradigm (28). Before kata testing, each athlete completed seated, rested baselines of both tasks. The auditory baseline was free recall of a thirty-word list, scored as the number of words correctly recalled (range 0–30). The visual baseline was a 45-second colour–word (Stroop) test, scored as the number of ink colours correctly named in the 45 s (no fixed maximum; observed range 44 to 77). These baseline scores indexed each athlete's cognitive capacity and were used as covariates. The Stroop baseline score is unrelated in scale to the roughly twenty cards shown during the kata: the cards served only to impose concurrent load and were not a scored test, whereas the baseline score counts the namings completed in 45 s of seated testing. Performance on the concurrent tasks during the kata could not be analysed. Free recall was requested after the auditory dual-task kata, but those scores are not available for analysis, and responses during the visual dual-task kata were not recorded. Dual-task cost in this study is therefore a motor cost only, and engagement with, and prioritisation of, the concurrent tasks could not be verified (see the limitations in the Discussion).

Dual-Task Cost

Dual-task cost was the proportional decrement in movement quality from single-task to dual-task performance, following Plummer and Eskes (7). Auditory dual-task cost (%) = [(single-task score − auditory dual-task score) / single-task score] × 100; visual dual-task cost was calculated analogously, and overall dual-task cost was the mean of the auditory and visual costs. Positive values denote deterioration and negative values facilitation. The two costs were averaged because both derive from the same motor outcome, scored with the same instrument, and differ only in the modality of the concurrent load; the modality-specific costs are nonetheless reported separately, and the internal consistency of the overall index is given in the “Reliability and Sensitivity Analyses” subsection. Negative values, which denote a higher score under dual-task than single-task conditions, were retained without truncation or transformation.

Statistical Analysis

Analyses were performed in Python 3 (pandas, NumPy, SciPy, statsmodels) with α set at 0.05, two-tailed. Distributions were examined with the Shapiro–Wilk test and histograms. Continuous

variables are summarised as mean ± standard deviation (SD) with range, and categorical variables as frequencies and percentages. Differences in movement quality between conditions were examined with paired-samples t tests (confirmed with the Wilcoxon signed-rank test) and are reported with 95% confidence intervals and Cohen d, interpreted as small (0.20), moderate (0.50), large (0.80) and very large (1.20). Associations were quantified with Pearson coefficients with Fisher-z 95% confidence intervals and checked with Spearman coefficients, interpreted as negligible (< 0.10), weak (0.10–0.39), moderate (0.40–0.69), strong (0.70–0.89) and very strong (≥ 0.90). Independence of the endurance–cost association was examined in four exploratory multiple linear regression models with overall dual-task cost as the dependent variable: Model 1, composite endurance alone; Model 2, composite endurance with years of kata training, age, body mass index, baseline auditory recall and baseline Stroop score; Model 3, Model 2 with sex added; and Model 4, composite endurance with years of kata training, age, baseline recall, baseline Stroop score, sex, stature and body mass, the last two replacing body mass index so that body size entered as separate terms. Assumptions were verified with variance inflation factors, the Durbin–Watson statistic, the Jarque–Bera test and Cook's distance. Sensitivity analyses repeated the primary correlation with a composite of standardised (z) hold times, within men and within women, in athletes aged 18 years and over, after excluding high-influence cases (Cook's D > 4/n), and with the independent re-scoring in place of the consensus scores; Model 2 was also refitted with heteroscedasticity-consistent (HC3) standard errors. Internal consistency of the MKMQS was quantified with Cronbach alpha (0.70 or above regarded as acceptable), factorability with the Kaiser–Meyer–Olkin measure and Bartlett's test, and dimensionality by principal component analysis; the consistency of the two-component overall cost index was quantified by the Spearman–Brown corrected correlation between the auditory and visual costs. The dataset was complete, so no imputation was required. The analysis script that reproduces every reported statistic is provided as Supplementary Data File 2.

Results

Participants

All 108 athletes (55 men, 53 women) were assessed and analysed, with no withdrawals and no missing values. Participant characteristics, endurance times and baseline cognitive scores are given in Table 2. Men and women differed in stature and body mass (both p < 0.001) but not in age, training history, any endurance measure or either baseline cognitive score. Composite core endurance averaged 234.37 ± 38.65 s (range 155–350 s; Fig. 1).

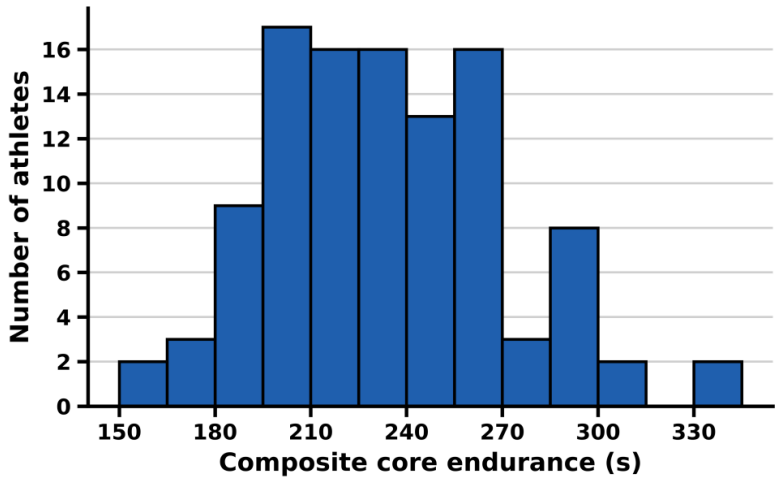


Fig. 1. Distribution of composite core endurance (sum of the four hold times) across the study sample (n = 108); mean 234.4 s, SD 38.7 s, range 155–350 s. Bars show the number of athletes in 15-s bins.

Table 2. Participant characteristics, endurance times and baseline cognitive scores (n = 108)

Variable	All (n = 108) Mean ± SD	Range	Men (n = 55) Mean ± SD	Women (n = 53) Mean ± SD	p (men vs women)
Age (years)	22.94 ± 4.76	15–32	22.87 ± 4.86	23.02 ± 4.69	0.874
Kata training (years)	5.21 ± 2.21	2–10	5.15 ± 2.16	5.28 ± 2.29	0.749
Stature (cm)	168.17 ± 8.84	146–188.7	174.39 ± 6.00	161.70 ± 6.30	< 0.001
Body mass (kg)	64.72 ± 9.99	42–87.3	70.73 ± 8.48	58.48 ± 7.27	< 0.001
BMI (kg/m^2)	22.83 ± 2.62	16.9–29	23.26 ± 2.57	22.38 ± 2.61	0.080
Prone forearm plank (s)	58.03 ± 11.19	32–88	58.36 ± 10.84	57.68 ± 11.63	0.753
Modified Biering–Sørensen (s)	79.09 ± 15.85	48–120	79.02 ± 15.97	79.17 ± 15.87	0.961
Left side plank (s)	47.96 ± 9.84	27–75	49.31 ± 10.41	46.57 ± 9.10	0.148
Right side plank (s)	49.29 ± 10.01	29–74	51.00 ± 10.42	47.51 ± 9.33	0.069
Composite core endurance (s)	234.37 ± 38.65	155–350	237.69 ± 39.18	230.92 ± 38.16	0.365
Auditory recall, seated baseline (0–30)	21.33 ± 4.15	12–30	21.24 ± 4.27	21.43 ± 4.05	0.806
Stroop, seated 45-s baseline (correct responses)	60.53 ± 6.75	44–77	60.24 ± 6.30	60.83 ± 7.24	0.651

Note: Values are mean ± SD, with the range for the whole sample. The composite is the sum of the four hold times. p values are from Welch t tests comparing men and women.

Movement Quality and Dual-Task Cost

Movement quality was highest in the single-task condition and fell under both dual-task conditions (Table 3; Fig. 2). Single-task scores exceeded auditory scores by 2.56 points (d = 1.39) and visual scores by 3.53 points (d = 1.84), and visual loading was more disruptive than auditory loading (0.96 points, 95% CI 0.61 to 1.32; t(107) = 5.37; p < 0.001; d = 0.52). Overall dual-task cost averaged 17.56 ± 8.75%. Three athletes had a negative cost on each index (overall cost −3.58% at most); the corresponding gains were at most two points under auditory loading and one point under visual loading. Eight athletes (7.4%) scored the 21-point maximum in the single-task condition.

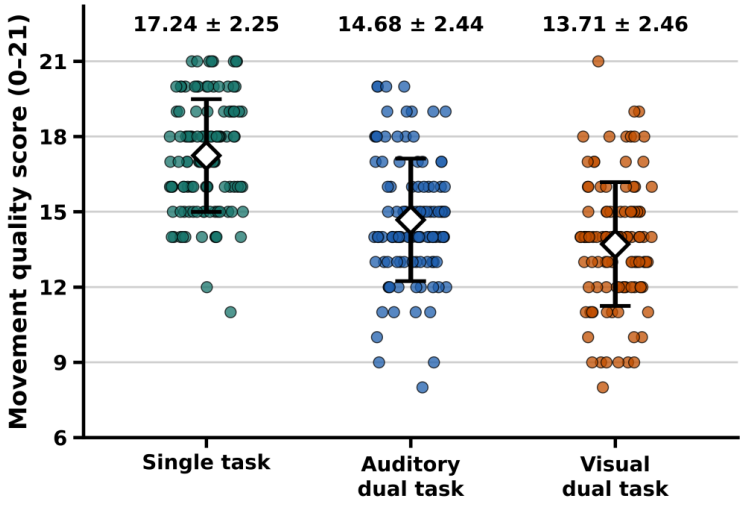


Fig. 2. Kata movement quality (0–21) under the single-task, auditory dual-task and visual dual-task conditions (n = 108). Points are individual athletes (offset horizontally for visibility); diamonds with bars show the mean ± SD, and the values above each condition give the mean ± SD.

Table 3. Movement quality and dual-task cost by condition (n = 108)

Measure	Single task	Auditory dual task	Visual dual task
Movement quality score (0–21), mean ± SD	17.24 ± 2.25	14.68 ± 2.44	13.71 ± 2.46
Range	11–21	8–20	8–21
Reduction from single task, mean (95% CI)	–	2.56 (2.21 to 2.92)	3.53 (3.16 to 3.89)
t(107); p; Cohen d	–	14.48; < 0.001; 1.39	19.08; < 0.001; 1.84
Dual-task cost (%), mean ± SD	–	14.71 ± 10.22	20.39 ± 10.55
Range of dual-task cost (%)	–	−14.29 to 46.67	−5.88 to 43.75
Athletes with negative cost, n	–	3	3

Note: Auditory versus visual dual task: mean difference 0.96 points (95% CI 0.61 to 1.32), t(107) = 5.37, p < 0.001, d = 0.52. Overall dual-task cost (mean of auditory and visual cost): 17.56 ± 8.75% (range −3.58 to 34.21). Dual-task cost (%) = (single-task score − dual-task score) / single-task score × 100.

Core Endurance and Dual-Task Cost

Composite core endurance correlated positively with movement quality in every condition, more strongly under dual-task conditions (r = 0.504 auditory, 0.486 visual) than in the single-task condition (r = 0.305), and inversely with all three cost indices (Table 4). The primary association, between composite endurance and overall dual-task cost, was r = −0.413 (95% CI −0.558 to −0.243; p < 0.001; Spearman ρ = −0.379, p < 0.001), so that 17.1% of the between-athlete variance in overall cost was shared with composite endurance (Fig. 3). Among the individual holds, the prone plank showed the strongest association with overall cost (r = −0.463) and the side planks the weakest (r = −0.245 left, −0.254 right).

Multivariable Regression

In the unadjusted model (Model 1), composite endurance accounted for 17.1% of the variance in overall cost (adjusted R^2 = 0.163; B = −0.094 per second, 95% CI −0.133 to −0.054). In the adjusted primary model (Model 2; Table 5), F(6, 101) = 6.24, p < 0.001, R^2 = 0.270, adjusted R^2 = 0.227, composite endurance remained independently associated with overall cost (B = −0.095, 95% CI −0.136 to −0.053; β = −0.419; p < 0.001), so that each additional 10 s of composite endurance corresponded to 0.95 percentage points lower overall cost. Baseline Stroop performance was also independently associated with overall cost (B = −0.325, 95% CI −0.598 to −0.053; β = −0.251; p = 0.020), whereas age, years of training, body mass index and baseline auditory recall were not (all p ≥ 0.068). Adding sex (Model 3) and replacing body mass index with sex, stature and body mass (Model 4) did not change this: the coefficient for composite endurance was −0.096 (p < 0.001) and −0.087 (95% CI −0.130 to −0.043; p < 0.001), and sex was not associated with cost in either model (p = 0.556 and 0.133). Variance inflation factors were below 2.7 in all models. Full output for all four models is given in Supplementary Table S3.

Reliability and Sensitivity Analyses

Agreement between the consensus scores and the independent re-scoring was good for the total score in every condition: ICC(A,1) = 0.874 (95% CI 0.805 to 0.917) for the single task, 0.888 (0.841 to 0.922) for the auditory dual task and 0.837 (0.768 to 0.886) for the visual dual task, with a pooled coefficient of 0.900 (0.875 to 0.920) across all 324 observations. Item-level coefficients were lower, from 0.547 to 0.803 (Supplementary Table S1). When the independent ratings replaced the consensus scores, movement quality again fell from 16.87 ± 2.20 (single task) to 14.61 ± 2.56 (auditory) and 13.40 ± 2.73 (visual), with visual loading again the more disruptive (d = 0.53), and composite endurance remained inversely associated with overall dual-task cost (r = −0.327, p < 0.001; Model 2 coefficient B = −0.097, 95% CI −0.154 to −0.039, β = −0.332, p = 0.001; adjusted R^2 = 0.116). The association was weaker with the independent ratings than with the consensus scores (r = −0.413). The primary association was otherwise insensitive to the analytic choices tested (Table 6). Internal consistency of the seven-item MKMQS was acceptable to good in every condition

(Cronbach α = 0.746 single task, 0.827 auditory, 0.808 visual; 0.910 pooled over twenty-one items). The item set was suitable for dimensionality analysis (Kaiser–Meyer–Olkin 0.873; Bartlett $\chi^2(210) = 834.65$, $p < 0.001$), and a dominant first component accounted for 36.2% of standardised variance, with all items loading positively (0.473 to 0.749). These figures describe internal structure only and are not evidence of construct validity. The auditory and visual costs correlated at r = 0.420, giving a Spearman–Brown corrected value of 0.591 for the overall cost index.

Table 4. Pearson correlations of endurance measures with movement quality and dual-task cost (n = 108)

Endurance measure	Single-task MQ	Auditory dual MQ	Visual dual MQ	Auditory DTC	Visual DTC	Overall DTC
Prone forearm plank	0.27**	0.54***	0.46***	−0.44***	−0.34***	−0.46***
Modified Biering–Sørensen	0.32***	0.49***	0.45***	−0.32***	−0.30**	−0.37***
Left side plank	0.22*	0.31**	0.34***	−0.18	−0.23*	−0.24*
Right side plank	0.15	0.26**	0.32***	−0.16	−0.26**	−0.25**
Composite core endurance	0.30**	0.50***	0.49***	−0.35***	−0.35***	−0.41***

Note: MQ, movement quality; DTC, dual-task cost. *p < 0.05; **p < 0.01; ***p < 0.001. The full correlation matrix is given in Supplementary Table S2.

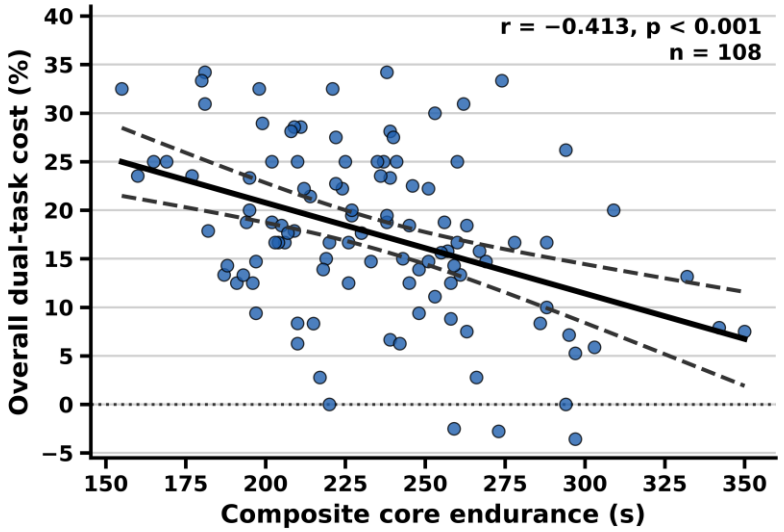


Fig. 3. Association between composite core endurance and overall dual-task cost with the least-squares regression line (solid) and its 95% confidence limits (dashed) (n = 108). Positive cost denotes deterioration of movement quality under dual-task conditions.

Table 5. Multiple linear regression models for overall dual-task cost (n = 108)

Predictor	Model 1 B (95% CI)	p	Model 2 B (95% CI)	p	Model 3 B (95% CI)	p	Model 4 B (95% CI)	p
Composite core endurance (s)	−0.094 (−0.133 to −0.054)	<0.001	−0.095 (−0.136 to −0.053)	<0.001	−0.096 (−0.138 to −0.054)	<0.001	−0.087 (−0.130 to −0.043)	<0.001
Kata training (years)	–	–	−0.273 (−0.984 to 0.438)	0.448	−0.267 (−0.981 to 0.446)	0.459	−0.284 (−0.994 to 0.425)	0.429
Age (years)	–	–	0.319 (−0.025 to 0.662)	0.068	0.319 (−0.025 to 0.664)	0.069	0.296 (−0.048 to 0.640)	0.091
BMI (kg/m^2)	–	–	−0.007 (−0.598 to 0.584)	0.981	−0.034 (−0.633 to 0.566)	0.912	–	–
Auditory recall, baseline	–	–	−0.145 (−0.611 to 0.320)	0.537	−0.147 (−0.614 to 0.320)	0.534	−0.135 (−0.600 to 0.330)	0.565
Stroop, baseline score	–	–	−0.325 (−0.598 to −0.053)	0.020	−0.322 (−0.596 to −0.049)	0.021	−0.312 (−0.584 to −0.040)	0.025
Sex (male = 1)	–	–	–	–	0.893 (−2.109 to 3.894)	0.556	3.407 (−1.052 to 7.867)	0.133
Stature (cm)	–	–	–	–	–	–	−0.142 (−0.413 to 0.129)	0.300
Body mass (kg)	–	–	–	–	–	–	−0.065 (−0.282 to 0.152)	0.553
R^2	0.171		0.270		0.273		0.289	
Adjusted R^2	0.163		0.227		0.222		0.232	
F (df)	21.79 (1, 106)		6.24 (6, 101)		5.36 (7, 100)		5.03 (8, 99)	
Model p	<0.001		<0.001		<0.001		<0.001	

Note: B is the unstandardised coefficient (percentage points of overall dual-task cost per unit of the predictor) with its 95% confidence interval; – indicates that the predictor was not in the model. Model 1, composite endurance alone; Model 2, primary adjusted model; Model 3, Model 2 plus sex; Model 4, sex, stature and body mass entered in place of body mass index. Standard errors, standardised coefficients, t statistics and diagnostics are given in Supplementary Table S3.

Table 6. Sensitivity analyses for the association between composite core endurance and overall dual-task cost

Analysis	n	r (composite vs overall DTC)	p	Model 2 coefficient for composite endurance
Primary analysis (consensus scores)	108	−0.413	< 0.001	B = −0.095; p < 0.001
Independent re-scoring (assessor 2 only)	108	−0.327	< 0.001	B = −0.097; p < 0.001
Standardised (z-score) composite	108	−0.403	< 0.001	–
Men only	55	−0.314	0.019	–
Women only	53	−0.518	< 0.001	–
Athletes aged ≥ 18 years	89	−0.386	< 0.001	–
Excluding 6 high-influence cases (Cook's D > 4/n)	102	−0.444	< 0.001	B = −0.087; p < 0.001
Model 2 with robust (HC3) standard errors	108	–	–	B = −0.095; 95% CI −0.137 to −0.052; p < 0.001

Note: Model 2 coefficient: B for composite endurance (percentage points per second) in the primary adjusted model. HC3, heteroscedasticity-consistent standard errors; Cook's D, Cook's distance.

Discussion

This study asked whether core muscle endurance is related to how much kata movement quality is lost when attention is divided. Two findings emerged. First, concurrent cognitive load degraded movement quality in Taikyoku Shodan in almost every athlete, and visual loading was more disruptive than auditory loading. Second, athletes with lower composite trunk endurance lost proportionally more movement quality under load. This association was moderate, was stronger under dual-task than single-task conditions, and persisted after adjustment for age, training history, body size, sex and baseline cognitive performance. Baseline Stroop performance was also independently associated with dual-task cost, whereas baseline auditory recall, age and training years were not.

Cognitive Load and Kata Movement Quality

The deterioration under concurrent load is consistent with capacity-sharing accounts, in which a secondary task competes with the attentional resources that regulate posture and movement (6, 7), and with reviews reporting acute degradation of sport-specific motor output under cognitive load and larger costs as the cognitive task becomes more complex (8–10). Most of that evidence comes from gait, balance platforms and open-skill team sports. The present result suggests that a closed-skill, aesthetically judged form that every athlete had automatised remains sensitive to divided attention, although the size of the cost is probably specific to this simplified kata and these tasks. Two readings of the greater cost under visual loading are possible, and the design cannot separate them. A structural reading holds that kata orientation, directional accuracy through changes of direction and gaze anchoring depend on visuospatial processing, which a visual task contests more directly than a verbal auditory task, while the Stroop paradigm adds suppression of a prepotent reading response (28). A procedural reading holds that the visual condition required a continuous spoken response and a display that left the field of view during turns, whereas the auditory condition required no response until after the kata. Studies that match response demands across modalities would be needed before the ordering of the two modalities is generalised.

Core Endurance and Dual-Task Cost

Lower trunk endurance accompanied larger dual-task cost. One interpretation, consistent with postural-control theory, is that greater endurance of the trunk musculature, which anchors the proximal end of the kinetic chain and governs segmental stiffness (11), reduces the attentional resources the athlete must devote to maintaining posture and leaves more available for the concurrent task (6). On this reading, athletes with less endurance would have a smaller attentional reserve. The pattern across conditions fits this idea, since endurance related only weakly to

movement quality without a concurrent task but more strongly to quality under load. The interpretation remains a hypothesis; the present data cannot show that endurance determines the attentional demand of posture. Comparison with earlier work should be made cautiously. Trunk training improves balance and sport-specific performance in controlled studies of youth karateka, taekwondo athletes and athletes with chronic ankle instability (15–17, 19, 20). Those studies tested interventions, in different populations, with balance or physical-fitness outcomes measured without a concurrent cognitive task. The present study is cross-sectional, in athletes already competing, and its outcome is the change in observer-scored kata quality under load. The studies therefore agree in showing that trunk capacity and balance-related performance are linked, but none of them, and not the present one, tests whether training trunk endurance changes performance under divided attention. Among the four holds, the prone plank correlated most strongly with cost and exceeded the composite, and the side planks correlated least. These comparisons are exploratory, were not corrected for multiple testing, and should not be taken to identify a preferred test.

Several alternative explanations cannot be excluded. Athletes with greater endurance may have been less physiologically taxed by the kata, so that the cost partly reflects exertion rather than attention. Endurance may also mark general fitness, training quality or motivation not captured by years of training. Finally, the principal investigator who contributed to the consensus scores was not blind to endurance results, so rater expectancy could have strengthened the association; the weaker, though still significant, association with the independent ratings is compatible with this possibility, with measurement error in a single-rater score, or with both. Baseline cognitive capacity was also related to the cost: athletes with higher baseline Stroop scores lost proportionally less movement quality, independently of endurance, whereas baseline auditory recall was not an independent correlate. This is consistent with the view that inhibitory and attentional capacity contributes to dual-task performance (7, 28) and with reports of enhanced attentional control in karate practitioners (24–26). The finding was not an a priori hypothesis, the baseline test was taken seated and rested, and it should be treated as exploratory. It does show that endurance and cognitive capacity are separable correlates of dual-task cost and that models omitting cognitive capacity would overstate the contribution of endurance.

This study has several limitations. The primary outcome was scored with an instrument that has not been formally validated, and its internal consistency does not show that it measures movement quality as judges or biomechanists would define it. Neither assessor was blind to task condition, so expectancy could have inflated the measured dual-task costs, and the size of the condition effects cannot be separated from any such bias. The principal investigator, who contributed to every consensus score, was not blind to identity or endurance results. The independent re-scoring by the coach, who was blind to identity and endurance results, addresses this only partly: the coach had also contributed to the consensus ratings, so the agreement coefficients are an upper bound, and item-level agreement was only moderate for several items. Eight athletes reached the maximum single-task score, which truncates the upper end of the single-task distribution. Validation against expert panel or competition scores, with condition-blinded scoring, is needed before the estimates are relied upon. The two dual-task conditions were also not structurally equivalent. The auditory task required no response during the kata, whereas the visual task required continuous naming, and the card display left the field of view during turns, which may have altered head and gaze orientation and thereby degraded movement by a mechanical route. Playback volume was constant but not measured with a calibrated meter. Performance on the concurrent tasks during the kata was not available for analysis, so engagement and task prioritisation could not be verified, and the cost reported is a motor cost only.

Physiological arousal is a further concern. Cognitive baselines were taken seated and rested, whereas the concurrent tasks were performed during a kata that raises heart rate and metabolic demand. The decrement attributed to attentional interference cannot be cleanly separated from the effects of exertion and arousal, and athletes with greater endurance may have been less taxed. A

matched physical control condition would be needed to isolate the attentional component; none was included, and perceived-exertion ratings, although recorded, only partly address this. The sample and the task also constrain the findings. Athletes were recruited by convenience from one district and were club- and regional-standard competitors, which limits generalisability. Ages spanned 15 to 32 years, and 19 athletes (17.6%) were under 18 years; the association was similar in athletes aged 18 years and over, but a linear age term may not capture developmental differences in executive function. Sex, stature and body mass were adjusted for, but the study was not powered for sex-stratified analysis, and sleep, menstrual cycle phase, anxiety and prior-day training load were not recorded. Taikyoku Shodan is a beginner's kata with a restricted movement vocabulary; it was chosen because every athlete had automatised it, but competition kata are more complex, and the magnitude of the association should not be assumed to generalise to them. Finally, the design is cross-sectional, so the study can show that greater trunk endurance accompanies smaller dual-task cost but not that it protects against interference or that increasing endurance would reduce cost. The regression models are exploratory, leave roughly three quarters of the variance in cost unexplained, and the single-hold comparisons were not adjusted for multiplicity. The composite is an unweighted sum in which the longer extensor hold has more influence, although a standardised composite gave a similar result. The overall cost index averages two costs with only moderate internal consistency.

Conclusion

Among 108 competitive kata athletes, movement quality in Taikyoku Shodan fell under concurrent cognitive load, more under visual than auditory loading, and athletes with lower composite trunk endurance lost proportionally more. This association persisted after adjustment for age, training experience, body size, sex and baseline cognitive performance. The study was exploratory and cross-sectional, and its movement-quality instrument has not been validated and was not scored blind to condition, so the findings are hypothesis-generating and do not support recommendations for training. Future controlled studies are needed, using validated movement-quality assessment tools, condition-blinded scoring, matched response demands across modalities and recorded cognitive performance, to evaluate cognitive–motor interference and the role of trunk endurance more rigorously.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

The study protocol was reviewed and approved by the Institutional Ethical Committee of the KLE Institute of Physiotherapy, Belagavi, Karnataka, India (ethics approval code REF/2026/02/124281; date of approval 5 January 2026), and was retrospectively registered with the Clinical Trials Registry–India under registration number CTRI/2026/02/103742. Registration was completed after recruitment had begun and is therefore retrospective; the analytical plan was specified in the approved protocol before data collection, and no interim analyses were performed. All procedures conformed to the Declaration of Helsinki as revised in 2013 and to the National Ethical Guidelines for Biomedical and Health Research Involving Human Participants issued by the Indian Council of Medical Research.

Funding

This study was supported by a grant awarded under the Vice Chancellor's Grant Proposal scheme of KLE Academy of Higher Education and Research, Belagavi. The funder had no role in the design of the study, in data collection, analysis or interpretation, or in the preparation of the manuscript.

Authors' contributions

Saniya Shah: Conceptualization, Methodology, Investigation, Formal analysis, Writing – original draft, Writing – review & editing, Supervision.

Basavaraj Motimath: Conceptualization, Methodology, Writing – review & editing, Supervision.

Dhaval Chivate: Conceptualization, Methodology, Writing – review & editing, Supervision.

All authors read and approved the final version of the manuscript, made substantial scientific contributions to the work, and agree to be accountable for all aspects of the work.

Conflicts of interest

The authors declare no conflict of interest.

Data availability statement

The de-identified participant-level dataset (n = 108), from which participant names have been removed and replaced by study identifiers, including all demographic variables, core endurance test results, cognitive task scores, kata performance scores under all three conditions, and dual-task cost calculations are provided in Supplementary Data File 1 (Excel spreadsheet format), and the derived summary tables are given as Supplementary Tables S1 to S3 at the end of this manuscript. The analysis script and the complete output log that reproduce every reported statistic from this dataset are provided as Supplementary Data File 2, and editable source files for Figs. 1 to 3 are provided as Supplementary Data File 3. Video recordings remain the intellectual property of KLE Institute of Physiotherapy and are not publicly available to protect participant anonymity, but may be made available to researchers upon request subject to institutional data governance protocols.

Use of artificial intelligence

Claude (Anthropic) was used to assist with the statistical analysis, tables and figures in this revision. The authors reviewed and verified all content and take full responsibility for it.

مقاله پژوهشی

بررسی ارتباط بین استقامت عضلات مرکزی بدن و عملکرد تکلیف دوگانه در ورزشکاران رقابتی کاتای کاراته: یک مطالعه تحلیلی

سانیا شاه*[۱]، باساواراج موتیمات[۱]، داوال چیواته[۱]

۱. گروه فیزیوتراپی ورزشی، مؤسسه فیزیوتراپی KLE، نهرو ناگار، بلاگاوی، کد پستی ۵۹۰۰۱۰، کارناتاکا، هند.

Scan to read online

Citation: Shah S, Motimath B, Chivate D. Correlation Between Core Muscle Endurance and Dual-Task Performance Among Competitive Karate Kata Athletes: An Analytical Study. Journal of Sport Biomechanics. 2027;12(4):882-918. https://doi.org/10.66224/JSportBiomech.12.4.882

اطلاعات مقاله:

دریافت: ۲۸ مرداد ۱۴۰۵

پذیرش: ۱۴ آبان ۱۴۰۵

انتشار: ۲۴ آبان ۱۴۰۵

کلیدواژه‌ها:

هنرهای رزمی، استقامت جسمانی، تعادل قامتی، شناخت، عملکرد و تحلیل تکلیف، عملکرد ورزشی

چکیده

هدف مسابقات کاتا در محیط‌هایی برگزار می‌شوند که مملو از محرک‌های مزاحم دیداری و شنیداری هستند و ورزشکاران باید هنگام حفظ وضعیت‌های بدنی دقیق، این محرک‌ها را نادیده بگیرند. هدف پژوهش حاضر بررسی ارتباط بین استقامت عضلات مرکزی بدن و عملکرد تکلیف دوگانه هنگام اجرای کاتای تایکیوکو شودان بود.

روش‌ها در این مطالعه، ۱۰۸ ورزشکار رقابتی کاتا (۵۵ مرد و ۵۳ زن، با دامنه سنی ۱۵ تا ۳۲ سال) شرکت کردند. استقامت عضلات مرکزی بدن با استفاده از چهار آزمون استقامت تنه مک‌گیل ارزیابی شد. ورزشکاران کاتای تایکیوکو شودان را در شرایط تکلیف منفرد، تکلیف دوگانه شنیداری و تکلیف دوگانه دیداری استروپ اجرا کردند. کیفیت حرکت با استفاده از یک مقیاس هفت‌گویه‌ای (صفر تا ۲۱ امتیاز) ارزیابی شد و میزان توافق امتیازدهی مطلوب بود (ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای: ۰/۸۴ تا ۰/۸۹). هزینه تکلیف دوگانه به‌صورت کاهش نسبی امتیاز کیفیت حرکت محاسبه شد.

یافته‌ها کیفیت اجرای حرکات در شرایط بدون تکلیف هم‌زمان بیشترین مقدار را داشت (۲/۲۵ ± ۱۷/۲۴) و در شرایط بار شناختی شنیداری (۲/۴۴ ± ۱۴/۶۸) و دیداری (۲/۴۶ ± ۱۳/۷۱) کاهش یافت (در هر دو مورد، $p<۰/۰۰۱$). میانگین هزینه کلی تکلیف دوگانه ۸/۷۵ ± ۱۷/۵۶ درصد بود. استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن (۳۸/۷ ± ۲۳۴/۴ ثانیه) با هزینه کلی تکلیف دوگانه همبستگی معکوس داشت ($p<۰/۰۰۱$، ۰/۲۴۳- به ۰/۵۵۸- CI 95%، $r=-۰/۴۱۳$). در مدل آماری تعدیل‌شده، استقامت عضلات مرکزی بدن ($\beta=-۰/۴۱۹$) و عملکرد پایه در آزمون استروپ ($\beta=-۰/۲۵۱$) به‌عنوان متغیرهای دارای ارتباط مستقل با هزینه تکلیف دوگانه شناسایی شدند. این ارتباط در امتیازدهی مستقل نیز همچنان مشاهده شد ($p<۰/۰۰۱$، $r=-۰/۳۲۷$).

نتیجه‌گیری ورزشکارانی که استقامت عضلات تنه کمتری داشتند، هنگام اجرای هم‌زمان تکلیف شناختی، کاهش نسبی بیشتری در کیفیت اجرای حرکات کاتا نشان دادند. بااین‌حال، ماهیت مقطعی پژوهش، نمونه‌گیری در دسترس، استفاده از ابزار فاقد اعتبارسنجی و امتیازدهی بدون کورسازی، امکان استنباط رابطه علّی را محدود می‌کند. بنابراین، یافته‌های این پژوهش باید به‌عنوان نتایجی برای فرضیه‌سازی در مطالعات آینده در نظر گرفته شوند.

* **نویسنده مسئول:**

سانیا شاه

saniyashah2739@gmail.com

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, adaptation, and reproduction in any medium or format, provided the original author(s) and the source are credited.

© 2027 The Author(s). Journal of Sport Biomechanics published by Islamic Azad University, Hamedan Branch.

مقدمه

کاراته یکی از پرطرفدارترین ورزش‌های رزمی در جهان است که مسابقات آن در دو بخش برگزار می‌شود: کومیته، که شامل مبارزه با حریف بر اساس مقررات و تماس کنترل‌شده است، و کاتا، که در آن ورزشکار مجموعه‌ای از وضعیت‌های بدنی، دفاع‌ها، ضربات و جابه‌جایی‌های از پیش تعیین‌شده را در برابر حریفان فرضی اجرا می‌کند و عملکرد او به‌صورت انفرادی داوری می‌شود (۱). اجرای کاتا عمدتاً متکی بر دستگاه‌های انرژی بی‌هوازی بی‌لاکتیک و هوازی است، اما با وجود مدت‌زمان کوتاه اجرا، فشار قابل‌توجهی بر دستگاه قلبی‌تنفسی و سیستم عصبی‌عضلانی وارد می‌کند (۱، ۲). بررسی‌های مربوط به آسیب‌های ورزشی در مسابقات قهرمانی فدراسیون جهانی کاراته نشان داده‌اند که آسیب‌ها بیشتر در نواحی سر، اندام فوقانی و اندام تحتانی رخ می‌دهند (۳). ازآنجاکه در کاتا تماس مستقیمی میان حریفان وجود ندارد، عملکرد ورزشکار تا حد زیادی به عوامل عصبی‌عضلانی، کنترل قامت و توجه وابسته است. داوران عملکرد کاتا را بر اساس معیارهایی مانند ثبات وضعیت‌های بدنی، اجرای صحیح فنون، کنترل جابه‌جایی‌ها، ریتم، زمان‌بندی، تنفس و هماهنگی کلی حرکات ارزیابی می‌کنند (۴). داوری کاتا ماهیتی مقایسه‌ای دارد و اختلاف امتیازات معمولاً اندک است؛ بنابراین، حتی کاهش جزئی در دقت کنترل قامت می‌تواند به از دست رفتن امتیاز منجر شود. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که ورزشکاران سطح بالای کاتا در مقایسه با ورزشکاران کومیته و افراد تمرین‌نکرده، کنترل قامت بهتری دارند (۵)؛ بااین‌حال، این برتری در شرایط کنترل‌شده آزمایشگاهی مشاهده شده است. محیط مسابقه شرایط متفاوتی دارد؛ زیرا صدای تماشاگران، فعالیت‌های انجام‌شده در تاتامی‌های مجاور، راهنمایی مربیان از کنار زمین و نور فلاش دوربین‌ها می‌توانند توجه ورزشکار را به خود معطوف کنند.

پارادایم تکلیف دوگانه یکی از روش‌های شناخته‌شده برای سنجش عملکرد در چنین شرایطی است. هنگامی که یک تکلیف حرکتی و یک تکلیف شناختی به‌طور هم‌زمان اجرا می‌شوند و هر دو به منابع محدود توجه مرکزی نیاز دارند، ممکن است عملکرد در یکی از تکالیف یا هر دو کاهش یابد. میزان این کاهش که با عنوان هزینه تکلیف دوگانه شناخته می‌شود، شاخصی از تداخل شناختی‌حرکتی است (۶، ۷). هزینه تکلیف دوگانه تحت تأثیر عواملی مانند پیچیدگی بار شناختی، میزان خودکارشدگی مهارت حرکتی و نیازهای توجهی خود تکلیف کنترل قامت قرار دارد (۶، ۸). شواهد حاصل از مرورهای نظام‌مند نشان می‌دهند که اعمال هم‌زمان بار شناختی می‌تواند به کاهش حاد عملکرد حرکتی اختصاصی ورزش منجر شود و تمرین مکرر تکلیف دوگانه نیز ممکن است این افت عملکرد را کاهش دهد (۹، ۱۰). بااین‌حال، این روش عمدتاً در مطالعات مربوط به راه‌رفتن، سکوهای ارزیابی تعادل و ورزش‌های تیمی با مهارت‌های باز به کار گرفته شده است و مهارت‌های بسته در هنرهای رزمی که کیفیت اجرای حرکات در آن‌ها مبنای داوری است، همچنان کمتر مورد مطالعه قرار گرفته‌اند.

عضلات تنه نقش مهمی در عملکرد ورزشی دارند. عضلات مرکزی بدن بخش نزدیک به مرکز زنجیره حرکتی را تثبیت می‌کنند و توانایی آن‌ها در حفظ سختی نسبی بخش‌های مختلف بدن، بر کارایی انتقال نیرو میان بخش‌های بدن تأثیر می‌گذارد (۱۱). استقامت عضلات تنه یکی از مؤلفه‌های مهم ثبات عملکردی است و مجموعه آزمون‌های میدانی ایزومتریک معرفی‌شده توسط مک‌گیل و همکاران، از روش‌های پرکاربرد برای ارزیابی این ویژگی محسوب می‌شود. برای این آزمون‌ها مقادیر هنجاری منتشر شده (۱۲) و شواهدی درباره پایایی اندازه‌گیری آن‌ها نیز وجود دارد (۱۳، ۱۴). تمرین عضلات تنه می‌تواند به بهبودهایی با اندازه اثر کوچک تا متوسط در عملکرد اختصاصی ورزش منجر شود (۱۵، ۱۶). همچنین، یک مطالعه کنترل‌شده روی کاراته‌کاران نوجوان، بهبود تعادل، چابکی و قدرت را گزارش کرده است (۱۷، ۱۸). یافته‌های مشابهی در سایر هنرهای رزمی نیز گزارش شده است؛ به‌طوری‌که شش

هفته تمرین ثبات مرکزی بدن موجب بهبود تعادل و عملکرد رقابتی در تکواندوکاران مرد شد (۱۹). همچنین، تمرینات ثبات مرکزی در مقایسه با تمرینات ترامپولین، بهبود بیشتری در تعادل ایستا و پویا در ورزشکاران زن مبتلا به بی‌ثباتی مزمن مچ پا ایجاد کرد (۲۰). این مطالعات نشان می‌دهند که تمرین عضلات تنه می‌تواند تعادل را در شرایط بدون تکلیف شناختی هم‌زمان بهبود بخشد؛ بااین‌حال، هیچ‌یک بررسی نکرده‌اند که آیا استقامت عضلات تنه با عملکرد ورزشکار هنگام تقسیم توجه میان دو تکلیف ارتباط دارد یا خیر.

در پژوهش حاضر، کاتای تایکیوکو شودان، نخستین کاتای سبک شوتوکان کاراته، به‌عنوان تکلیف حرکتی انتخاب شد. فوناکوشی این کاتا را به‌عنوان یک فرم آموزشی ساده‌شده تدوین کرد تا اصول بنیادی مکانیکی این سبک را در قالب حرکاتی پایه ارائه دهد (۲۱). این کاتا شامل ۲۰ حرکت است که در امتداد یک مسیر اجرای I شکل، موسوم به امبوسن، انجام می‌شوند و از یک نوع وضعیت پا، یک تکنیک دفاعی و یک تکنیک ضربه‌ای تشکیل شده‌اند. همچنین، اجرای آن شامل هشت تغییر جهت و دو کیای تعیین‌شده است (۲۱، ۲۲). این کاتا فاقد ضربات پا، پرش‌ها و تکنیک‌های پیشرفته دست است و امکان ارزیابی توانایی‌های موردنظر پژوهش حاضر، شامل حفظ کنترل تنه هنگام انتقال مکرر وزن، چرخش کنترل‌شده حول محور عمودی و زمان‌بندی تکرارپذیر حرکات بخش‌های مختلف بدن را فراهم می‌کند؛ درعین‌حال، پیچیدگی فنی مرتبط با کاتاهای پیشرفته را به حداقل می‌رساند. تایکیوکو شودان به‌عنوان یکی از کاتاهای پایه شوتوکان، یک تکلیف حرکتی نسبتاً استانداردشده فراهم می‌کند؛ هرچند میزان آشنایی ورزشکاران با آن ممکن است بر اساس سابقه تمرینی و سبک کاراته متفاوت باشد. تمرین کاراته به‌خودی‌خود نیازمند فعالیت‌های شناختی و عصبی قابل‌توجهی است و پژوهش‌ها نشان داده‌اند که کاراته‌کاران از کنترل توجه و عملکرد اجرایی بهتری برخوردارند (۲۴–۲۶). اجرای کاتا مستلزم بازیابی توالی حرکات از حافظه رویه‌ای، تنظیم مداوم کنترل قامت و مهار محرک‌های مزاحم است. مؤلفه اخیر با سازه‌ای ارتباط دارد که در آزمون رنگ–واژه استروپ ارزیابی می‌شود (۲۷، ۲۸).

بنابراین، همچنان یک خلأ پژوهشی مشخص وجود دارد. استقامت عضلات مرکزی بدن در ثبات قامت و انتقال نیرو نقش دارد و بار شناختی نیز می‌تواند عملکرد حرکتی را کاهش دهد؛ اما هنوز مشخص نشده است که آیا استقامت اولیه عضلات تنه با میزان افت عملکرد ورزشکار هنگام انحراف توجه ارتباط دارد یا خیر. هدف پژوهش حاضر تعیین ارتباط بین استقامت عضلات مرکزی بدن و عملکرد تکلیف دوگانه در ورزشکاران رقابتی کاتا بود. بدین منظور، استقامت ترکیبی عضلات تنه، کیفیت اجرای حرکات در شرایط تکلیف منفرد، تکلیف دوگانه شنیداری و تکلیف دوگانه دیداری و همچنین هزینه‌های حاصل از اجرای تکلیف دوگانه اندازه‌گیری شدند. ارتباط بین استقامت عضلات تنه و هزینه تکلیف دوگانه نیز پیش و پس از تعدیل اثر سن، سابقه تمرینی، شاخص توده بدنی و عملکرد شناختی بررسی شد. فرضیه پژوهش این بود که بین استقامت عضلات مرکزی بدن و هزینه تکلیف دوگانه ارتباط معکوسی وجود دارد و این ارتباط پس از تعدیل چندمتغیره نیز باقی می‌ماند.

روش‌ها

آزمودنی‌ها

این پژوهش از نوع تحلیلی مقطعی و تک‌مرکزی بود که در آن هر شرکت‌کننده طی یک جلسه ارزیابی شد. گزارش پژوهش مطابق با دستورالعمل STROBE تهیه شد (۲۹). این مطالعه در سامانه ثبت کارآزمایی‌های بالینی هند با شناسه CTRI/2026/02/103742 ثبت شد. ثبت مطالعه پس از آغاز فرایند جذب شرکت‌کنندگان انجام گرفت و بنابراین از نوع

ثبت گذشته‌نگر بود و ادعایی مبنی بر ثبت آینده‌نگر مطالعه وجود ندارد. معیارهای ورود، متغیرهای پیامد و برنامه تحلیل آماری در پروتکل مصوب کمیته اخلاق مؤسسه در تاریخ ۵ ژانویه ۲۰۲۶، پیش از ارزیابی هر یک از شرکت‌کنندگان، تعیین شده بودند و پس از آن تغییری نکردند. اطلاعات ثبت‌شده در سامانه، این عناصر از پیش تعیین‌شده را به‌صورت گذشته‌نگر مستند می‌کنند و به‌منزله اثبات ثبت آینده‌نگر نیستند. هیچ تحلیل میان‌دوره‌ای انجام نشد و هیچ متغیر پیامدی پس از بررسی داده‌ها تعریف یا انتخاب نگردید. داده‌ها در باشگاه‌ها و دوجوهای کاراته وابسته در شهر بلاگاوی، ایالت کارناتاکا، هند، و بر روی سطح تمرینی معمول ورزشکاران جمع‌آوری شدند تا اعتبار بوم‌شناختی پژوهش حفظ شود. فضای اجرای آزمون‌ها نیز به‌صورت استاندارد و با حداقل فضای آزاد ۴ × ۴ متر در نظر گرفته شد. شرکت‌کنندگان واجد شرایط شامل ورزشکاران زن و مرد رقابتی کاتا در محدوده سنی ۱۵ تا ۳۵ سال بودند که حداقل دو سال سابقه تمرین مستمر کاتا، شرکت در دست‌کم دو رویداد مسابقاتی کاتا و توانایی اجرای کامل یک توالی حرکتی استاندارد متناسب با درجه خود را داشتند. معیارهای خروج شامل هرگونه آسیب اسکلتی‌عضلانی یا اختلال عصبی، دهلیزی یا تعادلی طی شش ماه گذشته؛ ابتلا به بیماری قلبی‌عروقی یا تنفسی که مانع فعالیت بدنی با شدت متوسط تا زیاد باشد؛ و اختلال بینایی یا شنوایی اصلاح‌ناپذیر بود. دید رنگی شرکت‌کنندگان با استفاده از صفحات ایشیهارا غربالگری شد؛ زیرا تشخیص طبیعی رنگ‌ها پیش‌نیاز اجرای تکلیف تداخل دیداری بود. نمونه‌گیری به روش غیراحتمالی در دسترس و از طریق مسئولان باشگاه‌ها و مربیان ارشد انجام شد. سطح رقابتی ورزشکاران بر اساس معیارهای ورود به پژوهش تعریف شد؛ یعنی حداقل دو سال تمرین مستمر کاتا و سابقه رقابت، همراه با شرکت در دست‌کم دو رویداد مسابقاتی کاتا. داشتن رتبه ملی یا بین‌المللی شرط ورود به مطالعه نبود و برای طبقه‌بندی نمونه نیز استفاده نشد. بنابراین، نمونه پژوهش شامل ورزشکارانی بود که به‌طور منظم در مسابقات سطح باشگاهی و منطقه‌ای شرکت می‌کردند. در هیچ بخشی از مقاله از عنوان «نخبه» برای توصیف این نمونه استفاده نشده و اصطلاح «ورزشکاران رقابتی کاتا» در سراسر مقاله به کار رفته است. دامنه سنی مشاهده‌شده در نمونه نهایی ۱۵ تا ۳۲ سال بود که در محدوده سنی ۱۵ تا ۳۵ سال تعیین‌شده برای ورود به مطالعه قرار داشت. حجم نمونه برای آزمون دوطرفه یک ضریب همبستگی پیرسون با استفاده از تبدیل z فیشر و بر اساس فرمول $n = [(Z\alpha/2 + Z\beta) / C]^2 + 3$ برآورد شد که در آن $C = 0.5 \times \ln[(1 + \rho) / (1 - \rho)]$ است. ضریب همبستگی مورد انتظار برابر با ۰/۳۱ در نظر گرفته شد که پیش از اجرای پژوهش، به‌عنوان ارتباطی با اندازه متوسط و در حدود مقادیر گزارش‌شده برای تمرینات عضلات تنه و عملکرد اختصاصی ورزش تعیین شده بود (۱۵، ۱۶). این مقدار از یک مطالعه پیشین مشخص استخراج نشد؛ زیرا هیچ پژوهش منتشرشده‌ای به‌طور مستقیم ارتباط بین استقامت عضلات تنه و عملکرد تکلیف دوگانه را بررسی نکرده بود. با در نظر گرفتن ضریب همبستگی مورد انتظار ۰/۳۱، سطح معناداری ۰/۰۵ (مقدار بحرانی ۱/۹۶) و توان آماری ۹۰ درصد (مقدار بحرانی ۱/۲۸۱۶)، حداقل حجم نمونه موردنیاز ۱۰۶ نفر برآورد شد. حجم نمونه هدف ۱۰۸ نفر تعیین شد تا امکان کنار گذاشتن داده‌های غیرقابل استفاده وجود داشته باشد. در نهایت، ۱۰۸ نفر وارد تحلیل شدند و هیچ داده گمشده‌ای وجود نداشت. با حجم نمونه ۱۰۸ نفر و سطح معناداری دوطرفه ۰/۰۵، کوچک‌ترین ضرایب همبستگی قابل شناسایی با توان آماری ۸۰ و ۹۰ درصد، به‌ترتیب قدر مطلق ۰/۲۷ و ۰/۳۱ بودند.

روش اجرا

پیش از آغاز پژوهش، تأییدیه کمیته اخلاق دریافت شد و رضایت‌نامه آگاهانه کتبی از تمامی شرکت‌کنندگان اخذ گردید. برای شرکت‌کنندگان زیر سن قانونی، رضایت کتبی والدین همراه با موافقت آگاهانه کتبی خود فرد دریافت شد. همچنین، رضایت جداگانه‌ای برای فیلم‌برداری و انتشار داده‌ها به‌صورت ناشناس اخذ شد. تکلیف حرکتی استاندارد، کاتای تایکیوکو شودان بود که به دلیل حضور

آن در برنامه آموزشی تمامی ورزشکاران شرکت‌کننده و نیز محدود بودن مجموعه تکنیک‌های آن انتخاب شد؛ ویژگی‌ای که امکان امتیازدهی به کیفیت حرکت را بدون تأثیر مخدوش‌کننده دشواری فنی فراهم می‌کرد. این کاتا شامل ۲۰ حرکت شمارش‌شده در امتداد مسیر I شکل امبوسن است که از هشت اجرای گدان باری و دوازده اجرای اوی‌زوکی در سطح میانی، همگی در وضعیت زنکوتسو داچی، تشکیل می‌شود. همچنین، شامل سه چرخش ۹۰ درجه، سه چرخش محوری ۱۸۰ درجه، دو چرخش ۲۷۰ درجه و اجرای کیای در حرکات هشتم و شانزدهم است. ورزشکاران اجرا را از وضعیت یوی در حالت هاچیجی داچی آغاز کرده و با فرمان یامه به همان وضعیت بازمی‌گشتند. تنفس مطابق الگوی متداول شوتوکان انجام می‌شد؛ به‌طوری‌که در پایان هر تکنیک بازدم کنترل‌شده صورت می‌گرفت و از حبس نفس جلوگیری می‌شد. ترتیب اجرای سه شرایط آزمون با استفاده از طرح مربع لاتین تولیدشده به‌وسیله رایانه متوازن‌سازی شد تا اثرات ترتیب اجرا، یادگیری و خستگی کنترل شوند. کورسازی شرکت‌کنندگان نسبت به شرایط آزمون امکان‌پذیر نبود. تمامی اجراها به‌صورت فایل‌های ویدئویی ناشناس و دارای کد شناسایی ذخیره شدند و مطابق روش توضیح‌داده‌شده در زیربخش «کیفیت حرکت» امتیازدهی شدند. ترتیبات مربوط به کورسازی نیز در همان بخش تشریح شده است. هر جلسه با ۱۰ دقیقه گرم‌کردن استاندارد آغاز شد. سپس اطلاعات جمعیت‌شناختی و آنتروپومتریک ثبت شدند؛ قد با دقت ۰/۱ سانتی‌متر و جرم بدن با دقت ۰/۱ کیلوگرم اندازه‌گیری شد. پس از آن، عملکرد پایه هر دو تکلیف شناختی در وضعیت نشسته و در شرایط تکلیف منفرد ارزیابی شد. در ادامه، چهار آزمون استقامت عضلات تنه با ترتیب ثابت و پنج دقیقه استراحت بین آزمون‌ها اجرا شدند. پس از ۱۰ دقیقه بازیابی، ورزشکاران دو تکرار آشنایی با آزمون را با شدت زیربیشینه و تقریباً معادل ۷۰ درصد شدت مسابقه انجام دادند. سپس سه اجرای اصلی که مبنای امتیازدهی بودند، با فاصله سه دقیقه استراحت غیرفعال انجام شدند. مدت هر اجرا ۳۰ تا ۴۰ ثانیه و مدت کل جلسه ۴۵ تا ۶۰ دقیقه بود. اجراهای اصلی با حداکثر تلاش فنی و کیمه کامل انجام شدند و پس از هر اجرا، میزان تلاش ادراک‌شده با استفاده از مقیاس بورگ CR10 ثبت شد. جلسات آزمون روی تاتامی استاندارد و زیر نظر یک مربی دارای حداقل درجه دان سه و یک فیزیوتراپیست دارای تحصیلات تکمیلی در فیزیوتراپی ورزشی برگزار شدند. هر اجرای دارای توالی حرکتی ناتمام، تکلیف هم‌زمان رهاشده یا فیلم‌برداری نامناسب، پس از پنج دقیقه استراحت اضافی تکرار شد.

متغیرهای مورد اندازه‌گیری

چهار حوزه پیامدی اندازه‌گیری شدند: استقامت عضلات مرکزی بدن، کیفیت حرکت، عملکرد تکلیف شناختی و هزینه تکلیف دوگانه. روش محاسبه هر یک در ادامه توضیح داده شده است.

استقامت عضلات مرکزی بدن

استقامت عضلات قدامی، جانبی و خلفی تنه با استفاده از چهار آزمون نگه‌داری ایزومتریک برگرفته و تعدیل‌شده از پروتکل مک‌گیل ارزیابی شد. این آزمون‌ها شامل پلانک ساعد در وضعیت دمر، پلانک جانبی چپ و راست و آزمون اصلاح‌شده استقامت بازکننده‌های تنه بیرینگ–سورنسن بودند. هر وضعیت تا رسیدن به خستگی ارادی حفظ می‌شد. خستگی ارادی به‌صورت ناتوانی در حفظ راستای تعیین‌شده بدن، با وجود یک تذکر کلامی اصلاحی، تعریف شد و زمان‌سنجی در دومین انحراف از وضعیت صحیح متوقف می‌شد. آزمون‌ها با ترتیب ثابت و پنج دقیقه استراحت بین آن‌ها اجرا شدند و زمان هر آزمون بر حسب ثانیه ثبت شد. استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن برای هر ورزشکار از مجموع حسابی زمان چهار آزمون محاسبه شد (استقامت ترکیبی = زمان پلانک ساعد در وضعیت دمر + زمان آزمون اصلاح‌شده بیرینگ–سورنسن + زمان پلانک جانبی چپ + زمان پلانک جانبی راست). بنابراین، این شاخص شامل هیچ متغیر شناختی یا متغیر دیگری غیر از استقامت نبود. دامنه آن در نمونه پژوهش از ۱۵۵ تا ۳۵۰ ثانیه متغیر بود.

این مجموعه آزمون‌ها به‌عنوان روش میدانی مرجع معرفی شده‌اند و دارای مقادیر هنجاری منتشرشده (۱۲) و ضرایب همبستگی درون‌طبقه‌ای بین ۰/۹۳ تا ۰/۹۷ هستند (۱۳، ۱۴). مجموع بدون وزن‌دهی زمان آزمون‌ها، واحد اندازه‌گیری اصلی یعنی ثانیه را حفظ می‌کند و امکان مقایسه با مقادیر هنجاری را فراهم می‌سازد (۱۲)؛ بااین‌حال، این روش موجب می‌شود آزمون استقامت بازکننده‌های تنه که مدت طولانی‌تری دارد، تأثیر نسبی بیشتری بر شاخص ترکیبی داشته باشد. بنابراین، شاخص ترکیبی دیگری بر اساس زمان‌های استانداردشده آزمون‌ها (نمرات z) نیز به‌عنوان تحلیل حساسیت بررسی شد که جزئیات آن در زیربخش «تحلیل‌های پایایی و حساسیت» ارائه شده است.

کیفیت حرکت

کیفیت حرکت با استفاده از فرم اصلاح‌شده امتیازدهی کیفیت حرکات کاراته (Modified Karate Movement Quality Scoring Sheet: MKMQS) ارزیابی شد. این ابزار مشاهده‌ای هفت‌گویه‌ای با اقتباس از چارچوب غربالگری شایستگی حرکتی و الگوهای منتشرشده تحلیل کاتا تدوین شده بود (۴). گویه‌های آن شامل کنترل قامت، ثبات تعادل، هماهنگی، ریتم و زمان‌بندی، دقت تکنیک، ویژگی‌های توان و تمرکز و توجه بودند. هر گویه از صفر تا سه امتیاز داشت و مجموع امتیازها بین صفر تا ۲۱ قرار می‌گرفت؛ به‌طوری‌که امتیاز بیشتر نشان‌دهنده کیفیت حرکت بهتر بود. هر هفت گویه با بازنویسی معیارهای امتیازدهی صفر تا سه، متناسب با وضعیت‌های بدنی، دفاع‌ها، ضربات و تغییر جهت‌های کاتای تایکیوکو شودان اصلاح شدند. هیچ‌یک از گویه‌ها معیارهای امتیازدهی اولیه خود را حفظ نکردند و جدول رسمی برای نشان‌دادن نحوه استخراج و تغییر تک‌تک گویه‌ها تهیه نشد. ابزار MKMQS به‌طور رسمی اعتبارسنجی نشده است. هیچ شواهدی درباره روایی ملاکی، سازه‌ای، همگرا یا واگرای آن وجود ندارد و پژوهش حاضر تنها ساختار درونی ابزار را بررسی کرده است. بنابراین، امتیازهای حاصل به‌عنوان شاخصی مقدماتی از کیفیت حرکات کاتا در نظر گرفته شدند. آمار توصیفی هر گویه در جدول تکمیلی S1 ارائه شده است. اجراها به‌طور هم‌زمان با دو دوربین از نماهای روبه‌رو و جانبی و با نرخ ۶۰ فریم بر ثانیه ثبت شدند. پیش از آغاز امتیازدهی داده‌های پژوهش، دو ارزیاب دارای تحصیلات تکمیلی در فیزیوتراپی ورزشی و حداقل سه سال تجربه بالینی در تحلیل حرکت، دوره آموزشی استانداردی را درباره ابزار MKMQS گذراندند

جدول ۱. آموزش و همسان‌سازی ارزیابان پیش از امتیازدهی مطالعه

مرحله	مدت	فعالیت‌ها	هدف
۱. مرحله مفهومی	هفته اول	آموزش جداگانه هفت گویه ابزار MKMQS بر اساس معیارهای مکتوب امتیازدهی از ۰ تا ۳ و توصیف هر سطح؛ مطالعه چارچوب غربالگری شایستگی حرکتی (Movement Competency Screen) و الگوهای منتشرشده تحلیل کاتا؛ مشاهده ویدئوهای حرکت آهسته از اجرای صحیح (سطح ۳)، خطاهای رایج (سطوح ۰ و ۱) و اجراهای متوسط (سطح ۲) توسط ورزشکاران کاتا که در نمونه مطالعه حضور نداشتند.	ایجاد درک مشترک از هر گویه و معیارهای امتیازدهی آن.
۲. همسان‌سازی عملی	هفته‌های دوم و سوم	امتیازدهی به ۲۰ کلیپ تمرینی استانداردشده (هیچ‌کدام متعلق به شرکت‌کنندگان مطالعه نبودند) از ورزشکارانی با سطوح توانایی متفاوت؛ مقایسه امتیازها پس از هر کلیپ و بحث درباره اختلاف‌ها با رجوع به معیارهای مکتوب، همراه با بازخورد یک مربی دارای گواهینامه کاتا و ۱۵ سال سابقه رقابتی.	هماهنگ‌سازی کاربرد معیارهای امتیازدهی بین دو ارزیاب؛ آموزش تا زمانی ادامه یافت که معیارها در مورد محتوای تمرینی به‌صورت یکسان به کار گرفته شدند.

نکته: MKMQS، فرم اصلاح‌شده امتیازدهی کیفیت حرکت در کاراته.

(جدول ۱). سپس امتیازدهی توسط دو ارزیاب با تخصص‌های مکمل انجام شد: پژوهشگر اصلی که دارای تحصیلات تکمیلی در فیزیوتراپی ورزشی بود و حوزه تخصصی او کنترل قامت، تعادل، هماهنگی و زمان‌بندی حرکات بخش‌های بدن را شامل می‌شد؛ و یک مربی مستقل کاراته با حداقل درجه دان سه و گواهی معتبر مربیگری ملی که حوزه تخصصی او صحت فنی حرکات، کیمه، ویژگی‌های توان و اجرای اختصاصی کاتا بود. هر یک از ۳۲۴ فیلم ضبط‌شده (۱۰۸ ورزشکار × ۳ شرایط) توسط هر دو ارزیاب مشاهده شد. ارزیابان معیارهای امتیازدهی را برای هر گویه به‌طور جداگانه اعمال کردند و در صورت وجود اختلاف‌نظر، درباره آن گفت‌وگو کردند تا در نهایت یک امتیاز توافقی برای هر گویه ثبت شود. ازآنجاکه ارزیابان بر اساس تخصص‌های متفاوت انتخاب شده بودند و به‌عنوان ارزیابان قابل جایگزینی در نظر گرفته نمی‌شدند، روش امتیازدهی توافقی این امکان را فراهم کرد که دیدگاه‌های تخصصی هر دو نفر در تعیین تمامی امتیازها مشارکت داشته باشد. امتیاز توافقی به‌عنوان واحد تحلیل در نظر گرفته شد.

ازآنجاکه فرایند امتیازدهی توافقی، امتیازهای موازی و مستقل ایجاد نمی‌کرد، مربی کاراته در مرحله بعد تمامی ۳۲۴ فیلم را به‌تنهایی و بدون دسترسی به امتیازهای توافقی، داده‌های استقامت یا هویت شرکت‌کنندگان، مجدداً امتیازدهی کرد. میزان توافق بین امتیازهای توافقی و امتیازدهی مستقل با استفاده از ضرایب همبستگی درون‌طبقه‌ای مبتنی بر مدل اثرات تصادفی دوطرفه و توافق مطلق، برای امتیازدهی منفرد ICC (A,1) و امتیازدهی میانگین ICC (A,k)، همراه با فاصله اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شد. ازآنجاکه ارزیابی که امتیازدهی مجدد را انجام داد، پیش‌تر در تعیین امتیازهای توافقی مشارکت داشت، امکان یادآوری امتیازهای توافق‌شده را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، ضرایب به‌دست‌آمده به‌عنوان حد بالای میزان توافقی در نظر گرفته شدند که یک ارزیاب کاملاً مستقل ممکن است به آن دست یابد. همچنین، امتیازهای مستقل به‌جای امتیازهای توافقی در تحلیل مجدد کامل داده‌ها استفاده شدند که جزئیات آن در زیربخش «تحلیل‌های پایایی و حساسیت» ارائه شده است. در خصوص کورسازی، فیلم‌ها به‌صورت فایل‌های ناشناس و دارای کد شناسایی، مانند V_001_A، V_001_B و V_001_C برای سه شرایط شرکت‌کننده شماره ۰۰۱، و بدون اطلاعات مربوط به شرکت‌کننده، شرایط آزمون یا جلسه صادر شدند. بااین‌حال، این روش موجب پنهان‌ماندن شرایط تکلیف نمی‌شد؛ زیرا شرایط آزمون از طریق صدا و نمایش محرک‌ها در میدان دید دوربین قابل تشخیص بود. فیلم‌ها بی‌صدا یا برش داده نشدند؛ زیرا ریتم، زمان‌بندی، تنفس و ثبات قامت از گویه‌های مورد امتیازدهی بودند. بنابراین، هیچ‌یک از دو ارزیاب نسبت به شرایط آزمون کور نبودند. مربی کاراته در فرایند جذب شرکت‌کنندگان، اجرای آزمون‌ها یا مدیریت داده‌ها مشارکت نداشت و نسبت به هویت ورزشکاران، نتایج استقامت و ترتیب اجراها کور بود. پژوهشگر اصلی جلسات آزمون را اجرا می‌کرد و نسبت به هویت شرکت‌کنندگان یا نتایج استقامت کور نبود. تحلیلگر آماری نیز هنگام تحلیل داده‌ها نسبت به هویت شرکت‌کنندگان کور بود.

عملکرد تکلیف شناختی

دو تکلیف شناختی استفاده شد که هر یک هم به‌عنوان تکلیف هم‌زمان هنگام اجرای کاتا و هم به‌عنوان آزمون پایه در وضعیت نشسته اجرا شدند. در هر دو شرایط تکلیف دوگانه، ارائه محرک‌ها با فرمان «هاجیمه» آغاز و با فرمان «یامه» پایان می‌یافت؛ بنابراین، ارائه محرک‌ها با تمام توالی حرکتی هم‌پوشانی داشت. در شرایط شنیداری، فهرستی از ۳۰ واژه تک‌هجایی با ویژگی‌های آوایی خنثی که از پیش ضبط شده بود، از طریق بلندگویی در فاصله تقریبی یک متر در کنار فضای اجرا و در سطح زمین پخش می‌شد. واژه‌ها با آهنگ یک واژه در هر ثانیه ارائه می‌شدند؛ به‌طوری‌که فهرست تقریباً ۳۰ ثانیه نخست اجرا را پوشش می‌داد. شدت صدای پخش پیش از آزمون در سطحی تنظیم شد که بالاتر از صدای محیط دوجو به‌وضوح شنیده شود و در طول آزمون ثابت باقی ماند؛ بااین‌حال، سطح فشار صوتی با استفاده از صداسنج کالیبره‌شده اندازه‌گیری و تأیید نشد. بنابراین، رمزگردانی اطلاعات هم‌زمان با اجرای کاتا

انجام می‌شد، اما بازیابی اطلاعات با تأخیر صورت می‌گرفت؛ به‌طوری‌که یادآوری آزاد کلامی در ۳۰ ثانیه بلافاصله پس از فرمان یامه درخواست می‌شد. این تکلیف در سراسر اجرای کاتا حافظه کاری را درگیر می‌کرد، اما نیازی به پاسخ‌دهی همزمان نداشت. در شرایط دیداری، تقریباً ۲۰ کارت استاندارد تداخل رنگ–واژه به‌ترتیب ارائه شدند که هر یک حدود دو ثانیه نمایش داده می‌شدند. کارت‌ها روی پایه‌ای ثابت در فاصله تقریبی ۵/۱ متر، مستقیماً مقابل جهت‌گیری اولیه ورزشکار قرار داشتند. ورزشکار هنگام اجرای کاتا باید رنگ جوهر هر کارت را با صدای بلند بیان می‌کرد؛ بنابراین، این شرایط مستلزم پاسخ‌دهی مداوم و همزمان بود. ازآنجاکه پایه نمایش ثابت بود، هنگام چرخش ورزشکار به جهتی غیر از جهت شروع، نمایشگر از میدان دید او خارج می‌شد و با بازگشت به جهت اولیه دوباره در میدان دید قرار می‌گرفت. در نتیجه، مواجهه با محرک‌ها متناوب بود. اجرای این تکلیف با استفاده از کارت، با روش استاندارد اجرای پارادایم استروپ تفاوت داشت (۲۸).

پیش از آزمون کاتا، هر ورزشکار آزمون پایه هر دو تکلیف شناختی را در وضعیت نشسته و استراحت‌کرده انجام داد. آزمون پایه شنیداری شامل یادآوری آزاد فهرستی از ۳۰ واژه بود که امتیاز آن بر اساس تعداد واژه‌های صحیح یادآوری‌شده، در دامنه صفر تا ۳۰، تعیین می‌شد. آزمون پایه دیداری شامل آزمون ۴۵ ثانیه‌ای رنگ–واژه استروپ بود که امتیاز آن بر اساس تعداد رنگ‌های جوهر صحیح نام‌برده‌شده طی ۴۵ ثانیه محاسبه می‌شد. این آزمون سقف امتیاز ثابتی نداشت و دامنه مشاهده‌شده آن بین ۴۴ تا ۷۷ بود. امتیازهای پایه به‌عنوان شاخص‌هایی از توانایی شناختی هر ورزشکار در نظر گرفته شدند و به‌عنوان متغیرهای هم‌پراش در تحلیل‌ها استفاده شدند. مقیاس امتیاز آزمون پایه استروپ با حدود ۲۰ کارتی که هنگام اجرای کاتا ارائه می‌شدند، یکسان نبود. کارت‌های ارائه‌شده هنگام اجرای کاتا صرفاً برای ایجاد بار شناختی همزمان استفاده شدند و آزمونی دارای امتیاز محسوب نمی‌شدند؛ درحالی‌که امتیاز پایه بر اساس تعداد پاسخ‌های صحیح ارائه‌شده طی ۴۵ ثانیه آزمون در وضعیت نشسته محاسبه می‌شد. عملکرد شرکت‌کنندگان در تکالیف شناختی همزمان هنگام اجرای کاتا قابل تحلیل نبود. اگرچه پس از اجرای کاتا در شرایط تکلیف دوگانه شنیداری، یادآوری آزاد درخواست شد، امتیازهای مربوط به آن برای تحلیل در دسترس نبودند. همچنین، پاسخ‌های ارائه‌شده هنگام اجرای کاتا در شرایط تکلیف دوگانه دیداری ثبت نشدند. بنابراین، هزینه تکلیف دوگانه در این پژوهش صرفاً هزینه حرکتی را نشان می‌دهد و امکان تأیید میزان مشارکت در تکالیف همزمان و اولویت‌دهی به آن‌ها وجود نداشت. این موضوع در بخش محدودیت‌های پژوهش در قسمت بحث بررسی شده است.

هزینه تکلیف دوگانه

هزینه تکلیف دوگانه مطابق روش پلامر و اِسکس (۷)، به‌صورت کاهش نسبی کیفیت حرکت از شرایط تکلیف منفرد به شرایط تکلیف دوگانه تعریف شد. هزینه تکلیف دوگانه شنیداری بر حسب درصد از فرمول (هزینه تکلیف دوگانه شنیداری = [(امتیاز تکلیف منفرد − امتیاز تکلیف دوگانه شنیداری) ÷ امتیاز تکلیف منفرد] × ۱۰۰) محاسبه شد. هزینه تکلیف دوگانه دیداری نیز به روش مشابه محاسبه شد و هزینه کلی تکلیف دوگانه برابر با میانگین هزینه‌های شنیداری و دیداری بود. مقادیر مثبت نشان‌دهنده افت عملکرد و مقادیر منفی نشان‌دهنده تسهیل عملکرد بودند. میانگین دو هزینه محاسبه شد؛ زیرا هر دو از یک پیامد حرکتی یکسان به دست آمده بودند، با ابزار یکسانی امتیازدهی می‌شدند و تنها از نظر نوع بار شناختی همزمان تفاوت داشتند. بااین‌حال، هزینه‌های اختصاصی هر یک از دو نوع تکلیف به‌صورت جداگانه نیز گزارش شدند و همسانی درونی شاخص کلی در زیربخش «تحلیل‌های پایایی و حساسیت» ارائه شده است. مقادیر منفی که نشان‌دهنده امتیاز بالاتر در شرایط تکلیف دوگانه نسبت به تکلیف منفرد بودند، بدون حذف، محدودسازی به صفر یا تبدیل حفظ شدند.

تحلیل آماری

تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزار Python نسخه ۳ و کتابخانه‌های pandas، NumPy، SciPy و statsmodels انجام شدند. سطح معناداری آماری برای آزمون‌های دوطرفه برابر با ۰۵/۰ تعیین شد. توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون شاپیرو–ویلک و نمودارهای هیستوگرام بررسی شد. متغیرهای پیوسته به‌صورت میانگین ± انحراف معیار همراه با دامنه تغییرات و متغیرهای طبقه‌ای به‌صورت فراوانی و درصد گزارش شدند. تفاوت کیفیت حرکت بین شرایط مختلف با استفاده از آزمون t زوجی بررسی و نتایج آن با آزمون ناپارامتریک رتبه‌های علامت‌دار ویلکاکسون تأیید شد. نتایج همراه با فاصله اطمینان ۹۵ درصد و اندازه اثر d کوهن گزارش شدند. اندازه اثر بر اساس مقادیر ۰/۲۰، ۰/۵۰، ۰/۸۰ و ۱/۲۰ به‌ترتیب به‌عنوان کوچک، متوسط، بزرگ و بسیار بزرگ تفسیر شد. ارتباط بین متغیرها با استفاده از ضرایب همبستگی پیرسون و فاصله اطمینان ۹۵ درصد مبتنی بر تبدیل z فیشر محاسبه شد و با ضرایب همبستگی اسپیرمن نیز مورد بررسی قرار گرفت. شدت همبستگی بر اساس قدر مطلق ضرایب به‌صورت ناچیز (کمتر از ۰/۱۰)، ضعیف (۰/۱۰ تا ۰/۳۹)، متوسط (۰/۴۰ تا ۰/۶۹)، قوی (۰/۷۰ تا ۰/۸۹) و بسیار قوی (۰/۹۰ و بیشتر) طبقه‌بندی شد. استقلال ارتباط بین استقامت عضلات تنه و هزینه تکلیف دوگانه با استفاده از چهار مدل اکتشافی رگرسیون خطی چندگانه بررسی شد که در تمامی آن‌ها هزینه کلی تکلیف دوگانه متغیر وابسته بود. در مدل اول، تنها استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن وارد شد. در مدل دوم، استقامت ترکیبی همراه با سال‌های تمرین کاتا، سن، شاخص توده بدنی، امتیاز پایه یادآوری شنیداری و امتیاز پایه استروپ وارد مدل شدند. مدل سوم شامل متغیرهای مدل دوم به‌اضافه جنسیت بود. در مدل چهارم، استقامت ترکیبی همراه با سال‌های تمرین کاتا، سن، امتیاز پایه یادآوری شنیداری، امتیاز پایه استروپ، جنسیت، قد و جرم بدن وارد شد. در این مدل، قد و جرم بدن جایگزین شاخص توده بدنی شدند تا ابعاد بدن به‌صورت متغیرهای مستقل وارد تحلیل شوند. مفروضه‌های مدل‌های رگرسیونی با استفاده از عامل تورم واریانس، آماره دوربین–واتسون، آزمون جارک–برا و فاصله کوک بررسی شدند. در تحلیل‌های حساسیت، همبستگی اصلی با استفاده از شاخص ترکیبی زمان‌های استانداردشده آزمون‌های استقامت (نمرات z)، به‌صورت جداگانه در مردان و زنان، در ورزشکاران ۱۸ سال و بالاتر، پس از حذف موارد دارای تأثیرگذاری زیاد بر مدل (فاصله کوک بزرگ‌تر از 4/n) و با جایگزینی امتیازدهی مستقل به‌جای امتیازهای توافقی، مجدداً محاسبه شد. همچنین، مدل دوم با استفاده از خطاهای استاندارد مقاوم به ناهمسانی واریانس از نوع HC3 دوباره برازش شد. همسانی درونی ابزار MKMQS با استفاده از آلفای کرونباخ ارزیابی شد و مقادیر ۰/۷۰ و بالاتر به‌عنوان قابل قبول در نظر گرفته شدند. کفایت داده‌ها برای تحلیل عاملی با استفاده از شاخص کایزر–مایر–اولکین و آزمون بارتلت و ساختار ابعادی ابزار با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی بررسی شد. همسانی شاخص کلی هزینه تکلیف دوگانه که از دو مؤلفه شنیداری و دیداری تشکیل شده بود، با استفاده از ضریب همبستگی اصلاح‌شده اسپیرمن–براون بین هزینه‌های شنیداری و دیداری محاسبه شد. مجموعه داده‌ها کامل بود؛ بنابراین، نیازی به جایگذاری داده‌های گمشده وجود نداشت. کد تحلیل آماری که امکان بازتولید تمامی آماره‌های گزارش‌شده را فراهم می‌کند، در فایل داده تکمیلی شماره ۲ ارائه شده است.

یافته‌ها

شرکت‌کنندگان

تمامی ۱۰۸ ورزشکار (۵۵ مرد و ۵۳ زن) ارزیابی شدند و داده‌های آن‌ها در تحلیل نهایی مورد استفاده قرار گرفت. هیچ‌یک از شرکت‌کنندگان از مطالعه خارج نشدند و هیچ داده گمشده‌ای وجود نداشت. ویژگی‌های شرکت‌کنندگان، زمان‌های استقامت عضلات

و امتیازهای پایه آزمون‌های شناختی در جدول ۲ ارائه شده‌اند. مردان و زنان از نظر قد و جرم بدن تفاوت معناداری داشتند (در هر دو مورد، p<۰/۰۰۱)، اما از نظر سن، سابقه تمرینی، هیچ‌یک از شاخص‌های استقامت عضلات و امتیازهای پایه دو آزمون شناختی تفاوت معناداری مشاهده نشد. میانگین استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن برابر با ۳۸/۶۵ ± ۲۳۴/۳۷ ثانیه بود (دامنه: ۱۵۵ تا ۳۵۰ ثانیه؛ شکل ۱).

کیفیت حرکت و هزینه تکلیف دوگانه

کیفیت حرکت در شرایط تکلیف منفرد بیشترین مقدار را داشت و در هر دو شرایط تکلیف دوگانه کاهش یافت (جدول ۳؛ شکل ۲). امتیاز کیفیت حرکت در شرایط تکلیف منفرد، ۲/۵۶ امتیاز بیشتر از شرایط تکلیف دوگانه شنیداری (d=۱/۳۹) و ۳/۵۳ امتیاز بیشتر از شرایط تکلیف دوگانه دیداری (d=۱/۸۴) بود. همچنین، بار شناختی دیداری در مقایسه با بار شناختی شنیداری اختلال بیشتری در عملکرد ایجاد کرد (اختلاف: ۰/۹۶ امتیاز؛ فاصله اطمینان ۹۵ درصد: ۰/۶۱ تا ۱/۳۲ برابر ۵/۳۷، p<۰/۰۰۱، d=۰/۵۲). میانگین هزینه کلی تکلیف دوگانه برابر با ۸/۷۵ ± ۱۷/۵۶ درصد بود. در هر یک از شاخص‌های هزینه تکلیف دوگانه، سه ورزشکار مقادیر منفی داشتند (بیشترین مقدار منفی هزینه کلی برابر با ۳/۵۸− درصد بود). افزایش امتیاز متناظر با این مقادیر، در شرایط بار شناختی شنیداری حداکثر دو امتیاز و در شرایط بار شناختی دیداری حداکثر یک امتیاز بود. همچنین، هشت ورزشکار (۷/۴ درصد) در شرایط تکلیف منفرد، حداکثر امتیاز ممکن یعنی ۲۱ امتیاز را کسب کردند.

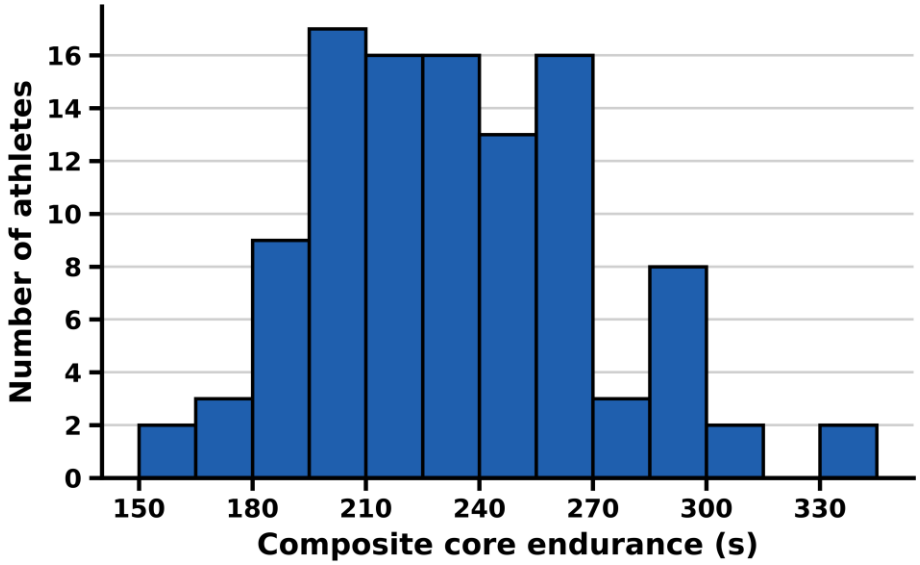
استقامت عضلات مرکزی بدن و هزینه تکلیف دوگانه

استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن در تمامی شرایط با کیفیت حرکت همبستگی مثبت داشت. شدت این ارتباط در شرایط تکلیف دوگانه شنیداری (r=۰/۵۰۴) و دیداری (r=۰/۴۸۶) بیشتر از شرایط تکلیف منفرد (r=۰/۳۰۵) بود. همچنین، استقامت ترکیبی با هر سه شاخص هزینه تکلیف دوگانه همبستگی معکوس داشت (جدول ۴). ارتباط اصلی پژوهش، یعنی ارتباط بین استقامت ترکیبی

جدول ۲. ویژگی‌های شرکت‌کنندگان، زمان‌های استقامت و نمرات شناختی پایه (۱۰۸ نفر)

متغیر	کل (۱۰۸ نفر)	دامنه	مردان (۵۵ نفر)	زنان (۵۳ نفر)	مقدار p
سن (سال)	۲۲/۹۴ ± ۴/۷۶	۱۵–۳۲	۲۲/۸۷ ± ۴/۸۶	۲۳/۰۲ ± ۴/۶۹	۰/۸۷۴
سابقه تمرین کاتا (سال)	۵/۲۱ ± ۲/۲۱	۲–۱۰	۵/۱۵ ± ۲/۱۶	۵/۲۸ ± ۲/۲۹	۰/۷۴۹
قد (سانتی‌متر)	۱۶۸/۱۷ ± ۸/۸۴	۱۴۶–۱۸۸/۷	۱۷۴/۳۹ ± ۶/۰۰	۱۶۱/۷۰ ± ۶/۳۰	< ۰/۰۰۱
توده بدن (کیلوگرم)	۶۴/۷۲ ± ۹/۹۹	۴۲–۸۷/۳	۷۰/۷۳ ± ۸/۴۸	۵۸/۴۸ ± ۷/۲۷	< ۰/۰۰۱
شاخص توده بدنی (کیلوگرم بر مترمربع)	۲۲/۸۳ ± ۲/۶۲	۱۶/۹–۲۹	۲۳/۲۶ ± ۲/۵۷	۲۲/۳۸ ± ۲/۶۱	۰/۰۸۰
پلانک ساعد در وضعیت دمر (ثانیه)	۵۸/۰۳ ± ۱۱/۱۹	۳۲–۸۸	۵۸/۳۶ ± ۱۰/۸۴	۵۷/۶۸ ± ۱۱/۶۳	۰/۷۵۳
بیرینگ–سورنسن اصلاح‌شده (ثانیه)	۷۹/۰۹ ± ۱۵/۸۵	۴۸–۱۲۰	۷۹/۰۲ ± ۱۵/۹۷	۷۹/۱۷ ± ۱۵/۸۷	۰/۹۶۱
پلانک جانبی چپ (ثانیه)	۴۷/۹۶ ± ۹/۸۴	۲۷–۷۵	۴۹/۳۱ ± ۱۰/۴۱	۴۶/۵۷ ± ۹/۱۰	۰/۱۴۸
پلانک جانبی راست (ثانیه)	۴۹/۲۹ ± ۱۰/۰۱	۲۹–۷۴	۵۱/۰۰ ± ۱۰/۴۲	۴۷/۵۱ ± ۹/۳۳	۰/۰۶۹
استقامت ترکیبی عضلات مرکزی (ثانیه)	۲۳۴/۳۷ ± ۳۸/۶۵	۱۵۵–۳۵۰	۲۳۷/۶۹ ± ۳۹/۱۸	۲۳۰/۹۲ ± ۳۸/۱۶	۰/۳۶۵
یادآوری شنیداری در وضعیت نشسته، خط پایه (۰ تا ۳۰)	۲۱/۳۳ ± ۴/۱۵	۱۲–۳۰	۲۱/۲۴ ± ۴/۲۷	۲۱/۴۳ ± ۴/۰۵	۰/۸۰۶
استروپ در وضعیت نشسته، خط پایه ۴۵ ثانیه‌ای (پاسخ‌های صحیح)	۶۰/۵۳ ± ۶/۷۵	۴۴–۷۷	۶۰/۲۴ ± ۶/۳۰	۶۰/۸۳ ± ۷/۲۴	۰/۶۵۱

نکته: مقادیر به‌صورت میانگین ± انحراف معیار و دامنه برای کل نمونه گزارش شده‌اند. شاخص استقامت ترکیبی، مجموع زمان نگه‌داشتن چهار وضعیت است. مقادیر p از آزمون t ولچ برای مقایسه مردان و زنان به دست آمده‌اند.



شکل ۱. توزیع استقامت ترکیبی عضلات مرکزی تنه (مجموع زمان نگه‌داشتن وضعیت در چهار آزمون) در شرکت‌کنندگان مطالعه (۱۰۸ نفر)؛ میانگین ۲۳۴/۴ ثانیه، انحراف معیار ۳۸/۷ ثانیه و دامنه ۱۵۵ تا ۳۵۰ ثانیه. ارتفاع ستون‌ها نشان‌دهنده تعداد ورزشکاران در بازه‌های ۱۵ ثانیه‌ای است.

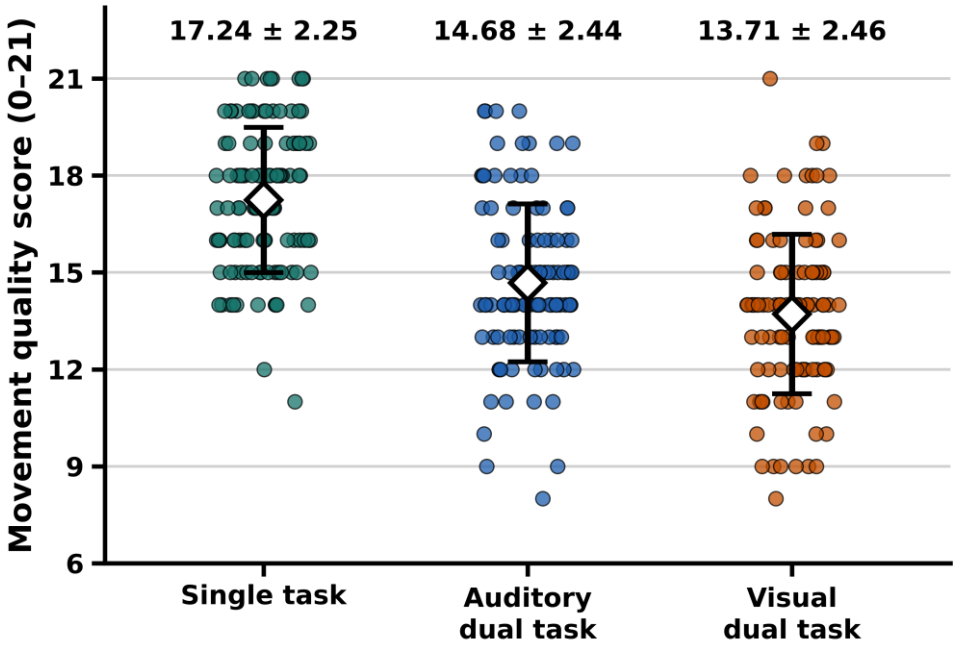
جدول ۳. کیفیت حرکت و هزینه تکلیف دوگانه در شرایط مختلف (۱۰۸ نفر)

شاخص	تکلیف منفرد	تکلیف دوگانه شنیداری	تکلیف دوگانه دیداری
نمره کیفیت حرکت (۰ تا ۲۱)، میانگین ± انحراف معیار	۱۷/۲۴ ± ۲/۲۵	۱۴/۶۸ ± ۲/۴۴	۱۳/۷۱ ± ۲/۴۶
دامنه	۲۱–۱۱	۲۰–۸	۲۱–۸
کاهش نسبت به تکلیف منفرد، میانگین (فاصله اطمینان ۹۵٪)	—	۲/۵۶ (۲/۲۱ تا ۲/۹۲)	۳/۵۳ (۳/۱۶ تا ۳/۸۹)
آماره t ، مقدار p؛ اندازه اثر d کوهن	—	۱۴/۴۸; < ۰/۰۰۱; ۱/۳۹	۱۹/۰۸; < ۰/۰۰۱; ۱/۸۴
هزینه تکلیف دوگانه (درصد)، میانگین ± انحراف معیار	—	۱۴/۷۱ ± ۱۰/۲۲	۲۰/۳۹ ± ۱۰/۵۵
دامنه هزینه تکلیف دوگانه (درصد)	—	۴۶/۶۷ تا −۱۴/۲۹	۴۳/۷۵ تا −۵/۸۸
تعداد ورزشکاران با هزینه منفی	—	۳	۳

عضلات مرکزی بدن و هزینه کلی تکلیف دوگانه، برابر با (r=−۰/۴۱۳) بود (فاصله اطمینان ۹۵ درصد: −۰/۵۵۸ تا −۰/۲۴۳؛ p=۰/۰۰۱؛ ضریب همبستگی اسپیرمن ρ =−۰/۳۷۹ ، p<۰/۰۰۱). بنابراین، ۱۷/۱ درصد از واریانس بین‌ورزشکاری هزینه کلی تکلیف دوگانه با استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن مشترک بود (شکل ۳). در میان آزمون‌های استقامت منفرد، پلانک ساعد در وضعیت دمر قوی‌ترین ارتباط را با هزینه کلی تکلیف دوگانه نشان داد (r=۰/۴۶۳)، درحالی‌که پلانک‌های جانبی ضعیف‌ترین ارتباط را داشتند (سمت چپ: r=−۰/۲۴۵؛ سمت راست: r=−۰/۲۵۴).

رگرسیون چندمتغیره

در مدل تعدیل‌نشده (مدل ۱)، استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن ۱۷/۱ درصد از واریانس هزینه کلی تکلیف دوگانه را تبیین کرد (R^2 تعدیل‌شده ۰/۱۶۳؛ ضریب رگرسیون به‌ازای هر ثانیه B=−۰/۰۹۴؛ فاصله اطمینان ۹۵ درصد: −۰/۱۳۳ تا −۰/۰۵۴). در مدل اصلی تعدیل‌شده (مدل ۲؛ جدول ۵)، نتایج برابر با (F (۶، ۱۰۱) =۶/۲۴؛ p<۰/۰۰۱، R^2 =۰/۲۷۰ و R^2 =۰/۲۲۷ تعدیل‌شده بود. در این مدل، استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن همچنان ارتباط مستقلی با هزینه کلی تکلیف دوگانه داشت (B=−۰/۰۹۵،



شکل ۲. کیفیت حرکت کاتا (دامنه امتیاز ۰ تا ۲۱) در شرایط تکلیف منفرد، تکلیف دوگانه شنیداری و تکلیف دوگانه دیداری (۱۰۸ نفر). نقاط نشان‌دهنده داده‌های هر ورزشکار هستند که برای افزایش وضوح نمایش، اندکی در راستای افقی جابه‌جا شده‌اند. نمادهای لوزی همراه با میله‌های خطا، میانگین ± انحراف معیار را نشان می‌دهند. همچنین، مقادیر درج‌شده در بالای هر وضعیت بیانگر میانگین ± انحراف معیار همان وضعیت هستند.

جدول ۴. همبستگی‌های پیرسون بین شاخص‌های استقامت با کیفیت حرکت و هزینه تکلیف دوگانه (۱۰۸ نفر)

شاخص استقامت	کیفیت حرکت در تکلیف منفرد	کیفیت حرکت در تکلیف دوگانه شنیداری	کیفیت حرکت در تکلیف دوگانه دیداری	هزینه تکلیف دوگانه شنیداری	هزینه تکلیف دوگانه دیداری	هزینه کلی تکلیف دوگانه
پلانک ساعد در وضعیت دمر	۰/۲۷**	۰/۵۴***	۰/۴۶***	−۰/۴۴***	−۰/۳۴***	−۰/۴۶***
بیرینگ–سورنسن اصلاح‌شده	۰/۳۲***	۰/۴۹***	۰/۴۵***	−۰/۳۲***	−۰/۳۰**	−۰/۳۷***
پلانک جانبی چپ	۰/۲۲*	۰/۳۱**	۰/۳۴***	−۰/۱۸	−۰/۲۳*	−۰/۲۴*
پلانک جانبی راست	۰/۱۵	۰/۲۶**	۰/۳۲***	−۰/۱۶	−۰/۲۶**	−۰/۲۵**
استقامت ترکیبی عضلات مرکزی	۰/۳۰**	۰/۵۰***	۰/۴۹***	−۰/۳۵***	−۰/۳۵***	−۰/۴۱***

نکته: علامت *: $p<0/05$، علامت **: $p<0/01$، علامت ***: $p<0/001$، ماتریس کامل همبستگی‌ها در جدول تکمیلی S2 ارائه شده است.

فاصله اطمینان ۹۵ درصد: ۰/۱۳۶− تا ۰/۰۵۳−، $\beta=-0/419$، $p<0/001$). به‌عبارت‌دیگر، هر ۱۰ ثانیه افزایش در استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن با کاهش ۰/۵۹ واحد درصدی هزینه کلی تکلیف دوگانه همراه بود. عملکرد پایه در آزمون استروپ نیز ارتباط مستقلی با هزینه کلی تکلیف دوگانه داشت ($B=-0/325$، فاصله اطمینان ۹۵ درصد: ۰/۵۹۸− تا ۰/۰۵۳−، $\beta=-0/251$، $p<0/020$). در مقابل، سن، سال‌های سابقه تمرین، شاخص توده بدنی و عملکرد پایه در آزمون یادآوری شنیداری ارتباط معناداری با هزینه کلی تکلیف دوگانه نداشتند (در تمامی موارد، $p>0/068$). افزودن جنسیت به مدل (مدل ۳) و جایگزینی شاخص توده بدنی با جنسیت، قد و جرم بدن (مدل ۴) این یافته‌ها را تغییر نداد. ضریب رگرسیون استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن در این دو مدل به‌ترتیب

برابر با ۰/۰۹۶ (p<۰/۰۰۱) و ۰/۰۷۸− (فاصله اطمینان ۹۵ درصد: ۰/۱۳۰− تا ۰/۰۴۳−؛ p<۰/۰۰۱) بود. همچنین، جنسیت در هیچ‌یک از دو مدل با هزینه تکلیف دوگانه ارتباط معناداری نداشت (به‌ترتیب، p=۰/۵۵۶ و p=۰/۱۳۳). مقادیر عامل تورم واریانس در تمامی مدل‌ها کمتر از ۲/۷ بود. نتایج کامل هر چهار مدل در جدول تکمیلی S3 ارائه شده‌اند.

تحلیل‌های پایایی و حساسیت

میزان توافق بین امتیازهای توافقی و امتیازدهی مجدد مستقل برای امتیاز کل در تمامی شرایط خوب بود. ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای برای امتیازدهی منفرد در شرایط تکلیف منفرد برابر با ۰/۸۷۴= ICC (A,1) فاصله اطمینان ۹۵ درصد: ۰/۸۰۵ تا ۰/۹۱۷)، در شرایط تکلیف دوگانه شنیداری برابر با ۰/۸۸۸ (۰/۸۴۱ تا ۰/۹۲۲) و در شرایط تکلیف دوگانه دیداری برابر با ۰/۸۳۷ (۰/۷۶۸ تا ۰/۸۸۶) بود. ضریب تجمیعی برای تمامی ۳۲۴ مشاهده برابر با ۰/۹۰۰ (۰/۸۷۵ تا ۰/۹۲۰) به دست آمد. ضرایب مربوط به گویه‌های منفرد کمتر بودند و در دامنه ۰/۵۴۷ تا ۰/۸۰۳ قرار داشتند (جدول تکمیلی S1).

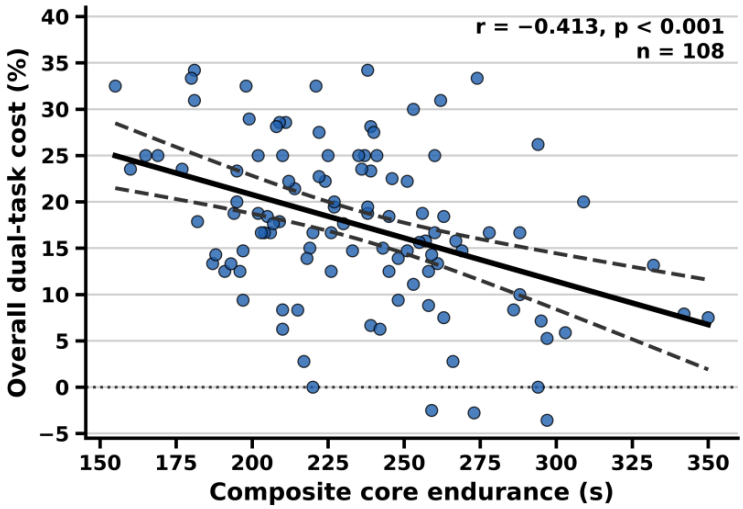
هنگامی که امتیازهای مستقل جایگزین امتیازهای توافقی شدند، کیفیت حرکت بار دیگر از ۲/۲۰ ± ۱۶/۸۷ در شرایط تکلیف منفرد به ۲/۵۶ ± ۱۴/۶۱ در شرایط تکلیف دوگانه شنیداری و ۲/۷۳ ± ۱۳/۴۰ در شرایط تکلیف دوگانه دیداری کاهش یافت. در این تحلیل نیز بار شناختی دیداری اختلال بیشتری ایجاد کرد (d=۰/۵۳)، همچنین، استقامت ترکیبی عضلات مرکزی بدن همچنان با هزینه کلی تکلیف دوگانه ارتباط معکوس داشت (p<۰/۰۰۱، r=−۰/۳۲۷؛ ضریب رگرسیون مدل ۲، B=−۰/۰۹۷، فاصله اطمینان ۹۵ درصد: ۰/۱۵۴− تا ۰/۰۳۹−؛ β=−۰/۳۳۲، p=۰/۰۰۱؛ R^2 =۰/۱۱۶ تعدیل‌شده). شدت این ارتباط بر اساس امتیازدهی مستقل (r=−۰/۴۱۳) کمتر از امتیازدهی توافقی بود. در سایر موارد، ارتباط اصلی پژوهش نسبت به انتخاب‌های تحلیلی بررسی‌شده حساسیت قابل‌توجهی نشان نداد (جدول ۶).

همسانی درونی ابزار هفت‌گویه‌ای MKMQS در تمامی شرایط در سطح قابل قبول تا خوب قرار داشت. مقدار آلفای کرونباخ در شرایط تکلیف منفرد برابر با ۰/۷۴۶، در شرایط تکلیف دوگانه شنیداری برابر با ۰/۸۲۷ و در شرایط تکلیف دوگانه دیداری برابر با ۰/۸۰۸ بود. همچنین، مقدار آلفای کرونباخ تجمیعی برای ۲۱ گویه برابر با ۰/۹۱۰ به دست آمد. مجموعه گویه‌ها برای تحلیل ابعادی مناسب بود (شاخص کایزر–مایر–اولکین: ۰/۸۷۳؛ ۸۳۴/۶۵= χ^2 (۲۱۰) در آزمون بارتلت؛ p<۰/۰۰۱). مؤلفه اول غالب، ۳۶/۲ درصد از واریانس استانداردشده را تبیین کرد و تمامی گویه‌ها دارای بار عاملی مثبت در دامنه ۰/۴۷۳ تا ۰/۷۴۹ بودند. این مقادیر صرفاً ساختار درونی ابزار را توصیف می‌کنند و شواهدی مبنی بر روایی سازه محسوب نمی‌شوند. هزینه‌های تکلیف دوگانه شنیداری و دیداری همبستگی برابر با r=۰/۴۲۰ داشتند که مقدار اصلاح‌شده اسپیرمن–براون برای شاخص هزینه کلی تکلیف دوگانه را برابر با ۰/۵۹۱ به دست داد.

بحث

پژوهش حاضر با هدف بررسی این موضوع انجام شد که آیا استقامت عضلات مرکزی بدن با میزان کاهش کیفیت اجرای حرکات کاتا هنگام تقسیم توجه ارتباط دارد یا خیر. دو یافته اصلی به دست آمد. نخست، اعمال هم‌زمان بار شناختی تقریباً در تمامی ورزشکاران موجب کاهش کیفیت اجرای حرکات کاتای تایکیوکو شودان شد و بار شناختی دیداری در مقایسه با بار شناختی شنیداری اختلال بیشتری ایجاد کرد. دوم، ورزشکارانی که استقامت ترکیبی عضلات تنه کمتری داشتند، هنگام اعمال بار شناختی کاهش نسبی بیشتری در کیفیت اجرای حرکات نشان دادند. این ارتباط از شدت متوسط برخوردار بود، در شرایط تکلیف دوگانه نسبت به

تکلیف منفرد قوی‌تر بود و پس از تعدیل اثر سن، سابقه تمرینی، ابعاد بدن، جنسیت و عملکرد شناختی پایه نیز باقی ماند. عملکرد پایه در آزمون استروپ نیز ارتباط مستقلی با هزینه تکلیف دوگانه داشت؛ درحالی‌که یادآوری شنیداری پایه، سن و سال‌های سابقه تمرین چنین ارتباطی نشان ندادند.



شکل ۳. ارتباط بین استقامت ترکیبی عضلات مرکزی تنه و هزینه کلی تکلیف دوگانه، همراه با خط رگرسیون حداقل مربعات (خط پیوسته) و حدود اطمینان ۹۵ درصد آن (خطوط خط‌چین) در ۱۰۸ ورزشکار. مقادیر مثبت هزینه تکلیف دوگانه نشان‌دهنده کاهش کیفیت حرکت در شرایط اجرای تکلیف دوگانه هستند.

جدول ۵. مدل‌های رگرسیون خطی چندگانه برای هزینه کلی تکلیف دوگانه (۱۰۸ نفر)

پیش‌بین	مدل ۱: B (فاصله اطمینان ۹۵٪)	p	مدل ۲: B (فاصله اطمینان ۹۵٪)	p	مدل ۳: B (فاصله اطمینان ۹۵٪)	p	مدل ۴: B (فاصله اطمینان ۹۵٪)	p
استقامت ترکیبی عضلات مرکزی (ثانیه)	−۰/۰۹۴ (−۰/۱۳۳ — −۰/۰۵۴)	<۰/۰۰۱	−۰/۰۹۵ (−۰/۱۳۶ — −۰/۰۵۳)	<۰/۰۰۱	−۰/۰۹۶ (−۰/۱۳۸ — −۰/۰۵۴)	<۰/۰۰۱	−۰/۰۸۷ (−۰/۱۳۰ — −۰/۰۴۳)	<۰/۰۰۱
سابقه تمرین کاتا (سال)	—	—	−۰/۲۷۳ (−۰/۹۸۴ — ۰/۴۳۸)	۰/۴۴۸	−۰/۲۶۷ (−۰/۹۸۱ — ۰/۴۴۶)	۰/۴۵۹	−۰/۲۸۴ (−۰/۹۹۴ — ۰/۴۲۵)	۰/۴۲۹
سن (سال)	—	—	۰/۳۱۹ (−۰/۰۲۵ — ۰/۶۶۲)	۰/۰۶۸	۰/۳۱۹ (−۰/۰۲۵ — ۰/۶۶۴)	۰/۰۶۹	۰/۲۹۶ (−۰/۰۴۸ — ۰/۶۴۰)	۰/۰۹۱
شاخص توده بدنی (کیلوگرم/متر مربع)	—	—	−۰/۰۰۷ (−۰/۵۹۸ — ۰/۵۸۴)	۰/۹۸۱	−۰/۰۳۴ (−۰/۶۳۳ — ۰/۵۶۶)	۰/۹۱۲	—	—
یادآوری شنیداری در خط پایه	—	—	−۰/۱۴۵ (−۰/۶۱۱ — ۰/۳۲۰)	۰/۵۳۷	−۰/۱۴۷ (−۰/۶۱۴ — ۰/۳۲۰)	۰/۵۳۴	−۰/۱۳۵ (−۰/۶۰۰ — ۰/۳۳۰)	۰/۵۶۵
نمره استروپ در خط پایه	—	—	−۰/۳۲۵ (−۰/۵۹۸ — −۰/۰۵۳)	۰/۰۲۰	−۰/۳۲۲ (−۰/۵۹۶ — −۰/۰۴۹)	۰/۰۲۱	−۰/۳۱۲ (−۰/۵۸۴ — −۰/۰۴۰)	۰/۰۲۵
جنسیت (مرد = ۱)	—	—	—	—	۰/۸۹۳ (−۲/۱۰۹ — ۳/۸۹۴)	۰/۵۵۶	۳/۴۰۷ (−۱/۰۵۲ — ۷/۸۶۷)	۰/۱۳۳
قد (سانتی‌متر)	—	—	—	—	—	—	−۰/۱۴۲ (−۰/۴۱۳ — ۰/۱۲۹)	۰/۳۰۰
توده بدن (کیلوگرم)	—	—	—	—	—	—	−۰/۰۶۵ (−۰/۲۸۲ — ۰/۱۵۲)	۰/۵۵۳
R^2	۰/۱۷۱		۰/۲۷۰		۰/۲۷۳		۰/۲۸۹	
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۶۳		۰/۲۲۷		۰/۲۲۲		۰/۲۳۲	
F (درجه آزادی)	۲۱/۷۹ (۱, ۱۰۶)		۶/۲۴ (۶, ۱۰۱)		۵/۳۶ (۷, ۱۰۰)		۵/۰۳ (۸, ۹۹)	
p مدل	<۰/۰۰۱		<۰/۰۰۱		<۰/۰۰۱		<۰/۰۰۱	

نکته: B ضریب غیراستانداردشده (بر حسب واحد درصد هزینه کلی تکلیف دوگانه به‌ازای هر واحد افزایش در پیش‌بین) همراه با فاصله اطمینان ۹۵٪ آن است؛ علامت «—» نشان می‌دهد که پیش‌بین در مدل وارد نشده است/ مدل ۱: فقط استقامت ترکیبی؛ مدل ۲: مدل تعدیل‌شده اصلی؛ مدل ۳: مدل ۲ به‌علاوه جنسیت؛ مدل ۴: جنسیت، قد و توده بدن به‌جای شاخص توده بدنی وارد شده‌اند/ خطاهای استاندارد، ضرایب استانداردشده، آماره‌های t و شاخص‌های تشخیصی در جدول تکمیلی ۳S گزارش شده‌اند.

جدول ۶. تحلیل‌های حساسیت ارتباط بین استقامت ترکیبی عضلات مرکزی و هزینه کلی تکلیف دوگانه

تحلیل	تعداد (n)	ضریب همبستگی (استقامت ترکیبی با هزینه کلی تکلیف دوگانه)	p	ضریب استقامت ترکیبی در مدل ۲
تحلیل اصلی (نمرات توافقی)	۱۰۸	−۰/۴۱۳	< ۰/۰۰۱	B=−۰/۰۹۵ ،p<۰/۰۰۱
امتیازدهی مجدد مستقل (فقط ارزیاب دوم)	۱۰۸	−۰/۳۲۷	< ۰/۰۰۱	B=−۰/۰۹۷ ،p<۰/۰۰۱
شاخص ترکیبی استانداردشده (نمره z)	۱۰۸	−۰/۴۰۳	< ۰/۰۰۱	–
فقط مردان	۵۵	−۰/۳۱۴	۰/۰۱۹	–
فقط زنان	۵۳	−۰/۵۱۸	< ۰/۰۰۱	–
ورزشکاران ۱۸ ساله و بالاتر	۸۹	−۰/۳۸۶	< ۰/۰۰۱	–
حذف ۶ مورد با نفوذ زیاد (Cook’s D > 4/n)	۱۰۲	−۰/۴۴۴	< ۰/۰۰۱	B=−۰/۰۸۷ ،p<۰/۰۰۱
مدل ۲ با خطاهای استاندارد مقاوم (HC۳)	۱۰۸	–	–	B=−۰/۰۹۵ ،p<۰/۰۰۱، CI از −۰/۱۳۷ تا −۰/۰۵۲

نکته: ضریب مدل ۲، ضریب رگرسیون غیراستاندارد B برای استقامت ترکیبی (واحد درصد از هزینه کلی تکلیف دوگانه به‌ازای هر ثانیه) در مدل تعدیل‌شده اصلی است. HC3: خطاهای استاندارد مقاوم در برابر ناهمسانی واریانس؛ D s’Cook: فاصله کوک.

بار شناختی و کیفیت اجرای حرکات کاتا

کاهش کیفیت اجرای حرکات در شرایط اعمال بار شناختی هم‌زمان با دیدگاه‌های مبتنی بر تقسیم ظرفیت منابع توجه سازگار است. بر اساس این دیدگاه‌ها، تکلیف ثانویه برای استفاده از منابع توجهی موردنیاز تنظیم قامت و حرکت با تکلیف اصلی رقابت می‌کند (۶، ۷). این یافته همچنین با نتایج مرورهایی همخوانی دارد که کاهش حاد عملکرد حرکتی اختصاصی ورزش تحت بار شناختی و افزایش هزینه تکلیف دوگانه با پیچیده‌ترشدن تکلیف شناختی را گزارش کرده‌اند (۸–۱۰). بخش عمده این شواهد از مطالعات مربوط به راه‌رفتن، سکوهای ارزیابی تعادل و ورزش‌های تیمی با مهارت‌های باز به دست آمده است. یافته پژوهش حاضر نشان می‌دهد که حتی یک مهارت بسته و مبتنی بر داوری زیبایی و کیفیت حرکت، که اجرای آن در ورزشکاران به سطح خودکارشدگی رسیده است، همچنان نسبت به تقسیم توجه حساس است؛ هرچند احتمالاً اندازه هزینه تکلیف دوگانه به ویژگی‌های این کاتای ساده‌شده و تکالیف مورد استفاده در پژوهش وابسته است. برای تبیین هزینه بیشتر تکلیف دوگانه در شرایط بار شناختی دیداری، دو تفسیر امکان‌پذیر است که طراحی پژوهش حاضر نمی‌تواند آن‌ها را از یکدیگر تفکیک کند. بر اساس تفسیر نخست که ماهیتی ساختاری دارد، جهت‌گیری بدن در اجرای کاتا، دقت جهت حرکت هنگام تغییر مسیر و تثبیت نگاه به پردازش دیداری‌فضایی وابسته‌اند. بنابراین، یک تکلیف دیداری در مقایسه با تکلیف شنیداری کلامی، به‌طور مستقیم‌تری با این فرایندها تداخل ایجاد می‌کند. علاوه‌براین، پارادایم استروپ مستلزم مهار پاسخ غالب و خودکار خواندن واژه است (۲۸). بر اساس تفسیر دوم که به ویژگی‌های اجرایی تکالیف مربوط می‌شود، شرایط دیداری نیازمند پاسخ‌دهی کلامی مداوم بود و نمایشگر محرک‌ها هنگام چرخش ورزشکار از میدان دید خارج می‌شد؛ درحالی‌که در شرایط شنیداری، تا پایان اجرای کاتا نیازی به پاسخ‌دهی وجود نداشت. بنابراین، پیش از تعمیم این نتیجه که بار شناختی دیداری اختلال بیشتری نسبت به بار شناختی شنیداری ایجاد می‌کند، انجام مطالعاتی ضروری است که الزامات پاسخ‌دهی را در تکالیف دارای محرک‌های مختلف یکسان‌سازی کنند.

استقامت عضلات مرکزی بدن و هزینه تکلیف دوگانه

استقامت کمتر عضلات تنه با هزینه بیشتر تکلیف دوگانه همراه بود. یکی از تفسیرهای احتمالی این یافته که با نظریه‌های کنترل قامت سازگار است، آن است که استقامت بیشتر عضلات تنه، که بخش نزدیک به مرکز زنجیره حرکتی را تثبیت می‌کنند و در تنظیم سختی نسبی بخش‌های بدن نقش دارند (۱۱)، ممکن است منابع توجهی موردنیاز ورزشکار برای حفظ قامت را کاهش دهد و در نتیجه منابع بیشتری برای انجام تکلیف هم‌زمان در دسترس قرار گیرد (۶). بر اساس این تفسیر، ورزشکارانی که استقامت کمتری دارند، از ظرفیت توجهی ذخیره کمتری برخوردار خواهند بود. الگوی مشاهده‌شده در شرایط مختلف با این دیدگاه سازگار است؛ زیرا ارتباط استقامت عضلات تنه با کیفیت حرکت در شرایط بدون تکلیف هم‌زمان ضعیف بود، اما این ارتباط در شرایط اعمال بار شناختی شدت بیشتری داشت. بااین‌حال، این تفسیر همچنان در حد یک فرضیه باقی می‌ماند؛ زیرا داده‌های پژوهش حاضر نمی‌توانند نشان دهند که استقامت عضلات تنه تعیین‌کننده میزان نیاز توجهی برای کنترل قامت است. مقایسه یافته‌های حاضر با پژوهش‌های پیشین باید با احتیاط انجام شود. مطالعات کنترل‌شده روی کاراته‌کاران نوجوان، تکواندوکاران و ورزشکاران مبتلا به بی‌ثباتی مزمن مچ پا نشان داده‌اند که تمرین عضلات تنه می‌تواند تعادل و عملکرد اختصاصی ورزش را بهبود بخشد (۱۵–۱۷، ۱۹، ۲۰). این مطالعات مداخلات تمرینی را در جمعیت‌های متفاوت بررسی کرده‌اند و پیامدهای آن‌ها شامل تعادل یا آمادگی جسمانی بوده است که بدون اجرای هم‌زمان تکلیف شناختی اندازه‌گیری شده‌اند. در مقابل، پژوهش حاضر از نوع مقطعی بود، روی ورزشکارانی انجام شد که پیش‌تر در مسابقات شرکت می‌کردند و متغیر پیامد آن تغییر کیفیت اجرای کاتا بر اساس امتیازدهی مشاهده‌ای هنگام اعمال بار شناختی بود. بنابراین، این مطالعات از نظر نشان‌دادن ارتباط بین ظرفیت عضلات تنه و عملکرد مرتبط با تعادل با یکدیگر همخوانی دارند؛ اما هیچ‌یک از آن‌ها، از جمله پژوهش حاضر، بررسی نکرده‌اند که آیا تمرین استقامت عضلات تنه می‌تواند عملکرد را در شرایط تقسیم توجه تغییر دهد یا خیر.

در میان چهار آزمون استقامت، آزمون پلانک ساعد در وضعیت دمر قوی‌ترین همبستگی را با هزینه تکلیف دوگانه نشان داد و شدت این ارتباط حتی از شاخص استقامت ترکیبی بیشتر بود. در مقابل، آزمون‌های پلانک جانبی ضعیف‌ترین همبستگی را داشتند. این مقایسه‌ها ماهیتی اکتشافی داشتند و اصلاح آماری برای آزمون‌های چندگانه روی آن‌ها اعمال نشده بود؛ بنابراین، نباید از این یافته‌ها برای معرفی یک آزمون به‌عنوان آزمون برتر یا ترجیحی استفاده کرد.

چندین تبیین جایگزین نیز وجود دارد که نمی‌توان آن‌ها را رد کرد. ورزشکارانی که استقامت بیشتری داشتند، ممکن است هنگام اجرای کاتا فشار فیزیولوژیکی کمتری را تجربه کرده باشند؛ در نتیجه، بخشی از هزینه تکلیف دوگانه می‌تواند بازتاب فشار ناشی از فعالیت بدنی باشد، نه صرفاً نیازهای توجهی. همچنین، استقامت عضلات تنه ممکن است نشانگری از آمادگی جسمانی عمومی، کیفیت تمرین یا انگیزش باشد؛ عواملی که صرفاً با اندازه‌گیری سال‌های سابقه تمرین به‌طور کامل کنترل نمی‌شوند. افزون‌براین، پژوهشگر اصلی که در تعیین امتیازهای توافقی مشارکت داشت، نسبت به نتایج استقامت عضلات تنه کور نبود. بنابراین، انتظار ذهنی ارزیاب ممکن است موجب تقویت ارتباط مشاهده‌شده شده باشد. ارتباط ضعیف‌تر، اما همچنان معنادار، در امتیازدهی مستقل با این احتمال، با خطای اندازه‌گیری ناشی از امتیازدهی یک ارزیاب منفرد یا با ترکیبی از هر دو تبیین سازگار است. توانایی شناختی پایه نیز با هزینه تکلیف دوگانه ارتباط داشت. ورزشکارانی که امتیاز بالاتری در آزمون پایه استروپ کسب کردند، مستقل از استقامت عضلات تنه، کاهش نسبی کمتری در کیفیت اجرای حرکات نشان دادند؛ درحالی‌که یادآوری شنیداری پایه ارتباط مستقلی با هزینه تکلیف دوگانه نداشت. این یافته با دیدگاهی سازگار است که بر نقش ظرفیت مهاری و توجهی در عملکرد تکلیف دوگانه تأکید دارد

(۷، ۲۸) و همچنین با گزارش‌هایی درباره کنترل توجه بهتر در کاراته‌کاران همخوانی دارد (۲۴–۲۶). بااین‌حال، این یافته بخشی از فرضیه‌های از پیش تعیین‌شده پژوهش نبود و آزمون پایه نیز در وضعیت نشسته و استراحت انجام شده بود؛ بنابراین، باید به‌عنوان یافته‌ای اکتشافی تفسیر شود. این نتیجه نشان می‌دهد که استقامت عضلات تنه و توانایی شناختی، دو متغیر متمایز مرتبط با هزینه تکلیف دوگانه هستند و مدل‌هایی که توانایی شناختی را در نظر نمی‌گیرند، ممکن است سهم استقامت عضلات تنه را بیش‌ازحد برآورد کنند.

پژوهش حاضر دارای چندین محدودیت است. متغیر پیامد اصلی با استفاده از ابزاری امتیازدهی شد که اعتبارسنجی رسمی نشده است و همسانی درونی آن به‌تنهایی نشان نمی‌دهد که این ابزار کیفیت حرکت را مطابق تعریف داوران یا متخصصان بیومکانیک اندازه‌گیری می‌کند. هیچ‌یک از دو ارزیاب نسبت به شرایط تکلیف کور نبودند؛ بنابراین، انتظار ذهنی ارزیابان ممکن است موجب افزایش برآورد هزینه‌های تکلیف دوگانه شده باشد و نمی‌توان اندازه اثر شرایط مختلف را از سوگیری احتمالی ناشی از این موضوع تفکیک کرد. پژوهشگر اصلی که در تعیین تمامی امتیازهای توافقی مشارکت داشت، نسبت به هویت ورزشکاران یا نتایج استقامت آن‌ها کور نبود. امتیازدهی مجدد مستقل توسط مربی کاراته که نسبت به هویت ورزشکاران و نتایج استقامت کور بود، تنها تا حدی این محدودیت را برطرف می‌کند؛ زیرا مربی نیز پیش‌تر در امتیازدهی توافقی مشارکت داشت. بنابراین، ضرایب توافق به‌دست‌آمده را باید حد بالای میزان توافق در نظر گرفت. افزون‌براین، میزان توافق در سطح برخی گویه‌ها تنها متوسط بود. هشت ورزشکار در شرایط تکلیف منفرد به حداکثر امتیاز ممکن دست یافتند که موجب محدودشدن انتهای بالایی توزیع امتیازهای این شرایط شد. پیش از اتکا به برآوردهای حاصل از این ابزار، اعتبارسنجی آن در مقایسه با امتیازهای هیئت متخصصان یا امتیازهای مسابقات، همراه با امتیازدهی کور نسبت به شرایط تکلیف، ضروری است.

دو شرایط تکلیف دوگانه نیز از نظر ساختاری معادل نبودند. تکلیف شنیداری هنگام اجرای کاتا به پاسخ‌دهی نیاز نداشت، درحالی‌که تکلیف دیداری مستلزم نام‌بردن مداوم رنگ‌ها بود. همچنین، نمایشگر کارت‌ها هنگام چرخش ورزشکار از میدان دید خارج می‌شد؛ موضوعی که ممکن است جهت‌گیری سر و نگاه را تغییر داده و از طریق سازوکاری مکانیکی موجب کاهش کیفیت حرکت شده باشد. شدت صدای پخش‌شده ثابت نگه داشته شد، اما با استفاده از صداسنج کالیبره‌شده اندازه‌گیری نشد. عملکرد ورزشکاران در تکالیف شناختی هم‌زمان هنگام اجرای کاتا نیز برای تحلیل در دسترس نبود؛ بنابراین، امکان تأیید میزان مشارکت در تکلیف شناختی و نحوه اولویت‌دهی ورزشکاران به تکالیف وجود نداشت و هزینه گزارش‌شده صرفاً هزینه حرکتی تکلیف دوگانه را نشان می‌دهد. برانگیختگی فیزیولوژیکی نیز یکی دیگر از مسائل قابل توجه است. آزمون‌های شناختی پایه در وضعیت نشسته و استراحت انجام شدند؛ درحالی‌که تکالیف شناختی هم‌زمان هنگام اجرای کاتا انجام گرفتند که موجب افزایش ضربان قلب و نیازهای متابولیکی می‌شود. بنابراین، کاهش عملکردی که به تداخل توجهی نسبت داده شده است، به‌طور دقیق از اثرات فشار فعالیت بدنی و برانگیختگی فیزیولوژیکی قابل تفکیک نیست و ممکن است ورزشکارانی که استقامت بیشتری داشتند، فشار کمتری را تجربه کرده باشند. برای جداسازی مؤلفه توجهی، وجود یک شرایط کنترل با فعالیت بدنی همسان ضروری بود؛ اما چنین شرایطی در پژوهش حاضر در نظر گرفته نشد. امتیازهای تلاش ادراک‌شده، با وجود ثبت‌شدن، تنها تا حدی می‌توانند این محدودیت را برطرف کنند.

ویژگی‌های نمونه و تکلیف حرکتی نیز تعمیم‌پذیری یافته‌ها را محدود می‌کنند. ورزشکاران با روش نمونه‌گیری در دسترس از یک منطقه جغرافیایی انتخاب شدند و در سطح مسابقات باشگاهی و منطقه‌ای فعالیت داشتند؛ بنابراین، تعمیم نتایج به سایر جمعیت‌های ورزشی محدود است. دامنه سنی شرکت‌کنندگان ۱۵ تا ۳۲ سال بود و ۱۹ ورزشکار (۱۷/۶ درصد) کمتر از ۱۸ سال سن داشتند. اگرچه

ارتباط موردنظر در ورزشکاران ۱۸ سال و بالاتر نیز مشابه بود، واردکردن سن به‌صورت یک متغیر خطی ممکن است نتواند تفاوت‌های رشدی در کارکردهای اجرایی را به‌طور کامل منعکس کند. اثر جنسیت، قد و جرم بدن در تحلیل‌ها تعدیل شد، اما حجم نمونه برای تحلیل‌های طبقه‌بندی‌شده بر اساس جنسیت توان آماری کافی نداشت. همچنین، اطلاعات مربوط به خواب، مرحله چرخه قاعدگی، اضطراب و بار تمرینی روز پیش از آزمون ثبت نشدند.

کاتای تایکیوکو شودان یک کاتای مقدماتی با مجموعه محدودی از حرکات و تکنیک‌هاست. این کاتا به این دلیل انتخاب شد که اجرای آن در تمامی ورزشکاران به سطح خودکارشدگی رسیده بود؛ بااین‌حال، کاتاهای مورد استفاده در مسابقات پیچیدگی بیشتری دارند و نباید فرض کرد که اندازه ارتباط مشاهده‌شده در پژوهش حاضر به آن‌ها نیز قابل تعمیم است. در نهایت، طراحی پژوهش از نوع مقطعی بود؛ بنابراین، نتایج تنها نشان می‌دهند که استقامت بیشتر عضلات تنه با هزینه کمتر تکلیف دوگانه همراه است، نه اینکه استقامت بیشتر در برابر تداخل شناختی اثر محافظتی دارد یا افزایش استقامت می‌تواند هزینه تکلیف دوگانه را کاهش دهد. مدل‌های رگرسیونی ماهیتی اکتشافی داشتند و تقریباً سه‌چهارم واریانس هزینه تکلیف دوگانه را تبیین نکردند. همچنین، مقایسه‌های مربوط به آزمون‌های استقامت منفرد از نظر آزمون‌های چندگانه تعدیل نشده بودند. شاخص استقامت ترکیبی از مجموع بدون وزن‌دهی زمان آزمون‌ها تشکیل شده بود که در آن آزمون استقامت بازکننده‌های تنه، به دلیل مدت‌زمان طولانی‌تر، تأثیر بیشتری داشت؛ هرچند استفاده از شاخص ترکیبی استانداردشده نیز نتیجه مشابهی به دست داد. در نهایت، شاخص هزینه کلی تکلیف دوگانه از میانگین دو شاخص هزینه تشکیل شده بود که همسانی درونی آن‌ها تنها در سطح متوسط قرار داشت..

نتیجه‌گیری نهایی

در میان ۱۰۸ ورزشکار رقابتی کاتا، کیفیت اجرای حرکات کاتای تایکیوکو شودان هنگام اعمال بار شناختی هم‌زمان کاهش یافت و این کاهش در شرایط بار شناختی دیداری بیشتر از شرایط بار شناختی شنیداری بود. همچنین، ورزشکارانی که استقامت ترکیبی عضلات تنه کمتری داشتند، کاهش نسبی بیشتری در کیفیت اجرای حرکات نشان دادند. این ارتباط پس از تعدیل اثر سن، سابقه تمرینی، ابعاد بدن، جنسیت و عملکرد شناختی پایه نیز باقی ماند. پژوهش حاضر ماهیتی اکتشافی و مقطعی داشت و ابزار مورد استفاده برای ارزیابی کیفیت حرکت اعتبارسنجی نشده بود. همچنین، امتیازدهی نسبت به شرایط آزمون به‌صورت کور انجام نشد. بنابراین، یافته‌های پژوهش صرفاً مبنایی برای تدوین فرضیه‌های پژوهشی آینده هستند و نمی‌توان بر اساس آن‌ها توصیه‌های تمرینی ارائه کرد. برای ارزیابی دقیق‌تر تداخل شناختی‌حرکتی و نقش استقامت عضلات تنه، انجام مطالعات کنترل‌شده آینده با استفاده از ابزارهای معتبر ارزیابی کیفیت حرکت، امتیازدهی کور نسبت به شرایط آزمون، یکسان‌سازی الزامات پاسخ‌دهی در تکالیف با محرک‌های مختلف و ثبت عملکرد شناختی ضروری است.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

پروتکل پژوهش توسط کمیته اخلاق مؤسسه فیزیوتراپی KLE در شهر بلاگاوی، ایالت کارناتاکا، هند، بررسی و تأیید شد (کد تأییدیه اخلاق: REF/2026/02/124281؛ تاریخ تصویب: ۵ ژانویه ۲۰۲۶). همچنین، این پژوهش به‌صورت گذشته‌نگر در سامانه ثبت کارآزمایی‌های بالینی هند با شماره ثبت CTRI/2026/02/103742 ثبت شد. ثبت پژوهش پس از آغاز فرایند جذب شرکت‌کنندگان تکمیل شد و بنابراین از نوع ثبت گذشته‌نگر بود. برنامه تحلیل آماری پیش از جمع‌آوری داده‌ها در پروتکل تأییدشده

تعیین شده بود و هیچ تحلیل میان‌دوره‌ای انجام نشد. تمامی مراحل پژوهش مطابق با اصول بیانیه هلسینکی، نسخه بازنگری‌شده سال ۲۰۱۳، و دستورالعمل‌های ملی اخلاق در پژوهش‌های زیست‌پزشکی و سلامت با مشارکت آزمودنی‌های انسانی، منتشرشده توسط شورای تحقیقات پزشکی هند، انجام شدند.

حامی مالی

این پژوهش با حمایت مالی طرح گرنت معاونت دانشگاه آکادمی آموزش عالی و پژوهش KLE در شهر بلاگاوی انجام شد. نهاد تأمین‌کننده منابع مالی هیچ نقشی در طراحی پژوهش، جمع‌آوری داده‌ها، تحلیل یا تفسیر نتایج و تهیه نسخه خطی مقاله نداشت.

مشارکت نویسندگان

سانیا شاه: مفهوم‌پردازی، روش‌شناسی، اجرای پژوهش، تحلیل رسمی داده‌ها، نگارش پیش‌نویس اولیه، بازبینی و ویرایش متن و نظارت بر پژوهش.

باساواراج موتیمات: مفهوم‌پردازی، روش‌شناسی، بازبینی و ویرایش متن و نظارت بر پژوهش.

داوال چیواته: مفهوم‌پردازی، روش‌شناسی، بازبینی و ویرایش متن و نظارت بر پژوهش.

تمامی نویسندگان نسخه نهایی مقاله را مطالعه و تأیید کرده‌اند، مشارکت علمی قابل‌توجهی در انجام پژوهش داشته‌اند و مسئولیت پاسخ‌گویی درباره تمامی جنبه‌های پژوهش را می‌پذیرند.

تعارض

نویسندگان اعلام می‌کنند که در ارتباط با انتشار این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

دسترسی به داده‌ها

مجموعه داده‌های ناشناس‌سازی‌شده ۱۰۸ شرکت‌کننده، شامل اطلاعات جمعیت‌شناختی، استقامت عضلات مرکزی، عملکرد شناختی، نمرات کاتا در سه شرایط آزمون و هزینه تکلیف دوگانه، در فایل تکمیلی ۱ ارائه شده است. جداول خلاصه S1 تا S3 در انتهای مقاله، کدها و خروجی‌های کامل تحلیل آماری برای بازتولید نتایج در فایل تکمیلی ۲ و نسخه‌های قابل‌ویرایش شکل‌های ۱ تا ۳ در فایل تکمیلی ۳ قرار دارند. ویدئوهای پژوهش متعلق به مؤسسه فیزیوتراپی KLE بوده و برای حفظ محرمانگی شرکت‌کنندگان، عمومی نیستند؛ اما با درخواست پژوهشگران و مطابق ضوابط مؤسسه قابل دسترسی خواهند بود.

استفاده از هوش مصنوعی

در فرایند بازنگری این مقاله، از ابزار هوش مصنوعی Claude متعلق به شرکت Anthropic برای کمک به تحلیل‌های آماری و تهیه جداول و شکل‌ها استفاده شد. نویسندگان تمامی محتوا را بررسی و صحت آن را تأیید کرده‌اند و مسئولیت کامل آن را بر عهده می‌گیرند.

References

1. Chaabène H, Hachana Y, Franchini E, Mkaouer B, Chamari K. Physical and physiological profile of elite karate athletes. Sports Medicine. 2012;42(10):829-843. [DOI:10.2165/11633050-000000000-00000]

2. Doria C, Veicsteinas A, Limonta E, Maggioni MA, Aschieri P, Eusebi F, et al. Energetics of karate (kata and kumite techniques) in top-level athletes. European Journal of Applied Physiology. 2009;107(5):603-610. [DOI:10.1007/s00421-009-1154-y]

3. Arriaza R, Leyes M. Injury profile in competitive karate: prospective analysis of three consecutive World Karate Championships. Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy. 2005;13(7):603-607. [DOI:10.1007/s00167-004-0593-6]

4. Augustovičová D, Argajová J, Rupčík L, Thomson E. Development of a reliable and valid kata performance analysis template. Journal of Physical Education and Sport. 2020;20(6):3553-3559.

5. Gauchard GC, Lion A, Bento L, Perrin PP, Ceyte H. Postural control in high-level kata and kumite karatekas. Movement & Sport Sciences - Science & Motricité. 2018;(100):21-26. [DOI:10.1051/sm/2017005]

6. Woollacott M, Shumway-Cook A. Attention and the control of posture and gait: a review of an emerging area of research. Gait & Posture. 2002;16(1):1-14. [DOI:10.1016/S0966-6362(01)00156-4]

7. Plummer P, Eskes G. Measuring treatment effects on dual-task performance: a framework for research and clinical practice. Frontiers in Human Neuroscience. 2015;9:225. [DOI:10.3389/fnhum.2015.00225]

8. Salihu AT, Hill KD, Jaberzadeh S. Effect of cognitive task complexity on dual task postural stability: a systematic review and meta-analysis. Experimental Brain Research. 2022;240(3):703-731. [DOI:10.1007/s00221-021-06299-y]

9. Moreira PED, Dieguez GTO, Bredt SGT, Praça GM. The acute and chronic effects of dual-task on the motor and cognitive performances in athletes: a systematic review. International Journal of Environmental Research and Public Health. 2021;18(4):1732. [DOI:10.3390/ijerph18041732]

10. Wu J, Qiu P, Lv S, Chen M, Li Y. The effects of cognitive-motor dual-task training on athletes' cognition and motor performance. Frontiers in Psychology. 2024;15:1284787. [DOI:10.3389/fpsyg.2024.1284787]

11. Kibler WB, Press J, Sciascia A. The role of core stability in athletic function. Sports Medicine. 2006;36(3):189-198. [DOI:10.2165/00007256-200636030-00001]

12. McGill SM, Childs A, Liebenson C. Endurance times for low back stabilization exercises: clinical targets for testing and training from a normal database. Archives of Physical Medicine and Rehabilitation. 1999;80(8):941-944. [DOI:10.1016/S0003-9993(99)90087-4]

13. Waldhelm A, Li L. Endurance tests are the most reliable core stability related measurements. Journal of Sport and Health Science. 2012;1(2):121-128. [DOI:10.1016/j.jshs.2012.07.007]

14. Althobaiti S, Rushton A, Aldahas A, Falla D, Heneghan NR. Practicable performance-based outcome measures of trunk muscle strength and their measurement properties: a systematic review and narrative synthesis. PLOS ONE. 2022;17(6):e0270101. [DOI:10.1371/journal.pone.0270101]

15. Saeterbakken AH, Stien N, Andersen V, Scott S, Cumming KT, Behm DG, et al. The effects of trunk muscle training on physical fitness and sport-specific performance in young and adult athletes: a systematic review and meta-analysis. Sports Medicine. 2022;52(7):1599-1622. [DOI:10.1007/s40279-021-01637-0]

16. Dong K, Yu T, Chun B. Effects of core training on sport-specific performance of athletes: a meta-analysis of randomized controlled trials. Behavioral Sciences. 2023;13(2):148. [DOI:10.3390/bs13020148]

17. Kabadayı M, Karadeniz S, Yılmaz AK, Karaduman E, Bostancı Ö, Akyildiz Z, et al. Effects of core training in physical fitness of youth karate athletes: a controlled study design. International Journal of Environmental Research and Public Health. 2022;19(10):5816. [DOI:10.3390/ijerph19105816]

18. Saeterbakken AH, Andersen V, Behm DG, Cumming KT, Prieske O, Solstad TEJ, et al. The role of trunk training for physical fitness and sport-specific performance: protocol for a meta-analysis. Frontiers in Sports and Active Living. 2021;3:625098. [DOI:10.3389/fspor.2021.625098]

19. Ebrahimi E, Mozafari S. The effect of six weeks of core stability training on balance and performance improvement among male taekwondo athletes. Journal of Sport Biomechanics. 2024;10(2):160-173. [DOI:10.61186/JSportBiomech.10.2.160]

20. Bahrami F, Sabbagh Langeroudi M. Comparison of the effects of core stability and trampoline exercises on static and dynamic balance, and ankle proprioception in female volleyball players with chronic ankle instability. Journal of Sport Biomechanics. 2023;9(2):140-154. [DOI:10.61186/JSportBiomech.9.2.140]

21. Funakoshi G. Karate-do Kyohan: The Master Text. Tokyo: Kodansha International; 1973.

22. Nakayama M. Best Karate. Vol. 1, Comprehensive. Tokyo: Kodansha International; 1977.

23. Bussweiler J, Hartmann U. Energetics of basic karate kata. European Journal of Applied Physiology. 2012;112(12):3991-3996. [DOI:10.1007/s00421-012-2383-z]

24. Alesi M, Bianco A, Padulo J, Vella FP, Petrucci M, Paoli A, et al. Motor and cognitive development: the role of karate. Muscles, Ligaments and Tendons Journal. 2014;4(2):114-120. [DOI:10.32098/mltj.02.2014.04]

25. Jansen P, Dahmen-Zimmer K. Effects of cognitive, motor, and karate training on cognitive functioning and emotional well-being of elderly people. Frontiers in Psychology. 2012;3:40. [DOI:10.3389/fpsyg.2012.00040]

26. Zou L, Huang T, Tsang T, Pan Z, Wang C, Liu Y, et al. Hard martial arts for cognitive function across the lifespan: a systematic review. Archives of Budo. 2018;14.

27. Wulf G. Attentional focus and motor learning: a review of 15 years. International Review of Sport and Exercise Psychology. 2013;6(1):77-104. [DOI:10.1080/1750984X.2012.723728]

28. Scarpina F, Tagini S. The Stroop color and word test. Frontiers in Psychology. 2017;8:557. [DOI:10.3389/fpsyg.2017.00557]

29. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. The Lancet. 2007;370(9596):1453-1457. [DOI:10.1016/S0140-6736(07)61602-X]