رفتار حرکتی شماره ۱۷، پاییز ۱۳۹۳، صص ۴۲-۱۵

تعیین روایی عاملی و پایایی نسخه فارسی آزمون راهبردهای اجرا-۲

مهدی شهبازی[۱]، شهزاد طهماسبی بروجنی[۲]، ابراهیم متشرعی[۳]

۱. دانشیار دانشگاه تهران*
۲. استادیار دانشگاه تهران
۳. دانشجوی دکترای دانشگاه شهید بهشتی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۱۱/۲۶

مقاله مستخرج از طرح پژوهشی پژوهشگاه تربیت بدنی و علوم ورزشی**

چکیده

هدف از پژوهش حاضر، تعیین روایی و پایایی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ آزمون راهبردهای اجرا-۲ بود. بدین منظور، ۶۲۱ (۲۸۵ مرد و ۳۳۶زن) ورزشکار با سطوح مختلف مهارتی در ۱۰ رشته ورزشی تیمی و انفرادی، به‌صورت نمونه‌گیری تصادفی انتخاب شدند و پرسش‌نامه‌ها را تکمیل کردند. ابتدا، سه متخصص روان‌شناسی ورزشی و یک متخصص آموزش زبان انگلیسی صحت ترجمه و روایی صوری نسخهٔ فارسی پرسش‌نامه را با استفاده از روش ترجمه- باز ترجمه، تأیید کرده و سپس شاخص و نسبت روایی محتوا تایید شد. به‌منظور تأیید روایی سازه از تحلیل عاملی تأییدی با روش برآورد حداکثر درست‌نمایی یا بیشینهٔ احتمال نیرومند استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی در بعد تمرین نشان داد که مدل اندازه‌گیری از برازش و تناسب خوبی برخوردار می‌باشد. در بعد مسابقه نیز، نتایج تحلیل عاملی نشان داد که برازش کلی مدل قابل قبول بوده اما سوال‌های ۶۴ و ۵۶ به‌ترتیب با مقادیر بار عاملی ۰/۱۱ و ۰/۲۷، پایین‌تر از مقدار قابل قبول ۰/۳ قرار داشته و درنتیجه از معناداری عملی برخوردار نبودند. در مدل دوم با حذف این سوال‌ها، شاخص‌ها از برازندگی و برازش کلی بسیار خوبی برخوردار بود و برخلاف مدل اول هیچ یک از سوال‌ها بار عاملی پایین تر از مقدار قابل قبول نداشت. در ادامه مدل سوم با حذف کل عامل حواس پرتی به همراه حذف سوال ۵۶ از عامل خودکاری، نشان‌دهنده بهبود شاخص‌های برازندگی نسبت به دو عامل قبلی و آزمون تفاوت مجذور خی دو نیز نشان‌دهنده برازش بهتر و معنادار این مدل نسبت به دو مدل قبلی بود. نتایج همسانی درونی و پایایی زمانی که بوسیله آلفای کرونباخ و ضریب همبستگی درون گروهی با دو هفته فاصله انجام شد، از مقادیر برش قابل قبول (α>0.70) بالاتر بوده که بیانگر همسانی درونی و پایایی زمانی بسیار خوب نسخه فارسی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا -۲ می‌باشد.

واژگان کلیدی: روایی، پایایی، راهبردهای اجرا، ورزشکاران.

*نویسنده مسئول Email: shahbazimehdi@ut.ac.ir

** عنوان طرح پژوهشی: تعیین روایی، پایایی و هنجار پرسشنامه راهبردهای اجرایی-۲ (TOPS-2)

مقدمه

ارزیابی مهارت‌های روان‌شناختی اغلب به عنوان جزء لاینفکی از حیطه روان‌شناسی ورزشی کاربردی تلقی می شود و پژوهش‌گران به دفعات ضرورت وجود ابزار معتبر روان‌شناختی را که بتواند دامنه وسیعی از مهارت‌های ذهنی را اندازه بگیرد، بیان نموده‌اند (۳-۱). روش‌های بسیاری برای ارزیابی ویژگی‌ها و اثر مهارت‌های ذهنی بر افزایش عملکرد وجود دارند که این روش‌ها شامل: مشاوره با مربیان و همکاران، استفاده از پرسش‌نامه‌های روان‌شناختی موجود، مصاحبه با ورزشکاران و مشاهده رفتار در محیط ورزشی می‌باشد. در این میان، پرسش‌نامه‌های روان‌شناختی توجه بیشتری را در میان پژوهش‌گران جلب کرده است اگرچه در صورت عدم اثبات روایی و پایایی چنین ارزیابی‌هایی، پذیرش و کاربرد داده‌های مستخرج از آن‌ها مورد تردید خواهد بود (۴). انشل[1] (۱۹۸۷) در مرور شش مجله برجسته روان‌شناسی، ۱۲۸ پرسش‌نامه را که طی سالهای ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۷ برای ۳۰ عنصر مختلف روان‌شناختی مرتبط با ورزش ساخته شده بود، بازشناسی کرد (به نقل منبع ۴). این پرسش‌نامه‌ها از جنبه‌های نظری و کاربردی برای روان شناس ورزشی اهمیت دارند. یکی از موارد استفاده آن‌ها از جنبه نظری، کمک به ارزیابی دقت نظریه‌های روان‌شناسی است و فراهم کردن موقعیتی که روان‌شناسان بتوانند این نظریه‌ها را به عمل در آورند. هم‌چنین از جنبه کاربردی، برای پیشگیری از سوء تعبیرهایی که هنگام استفاده از این پرسش‌نامه‌ها رخ می‌دهد، باید روایی و پایایی آن‌ها کاملاً روشن باشد، زیرا که دانش کافی درباره مفاهیم آماری و درک مفهوم روایی و پایایی، در تصمیم‌گیری نتایج نهایی ضروری است. یک آزمون هم باید روا و پایا باشد و هم باید برای هر نمونه یا موقعیت تازه‌ای که به کار می رود، مجددا روایی آن تایید شود (۵).

بدین ترتیب روان شناسان ورزشی برای سنجش مؤلفه‌های روانی و تعیین سطح آمادگی ذهنی ورزشکاران، پرسش‌نامه‌هایی را مورد استفاده قرار دادند. با توجه به اینکه اکثر این پرسش‌نامه‌ها برگرفته از روان‌شناسی عمومی بود که ویژگی‌های پایدار و ناپایدار شخصیت را بدون ارتباط با ورزش یا فعالیت بدنی اندازه‌گیری می‌کردند، اطلاعات دقیق و مناسبی را در اختیار پژوهش‌گران و مربیان قرار نمی دادند. سال‌های اخیر بر این باور افزوده شده است که سنجش رفتار در موقعیت‌های ویژه ورزشی، می‌تواند پیش بینی کننده بهتری برای چگونگی عملکرد باشد. هم‌چنین روان شناسان ورزشی در پی موقعیت‌هایی هستند تا آزمون‌های ویژه ورزشی را به وجود آورند که بتواند ویژگی‌های پایدار و ناپایدار شخصیت را در زمینه‌های ورزشی به گونه‌ای معتبرتر و پایاتر اندازه‌گیری کنند (۵). علاوه بر این، ماهیت ارزشیابی و سنجش مهارت‌های ذهنی، پژوهش‌گران را به توسعه و

1. Anshel

گسترش آزمونهای روان‌شناختی متعددی، رهنمون کرده است اگر چه بسیاری از این آزمونها در کاربرد پذیری و روایی پیشگو و سازه، مورد تردیدند. در نتیجه نیاز به یک ابزار مناسبی که دامنه‌ی وسیعی از مهارت‌های ذهنی را جهت هدایت پژوهش‌گران و مشاوره به ورزشکاران بیازماید، احساس می‌شود (۴).

از جمله پرسش‌نامه‌هایی که برای سنجش و ارزیابی مهارت‌های ذهنی ورزشکاران مورد استفاده قرار می‌گیرند می‌توان به سیاهه مهارت‌های روان‌شناختی برای ورزش[1] ، پرسش‌نامه ورزشی مهارت‌های کنار آمدن یا مواجه، نسخه سوم پرسش‌نامه سنجش مهارت‌های ذهنی اوتاوا[2] بوش و سالملا (۲۰۰۱)، پرسش‌نامه نیمرخ حالات خلقی (پومز)[3] مورگان (۱۹۸۵) و آزمون راهبرد اجرا (تاپس)[4] اشاره کرد (۶). در داخل کشور نیز برخی از این آزمون‌ها از جمله دو آزمون ارزیابی مهارت‌های روان‌شناختی انستیتوی ورزش استرالیای جنوبی[5] و ابزار سنجش مهارت‌های ذهنی اوتاوا-۲ اشاره کرد . این دو آزمون توسط واعظ موسوی (۱۳۷۹) اعتباریابی شده و به همین دلیل مورد استفاده پژوهش‌گران داخلی قرار گرفته است (۵)؛ اگرچه در مطالعات خارج از کشور که به سنجش مهارت‌های ذهنی ورزشکاران پرداخته اند، بسیار به ندرت از پرسش‌نامه مهارت‌های روان‌شناختی انستیتوی ورزش استرالیای جنوبی استفاده شده است و چنین به نظر می‌آید که از روایی و صحت مطلوب جهانی مورد توافق پژوهش‌گران برجسته روان‌شناسی، برخوردار نباشد.

یکی از جدیدترین و پرکاربردترین پرسش‌نامه‌هایی که به صورت گسترده برای سنجش مهارت‌های ذهنی ورزشکاران در حال استفاده است، نسخه دوم آزمون راهبردهای اجرای-۲ (تاپس-۲) می باشد که توسط هاردی، رابرتز، توماس و مورفی (۲۰۱۰) و به منظور ارزیابی فرآیندهای روان‌شناختی که گمان می رود زمینه ساز اجرای موفقیت آمیز ورزشی هستند، طراحی شده است (۶). بسیاری از پژوهش‌گران، استفاده از این پرسش‌نامه را به عنوان یک ابزار روان‌سنجی جهت ارزیابی نحوه استفاده از مهارت‌های ذهنی و روان‌شناختی توسط ورزشکاران، توصیه نموده‌اند (۷، ۸). این پرسش‌نامه شامل سوال‌های در ارتباط با اهمیت استفاده از مهارت‌های روان‌شناختی در دو شرایط تمرین و مسابقه است فرِی، لاگونا و راویزا[6] (۲۰۰۳) نشان دادند که هر چه ورزشکاران بیشتر از مهارت‌های روان‌شناختی در تمرین استفاده کنند، نه تنها در تمرین بلکه در مسابقه نیز ادراک

1. Psychological skills inventory for sport
2. Ottawa Mental Skills Assessment Tool
3. Profile of Mood state
4. Test of performance strategy (TOPS)
5. South Australian skills inventory
6. Frey, lagona & Revizza

موفقیت بالاتری خواهند داشت. فری و همکاران (۲۰۰۳) پیشنهاد کردند که بین استفاده از مهارت‌های روان‌شناختی در تمرین و موفقیت در مسابقه ارتباط وجود دارد، به طوری که ورزشکارانی که از مهارت‌های روان‌شناختی در حین تمرین مهارت‌های جسمانی استفاده می کنند، متعاقبا کیفیت تمرین بالاتری خواهند داشت (۹).

توماس، مورفی وهاردی (۱۹۹۹) ضمن تهیه آزمون راهبردهای اجرا، روایی اولیه آن را مورد بررسی قرار دادند و در پژوهش‌های آتی، شواهد بیشتری برای روایی ساختاری و ثبات درونی زیر مقیاس‌های آن فراهم شد (۳،۸). اما در مطالعه ای که لین، هاروود، تری و کاراژورفیس[1] (۲۰۰۴) انجام دادند، مشخص شد که روایی این پرسش‌نامه برای استفاده در گروه سنی نوجوانان مورد تردید است و نیاز به مطالعات بیشتری دارد (۱۰). در پژوهش دیگری به‌وسیله لین و همکاران (۲۰۰۱) بر روی ورزشکاران نوجوان بریتانیایی، همه خرده مقیاس‌های مسابقه ثبات درونی مناسبی نشان دادند (دامنه آلفا از ۰/۶۹ تا ۰/۸۲)، اما دو مورد از خرده مقیاس‌های تمرین (فعال سازی و خودکاری) ثبات درونی پائینی داشتند (آلفا ۰/۵۷ و ۰/۶۲).

با توجه به نقاط ضعف نسخه اول آزمون راهبردهای اجرا (۳)، هاردی و همکاران (۲۰۱۰) در یک مطالعه وسیع به اصلاح و طراحی نسخه جدید این مقیاس پرداختند (۶). این پژوهش‌گران در بخش اول پژوهش خود (مطالعه اول)، به بررسی مجدد و اصلاح سوال‌های عامل‌های فعال سازی، کنترل هیجانی، آرام سازی و خودکاری در هر دو بعد تمرین و مسابقه اقدام کردند و بر این اساس ۴۹ سوال را مجددا بازنویسی و اصلاح کرده و عامل حواس‌پرتی را به عوامل بعد مسابقه اضافه کردند و در نتیجه نسخه جدید شامل نه عامل در بعد تمرین و هشت عامل در بعد مسابقه بود. نتایج تحلیل عاملی مطالعه اول این پژوهش‌گران که بر روی ۵۶۵ ورزشکار مرد و زن استرالیایی و آمریکایی انجام شد، نشان داد که مدل اندازه‌گیری بعد تمرین از برازش کلی بسیار خوب و مناسبی برخوردار است به‌طوری‌که شاخص رمزی با مقدار ۰/۰۵، شاخص اس آر ام آر با مقدار ۰/۰۶ و شاخص‌های تی ال آی و سی اف آی به ترتیب با مقادیر ۰/۹۶ و ۰/۹۷، همگی در محدوده قابل قبول قرار داشتند. هاردی و همکاران (۲۰۱۰) در بخش دوم مطالعه خود که بر روی ۲۷۷ ورزشکار مرد و زن استرالیایی انجام شد، در ابتدا مدل ۸ عاملی بعد مسابقه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج شاخص‌های برازندگی نشان‌دهنده تایید برازش کلی مدل ۸ عاملی بعد مسابقه در نمونه جدید بود اما سوال ۵۶ از عامل خودکاری همچنان مشابه بخش اول مطالعه این پژوهش‌گران از بار عاملی پایینی برخوردار بود. در نتیجه هاردی و همکاران (۲۰۱۰) این سوال را حذف و مجددا مدل ۸

1. Harwood, terry & Karageorghis

عاملی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مدل ۸ عاملی ۶۳ سوالی بعد مسابقه پژوهش هاردی و همکاران (۲۰۱۰) نشان‌دهنده برازش بسیار خوب شاخص‌ها و مدل کلی بود. بنابراین‌هاردی و همکاران (۲۰۱۰) با تغییری جزئی در نسخه اولیه، نسخه دوم این پرسش‌نامه را طراحی کرده و روایی پایایی آن را به تأیید رساندند و استفاده از آن را جهت پیش بینی رفتارهای تمرینی و مسابقه‌ای به پژوهش‌گران توصیه کردند.

اگر چه روایی و پایایی نسخه اصلی آزمون راهبردهای اجرا-۲ توسط طراحان این پرسش‌نامه بررسی شده است (هاردی و همکاران، ۲۰۱۰)، اما روایی این پرسش‌نامه که نسبت به دیگر ابزار سنجش مهارت‌های ذهنی از جامعیت و کاربرد بیشتری برخوردار است، تاکنون در کشور بررسی نشده است. در این راستا و به منظور بررسی روایی سازه یک آزمون برای قابل استفاده بودن آن در جامعه جدید، از یک طرف به دلیل ترجمه و برگردان واژه‌های اصلی به زبان دیگر احتمال تغییر لفظ وجود دارد و از طرف دیگر ممکن است برخی از خرده مقیاس‌ها دارای اعتبار فرهنگی لازم در آن جامعه نباشند. علاوه بر این، تنها ترجمه و روایی صوری و محتوایی یک پرسش‌نامه کافی نبوده و پیشرفت علوم در تمامی زمینه‌ها و به ویژه روان‌شناسی ورزشی بر ضرورت تعیین روایی سازه یک پرسش‌نامه مطابق با جامعه هدف و به عبارت دیگر جامعه‌ای که نسخه اصلی پرسش‌نامه به آن زبان ترجمه و برگردان می‌شود، تاکید می‌کند. بنابراین تأیید روایی سازه پرسش‌نامه که به روش تحلیل عاملی تاییدی مبتنی بر مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام می‌شود برای ارزیابی قابل استفاده بودن پرسش‌نامه‌ها در جامعه جدید (جامعه ورزشکاران ایرانی) ضروری می‌باشد. از طرف دیگر تعیین پایایی یکی دیگر از ملزومات و پیش‌فرض‌های مهم روان‌سنجی می‌باشد که به نوعی با تکرارپذیر بودن پاسخ‌ها در شرایط و زمان‌های مختلف ارتباط دارد و لازم است که با تغییر جامعه بار دیگر پایایی زمانی و ثبات درونی آزمون‌ها بررسی شوند. در نتیجه پژوهش حاضر با هدف تعیین روایی و پایایی نسخه فارسی آزمون راهبردهای اجرا-۲ انجام گرفت و در صدد پاسخ به این سوال بود که آیا ترجمه فارسی پرسش‌نامه مذکور در بین ورزشکاران جامعه ایرانی از روایی (روایی محتوا و عاملی) و پایایی (پایایی درونی و زمانی) مناسبی برخوردار است یا خیر؟

روش پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل ورزشکاران مرد و زن نخبه، زیر نخبه[1] و ماهر ۱۰ رشته ورزشی شامل چهار رشته تیمی: فوتبال، هندبال، والیبال، بسکتبال و شش رشته انفرادی: بدمینتون، کاراته،

1. Sub-elite

تکواندو، شمشیربازی و قایقرانی شهر تهران بود. به دلیل عدم اطلاع از حجم دقیق و واقعی جامعه، انتخاب حجم نمونه بر حسب نوع هدف پژوهش انجام شد. با توجه به اینکه نمونه مورد نیاز در مطالعات تحلیل عاملی بین ۵ الی ۱۰ آزمودنی به ازای هر گویه (سوال) پرسش‌نامه پیشنهاد شده است (۱۱،۱۲)، پس از توزیع و جمع آوری پرسش‌نامه‌ها، تعداد ۶۲۱ نفر ورزشکار (۲۸۵ مرد و ۳۳۶ زن) در سه سطح مهارتی نخبه (۴۵۴)، زیرنخبه (۱۰۹)، ماهر (۵۸) و در دو مجموعه رشته تیمی (۳۱۸) و انفرادی (۳۰۳)، پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ را تکمیل کردند. در نتیجه نمونه پژوهش حاضر به ازای هر سؤال ۹/۷ نفر می‌باشد که با توجه به اینکه بر اساس نظر متخصصین مدل یابی معادلات ساختاری حجم نمونه بالای ۵۰۰ نفر، بسیار عالی می‌باشد، حجم نمونه مطالعه حاضر، مناسب قلمداد می‌شود (۱۳). هم‌چنین انتخاب این دامنه وسیع سطح مهارت و نوع رشته ورزشی، قابلیت تعمیم پذیری یافته‌های پژوهش را افزایش می‌دهد (۱۴).

ابزار جمع‌آوری داده‌ها آزمون ۶۸ سئوالی راهبردهای اجرا-۲ (تاپس-۲) است که برای سنجش بکارگیری مهارت‌ها و راهبردهای روان‌شناختی بوسیله ورزشکار در حین مسابقه و تمرین طراحی شده است (۶). این پرسش‌نامه متشکل از ۹ عامل در بعد مسابقه و ۸ عامل در بعد تمرین است که هفت مورد از آن‌ها در مسابقه و تمرین مشترک است، در حالی که تفکر منفی فقط در زمینه مسابقه و کنترل توجه تنها در زمینه تمرین لحاظ شده است. برای هر عامل (خرده مقیاس) چهار سئوال طرح شده است. سئوالات بر اساس مقیاس ۵ امتیازی لیکرت از ۱ (هرگز) تا ۵ (همیشه) تدوین شده‌اند که البته تعدادی از سوال‌ها به صورت معکوس امتیازدهی می‌شوند. امتیازها برای هر زیرمقیاس جمع شده و تقسیم بر چهار می شوند تا نمره کلی آن عامل به دست آید.

پس از تهیه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ (تاپس-۲)، ابتدا با استفاده از روش ترجمه- باز ترجمه[1]، روایی صوری[2] و صحت ترجمه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ مترجم مورد تایید قرار گرفت. روش ترجمه- بازترجمه بدین شکل بود که در ابتدا پرسش‌نامه مذکور توسط سه نفر از متخصصان روان‌شناسی ورزش ترجمه شده و سپس ترجمه فارسی توسط سه متخصص آموزش زبان انگلیسی به انگلیسی برگردان شد. در نهایت با مقایسهٔ دو متن انگلیسی (متن اصلی ومتن به دست آمده از ترجمهٔ فارسی به انگلیسی)، اصلاحات لازم انجام و فرم نهایی فارسی آزمون راهبردهای اجرا-۲ تهیه گردید.

پس از تایید صحت ترجمه، ۱۰ نفر از افراد خبره در زمینهٔ رشته تربیت بدنی و علوم ورزشی که در حیطهٔ روان‌شناسی ورزشی تخصص داشتند پرسش‌نامه‌ها را به منظور تعیین نسبت روایی محتوا

1. Translation-back Translation
2. Face Validity

(سی وی آر) [1] (لاوشه، ۱۹۷۵) و شاخص روایی محتوا (سی وی آی) [2] (لین، ۱۹۸۶) تکمیل کردند. نسبت روایی محتوا (سی وی آر) و شاخص روایی محتوا (سی وی آی) توسط ۱۰ نفر از متخصصان به‌دست آمد (سی وی آر= ۰/۶۲ و سی وی آی= ۰/۹۸). با اطمینان از نسبت و شاخص روایی محتوای مطلوب، پرسش‌نامه در جامعه‌ای کوچک (۳۰ نفر) از ورزشکاران مرد و زن توزیع و تکمیل شده و اصلاحات احتمالی آن لحاظ شد (مطالعه مقدماتی). پس از اجرای مقدماتی و انجام اصلاحات، از گروه همکاران طرح برای یکسان سازی اجرا (توزیع و جمع آوری پرسش‌نامه‌ها) در جامعه هدف دعوت به عمل آمد و موارد مهم و مورد تاکید در اجرای طرح مرور و یکسان سازی شد. در مرحله‌ی بعد مجوزهای لازم به منظور توزیع پرسش‌نامه از مسؤلان مربوط اخذ و پرسش‌نامه میان نمونه‌های آماری توزیع، تکمیل و جمع آوری شد. مطابق دستورالعمل هاردی و همکاران (۲۰۱۰)، پرسش‌نامه در بین ورزشکاران به صورت انفرادی و یا در گروه‌های کوچک ۱۰ نفره و در غیاب مربیان و هم‌چنین در خارج از شرایط تمرینی و یا مسابقه‌ای، توزیع و تکمیل شد. هم‌چنین به پاسخ دهندگان این اطمینان داده شد که پاسخ آن‌ها محرمانه شمرده شده و تنها برای هدف‌های پژوهشی از آن بهره گرفته خواهد شد. علاوه بر این موارد، جهت جلوگیری از سوگیری مطلوبیت اجتماعی یا جامعه پسندی[3] در بین پاسخ دهندگان، به آن‌ها اطلاع داده شد که نتایج پژوهش تاثیری در گزینش و انتخاب آن‌ها در رشته‌های ورزشی مربوطه نداشته و هیچ پاسخ درست یا غلطی برای سوال‌های پرسش‌نامه وجود ندارد (۴). پرسش‌نامه‌ها پس از تکمیل و جمع‌آوری توسط متخصص آمار دسته‌بندی و با استفاده از روش‌های مناسب آماری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

روش‌های آماری مورد استفاده در پژوهش حاضر شامل آمار توصیفی و استنباطی بود. از آمار توصیفی برای محاسبه شاخص‌های مرکزی و پراکندگی و نقاط درصدی استفاده شد. در ادامه و از آنجایی که مطابق نظر متخصصین، معادلات ساختاری مبنی بر اینکه زمانی که پژوهش‌گران یک مدل مفروض را در اختیار دارند، روش آماری مورد استفاده در مرحله اول باید تحلیل عاملی تاییدی باشد، از روش تحلیل عاملی تاییدی[4] مبتنی بر مدل معادلات ساختاری برای بررسی و تایید خرده مقیاس‌های پرسش‌نامه‌ها و به عبارت دیگر تایید روایی سازه (عاملی) پرسش‌نامه‌ها استفاده شد (۱۵). همسانی (ثبات) درونی پرسش‌نامه از طریق تعیین ضریب آلفای کرونباخ و پایایی زمانی (ثبات پاسخ) سوال‌ها بوسیله تعیین ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (ای سی سی)[5] در روش

1. Content Validity Ratio
2. Content Validity Index
3. Social Desirability
4. Confirmatory Factor Analysis
5. Intraclass correlation coefficient

آزمون-آزمون مجدد، تعیین شد. تحلیل عاملی تاییدی و همسانی درونی بر روی تمامی آزمودنی‌های پژوهش و آزمون-آزمون مجدد بر روی ۷۲ ورزشکار مرد (۴۰ نفر) و زن (۳۲ نفر) از آزمودنی‌های پژوهش و با دو هفته فاصله، اجرا شد. جهت انجام محاسبات آماری مذکور، از دو نرم افزا اس پی اس اس ۲۰ و لیزرل ۸.۸ استفاده شد.

نتایج

جدول۱ تعداد و درصد آزمودنی‌ها را بر اساس جنسیت، سطح مهارت و نوع رشتهٔ ورزشی نشان می-دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در مجموع ۶۲۱ شرکت کننده آزمون راهبردهای اجرای-۲ را به طور صحیح تکمیل کردند که ورزشکاران نخبه نسبت به دو سطح دیگر، تیمی نسبت به انفرادی و ورزشکاران زن نسبت به ورزشکاران مرد، تعداد و درصد بیشتری را به خود اختصاص داده بودند.

جدول۱- فراوانی شرکت کنندگان بر حسب جنسیت، سطح مهارت و رشته در پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرای-۲

شاخص		سطح مهارت			کل	رشته		کل
		ماهر	زیرنخبه	نخبه		تیمی	انفرادی	
مرد	تعداد	۴۵	۵۷	۱۸۳	۲۸۵	۱۵۹	۱۲۶	۲۸۵
	درصد	۱۵/۸	۲۰/۰۰	۶۴/۲	۴۵/۹	۵۵/۷۰	۴۴/۳	۴۵/۹
زن	تعداد	۱۳	۵۲	۲۷۱	۳۳۶	۱۵۹	۱۷۷	۳۳۶
	درصد	۳/۹	۱۵/۵	۸۰/۷	۵۴/۱	۴۷/۳	۵۲/۷	۵۴/۱
کل	تعداد	۵۸	۱۰۹	۴۵۴	۶۲۱	۳۱۸	۳۰۳	۶۲۱
	درصد	۹/۳۰	۱۷/۶	۷۳/۱	۱۰۰	۵۱/۲۰	۴۸/۸۰	۱۰۰

جدول۲ میانگین امتیازهای هر کدام از عامل‌ها در دو بعد تمرین و مسابقه را نشان می‌دهد. عامل فعال سازی در هر دو بخش تمرین و مسابقه، نسبت به دیگر عوامل میانگین امتیاز بالاتری داشته است. هم‌چنین عامل آرام سازی در بخش تمرین و عامل تفکر منفی در بخش مسابقه، نسبت به دیگر عوامل، امتیاز پایین‌تری داشته اند. شایان ذکر است عامل کنترل توجه تنها در بعد تمرین و عوامل حواس‌پرتی و تفکر منفی تنها در بعد مسابقه قرار دارند.

جدول۲- شاخص‌های توصیفی عامل‌های پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرای-۲

عامل‌ها	تمرین		مسابقه	
	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد
خودگفتاری	۳/۹۹	۰/۶۶	۳/۸۷	۰/۷۵
کنترل هیجانات	۳/۳۵	۰/۸۰	۳/۵۲	۰/۸۷
خودکاری	۳/۴۸	۰/۶۸	۳/۷۷	۰/۵۸
هدف گزینی	۴/۰۶	۰/۶۲	۳/۹۶	۰/۷۱
تصویرسازی	۴/۰۱	۰/۵۵	۳/۹۷	۰/۷۱
فعال سازی	۴/۲۱	۰/۴۳	۴/۰۳	۰/۵۹
آرام سازی	۳/۱۷	۰/۷۶	۳/۵۴	۰/۷۸
کنترل توجه	۳/۸۹	۰/۶۲	-	-
حواس پرتی	-	-	۲/۹۷	۰/۷۹
تفکر منفی	-	-	۲/۲۴	۰/۷۵

در ادامه و به منظور بررسی روایی سازه (عاملی) از روش تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد. صحت و برازندگی (تناسب) مدل، از طریق ارزیابی تعدادی از شاخص‌های برازندگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه در بین متخصصین مدل یابی معادلات ساختاری، توافق عمومی و کلی در مورد اینکه کدام از یک شاخص‌های برازندگی براورد بهتری از مدل فراهم میکند، وجود ندارد، پیشنهاد می‌شود ترکیبی از ۳ تا ۴ شاخص گزارش شود (۱۶). هم‌چنین با توجه به اینکه شاخص‌های برازندگی در سه گروه یا طبقه مطلق[1]، تطبیقی (مقایسه ای) [2] و مقتصد (صرفه جو) [3] قرار می‌گیرند و شاخص‌های هر طبقه اطلاعات متفاوتی را در مورد برازندگی و مناسب بودن مدل فراهم می‌کنند، پیشنهاد می‌شود حداقل یک شاخص از هر طبقه بررسی و گزارش شود (۱۷). در پژوهش حاضر و همراستا با مطالعات اصلی اعتباریابی (هاردی و همکاران، ۲۰۱۰) از بین شاخص‌های برازندگی مطلق، شاخص‌های نسبت خی دو به درجه آزادی (خی دو به دی اف)، شاخص ریشه میانگین مجذور براورد تقریب (رمزی) [4] و شاخص استانداردشده ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها[5] (اس آر ام آر)، از بین شاخص‌های برازندگی تطبیقی یا مقایسه ای، شاخص تاکر-

1. Absolute fit index
2. Comparative fit index
3. Parsimonious fit index
4. RMSEA
5. Standardised root mean square residual

لوییس[1] (تی ال آی) و هم‌چنین شاخص برازندگی تطبیقی (سی اف آی) [2] و در نهایت از میان شاخص‌های برازندگی مقتصد (صرفه جو)، شاخص نیکویی برازش مقتصد[3] (پی جی اف آی) مورد استفاده قرار گرفت.

برای شاخص‌های برازندگی، ملاک‌های برش[4] متفاوتی توسط متخصصان مطرح شده است. برای مثال در شاخص‌های تی ال آی و سی اف آی که دامنه تغییرات آن‌ها بین صفر و یک می‌باشد، مقادیر بالاتر از ۰/۸۵ نشان‌دهنده برازندگی نسبی مدل (۱۸)، مقادیر بالاتر از ۰/۹۰ نشان‌دهنده برازندگی خوب و قابل قبول مدل (۱۹) و مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ نشان‌دهنده برازندگی خیلی خوب و عالی مدل می‌باشد (۱۶). برای شاخص رمزی مقادیر کمتر از ۰/۰۸ نشان‌دهنده قابل قبول و معقول بودن مدل و کمتر از ۰/۰۶ نشان‌دهنده یک مدل مناسب و خوب می‌باشد (۲۰، ۱۶). هم‌چنین برای این شاخص میتوان فاصله اطمینان محاسبه کرد و ایده‌ال آن است که حد پایین فاصله اطمینان نزدیک صفر و حد بالای آن بیشتر از ۰/۱ نباشد (۱۲). برای شاخص اس آر ام آر نیز مقادیر کمتر ۰/۰۸ قابل قبول محسوب می‌گردد (۱۶). در مورد شاخص خی دو به دی اف توافق عمومی در مورد مقادیر قابل قبول وجود ندارد به طوری‌که برخی پژوهش‌گران مقادیر کمتر از ۳ را قابل قبول و خوب (۱۱) و برخی دیگر مقادیر ۲ تا ۵ را نشان‌دهنده معقول و مناسب بون مدل می‌دانند (۱۴).

قبل از اجرای تحلیل عاملی تاییدی و به دلیل آنکه روش برآورد بیشینه احتمال یا درست نمایی (ام.ال) [5] نسبت به عدم توزیع نرمال داده‌ها حساس بوده که منجر به زیربرآورد شاخص‌های برزاش تطبیقی و بیش برآورد شاخص خی دو می‌شود، نرمال بودن تک متغیره و چند متغیره بوسیله نرم افزار لیزرل و از طریق بررسی کجی و کشیدگی و هم‌چنین ضریب ماردیا، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان‌دهنده عدم توزیع طبیعی تک متغیره و چند متغیره در داده‌های پژوهش حاضر بود ($P<0.05$). در نتیجه جهت اجرای تحلیل عاملی تاییدی، از روش برآورد بیشینه احتمال یا درست نمایی مقاوم ساتورا بنتلر (آر.ام .ال)[6] استفاده شد (۲۱،۲۲).

نتایج تحلیل عاملی تاییدی بعد تمرین (شکل۱) با استفاده از روش برآورد بیشینه احتمال مقاوم (آر.ام.ال.)، نشان داد که مدل اندازه گیری پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ مناسب و کلیه اعداد و پارامترهای مدل معنادار است. شاخص‌های برازندگی (تناسب) مدل اندازه گیری در جدول۳

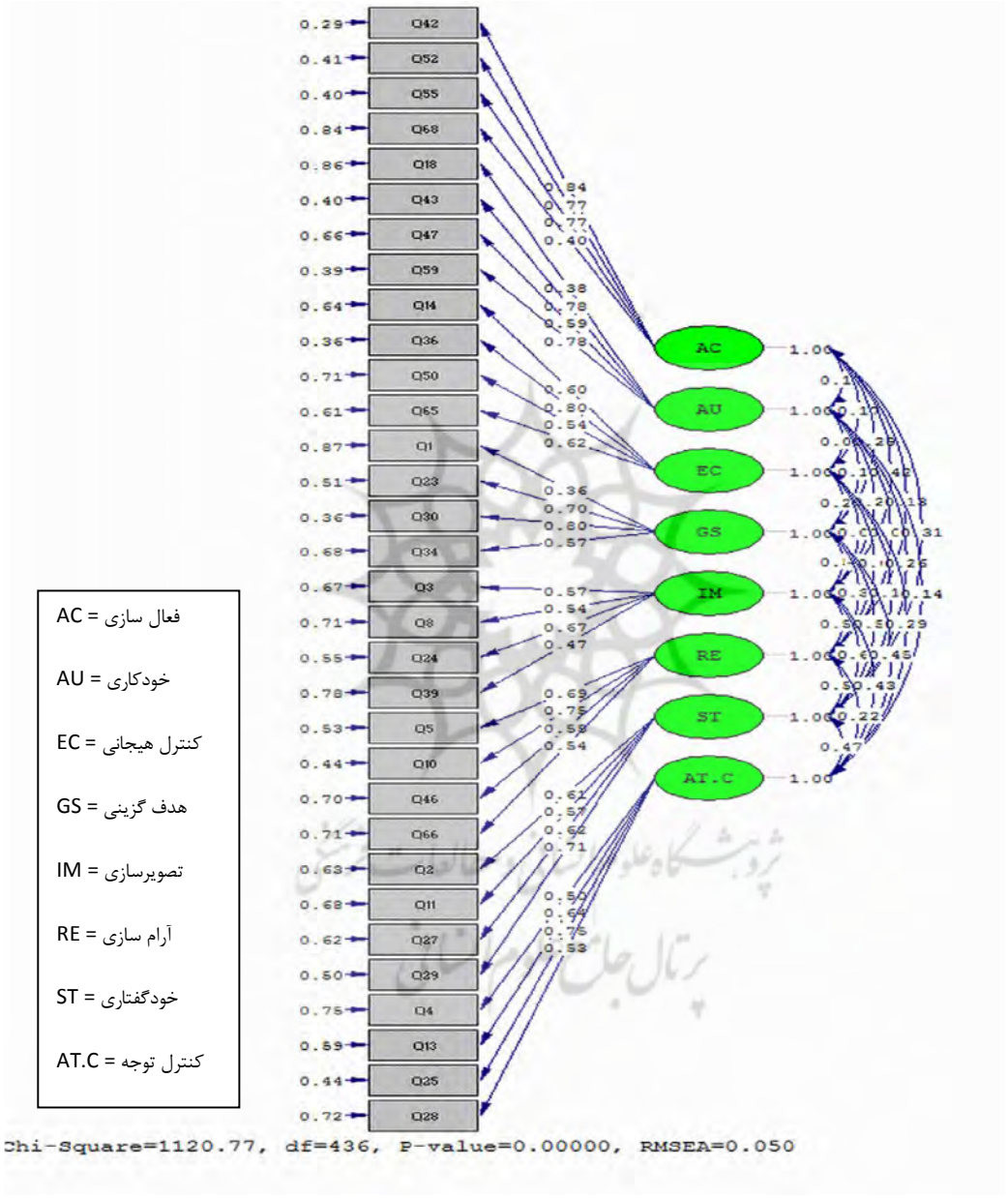
1. Tucker-Lewis fit index (TLI)
2. Comparative Fit Index (CFI)
3. Parsimony Normed of Fit Index
4. Cut of points
5. Maximum Likelihood
6. Robust Maximum Liklihood (RML)

آمده است که نشانگر کفایت کلی مدل اندازه گیری می‌باشد. همان‌طور که در جدول۳ مشاهده می‌شود، شاخص‌های سی اف آی و تی ال آی بالاتر از ۰/۹۰، شاخص‌های پی ان اف آی و پی جی اف آی بالاتر از ۰/۵، شاخص‌های رمزی و اس آر ام آر برابر با ۰/۰۵ (کوچک‌تر از ۰/۰۶) و شاخص خی دو به دی اف کوچک‌تر از سه می‌باشد که نشانگر قابل قبول و معقول بودن شاخص‌های برازندگی (تناسب) و در نتیجه برازش مطلوب وتقریبا عالی مدل اندازه گیری بعد تمرین پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ می‌باشد. در نتیجه بعد تمرین پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ از روایی سازه قابل قبول و مناسبی برخوردار است.

جدول۳- مقادیر شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تاییدی بعد تمرین آزمون راهبردهای اجرا-۲

شاخص‌های برازش	مقادیر مشاهده شده
مجذور کای دو	۱۱۲۰/۷۷
درجه آزادی	۴۳۶
سطح معناداری	۰/۰۰۱
نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی	۲/۵۶
شاخص برازش تاکر لویس یا غیر هنجاری بنتلر- بونت (تی ال آی)	۰/۹۳
شاخص برازش تطبیقی بنتلر (سی اف آی)	۰/۹۴
شاخص ریشه میانگین مجذور براورد تقریب (رمزی)	۰/۰۵
شاخص استانداردشده ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها (اس آر ام آر)	۰/۰۵

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



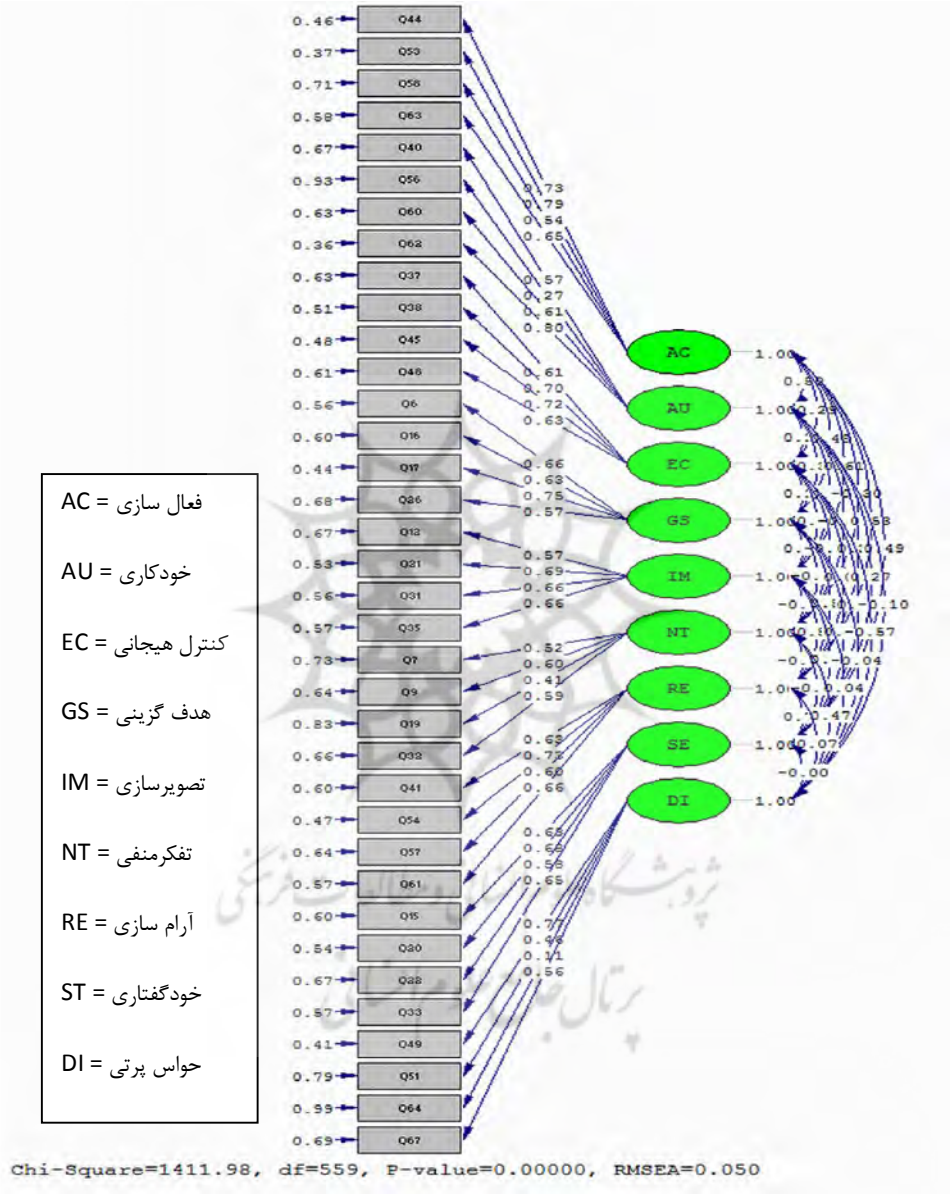
شکل۱- مدل تخمین استاندارد بعد تمرین آزمون راهبردهای اجرای-۲

مشاهده پارامترها و شاخص تی در مورد رابطه بین سوال‌ها با خرده مقیاس‌های مربوطه نشان داد که مقدار تی در همه سوال‌ها بالاتر از ۲ (مقدار دقیق تر ۱/۹۶) بوده که حاکی از وجود رابطه معنادار بین سوال‌ها و عامل‌های مربوطه می‌باشد، بطوریکه تمامی متغیرهای مشاهده شده (سوال‌ها) قادر به پیشگویی عامل‌های خود می‌باشند ($P<0.05$).

در بخش دوم، نتایج تحلیل عاملی تاییدی در بعد مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ نشان داد که مدل اولیه اندازه‌گیری بعد مسابقه از برازش مطلوبی برخوردار بوده و تمامی پارامترهای مدل (بارعاملی) معنادار است (شکل۲). تمامی شاخص‌های برازندگی (تناسب) مدل اولیه اندازه گیری بعد مسابقه از مقادیر قابل قبولی برخوردار است که بیانگر کفایت کلی مدل اندازه گیری می‌باشد (جدول۴). هم‌چنین مقدار تی در همه سوال‌ها بالاتر از ۲ بوده که حاکی از وجود رابطه معنادار ($P<0.05$) بین سوال‌ها و عامل‌های مربوطه می‌باشد، بطوریکه تمامی متغیرهای مشاهده شده (سوال‌ها) قادر به پیشگویی عامل‌های خود می‌باشند.

جدول۴- مقادیر شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تاییدی مدل اولیه بعد مسابقه آزمون راهبردهای اجرا-۲

شاخص‌های برازش	مقادیر مشاهده شده
مجذور کای دو	۱۴۰۹/۸۹
درجه آزادی	۵۵۸
سطح معناداری	۰/۰۰۱
نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی	۲/۵۲
شاخص برازش تاکر لویس یا غیر هنجاری بنتلر- بونت (تی ال آی)	۰/۹۴
شاخص برازش تطبیقی بنتلر (سی اف آی)	۰/۹۵
شاخص ریشه میانگین مجذور براورد تقریب (رمزی)	۰/۰۵
شاخص استانداردشده ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها (اس آر ام آر)	۰/۰۶
شاخص نیکویی برازش مقتصد (پی جی اف آی)	۰/۷۴



شکل۲- مدل اولیه تخمین استاندارد بعد مسابقه آزمون راهبردهای اجرای-۲

در ادامه بررسی دقیق تر پارامترهای استانداردشده یا همان بار عاملی‌ها در بعد تمرین، مشخص شد که سوال (گویه) شماره ۶۴ از عامل حواس پرتی (۰/۱۱) و سوال ۵۶ (۰/۲۷) از عامل خودکاری، از بار عاملی بسیار پایینی برخوردار هستند که از حداقل مقادیر قابل قبول برای بار عاملی یک گویه که ۰/۳ است پایین تر است. به همین دلیل، پس از حذف سوال‌های مذکور، روایی سازه مدل دوم بعد مسابقه آزمون راهبردهای اجرا-۲، با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی مجددا مورد بررسی قرار گرفت که در شکل۳ نمایش داده شده است.

نتایج تحلیل عاملی تاییدی مدل دوم بعد مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ پس از حذف سوال‌های ۵۶ از عامل خودکاری و ۶۴ از عامل حواس پرتی، نشان می‌دهد که این مدل از برازش بسیار خوبی برخوردار بوده و تمامی شاخص‌های برازندگی از مقادیر قابل قبولی برخودارند (جدول۵). هم‌چنین تمامی پارامترهای مدل به شکل معناداری ($P<0.001$) عامل‌های مربوط به خود را پیش گویی می‌کنند و تمامی بارهای عاملی نیز بالاتر از مقدار قابل قبول (۰/۳) قرار دارند.

جدول۵- مقادیر شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تاییدی مدل دوم بعد مسابقه آزمون راهبردهای اجرا-۲

شاخص‌های برازش	مقادیر مشاهده شده
مجذور کای دو	۱۲۱۷/۴۵
درجه آزادی	۴۹۱
سطح معناداری	۰/۰۰۱
نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی	۲/۴۷
شاخص برازش تاکر لویس یا غیر هنجاری بنتلر- بونت (تی ال آی)	۰/۹۵
شاخص برازش تطبیقی بنتلر (سی اف آی)	۰/۹۵
شاخص ریشه میانگین مجذور براورد تقریب (رمزی)	۰/۰۵
شاخص استانداردشده ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها (اس آر ام آر)	۰/۰۶
شاخص نیکویی برازش مقتصد (پی جی اف آی)	۰/۷۴

هاردی و همکاران (۲۰۱۰) در بخش دوم مطالعه خود در بررسی روایی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲، ساختار عاملی دیگری را برای بعد مسابقه پیشنهاد کرده و برازش آن را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مدل جدید در بعد مسابقه، این پژوهش‌گران کل عامل حواس پرتی به همراه سوال ۵۶ از عامل خودکاری را از بعد مسابقه حذف کرده و تحلیل عاملی تاییدی را بر روی ۸ عامل و ۶۳ سوال اجرا کردند. مک کالوم (۲۰۰۳) هم‌چنین پیشنهاد میکند که به جای ارزیابی یک

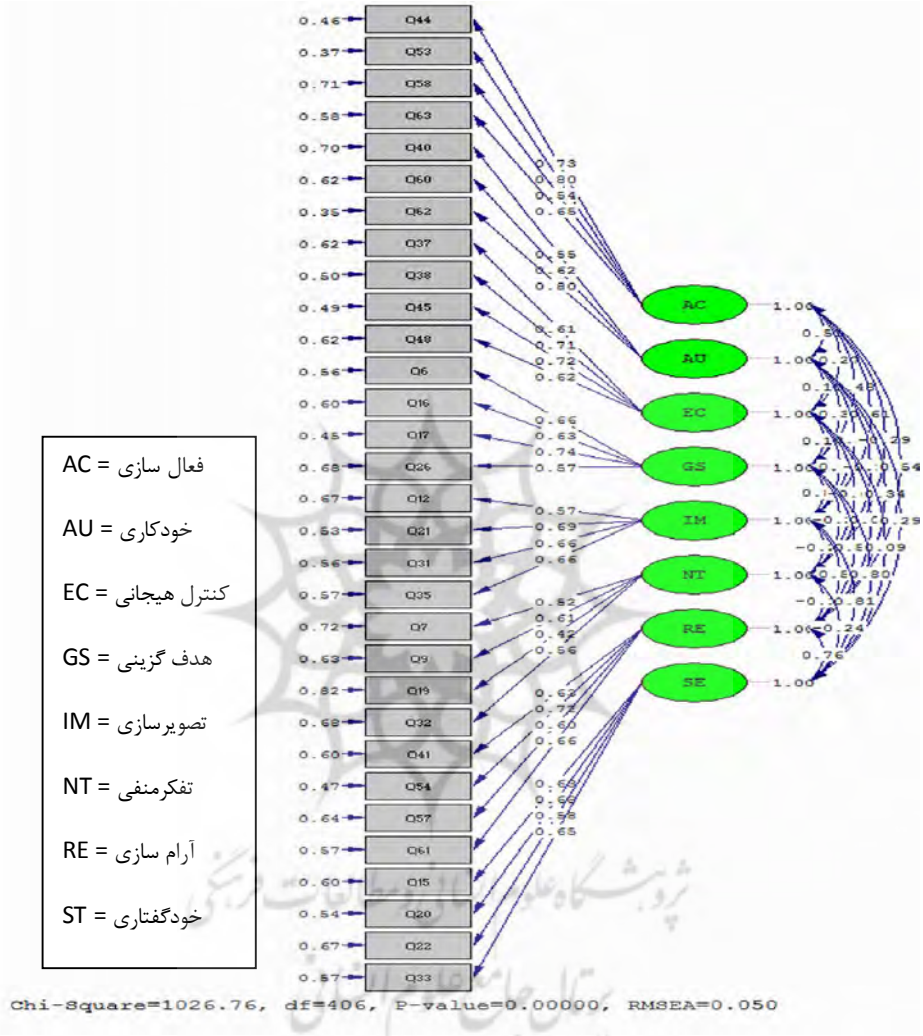
مدل به شکل منفرد، بسیار سودمندتر و مفیدتر است که با استفاده از شاخص‌های اصلاح یا تعدیل، مدل‌های جایگزین و رقیب را تولید کرده و با مقایسه آن‌ها مدل ترجیحی و برتر انتخاب شود. در نتیجه در ادامه پژوهش حاضر هم مدل دیگری (مدل سوم) که در آن کل عامل حواس پرتی به همراه سوال ۵۶ حذف شد، مجددا از طریق تحلیل عاملی تاییدی مورد ارزیابی قرار گرفت.

نتایج تحلیل عاملی تاییدی مدل سوم (شکل۳) نشان داد شاخص‌های برزاندگی این مدل نسبت به دو مدل قبلی بهبود یافته که بیانگر برازش عالی مدل سوم اندازه‌گیری بعد مسابقه می‌باشد (جدول۷).

جدول۶- مقادیر شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تاییدی مدل سوم (نهایی) بعد مسابقه آزمون راهبردهای اجرا-۲

شاخص‌های برازش	مقادیر مشاهده شده
مجذور کای دو	۱۰۲۶/۷۶
درجه آزادی	۴۰۶
سطح معناداری	۰/۰۰۱
نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی	۲/۵۲
شاخص برازش تاکر لویس یا غیر هنجاری بنتلر- بونت (تی ال آی)	۰/۹۵
شاخص برازش تطبیقی بنتلر (سی اف آی)	۰/۹۶
شاخص ریشه میانگین مجذور براورد تقریب (رمزی)	۰/۰۵
شاخص استانداردشده ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها (اس آر ام آر)	۰/۰۵

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل۳- مدل سوم (نهایی) تخمین استاندارد بعد مسابقه آزمون راهبردهای اجرای-۲

همانطور که در جدول۶ مشاهده می‌شود، شاخص‌های سی اف آی و تی ال آی به ترتیب برابر با ۰/۹۶ و ۰/۹۵، شاخص‌های پی ان اف آی و پی جی اف آی بالاتر از ۰/۵، شاخص رمزی برابر با ۰/۰۵ (کوچک‌تر از ۰/۰۶) و شاخص اس آر ام آر برابر با ۰/۰۵ (کوچک‌تر از ۰/۰۸) و شاخص خی دو به دی اف کوچک‌تر از ۳ می‌باشد که نشانگر قابل قبول بودن شاخص‌های برازندگی (تناسب) و در

نتیجه برازش عالی مدل اندازه گیری مطابق با نقاط برش مطرح شده جدید توسط هو و بنتلر (۱۹۹۹) می‌باشند.

در ادامه و به منظور مقایسه تفاوت معنادار بین برازش‌های کلی سه مدل تدوین شده در بعد مسابقه، از آزمون تفاوت مجذور کای یا خی دو[1] (کلاین، ۲۰۱۱) استفاده شد که نتایج آن در جدول۷ نمایش داده شده است.

جدول۷- مقایسه برازش کلی ۳ مدل بعد مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲

عامل‌ها	خی دو	درجه آزادی	دلتا خی دو	دلتا دی اف	معناداری
مدل اول	۱۴۰۹/۸۹	۵۵۸	-	-	-
مدل دوم (حذف سوال‌های ۵۶ و ۶۴)	۱۲۱۷/۴۵	۴۹۱	۱۹۲	۶۷	P < .001
مدل سوم (حذف عامل حواس پرتی و سوال ۵۶ از عامل خودکاری)	۱۰۲۶/۷۶	۴۰۶	۱۹۱	۸۵	P < .001

مطابق نتایج جدول۷، مدل دوم نسبت به مدل اول و مدل سوم نسبت به مدل دوم، تفاوت معناداری داشته که نشان‌دهنده بهبود معنادار شاخص‌های برازندگی و برازش کلی هر مدل در مقایسه با مدل قبلی است. در نتیجه مدل سوم (حذف خرده مقیاس حواس پرتی و سوال ۵۶ از عامل خودکاری)، به عنوان مدل نهایی بعد مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ انتخاب شد که از شاخص‌های برازندگی بسیار عالی و در نتیجه روایی سازه مطلوبی برخوردار است.

مطالق نتایج جدول۸، همسانی درونی کل بعد تمرین پرسش‌نامه با ۳۲ سوال (۸ عامل و هر عامل ۴ سوال) بر اساس ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۲، همسانی درونی (ضریب آلفای کرونباخ) کل بعد مسابقه پرسش‌نامه با ۳۴ سوال (مدل دوم ۹ عاملی) برابر با ۰/۷۹ و با ۳۱ سوال (مدل سوم ۸ عاملی) برابر با ۰/۸۱ و همسانی درونی سایر خرده مقیاس‌های پرسش‌نامه هر دو بعد تمرین و مسابقه در دامنه‌ای از ۰/۶۱ در عامل تفکر منفی بعد رقابت تا ۰/۷۸ عامل فعال سازی بعد تمرین، متفاوت بوده که همگی در حد مطلوب و قابل قبول قرار دارند (α>0.06) شایان ذکر است که علیرغم اینکه ملاک رایج در بررسی قابل قبول بودن همسانی درونی از طریق آلفای کرونباخ مقدار ۰/۷۰ است، اما متخصصین روان‌سنجی برای عامل‌ها که از ۴ گویه و کمتر تشکیل شده اند، ملاک

1. Chi-Square Difference Test

برش ۰/۶۰ را قابل قبول می‌دانند (۲۳). بنابراین پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرای-۲ و خرده مقیاس‌های آن از همسانی (ثبات) درونی مطلوب و قابل قبولی برخوردار است.

جدول۸- نتایج ضریب آلفای کرونباخ برای تعیین همسانی درونی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرای-۲

بُعد	خرده مقیاس‌ها	تعدا سوال‌ها	میزان آلفای کرونباخ
تمرین	فعال سازی	۴	۰.۷۸
	خودکاری	۴	۰.۷۱
	کنترل هیجان	۴	۰.۷۳
	هدف گزینی	۴	۰.۶۸
	تصویرسازی	۴	۰.۶۵
	آرام سازی	۴	۰.۷۲
	خودگفتاری	۴	۰.۷۱
	کنترل توجه	۴	۰.۷۱
کل بعد تمرین		۳۲	۰/۸۲
مسابقه	فعال سازی	۴	۰.۷۷
	خودکاری	۳	۰.۶۸
	کنترل هیجان	۴	۰.۷۶
	هدف گزینی	۴	۰.۷۴
	تصویرسازی	۴	۰.۷۳
	تفکر منفی	۴	۰.۶۱
	آرام سازی	۴	۰.۷۴
	خودگفتاری	۴	۰.۷۲
	حواس پرتی (با حذف سوال ۶۴)	۳	۰.۶۴
کل بعد مسابقه	حذف سوال ۶۴ عامل حواس‌پرتی و ۵۶ از عامل خودکاری	۳۴	۰/۸۱
	حدف کل عامل حواس‌پرتی و سوال ۵۶	۳۱	۰/۷۹

با توجه به نقاط ضعف r پیرسون برای تعیین پایایی زمانی بوسیله آزمون آزمون مجدد، برای تعیین پایایی زمانی از ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (ای سی سی) استفاده شد (۲۴). برای محاسبه‌ای سی سی از مدل اثرات مرکب دو عاملی[1]، نوع همسانی[2] و مقیاس اندازه‌گیری متوسط[3] استفاده شد (۲۵).

1. Two factor mixed effects model
2. Type consistency
3. Averaged Measures

جدول۹- نتایج ضریب همبستگی درون گروهی بعد تمرین و مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲

بُعد	عامل	تعداد آزمودنی‌ها	ضریب همبستگی درون گروهی ای سی سی	فاصله اطمینان ۹۵٪
تمرین	فعال سازی	۷۲	۰/۸۹	۰/۸۵ -۰/۹۲
	خودکاری	۷۲	۰/۹۲	۰/۹۰ -۰/۹۵
	کنترل هیجان	۷۲	۰/۹۱	۰/۸۸ -۰/۹۲
	هدف گزینی	۷۲	۰/۹۰	۰/۸۶ -۰/۹۴
	تصویرسازی	۷۲	۰/۹۲	۰/۸۹ -۰/۹۴
	آرام سازی	۷۲	۰/۹۴	۰/۸۸ -۰/۹۶
	خودگفتاری	۷۲	۰/۹۱	۰/۹۰ -۰/۹۳
	کنترل توجه	۷۲	۰/۹۵	۰/۹۰ -۰/۹۷
رقابت	فعال سازی	۷۲	۰/۹۱	۰/۸۹ -۰/۹۳
	خودکاری	۷۲	۰/۹۰	۰/۸۹ -۰/۹۲
	کنترل هیجان	۷۲	۰/۹۳	۰/۹۱ -۰/۹۴
	هدف گزینی	۷۲	۰/۹۵	۰/۹۲ -۰/۹۶
	تصویرسازی	۷۲	۰/۹۳	۰/۹۱ -۰/۹۴
	تفکر منفی	۷۲	۰/۹۴	۰/۹۱ -۰/۹۶
	آرام سازی	۷۲	۰/۹۳	۰/۸۸ -۰/۹۴
	خودگفتاری	۷۲	۰/۹۴	۰/۹۰ -۰/۹۵

بر اساس نتایج جدول۹، مقادیر ضرایب همبستگی درون‌گروهی خرده مقیاس‌ها حاصل از آزمون-آزمون مجدد با ۲ هفته فاصله، در بعد تمرین در دامنه‌ای از ۰/۸۹ در خرده مقیاس فعال سازی تا ۰/۹۵ در خرده مقیاس کنترل توجه و در بعد مسابقه در دامنه‌ای از ۰/۹۰ در خودکاری تا ۰/۹۴ در خودگفتاری و کنترل توجه، متفاوت بوده و مقادیر تمامی خرده مقیاس‌ها از مقدار قابل قبول (۰/۷۵) بالاتر می‌باشد که نشان‌دهنده قابل قبول بودن و عالی بودن مقادیر پایایی زمانی یا قابلیت تکرارپذیری[1] خرده مقیاس‌ها پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ می‌باشد.

1. Reproducibility

بحث و نتیجه گیری

نتایج روایی سازه (تحلیل عاملی تاییدی) نسخه فارسی آزمون راهبردهای اجرا-۲ در پژوهش حاضر، با مطالعات هاردی و همکاران (۲۰۱۰) (۶)، کاستیکاس، دونتی و پسیکونتاسی[1] (۲۰۱۱) (۲۶و لین و همکاران (۲۰۰۴) (۱۰) در برخی موارد همراستا بوده و در برخی موارد تفاوت‌هایی مشاهده می‌شود که در ادامه تشریح می‌گردد.

نتایج تحلیل عاملی مطالعه اول این پژوهش‌گران که برروی ۵۶۵ ورزشکار مرد و زن استرالیایی و آمریکایی انجام شد، نشان داد که مدل اندازه‌گیری بعد تمرین از برازش کلی بسیار خوب و مناسبی برخوردار است به طوریکه شاخص رمزی با مقدار ۰/۰۵(پژوهش حاضر ۰/۰۵)، شاخص اس آر ام آر با مقدار ۰/۰۶ (پژوهش حاضر ۰/۰۶) و شاخص‌های تی ال آی و سی اف آی به ترتیب با مقادیر ۰/۹۶ و ۰/۹۷(پژوهش حاضر۰/۹۴ و ۰/۹۵)، همگی در محدوده قابل قبول قرار دارند که کاملا همراستا با پژوهش حاضر می‌باشد. به عبارت دیگر، مدل اندازه‌گیری نسخه فارسی بعد تمرین نیز از برازش بسیار خوبی برخوردار بوده و مقادیر شاخص‌های برازندگی پژوهش حاضر بسیار مشابه و نزدیک با مطالعه اول هاردی و همکاران (۲۰۱۰) می‌باشد.

نتایج بعد مسابقه پژوهش حاضر نیز با مطالعه اول هاردی و همکاران (۲۰۱۰)، همراستا می‌باشد. در مطالعه اول هاردی و همکاران (۲۰۱۰)، برازش کلی بعد مسابقه با شاخص‌های رمزی برابر با ۰/۰۵، اس آر ام آر برابر با ۰/۰۷ و سی اف آی و تی ال آی برابر با ۰/۹۷، بسیار خوب و قابل قبول بود اما سوال‌های ۵۱ و ۶۴ عامل حواس‌پرتی و سوال ۵۶ عامل خودکاری، از بار عاملی پایین تر از مقدار قابل قبول (۰/۳) برخوردار بودند. در پژوهش حاضر نیز، سوال‌های ۶۴ و ۵۶ دقیقا مانند پژوهش هاردی و همکاران (۲۰۱۰) به دلیل بار عاملی پایین حذف شد و برازش مدل دوم بعد مسابقه پژوهش حاضر با حذف این سوال‌ها مجددا بررسی شد که بر اساس شاخص‌های برازندگی بدست آمده (جدول۵)، از برازش کلی بسیار خوبی برخوردار بوده و تمامی سوال‌ها هم دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۳ بوده و به طور معناداری عامل‌های مربوط به خود را پیشگویی می‌کردند

نتایج مدل ۸ عاملی ۶۳ سوالی بعد مسابقه پژوهش هاردی و همکاران (۲۰۱۰) بسیار مشابه با نتایج مدل سوم پژوهش حاضر (۸ عاملی ۶۳ سوالی) می‌باشد. چرا که شاخص‌های رمزی با مقدار ۰/۰۵ (پژوهش حاضر ۰/۰۵)، شاخص اس آر ام آر با مقدار ۰/۰۵ (پژوهش حاضر ۰/۰۵)، شاخص تی ال آی با مقدار ۰/۹۷(پژوهش حاضر ۰/۹۵) و شاخص سی اف آی با مقدار ۰/۹۷ (پژوهش حاضر ۰/۹۶)، بسیار مشابه و نزدیک پژوهش حاضر می‌باشند و برازش کلی هر دو مدل بسیار عالی و مورد

1. Kastikas, Donti & Psychountaki

تایید است. هم‌چنین نتایج آزمون تفاوت مجذور خی دو پژوهش حاضر نشان داد که برازش کلی مدل دوم نسبت به مدل اول و مدل سوم نسبت به مدل دوم، به شکل معناداری ($P<0.001$) بهبود یافته است که بیانگر برتری هر مدل نسبت به مدل قبلی خود است.

کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی بعد مسابقه نسخه یونانی آزمون راهبردهای اجرا (۱۹۹۹) پرداختند. آزمودنی‌های پژوهش این پژوهش‌گران شامل دو گروه نوجوانان ورزشکار ۱۲ تا ۱۵ و جوانان ورزشکار ۱۶ تا ۲۰ سال بود. نتایج پژوهش این پژوهش‌گران نشان داد که در بین گروه نوجوانان، روایی و پایایی نسخه یونانی مورد تایید نبوده اما در بین جوانان ۱۶ تا ۲۰ سال، قابل قبول است. در پژوهش حاضر نیز میانگین سن ورزشکاران مرد و زن به ترتیب ۲۳ و ۲۱ سال بوده و تمامی آزمودنی‌ها بالای ۱۷ سال سن داشتند. در نتیجه مقایسه نتایج بعد مسابقه پژوهش حاضر با بخش جوانان مطالعه کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۱) امکان پذیر است (۲۶). نتایج تحلیل عاملی تاییدی نسخه یونانی بعد مسابقه نشان داد که برازش کلی و ساختار عاملی مدل بعد مسابقه بر اساس شاخص‌های رمزی با مقدار ۰/۰۵، سی اف آی با مقدار ۰/۹۱ و تی ال آی با مقدار ۰/۸۹، قابل قبول می‌باشد که در مقایسه با مدل اول بعد مسابقه پژوهش حاضر (جدول۵)، اگرچه شاخص‌های سی اف آی و تی ال آی از مقادیر نسبتا پایین تری برخوردارند، اما از نقاط برش ملاک بالاتر بوده و در نتیجه برازش مدل کلی هر دو نسخه قابل قبول بوده که بیانگر همراستایی این بخش نتایج مطالعه حاضر و مطالعه کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۱) است.

مسئله مهم دیگر در مورد روایی سازه آزمون راهبردهای اجرا-۲، قدرت پیشگویی و معناداری سوال‌ها (گویه‌ها) در ارتباط با عامل‌های مورد نظر خود است. مقادیر تخمین پارامتر گویه‌ها (بار عاملی استاندارد نشده) و نتایج آزمون تی تحلیل عاملی مدل اندازه‌گیری بعد تمرین نشان‌دهنده ارتباط معنادار سوال‌ها و عامل‌های مربوطه و در نتیجه تایید روایی همگرا[1] بود ($P<0.001$). نتایج حاصله موجب تایید سوال‌ها (گویه‌ها) در ساختار نظری بعد تمرین نسخه فارسی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ گردید. هم‌چنین، تمامی مقادیر استاندارد شده بار عاملی بعد تمرین (شکل۱) از معناداری آماری و عملی (بالاتر از ۰/۳) برخوردار بودند که بیانگر پیشگویی معنادار عامل (خرده مقیاس‌ها) بوسیله سوال‌های مربوطه می‌باشد.

مقادیر استاندارد شده بار عاملی گویه‌های بعد تمرین در پژوهش هاردی و همکاران (۲۰۱۰)، در دامنه‌ای از ۰/۴۱ تا ۰/۸۳ متغیر بود که در مقایسه با دامنه مقادیر استاندارد شده بار عاملی گویه‌های پژوهش حاضر که در دامنه‌ای از ۰/۳۸ تا ۰/۸۴قرار داشتند، مقادیر نسبتا مشابه و نزدیکی

1. Convergent Validity

هستند که بیانگر آن است که ورزشکاران ایرانی همچون ورزشکاران استرالیایی و آمریکایی پژوهش هاردی و همکاران (۲۰۱۰) ادراک مناسب و خوبی از سوال‌ها داشته‌اند که منجر به ارتباط و پیشگویی معنادار سوال‌ها با عامل‌های مربوطه و هم‌چنین تایید ساختار عاملی نظری بعد تمرین پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ در در هر دو مطالعه شدند.

در بعد مسابقه پژوهش حاضر به غیر از مدل اول که بار عاملی استاندار شده دو سوال ۶۴ از عامل حواس‌پرتی و ۵۶ از عامل خودکاری علیرغم برخورداری از معناداری آماری، از معناداری عملی برخوردار نبودند (مقادیر کمتر از ۰/۳)، در مدل‌های دوم و سوم بعد مسابقه، مقادیر تی تمامی تخمین پارامتر گویه‌ها، بزرگتر از ۲ بوده که نشان‌دهنده ارتباط معنادار سوال‌ها و عامل‌های مربوطه در بعد مسابقه می‌باشد ($P<0.001$). هم‌چنین بار عاملی تمامی گویه‌ها نیز بر خلاف مدل اول، بالاتر از مقدار قابل قبول ۰/۳ بوده که بیانگر پیشگویی معنادار تمامی سوال‌ها در ارتباط با عامل‌های مرتبط با خود، می‌باشد. مشابه پژوهش حاضر، در مدل اولیه بعد مسابقه مطالعه هاردی و همکاران (۲۰۱۰)، دو سوال ۶۴ و ۵۶ دارای بار عاملی پایین و غیر معنادار بودند. اما علاوه بر این سوال‌ها و بر خلاف پژوهش حاضر، سوال ۵۱ نیز در مدل اولیه بعد مسابقه این پژوهش‌گران از بار عاملی پایین تر از مقدار قابل قبول برخوردار بود که منجر به این گردید که هاردی و همکاران (۲۰۱۰) کل عامل حواس پرتی که دو سوال مشکل ساز ۵۱ و ۶۴ از سوال‌های این عامل هستند را حذف کنند و مدل دوم و در ادامه مدل سوم (حذف سوال ۵۶ به همراه عامل حواس پرتی) بعد مسابقه را طراحی و برازش این مدل‌ها را بررسی کنند. نتایج مدل سوم این پژوهش‌گران که دقیقا معادل با مدل سوم پژوهش حاضر است، بیانگر معنادار بودن تمامی بارهای عاملی بعد مسابقه بوده که همراستا با نتایج پژوهش حاضر است.

نتایج حاصل از همسانی درونی هر دو بعد تمرین و مسابقه نسخه فارسی آزمون راهبردهای اجرا-۲ با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ (جدول۸)، نشان داد که تمامی مقادیر آلفای کرونباخ عامل‌ها از مقدار قابل قبول ($\alpha>0.60$) بالاتر بوده که نشان‌دهنده مطلوب بودن همسانی (ثبات) درونی عوامل پرسش‌نامه بود. مجدا لازم به یادآوری است که علیرغم اینکه ملاک رایج در بررسی قابل قبول بودن همسانی درونی از طریق آلفای کرونباخ مقدار ۰/۷۰ است، اما متخصصین روان‌سنجی برای عامل‌ها (خرده مقیاس‌ها) که از ۴ گویه و کمتر تشکیل شده اند، ملاک برش ۰/۶۰ را قابل قبول می‌دانند (۲۳).

مقایسه نتایج بدست آمده این بخش از پژوهش حاضر با نتایج ضرایب آلفای کرونباخ مطالعه هاردی و همکاران (۲۰۱۰) نشان‌دهنده برخی تفاوت‌هاست. در مطالعه هاردی و همکاران (۲۰۱۰) ضرایب آلفای کرونباخ عامل فعال سازی در بعد تمرین ۰/۷۱ بوده در حالیکه در پژوهش حاضر این مقدار

۰/۷۸ است. اما سایر مقادیر آلفای کرونباخ بعد تمرین مطالعه هاردی و همکاران (۲۰۱۰) نسبت به مقادیر پژوهش حاضر، بالاتر است. در بعد مسابقه نیز مشابه بعد تمرین، عامل خودکاری در پژوهش حاضر با مقدار آلفای کرونباخ ۰/۶۸ نسبت به مطالعه هاردی و همکاران (۲۰۱۰) با مقدار ۰/۶۲، بالاتر بود اما سایر عامل‌های پژوهش حاضر ضرایب آلفای کرونباخ پایین تری نسبت به مطالعه هاردی و همکاران داشتند. در مطالعه کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۱) هم که به بررسی نسخه یونانی بعد مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا (۱۹۹۹) پرداختند، چهار عامل خودگفتاری، هدف گزینی، تصویرسازی و تفکر منفی که سوال‌های آن‌ها نسبت به نسخه جدید (نسخه دوم) آزمون راهبردهای اجرا هاردی و همکاران (۲۰۱۰) تغییری نداشته اند، قابل مقایسه با پژوهش حاضر هستند که مقادیر آلفای کرونباخ هر چهار عامل نسبت به مقادیر پژوهش حاضر، بالاتر است. مشابه این اختلاف‌ها بین مطالعه کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۱) و هاردی و همکاران (۲۰۱۰) نیز مشاهده می‌شود. (۶، ۲۶)

در توجیه این اختلافات میتوان چنین اظهار کرد که تفاسیر و ادراک متفاوت پاسخ دهندگان با زبان‌های مادری مختلف (برای مثال فارسی زبانان در برابر با انگلیسی زبانان) به این عبارات، منجر به این اختلاف‌های اندک شده است. شینک و همراهان[1](۲۰۰۸) بر تفاوت‌های فرهنگی افراد از جوامع و زبان‌های مادری مختلف در درک و تفسیر متفاوت سازه‌های روانشناختی تاکید کرده‌اند (۲۷). اگرچه علیرغم این اختلافات، در مدل نسخه فارسی پژوهش حاضر مشابه مدل‌های مطالعات هاردی و همکاران (۲۰۱۰) و کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۰)، همسانی درونی هر دو بعد تمرین و مسابقه قابل قبول است. البته عامل تفکر منفی در بعد مسابقه پژوهش حاضر با مقدار آلفای کرونباخ ۰/۶۱ نسبت به سایر عوامل، مقدار قابل ملاحظه پایین تری دارد که باید در مطالعات بعدی مورد بررسی بیشتر قرار بگیرد تا مشخص شود که این مشکل به دلیل ویژگی‌های اختصاصی نمونه مورد استفاده در این پژوهش بوده یا در نسخه فارسی این پرسش‌نامه، عمومیت خواهد داشت.

نتایج پایایی زمانی یا قابلیت تکرار پذیری خرده مقیاس‌های آزمون راهبردهای اجرا-۲ با استفاده از ضریب همبستگی درون طبقه‌ای حاصل از آزمون-آزمون مجدد با ۲ هفته فاصله (جدول۱۰)، در دامنه‌ای از ۰/۸۹ تا ۰/۹۵ در عامل‌های پرسش‌نامه متفاوت بوده که با توجه به مقدار قابل قبول ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (۰/۷۵)، پایایی زمانی یا قابلیت تکرارپذیری خرده مقیاس‌ها هر دو بعد پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ تایید میگردد. تنها مطالعه‌ای که پایایی زمانی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ را مورد بررسی قرار داده است، مطالعه کاستیکاس و همکاران (۲۰۱۰)

1. Schinke & Hanrahan

می‌باشد که تمامی مقادیر بدست آمده از آزمون آزمون مجدد بعد مسابقه نسخه یونانی، نسبت به مقادیر نسخه فارسی پژوهش حاضر، پایین تر است که نشان‌دهنده پایایی زمانی و قابلیت تکرار پذیری بهتر نسخه فارسی در برابر با نسخه یونانی می‌باشد.

به طور کلی نتایج بدست آمده در پژوهش حاضر نشان داد که در بعد تمرین نسخه فارسی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲، نتایج تحلیل عاملی تاییدی مدل اندازه‌گیری، ضرایب آلفای کرونباخ و همبستگی درون طبقه‌ای، از ساختار ۸ عاملی ۳۲ سوالی حمایت کرده و روایی سازه، همسانی درونی و پایایی زمانی بعد تمرین پرسش‌نامه مذکور را تایید می‌کنند .در حالیکه در بعد مسابقه، مدل اول اندازه‌گیری علیرغم برازش کلی قابل قبول، دارای دو سوال با بار عاملی پایین بود اما مدل دوم (با حذف این ۲ سوال) و مدل سوم (با حذف کل عامل حواس پرتی و سوال ۵۶ از عامل خودکاری) نشان‌دهنده برازش بسیار خوب و پیش گویی معنادار تمامی عامل‌ها بوسیله سوال‌های مربوطه و هم‌چنین همسانی درونی و پایایی زمانی بعد مسابقه پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ بر اساس این دو مدل بود. با توجه به این که در مدل دوم بعد مسابقه، عامل حواس پرتی که یک عامل جدید در پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲ بود حذف نشد، پژوهش‌گران و متخصصین روان‌شناسی ورزشی می‌توانند از این مدل نیز در بررسی راهبردهای مهارت‌های روانی مورد استفاده ورزشکاران در زمان مسابقه، استفاده کنند. اگرچه مدل سوم نیز به دلیل برازش بسیار خوب و تفاوت معنادار در شاخص‌ها با مدل دوم، قابل استفاده است و اینکه کدام مدل انتخاب شود، بستگی به هدف پژوهشگر، می‌تواند متفاوت باشد (۶).

در نتیجه از نسخه فارسی پرسش‌نامه آزمون راهبردهای اجرا-۲، میتوان به عنوان ابزاری جهت مطالعه و ارزیابی خصوصیات مهارت‌های ذهنی/روانشناختی ورزشکاران ایرانی بهره گرفت. هم‌چنین این ابزار به همراه سایر ابزارهای سنجش روانشناختی، بستر مناسبی را برای روان‌شناسان ورزشی جهت فعالیت‌های پژوهشی و کاربردی بیشتر به منظور بهبود عملکرد ورزشکارن ایرانی از طریق شناسایی نقاط ضعف و طراحی تمرینات روانشناختی (ذهنی) مناسب، فراهم می‌آورند.

تقدیر و تشکر

این طرح، با استفاده از حمایت‌های مالی پژوهشگاه تربیت بدنی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری، در قالب طرح پژوهشی انجام شده است. بدین وسیله، نویسندگان مقاله، مراتب تقدیر و تشکر خود را از مسئولان محترم پژوهشگاه ابراز می‌دارند.

منابع

1) Smith R. E, Schutz R. W, Smoll F. L, Ptacek J. T. Development and validation of a multidimensional measure of sport-specific psychological skills: the Athletic Coping Skills Inventory-28. J Sport Exerc Psychol. 1995; 17: 379–98

2) Hardy L, Jones J.G, Gould D. Understanding psychological preparation for sport: Theory and practice of elite performers. Chichester, UK: Wiley; 1996. P.76-9.

3) Thomas P. R, Murphy S. M, Hardy L. Test of Performance Strategies: development and preliminary validation of a comprehensive measure of athletes' psychological skills. J Sport Sci. 1999; 17: 697–711.

4) Durand-Bush N, Salmela J. H, Green-Demers I. The Ottawa Mental Skills Assessment Tool (OMSAT-3). Sport Psychol. 2001. p.18-23.

۵) واعظ موسوی محمدکاظم. تعیین روایی و پایایی سه پرسش‌نامه آمادگی روانی. پژوهشکده تربیت بدنی، وزارت علوم، تحقیقات و فناوری. ۱۳۷۹.ص ۷-۳۴.

6) Hardy L, Roberts R, Thomas P.R, Murphy S.M. Test of Performance Strategies (TOPS): Instrument refinement using confirmatory factor analysis. Psychol Sport Exerc. 2010; 11: 27–35

7) Fletcher D, Hanton S. The relationship between psychological skills usage and competitive anxiety responses. Psychol Sport Exerc. 2001; 2:89-101

8) Gould D, Dieffenbach K, Moffett A. Psychological characteristics and their development in Olympic champions. J Appl Sport Psychol. 2002; 14:172–204.

9) Frey M, Laguna P. L, Ravizza K. Collegiate athletes' mental skill use and perceptions of success: an exploration of the practice and competition settings. J Appl Sport Psychol. 2003; 15:115–28.

10) Lane A. M, Harwood C, Terry P. C, Karageorghis C. I. Confirmatory factor analysis of the Test of Performance Strategies (TOPS) among adolescent athletes. J Sport Sci. 2004; 22: 803–12.

11) Kline P. Principles and practice of structural equation modelling. 3nd ed New York: The Guildford Press; 2011. P. 64-9.

۱۲) هومن حیدرعلی. مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل. انتشارات سمت.چاپ سوم. ۱۳۸۸.ص ۹-۴۴.

13) Meyers L. S, Gamst G, Guarino A. J. Applied multivariate research: Design and interpretation. SAGE Publications, Incorporated; 2006.p.77-83.

14) Terry P. C, Lane A. M, Fogarty G. Construct validity of the Profile of Mood States-A for use with adults. . Psychol Sport Exerc. 2003; 4: 125–39

15) Schutz R. W, Gessaroli M. E. Use, misuse, and disuse of psychometrics in sport psychology research. In R. N. Singer, M. Murphy, & L. K. Tennant (Eds.), Handbook of research on sport psychology. New York: Macmillan; 1993. p. 901–17.

16) Hu L, Bentler P.M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modelling. 1999; 6, 1-55

17) Brown T. A. Confirmatory factor analysis for applied research. Guilford Press; 2006.p.66-71.

18) Kelloway E. K. Using LISREL for structural equation modeling: A researcher's guide. Sage; 1998.p. 39-45.

19) Kline P. Principles and practice of structural equation modelling. New York: The Guildford Press. 1998.p.101-9.

20) Browne M.W, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. In: Testing structural equation models. Eds: Bollen, K.A. and Long, J.S. Newbury, CA: Sage; 1993. P. 132-62.

21) Mels G. LISREL for Windows: Getting started guide. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc; 2006.p.56-62.

22) Satorra A, Bentler P. Scaling corrections for Chi-square statistics in covariance structure analysis. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. 1988; p. 308-13.

23) Loewenthal K. M. An introduction to psychological tests and scales (2nd ed.). London: UCL Press; 2001.p.51-9.

24) Thomas J. R, Nelson J. K, Silverman S. J. Research methods in physical activity. Usa: Human Kinetics; 2005.p.122-9.

25) McGraw K. O, Wong S. P. Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. Psychol Meth. 1996; 1(1). 30-46

26) Katsikas, Olyvia Donti, Maria Psychountaki. Psychometric Properties of The Greek Version of the Test of Performance Strategies-Competition Scale. J Hum Kinet. 2011;29: 133-9.

27) Schinke R. J, Hanrahan S. J. Cultural sport psychology. Champaign, IL: Human Kinetics; 2008.p.88-92.

ارجاع دهی به روش ونکوور:

شهبازی مهدی، طهماسبی بروجنی شهزاد، متشرعی ابراهیم. تعیین روایی عاملی و پایایی نسخه فارسی آزمون راهبردهای اجرا-۲. رفتار حرکتی. پاییز ۱۳۹۳؛ ۶(۱۷):۴۲-۱۵.

Determination of factorial validity and reliability of persian version of test of performance strategies-2 (TOPS-2)

M. Shahbazi[1], S. Tahmasebi Boroujeni[2], E. Motesharee[3]

1. Associate Professor at University of Tehran*
2. Assistant Professor at University of Tehran
3. PhD Student at Shahid Beheshti University

Received date: 2014/01/05 **Accepted date: 2014/02/15**

Article from Sport Science Research Institute Research Project

Abstract

The aim of the present study was to determine the validity and reliability of the Persian version of the questionnaire TOPS-2.For this purpose, 621 athletes (male: 285 and Female: 336) with skill various levels (Novice, Elite and None-elite) in 10 team and individual sports, were selected to complete the questionnaire, randomly. The first, correctness of translation and face validity confirmed by 3 sports psychology expert and 1 English language specialist via translation-back translation method.For determining the construct validity, confirmatory factor analysis (CFA) with maximum likelihood estimation was used. Results of factor analysis showed that first model had favorable fit in practice dimension. Also, the results indicated good model fit for competition. However, a more detailed examination of the factor loadings were showed that 64 and 56 questions had values 0.11 and 0.27 respectively, and these values are lower than acceptable criteria (0.3). So, these questions were deleted in the second model. The second model similar to the first model had adequate overall fit and factor loading in none of the questions were not below standard criteria we examined the third model with eliminating the distraction subscale along with deleting of 56 questionnaires from automaticity subscales. The results showed a proper fit compared to the two previous models. Also, X2 difference test indicated that this fit was significantly suitable rather than the other models. Moreover, internal consistency and reliability attained with Cranach's alpha and ICC was acceptable.

Keywords: Validity, reliability, Performance Strategies, Athletes.

* Corresponding Author Email: shahbazimehdi@ut.ac.ir